

RISICOANALYSE VAN DIJKEN LANGS DE GRENSMAAS

ir. B. PLEVOETS, ir. S. VANBRABANT,
prof. dr. ir. J. VAN DYCK, ir. P. WILLEMS
Departement Burgerlijke Bouwkunde,
K.U. Leuven

RISK-ANALYSIS OF DIKES ALONG THE RIVER MEUSE

The safety of dikes along the river Meuse is determined on the one hand by the probability of overtopping of the dike and on the other hand by the probability of a dike-burst.

In the first part of this publication, the probability of overtopping is estimated. First, the frequency with which extreme river flows occur is estimated applying alternative estimation techniques to the observations of daily maximum river discharges along the Meuse since 1911. Next, the frequency distribution of high-water levels at a specific location is derived combining this distribution with an

estimate of the correlation between high-water levels and river discharges, as determined on the basis of simultaneous observations of both variables made since 1974.

In the second part of the publication, the probability of a dike-burst is studied. This probability depends on the physical characteristics of the dike and the water-level in the river and is determined using recently developed reliability methods. The final safety of the dikes is assessed by combining this probability with the earlier obtained results for the flood frequencies.

1. INLEIDING

De wateroverlast en de precare situatie van de dijken langs de Oder-Neisse grens tussen Duitsland en Polen in de zomer van 1997 hebben het probleem van de veiligheid van de dijken opnieuw in de aandacht gebracht. In deze publicatie wordt een berekeningsmethode voorgesteld om, met behulp van relatief nieuwe methodes ontwikkeld op het gebied van risicoanalyse [Van Dyck, 1996], deze veiligheid kwantitatief uit te drukken als een faalkans. De berekeningsmethode is toegepast op de Grensmaas, waarvoor het probleem van de veiligheid van de dijken eveneens actueel is, gezien de recente hoogwaters van december 1993 en januari 1995.

Het probleem van de veiligheid van dijken kan opgesplitst worden in twee grote onderdelen. Enerzijds wordt de kans op een overstroming bepaald door de frequentie waarmee een hoogwater hoger is dan de kruin van een dijk. Hiervoor is de kennis van de kansverdeling van de hoogwaterstanden noodzakelijk. Uit deze kansverdeling van de hoogwaterstanden kan een aanvaardbare hoogte voor de dijken worden bepaald, rekening houdend met economische en andere factoren. Anderzijds wordt de kans op een dijkbreuk bepaald door de waarschijnlijkheid waarmee hoge waterstanden zich

voordoen, en door de sterkte en stabiliteit van de dijk die eveneens als toevalsvariabelen dienen beschouwd te worden. Met behulp van deze kansen kan men een kosten-batenanalyse uitvoeren die een afweging maakt van de kosten van een eventuele dijkverhoging of dijkversteving ten opzichte van de kosten van een dijkdoorbraak of overstroming.

Vooreerst wordt het studiegebied beschreven (paragraaf 2) en wordt de overstromingskans geanalyseerd (paragraaf 3 en 4). Daarna wordt de kans op een dijkbreuk onder de loop genomen (paragraaf 5) en worden besluiten geformuleerd (paragraaf 6).

2. KARAKTERISTIEKEN VAN DE GRENSMAAS

2.1. Fysische eigenschappen van de Grensmaas

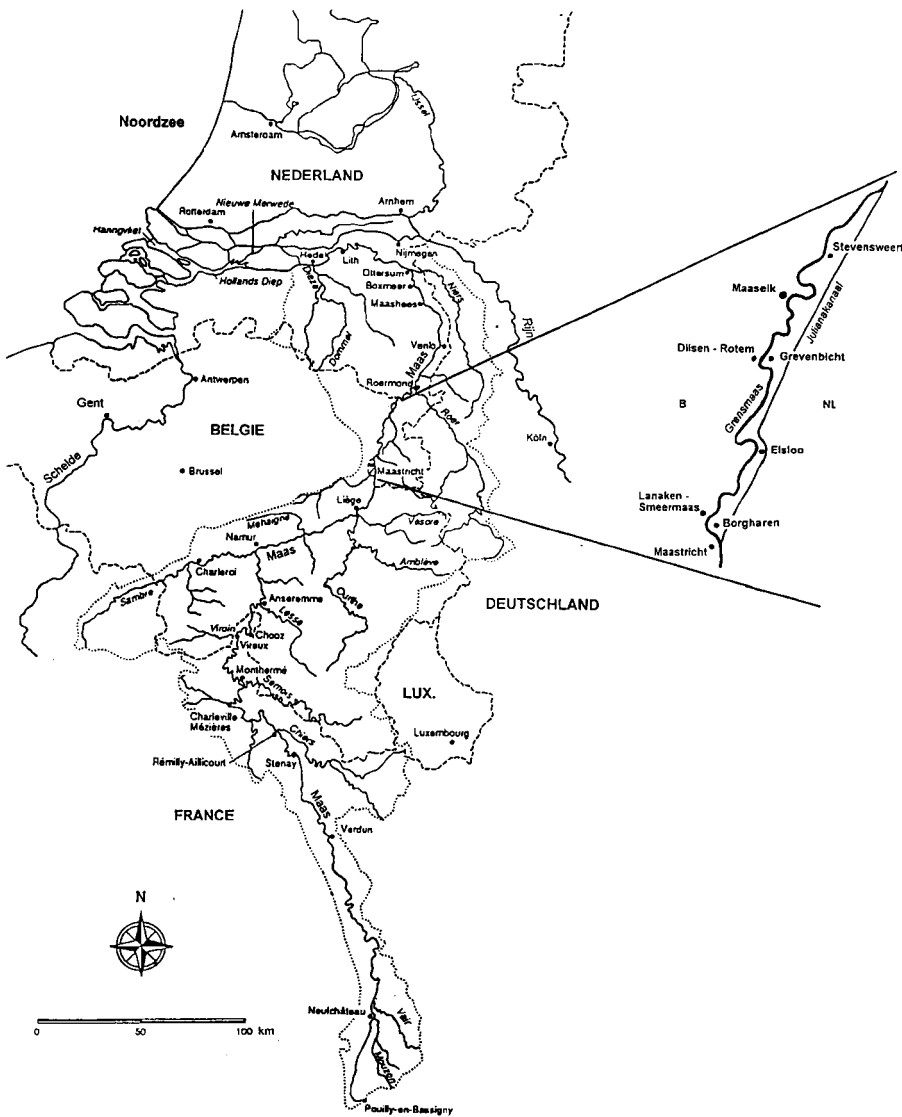
Om een goede risicoanalyse van de dijken te kunnen uitvoeren, is het in de eerste plaats nodig om de eigenschappen van de beschouwde rivier of het riviergedeelte grondig te kennen. Daarom wordt hierna een korte beschrijving gegeven van de belangrijkste eigenschappen van de Grensmaas. Specifiek voor deze rivier zijn onder andere de grindwinningen en de aanwezigheid van

het mijnverzakkingsgebied. Daarnaast zijn de hydrologische aspecten van de rivier belangrijk voor het bepalen van de kansverdeling van de waterstanden. De Maas is een regenrivier wat betekent dat het debiet hoofdzakelijk afhankelijk is van de neerslag in het stroomgebied van de rivier. Het steile verloop van de zijrivieren, samen met de weinig doorlatende bodem in de Ardennen, zorgen ervoor dat de neerslag snel wordt afgevoerd naar de Maas: binnen een halve dag is het Belgisch afstromingsdebiet reeds in Nederland. In het Nederlandse gedeelte van de Maas verloopt de afvoer trager omdat de rivier er vrij breed is en een kleiner verval heeft. De studie beperkt zich tot de Grensmaas (zie figuur 1). Deze is gelegen tussen Lanaken-Smeermaas en Kessenich en heeft een lengte van 46 km. Dit deel van de Maas vormt bovendien de natuurlijke grens tussen België en Nederland.

2.2. Korte beschrijving van hoogwaters op de Grensmaas

Hoogwaters op de Maas ontstaan meestal door een combinatie van hoge afvoeren op de Franse Maas en de Waalse zijrivieren. Ze zijn een gevolg van uitgebreide neerslag over het hele stroomgebied en in het bijzonder in de Ardennen (hier zijn de gronden weinig doorlatend en bieden de smalle rivierdalen weinig berging waardoor de

Figuur 1: De Grensmaas [Bron: Verslag Hoge Waterstanden Grensmaas Dec 93 en Jan-Feb 95 gerelateerd aan vroegere hoge waterstanden, Dienst Hydrologisch Onderzoek]



de steilheid en ruwheid van de hellingen, het landgebruik...) van belang. Vooral indien de hoogwatergolven op de zijrivieren synchroon lopen met de golf op de hoofdriever, kunnen zeer extreme debieten ontstaan. Gemiddeld gezien voert de Maas te Borgharen (NL) ongeveer 230 m³/s af. De maximale afvoer deze eeuw opgemeten bedraagt echter 3120 m³/s (december 1993), bijna 150 keer groter dan de kleinste afvoer (25 m³/s). De hoogwaters treden voornamelijk op in het winterseizoen en slechts zeer zelden tijdens de zomer (op enkele uitzonderingen na, zoals in juli 1980). Een was duurt gewoonlijk 5 tot 12 dagen en het water kan in die tijd 4 tot 5 meter stijgen. De daaropvolgende daling verloopt over het algemeen 2,5 tot 3 maal trager dan de was.

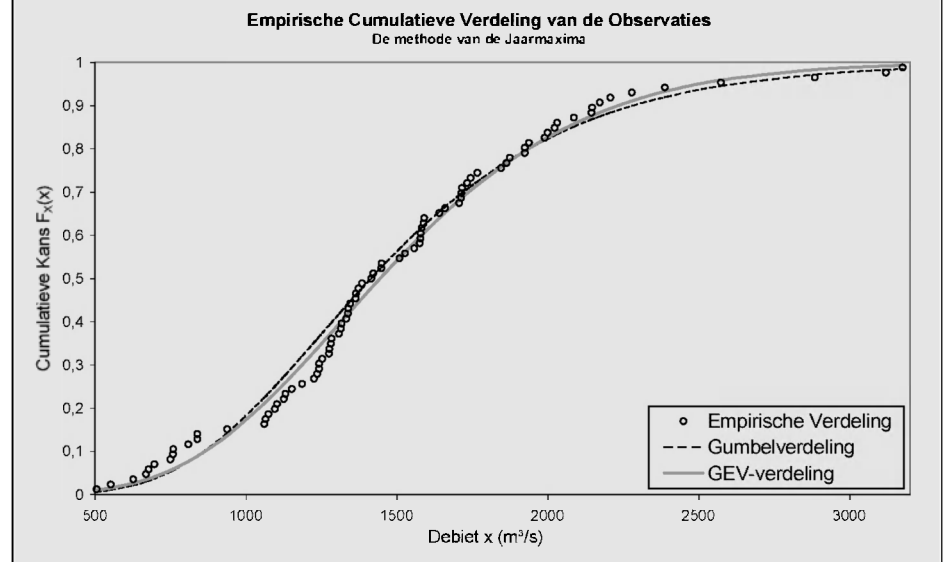
3. KANSVERDELING VAN DE DEBIETEN

Zoals reeds geschetst in de inleiding, is het in de eerste plaats nodig om de kans te bepalen dat een hoogwater de kruin van een dijk overschrijdt en dus een overstroming veroorzaakt (onafhankelijk van het feit of de dijk al dan niet stabiel is). Om deze kans te bepalen dient men uiteraard uit te gaan van historische waarnemingen. In deze studie wordt de analyse uitgevoerd op basis van waarnemingen van debieten eerder dan op basis van hoogwaterstanden. De reden hiervoor is dat hoogwaterstanden sterk plaatsafhankelijk zijn en bovendien, voor het specifieke geval van de Maas, ook afhangen van de vorm (duur en hoogte) van de hoogwatergolf. Deze plaatsafhankelijke toevalsvariëaties worden later in rekening gebracht bij het bepalen van de kansverdeling van hoogwaterstanden door de correlatie tussen debiet en hoogwaterstand op een bepaalde plaats te modelleren.

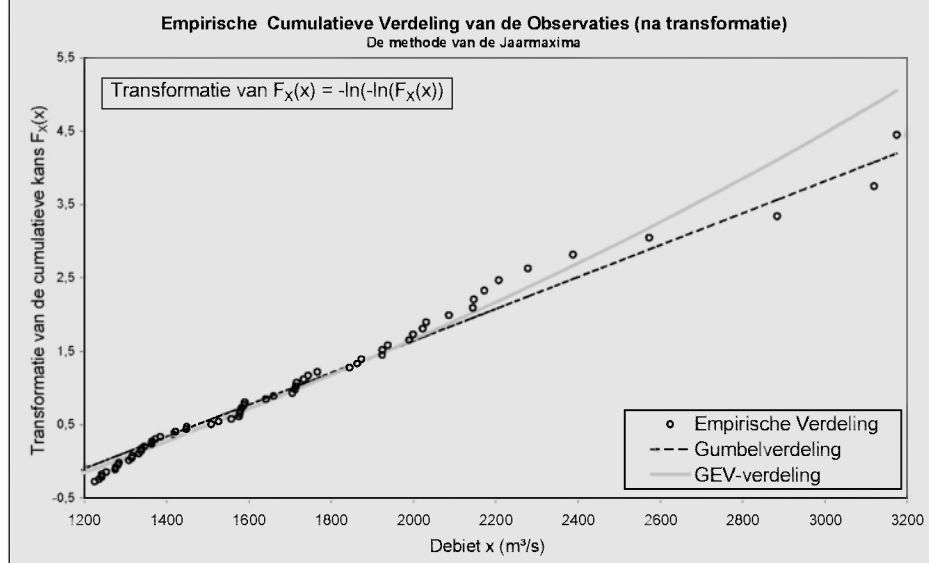
Om de frequentie waarmee hogere debieten voorkomen te schatten, volstaat het de ex-

hoogwatergolven nauwelijks afvlakken en een korte looptijd hebben door de steile hellingen). Deze neerslag wordt soms aangevuld met smeltwater van sneeuw. Lokale neerslag, ook als deze extreem is, heeft een beperkte invloed op de totale afvoer. Het voorkomen van een hoogwater op de Maas is bovendien afhankelijk van verschillende factoren [Waterloopkundig Laboratorium, 1993 & 1995]. Een eerste belangrijke factor is de initiële vochtigheidsgraad van de bodem: door de geringe verdamping in de wintermaanden is de bodem snel verzadigd en is de opnamecapaciteit beperkt. Daarom leidt neerslag van enige omvang sneller en over een groter gebied tot grote afvoeren. Andere factoren zijn de duur, vorm (regen of sneeuw), intensiteit en uitgestrektheid van de neerslag en de richting van de buien over het stroomgebied. Indien de buien zich verplaatsen in dezelfde richting als de afvoergolf, worden de bijdragen van de zijrivieren versterkt. Daarnaast zijn ook de hydraulische karakteristieken van de bodem, de beken en de rivieren (de infiltratiecapaciteit,

Figuur 2a: Cumulatieve kansverdeling van de piekdebieten te Borgharen voor de methode van de jaarmaxima



Figuur 2b: Cumulatieve kansverdeling van de piekdebieten te Borgharen voor de methode van de jaarmaxima (na transformatie)



trema waarden in de tijdreeks van debieten in aanmerking te nemen. Hiertoe kan men twee alternatieve selectiemethodes gebruiken: de methode van de periodieke maxima en de 'Peak-Over-Threshold' of POT-methode. Beide selectiemethodes en de bijhorende alternatieve schattingsmethodes voor de kansverdeling worden hierna bondig besproken.

3.1. Methode van de periodieke maxima

Bij de methode van de periodieke maxima reduceert men de tijdreeks tot maximale waarden die voorkomen in vooraf gekozen tijdsintervallen van gelijke lengte (meestal 1 jaar of 1 maand). In deze studie wordt het maximum binnen een hydrologisch jaar dat loopt van 1 september tot 31 augustus weerhouden. Op deze wijze worden de opgemeten debieten te Borgharen (NL), waartoe deze studie zich vooral beperkt, herleid tot 85 waarnemingen waarvan de empirische verdeling wordt getoond in figuur 2 op twee verschillende wijzen (met en zonder transformatie van de cumulatieve kans).

Vervolgens dient een keuze gemaakt te worden van een kansmodel dat de verdeling van deze gegevens op een correcte wijze kan weergeven. Gezien de selectiemethode is het redelijk te veronderstellen dat de verschillende gegevens onafhankelijk zijn. Bovendien kan men aantonen dat het maximum van een groot aantal onafhankelijke, identiek verdeelde toevalsvariabelen convergeert naar een welbepaalde verdelingsvorm: de 'Generalized-Extreme-Value' of GEV-verdeling. Deze is van de volgende vorm:

$$F_X(x) = P[X \leq x] = \begin{cases} \exp \left[- \left\{ 1 + \gamma \left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right) \right\}^{-\frac{1}{\gamma}} \right] & \text{voor } \gamma \neq 0 \\ \exp \left[- \exp \left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right) \right] & \text{voor } \gamma = 0 \end{cases} \quad (1)$$

De GEV-verdeling wordt bepaald door 3 parameters: γ bepaalt de vorm van de verdeling, α is een schaalfactor en x_0 is een plaatsingsfactor. De parameter γ is de belangrijkste parameter en bepaalt het type van extreme-waardenverdeling. Wanneer $\gamma=0$ spreekt men van een extreme-waardenverdeling van type I of een Gumbelverdeling. Deze verdeling wordt vaak verondersteld voor jaarlijkse maxima van rivierdebieten en de GEV-verdeling reduceert zich voor dit speciale geval tot de volgende vorm:

$$F_X(x) = \exp \left[- \exp \left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right) \right] \quad (2)$$

Wanneer $\gamma > 0$ spreekt men van een extreme-waardenverdeling van type II of een Fréchet-verdeling. Deze verdeling wordt gekenmerkt door een zwaardere rechterstaart: concreet betekent dit dat deze verdeling toelaat om een grotere spreiding van de extreme waarden weer te geven. Tenslotte, voor $\gamma < 0$, spreekt men van de extreme-waardenverdeling van type III. Bij deze verdeling kunnen de debieten een bepaalde bovengrens niet overschrijden [Van Dyck, 1996].

De GEV-verdeling wordt aanbevolen voor de modellering van jaarlijkse maxima van rivierdebieten door het National Research Council (1988). Ten opzichte van de (eveneens vaak gehanteerde) Gumbelverdeling biedt ze, door de toevoeging van de extra parameter γ , een grotere flexibiliteit tot het juist weergeven van de verdelingsvorm van de gegevens. Anderzijds zijn er, omwille van deze extra parameter, meer gegevens no-

dig om met dezelfde nauwkeurigheid de parameters α en x_0 te schatten.

Overigens dient vermeld dat verscheidene andere verdelingsvormen worden toegepast in de literatuur: b.v. de log-Pearson type III-verdeling wordt aanbevolen door de U.S. Water Resources Council (1982) en bevat eveneens 3 parameters; de 'two-component extreme-value'-verdeling of TCEV-verdeling (4 parameters) wordt voorgesteld door Rossi et al. (1991) en houdt rekening met het eventuele voorkomen van 'flash floods' die het resultaat zijn van een afzonderlijk fysisch proces; de Wakeby-verdeling [Landwehr et al., 1979] bevat 5 parameters en kan bijgevolg een zeer ruime klasse van verdelingsvormen voorstellen.

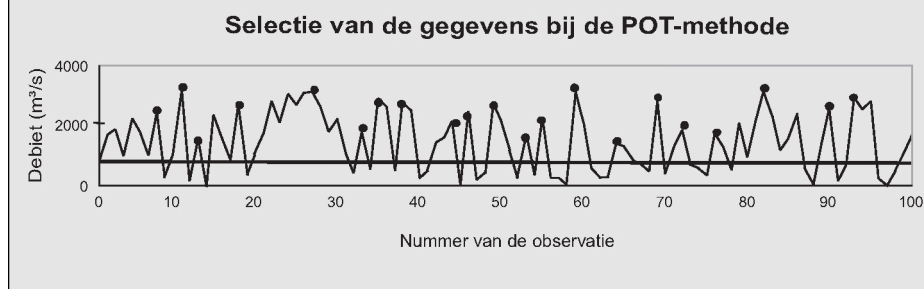
Om de parameters van de GEV-verdeling te schatten kunnen verschillende alternatieve methodes worden toegepast: b.v. de methode van de momenten, de 'Maximum Likelihood'-methode (ML-methode) of de 'Probability Weighted Moments'-methode (PWM-methode). Voor- en nadelen van deze methodes worden uitvoerig besproken in de literatuur [Prescott en Walden, 1983; Hosking et al., 1984]. In deze studie wordt gebruik gemaakt van de PWM-methode voor de schatting van de GEV-verdeling. Om na te gaan of de nauwkeurigheid van de geschatte verdeling sterk verhoogt wanneer het aantal parameters vermindert, wordt eveneens een Gumbelverdeling geschat op basis van dezelfde gegevens. In dit laatste geval, wordt gebruik gemaakt van de ML-methode.

3.2. 'Peak-over-Threshold'- methode

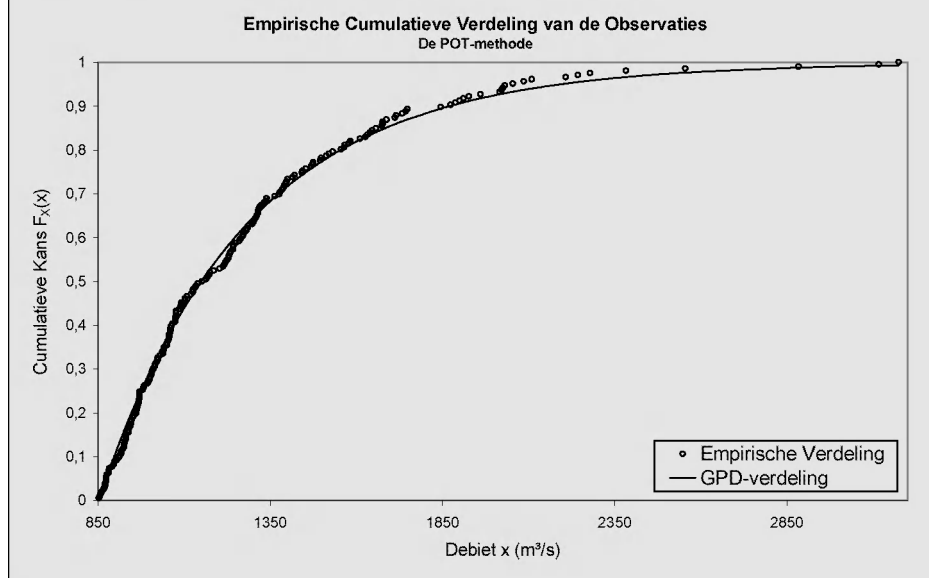
Bij de 'Peak-over-Threshold'- of POT-methode worden in de tijdreeks de maximale debieten weerhouden binnen de tijdsintervallen waarbij het debiet een bepaalde drempelwaarde (de 'threshold') overschrijdt. Op deze manier is het mogelijk om meer gegevens in de analyse te weerhouden dan bij de jaarlijkse maxima, terwijl de maxima nog steeds redelijk onafhankelijk mogen worden verondersteld. Hoe de gegevens worden geselecteerd, wordt geïllustreerd in figuur 3. In deze studie wordt een drempelwaarde van 630 m³/s gebruikt, zodat er 399 POT-waarden overblijven. De empirische verdeling van deze data wordt vanaf een grenswaarde (van 852 m³/s, zie verder) getoond in figuur 4.

Net zoals bij de jaarlijkse maxima, dient men ook in dit geval een kansmodel voor te stellen om de empirische verdeling in figuur 4 te benaderen. Het aantal waarden waarover men het maximum neemt (zijnde het aantal waarden in een tijdsinterval waarbij het debiet een drempelwaarde overschrijdt), is in de POT-methode typisch lager dan bij de methode van de jaarlijkse maxima. De convergentie naar een GEV-verdeling is daardoor in mindere mate van toepassing. Bij de schatting van de verdeling wordt daarom gebruik gemaakt van een alternatieve verdelingsvrije techniek.

Figuur 3: Schematische voorstelling van de selectie van de POT-waarden bij de 'Peak-over-Threshold'-methode



Figuur 4: Cumulatieve kansverdeling van de piekdebieten te Borgharen voor de POT-methode



Voor de berekening van de kans van overschrijding van extreme waarden, zijn enkel de hoogste waargenomen waarden van belang. Men kan aantonen [Pickands, 1975] dat ongeacht de volledige verdelingsvorm, de staart van een willekeurige verdeling (d.w.z. voor die waarden x waarvoor $x > x_0$) convergeert naar een 'Generalized Pareto'- of GPD-verdeling indien x_0 voldoende groot wordt gekozen. De GPD-verdeling beschrijft in zulk geval enkel het verloop van de verdeling voor de waarden $x > x_0$ en is van de vorm:

$$F_X(x) = 1 - \left(1 + \gamma \frac{x - x_0}{\beta} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \quad (3)$$

Deze verdeling bevat opnieuw de parameter γ , eerder gebruikt bij de GEV-verdeling. De parameter γ wordt in deze context ook de extreme-waarden index genoemd.

Voor de schatting van γ en vooral voor de schatting van de grenswaarde x_0 waarbij de convergentie van de staart naar de GPD-verdeling voldoende nauwkeurig is, wordt een methode toegepast die recent werd ontwikkeld aan het departement Wiskunde van de Katholieke Universiteit Leuven [Beirlant, Teugels en Vynckier, 1996]. In te-

genstelling tot voorgaande methodes voor de schatting van γ [Hill, 1975; Deckers et al, 1989] wordt in deze methode ook de optimale waarde van x_0 op objectieve wijze vastgesteld. In essentie, dient men de statistische nauwkeurigheid van de schattingen (die verhoogt bij het verlagen van x_0 omdat meer observaties in de analyse worden betrokken) af te wegen ten opzichte van de mogelijke onnauwkeurigheid indien men een te groot gedeelte van de staart tracht te modelleren. Bovendien wordt in de nieuwe methode een schatter voor γ gebruikt die zowel voor negatieve als positieve waarden van γ tot goede resultaten leidt.

Voor de schatting van γ en x_0 in voorgaande methode is geen veronderstelling noodzakelijk betreffende de exacte vorm van de staart (enkel de convergentievoorwaarde is vereist). Daarom spreekt men van een verdelingsvrije methode. Voor de berekening van de kans dat een hoge waarde van x wordt overschreden, is echter een specifieke veronderstelling voor de kansverdeling nodig. In deze studie wordt hiertoe de GPD-verdeling verondersteld. De ontbrekende parameter β is een schaalfactor en kan bijvoorbeeld geschat worden door voor het k -de grootste debiet de geschatte kans van overschrijding gelijk te stellen aan de waar-

genomen frequentie van overschrijding. De uiteindelijke schatter van β gebruikt in deze studie komt overeen met een gewogen gemiddelde van dergelijke schatters wanneer men voor k alle mogelijke waarden beschouwt. In de toegepaste methode worden hogere gewichten toegekend aan de hogere waarden van x , zodat de geschatte verdeling de empirische verdeling het best benadert voor de hoogste waarden.

3.3. Nauwkeurigheid van de kansverdeling

Welke methode men ook toepast om de kansverdeling te schatten van de extreme debieten, het spreekt vanzelf dat voor een beperkt aantal gegevens de schatting slechts een benadering vormt van het juiste resultaat. Net zo belangrijk als het maken van de schatting, is ook het kwantitatief aanduiden van de nauwkeurigheid van de schatters. Specifiek voor deze studie, wenst men niet enkel de kans te kennen waarmee een bepaald debiet wordt overschreden, maar ook in hoeverre deze schatting betrouwbaar is. Overigens is zulk een berekening van de betrouwbaarheid ook noodzakelijk om de nauwkeurigheid van de verschillende methodes te vergelijken.

Het analytisch berekenen van een betrouwbaarheidsinterval (d.w.z. een interval dat in een bepaald percentage van de schattingen de werkelijke waarde zal omvatten) is voor deze meer complexe schatters niet meer mogelijk. Daarom wordt in deze studie gebruik gemaakt van een numerieke methode, die in essentie erin bestaat de gegevens te herbemonsteren [Efron en Tibshirani, 1993]. Bij deze methode wordt de schattingsprocedure meermaals toegepast, eerst op de oorspronkelijke gegevens, en dan vervolgens meermaals op een zelfde aantal gegevens die lukraak worden gekozen, hetzij uit de geschatte verdeling ('parametric bootstrapping'), hetzij uit de oorspronkelijke gegevens met teruglegging ('non-parametric bootstrapping').

De vergelijking van de gemiddelde schattingswaarde bij de gesimuleerde gegevens met de oorspronkelijke schatting laat toe om na te gaan of de schattingsmethode vertekende resultaten (d.w.z. systematische fouten) oplevert. In de hiervoor voorgestelde methodes, bleek deze vertekening verwaarloosbaar. De variatie van de schattingen bij toepassing op de gesimuleerde gegevens is anderzijds een aanduiding van de nauwkeurigheid van de schattingen. Deze nauwkeurigheid wordt in deze studie voorgesteld door middel van een 90% tweezijdig betrouwbaarheidsinterval dat rechtstreeks wordt afgeleid uit de empirische verdeling van de schattingen bij de herbemonstering: 5% van de schattingen zijn lager dan de ondergrens van het interval, terwijl 5% van de schattingen de bovengrens overschrijden.

3.4. Resultaten

De hierboven beschreven methodes worden toegepast op de gegevens van het meetstation Borgharen, die ter beschikking werden gesteld door Rijkswaterstaat Directie Limburg, Nederland. Zoals eerder vermeld, worden in dit meetstation reeds debietmetingen uitgevoerd vanaf 1911. Deze ruwe gegevens worden eerst gecorrigeerd om rekening te houden met de wijzigingen in de geometrie van de rivier, de meetinstrumenten en de verwerking van de metingen zodat de gecorrigeerde reeks van gegevens als stationair in de tijd mag worden beschouwd. Meer gedetailleerd omvat de correctie de omzetting van 8-uur topafvoeren naar ogenblikkelijke piekafvoeren voor de historische data tot 1949, de aanpassing van de gegevens omwille van systematische fouten in de meetmethode met stokdrijvers en het in rekening brengen van de invloed van rivierwerken op de Waalse Maas en gewijzigde onttrekkingen te Maastricht. Deze laatste invloed werd bestudeerd door het Waterloopkundig Laboratorium (1995) op basis van een hydrodynamisch model van de Waalse Maas, waarbij enkele historische piekafvoeren werden gesimuleerd voor de historische en de huidige toestand. Uiteindelijk beschikt men over 85 jaarlijkse maxima (zie figuur 2), terwijl voor de POT-methode 399 gegevens worden weerhouden boven de drempelwaarde van 630 m³/s. De optimale waarde van x_0 geschat in de POT-methode komt overeen met 852

m³/s. Deze waarde wordt door 206 POT-waarden overschreden (zie figuur 4). Ook de geschatte kansverdelingen worden aangeduid in de figuren 2 en 4. In figuur 2 wordt naast de traditionele voorstelling (figuur 2a) ook een alternatieve voorstelling gegeven waarbij de cumulatieve kans $F_x(x)$ (zie vergelijking 1) getransformeerd wordt weergegeven (figuur 2b). De transformatie van de cumulatieve kans wordt hierbij op zodanige wijze uitgevoerd dat, indien de empirische verdeling de Gumbelverdeling benadert, de empirische gegevens een rechte lijn benaderen. De transformatie maakt het ook mogelijk het verloop van de staart van de verdeling te analyseren. Zo kan in figuur 2b vastgesteld worden dat het verloop van de staart van de geschatte GEV-verdeling afwijkt van het verloop van de staart van de empirische gegevens. De geschatte Gumbelverdeling daarentegen heeft een zelfde staartverloop als de empirische gegevens. Dit is een eerste argument om te opteren voor de Gumbelverdeling bij de jaarlijkse maxima.

Verder wordt in figuur 5 een vergelijking gemaakt tussen de methode van de jaarlijkse maxima en de POT-methode. In deze figuur wordt de terugkeerperiode weergegeven in functie van het debiet. De terugkeerperiode is een meer intuïtieve voorstelling van de kans van overschrijding en komt overeen met de gemiddelde tijdsduur tussen verschillende overschrijdingen: b.v. de geschatte Gumbelverdeling duidt aan dat

een debiet van 3000 m³/s gemiddeld gezien elke 45 jaar wordt overschreden. Mathematisch is het verband tussen de terugkeerperiode T_R en de kans van overschrijding per jaar p_E van de vorm:

$$p_E = 1 - \exp\left(-\frac{1}{T_R}\right), \quad (4)$$

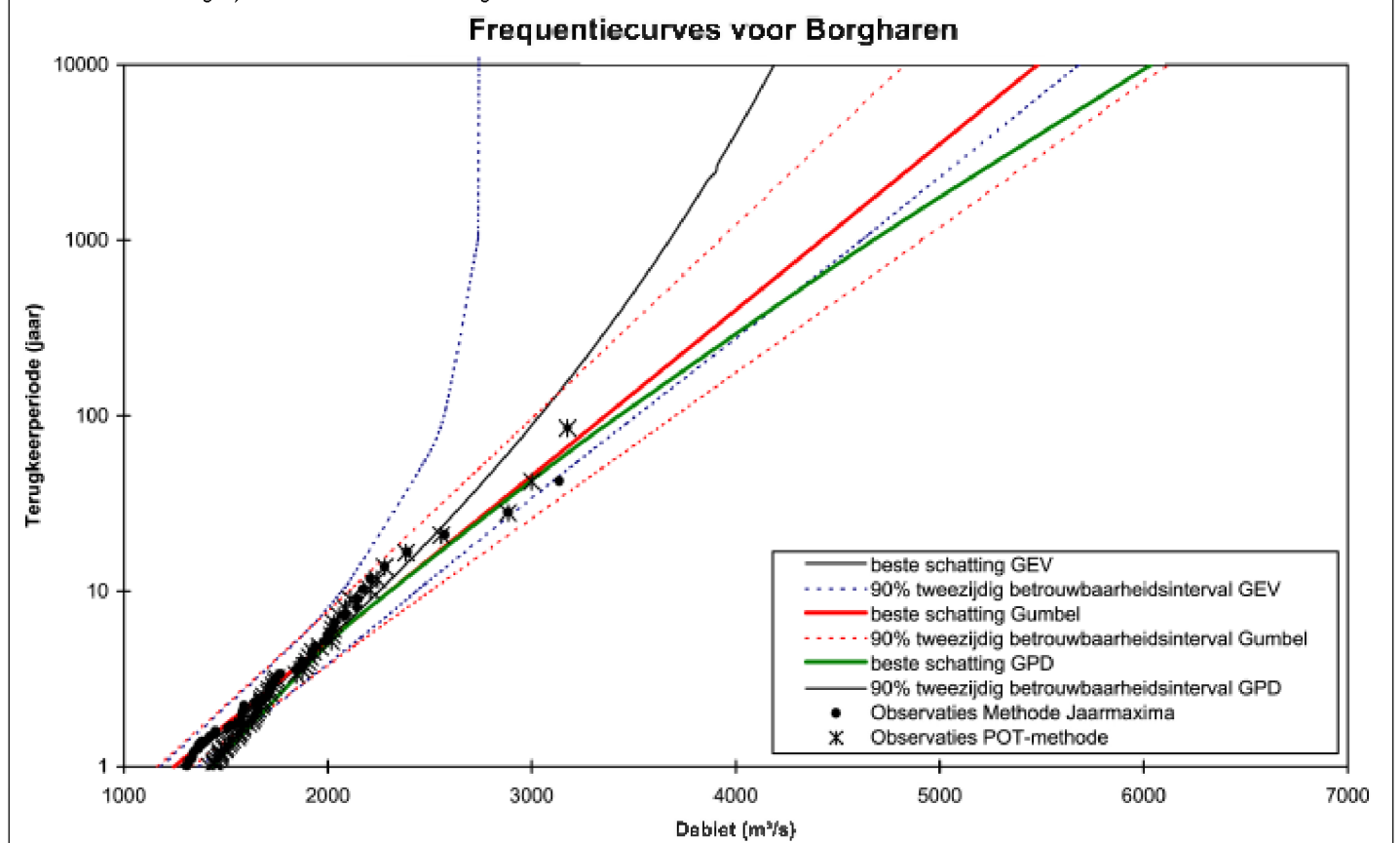
hetgeen zich vereenvoudigt tot de vaak gebruikte formule:

$$p_E = \frac{1}{T_R} \quad (5)$$

wanneer de kans p_E voldoende klein is. Voor alle duidelijkheid, de terugkeerperiode is slechts het gemiddelde van de tijdsduur tussen opeenvolgende overschrijdingen en zowel kleinere als grotere individuele waarden zullen zich in de realiteit voordoen.

De resultaten in figuur 5 tonen dat voor een gegeven terugkeerperiode het debiet geschat in de POT-methode systematisch groter is dan het debiet geschat op basis van de jaarlijkse maxima. In dezelfde figuur zijn echter ook betrouwbaarheidsintervallen aangeduid voor de verschillende schattingen en hieruit blijkt dat de verschillen niet beduidend zijn in het licht van de nauwkeurigheid van de resultaten. Overigens toont figuur 5 dat bij het gebruik van de Gumbelverdeling voor de jaarlijkse maxima het meest nauwkeurige resultaat wordt beko-

Figuur 5 : Debiet i.f.v. terugkeerperiode (waarnemingen en geschatte extreme-waarden verdelingen) voor de Grensmaas te Borgharen



men. Dit is te verwachten, vermits deze verdeling minder parameters bevat waardoor voor een zelfde aantal gegevens een meer nauwkeurige schatting wordt bekomen. Verder blijkt dat de nauwkeurigheid van de POT-schatting vergelijkbaar is met die van de GEV-verdeling toegepast op de jaarlijkse maxima. Dit is op het eerste zicht verrassend, vermits in de POT-schatting toch een groter aantal gegevens worden gebruikt (206 ten opzichte van 85) om een zelfde aantal parameters te schatten. In de POT-methode, zoals hier toegepast, is het aantal gegevens dat wordt gebruikt echter variabel, vermits het aantal automatisch wordt bepaald tijdens de schattingsprocedure. Bij de 'bootstrapping' (methode ter bepaling van de betrouwbaarheidsintervallen), blijkt dat in sommige simulaties een kleiner aantal gegevens wordt weerhouden dan bij de methode van de jaarlijkse maxima, hetgeen de onverwachte onnauwkeurigheid van deze resultaten verklaart.

Verder kan men opmerken bij deze resultaten dat de GEV-methode bij de jaarlijkse maxima tot een negatieve schatting van de extreme-waarden index γ leidt, terwijl bij de POT-methode een positieve waarde wordt geschat (zie tabel 1). Deze ogenschijnlijke tegenspraak is niet significant gezien de betrouwbare onnauwkeurigheid van beide resultaten. Ze verleent echter een belangrijk argument om in deze studie de Gumbelverdeling te verkiezen. Voor de Gumbelverdeling is de extreme-waardenindex γ immers gelijk aan nul. Indien beide resultaten een afwijking in dezelfde richting zouden vertonen ten opzichte van de Gumbelverdeling, dan zou de keuze van de laatste verdeling ter discussie staan. De goede overeenkomst van de Gumbelverdeling met de empirische verdeling werd bovendien hoger reeds aangetoond op basis van figuur 2b.

Als samenvatting worden in tabel 2 de debieten bij de verschillende terugkeerperiodes, samen met de betrouwbaarheidsintervallen weergegeven voor de Gumbelverdeling, GEV-verdeling en GPD-verdeling. Uit deze resultaten kan afgeleid worden dat de terugkeerperiode van een debiet van de omvang van de winters van 1993 (3120 m³/s) en 1995 (2884 m³/s) ongeveer 60 respectievelijk 35 jaar bedraagt. Dit betekent dat de kans p_E in een willekeurig jaar op een gelijkaardig hoogwater (en mogelijke overstromingen) ongeveer 1.7% respectievelijk 2.8% bedraagt.

4. KANSVERDELING VAN DE HOOGWATERSTANDEN

Om de kans op overstroming van een dijk te berekenen, dient de kansverdeling van de debieten te worden omgezet in een kansverdeling voor hoogwaterstanden. Ook voor de berekening van de kans op een dijkbreuk is dit resultaat nodig, zoals zal worden aangetoond in paragraaf 5.

Tabel 1: Schatting van de extreme-waardenindex γ voor de GEV- en de GPD-verdeling

GPD-verdeling		GEV-verdeling	
Geschatte γ	90%-tweezijdig betrouwbaarheidsinterval	Geschatte γ	90%-tweezijdig betrouwbaarheidsinterval
0.036	(-0.07;0.10)	-0.093	(-0.24;0.05)

Tabel 2: Schatting van de debieten te Borgharen, samen met de betrouwbaarheidsintervallen, in functie van de terugkeerperiode

Terugkeerperiode (jaar)	Gumbelverdeling		GEV-verdeling		GPD-verdeling	
	Geschat debiet (m ³ /s)	90%-tweezijdig betrouwbaarheidsinterval	Geschat debiet (m ³ /s)	90%-tweezijdig betrouwbaarheidsinterval	Geschat debiet (m ³ /s)	90%-tweezijdig betrouwbaarheidsinterval
1	1245	(1164;1329)	1274	(1180;1367)	1460	(1355;1525)
5	1985	(1827;2143)	1978	(1834;2123)	2053	(1847;2131)
10	2303	(2104;2502)	2251	(2068;2434)	2370	(2102;2444)
50	3043	(2741;3342)	2819	(2457;3182)	3175	(2632;3299)
100	3362	(3015;3704)	3039	(2565;3513)	3543	(2884;3733)
1000	4421	(3921;4910)	3675	(2734;4616)	4845	(3634;5409)
10.000	5479	(4827;6118)	4189	(2740;5681)	6266	(4307;7462)

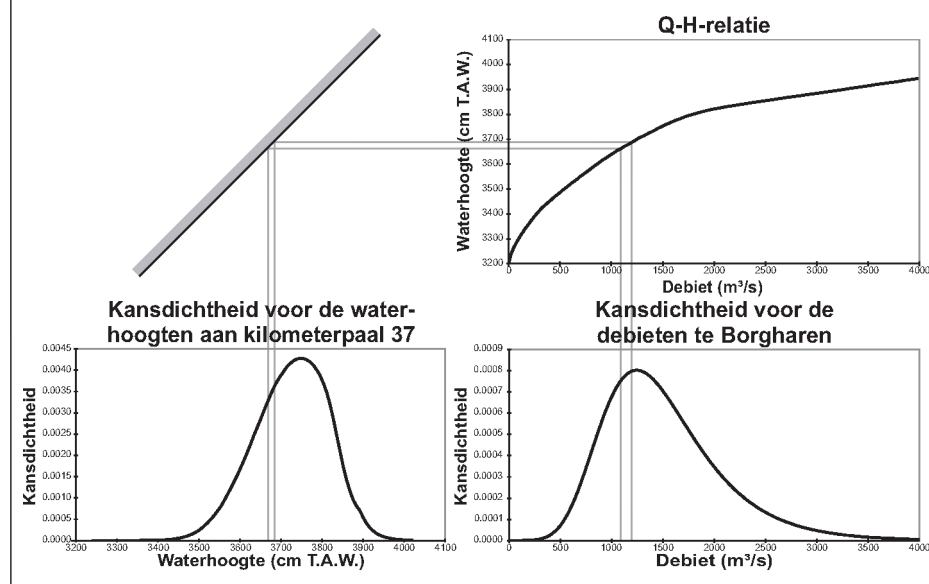
Voor de omzetting wordt logischerwijze gebruik gemaakt van een Q-H-relatie. Deze relatie kan theoretisch afgeleid worden door middel van een hydraulisch model van het stroomgebied. Zulk model dient gekalibreerd te worden aan de empirische Q-H-relaties die beschikbaar zijn langs de rivier. De vergelijking van de met het model gesimuleerde en de empirische relaties laat tevens toe de spreiding en statistische onzekerheid op de Q-H-relaties te kwantificeren en deze onzekerheid in de omzetting van de kansverdelingen te betrekken.

In deze studie wordt echter enkel gebruik gemaakt van de empirische Q-H-relaties, die gebaseerd zijn op metingen van zowel

het debiet als de waterhoogte te Elsloo, Grevenbicht, Maaseik en Stevensweert. Op basis van de ligging van deze meetstations langs de Grensmaas, worden de Q-H-relaties voor de tussenliggende locaties benaderend afgeleid door interpolatie [Plevoets en Vanbrabant, 1997].

De toegepaste methode ter transformatie van de kansverdelingen, op basis van een empirische Q-H-relatie, wordt ook schematisch weergegeven in figuur 6: voor elk debiet Q is de verwachte waarde van H en de spreiding rond deze waarde gekend op basis van de geschatte empirische relatie (rechtter bovenhoek van de figuur); de kansdichtheid van Q (rechtter benedenhoek van

Figuur 6 : De schematische voorstelling van de omzetting van de kansverdeling van de debieten in een kansverdeling van de waterstanden voor een dijk aan kilometerpaal 37



de figuur) wordt dus voor een gegeven Q "uitgesmeerd" over verschillende mogelijke waarden van H ; door alle mogelijke waarden van Q te beschouwen kan op deze wijze de kansdichtheid van H (linker benedenhoek van de figuur) berekend worden.

5. ANALYSE VAN DE VEILIGHEID VAN DE DIJKEN

5.1. Beschrijving van de dijken langs de Grensmaas

Vooraleer de faalkans van een dijk te berekenen, is het nodig een dieper inzicht te krijgen in de mogelijke faalmechanismen die aanleiding kunnen geven tot een dijkbreuk. Om de belangrijkste faalmechanismen te achterhalen kan men de falingen of bijna-falingen bestuderen die in het verleden zijn opgetreden. Voor de Grensmaas blijkt uit zulk onderzoek dat het afschuiven van een grondmoot het voornaamste faalmechanisme is, met grote economische schade en veel menselijk leed tot gevolg. Daarom wordt de afschuiving van een grondmoot als basiselement beschouwd in de stabiliteitsberekening.

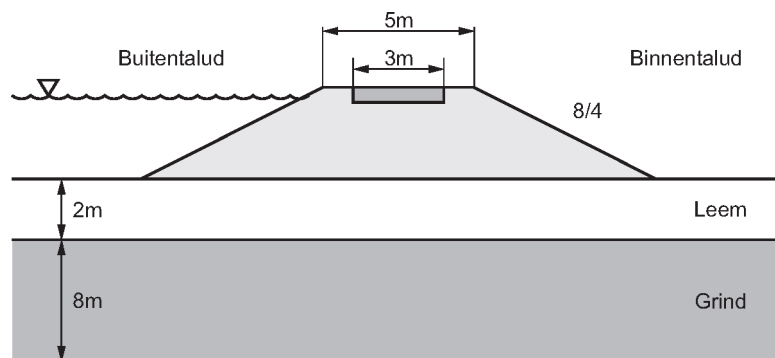
De dijken zijn opgebouwd uit leem dat langs de Grensmaas een veel voorkomende grondsoort is. Dankzij de gunstige eigenschappen van leem, namelijk een kleine doorlatendheidscoëfficiënt ($k = 10^{-8}$ m/s), een grote wrijvingshoek ($\phi = \pm 30^\circ$) en de cohesie ($c = \pm 2$ kN/m²), kan deze grondsoort beschouwd worden als een geschikt materiaal voor de bouw van een dijk. Bovendien op de dijk ligt nog een 20 cm dikke humuslaag die wordt bezaaid met gras. De typische dijkopbouw wordt grafisch weergegeven in figuur 7. In deze figuur kan ook de hellingsgraad van de taluds afgelezen worden. Ze bedraagt meestal 8/4 (de cotangens van de hellingshoek is gelijk aan 8/4). Er komen ook steilere taluds voor van 6/4 of 4/4, meestal tengevolge van onzorgvuldig uitgevoerde ophogingen door de toenmalige mijnmaatschappijen om de grondverzakkingen ten gevolge van de mijnactiviteiten te compenseren. Verder bedraagt de kruinbreedte ongeveer 5 m. Bovendien op de dijk ligt er meestal een weg in beton of asfalt van 3 m breedte, die dienst doet als onderhoudsweg en fietspad.

De typische opbouw van de ondergrond langs de Grensmaas is als volgt: de top laag bestaat uit een pakket leem met een dikte tussen 1 en 6 m; hieronder bevindt zich een sterk doorlatende grindlaag met een dikte van 6 tot 10 m.

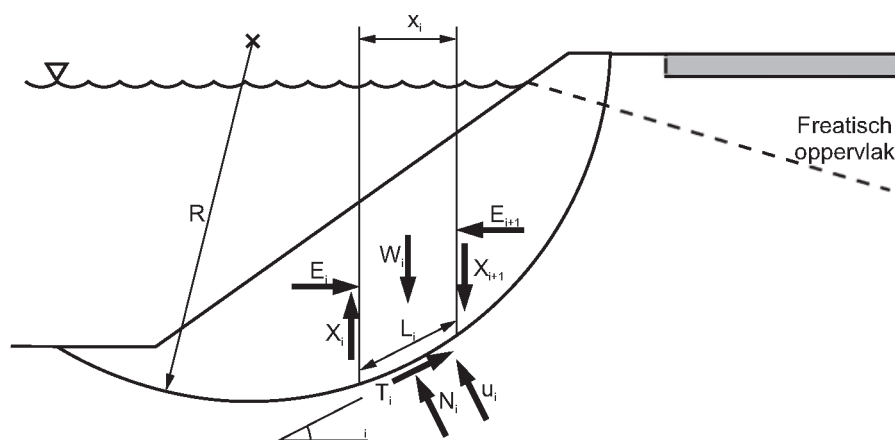
5.2. Deterministische bepaling van de faling van een dijk

Traditioneel wordt de veiligheid van een dijk (ten aanzien van afschuiving door een grondmoot) uitgedrukt door middel van een veiligheidsfactor F . Deze veiligheidsfactor kan in het algemeen gedefinieerd worden

Figuur 7: Opbouw van een typische dijk langs de Grensmaas



Figuur 8: Vereenvoudigde methode van Bishop (krachtswerking op een cirkelvormige grondmoot)



- W_i : gewicht van een moot
- N_i : resultante van de normaalspanningen aan de basis van een moot
- T_i : gemobiliseerde schuifkracht aan de basis van een moot
- E_i, E_{i+1} : horizontale normaalkrachten tussen de moten, resp. aan de linker- en rechterzijde van een moot
- X_i, X_{i+1} : verticale schuifkracht tussen de moten, resp. aan de linker- en rechterzijde van een moot
- R : de straal van de veronderstelde glijcirkel
- Δx_i : de horizontale breedte van een moot
- θ_i : de hoek die de basis van elke moot maakt met het horizontaal vlak
- L_i : de lengte van een moot langsheen de glijcirkel
- u_i : de waterdruk ter hoogte van de basis van de moot

als de verhouding van de sterkte tot de spanning, of in het meer specifieke geval van een dijk als de verhouding van het weerstandbiedend moment (t.g.v. de schuifweerstand van de grond) tot het aandrijvend moment (t.g.v. de krachten die erop inwerken). Hoe dichter F bij 1 ligt, hoe groter de verhouding van de inwerkende krachten ten opzichte van de weerstandbiedende krachten en hoe 'onveiliger' de dijk. In formulevorm wordt de veiligheidsfactor gedefinieerd als:

$$F = \frac{\text{Weerstandbiedend moment}}{\text{Aandrijvend moment}} = \frac{M_w}{M_d} \quad (6)$$

In de literatuur zijn er vele methodes voorhanden om deze veiligheidsfactor F te be-

rekenen. Ze verschillen van elkaar door de gemaakte vereenvoudigingen. In deze studie wordt geopteerd voor de vereenvoudigde methode van Bishop [Plevoets en Vanbrabant, 1997]. Het is een relatief eenvoudige methode die tot goede resultaten komt met een minimum aan rekentijd. Bij deze methode wordt een cirkelvormig glijvlak verondersteld. De krachten die op een grondmoot inwerken worden weergegeven in figuur 8.

De schuifweerstand, die het weerstandbiedend moment levert, wordt bepaald door het Mohr-Coulomb criterium voor de maximale schuifweerstand in de ondergrond. Het aandrijvend moment wordt geleverd door het gewicht van de bovenliggende grond, en de druk van het water tegen de dijk. De verhouding van de beide momenten bepaalt

de veiligheidsfactor F voor het veronderstelde cirkelvormige glijvlak. Deze redenering wordt voor andere cirkelvormige glijvlakken herhaald. Het glijvlak met de kleinste veiligheidsfactor is dan het meest waarschijnlijke glijvlak waarlangs faling zal optreden.

De veiligheidsfactor geeft echter geen informatie over de kans waarmee een dijkbreuk zich effectief voordoet; ze geeft hoogstens een aanduiding van de stabiliteit van een dijk in de gegeven omstandigheden. Daarenboven wordt in de deterministische modellen (zoals bij de methode van Bishop) geen rekening gehouden met de onzekerheid waarmee de grondmechanische parameters zoals cohesie, inwendige wrijvingshoek, eigengewicht van de grond, ... gekend zijn. Om een faalkans te berekenen en om rekening te houden met de vele onzekerheden in het deterministische model, zal men dus een beroep moeten doen op probabilistische of statistische berekeningsmethodes.

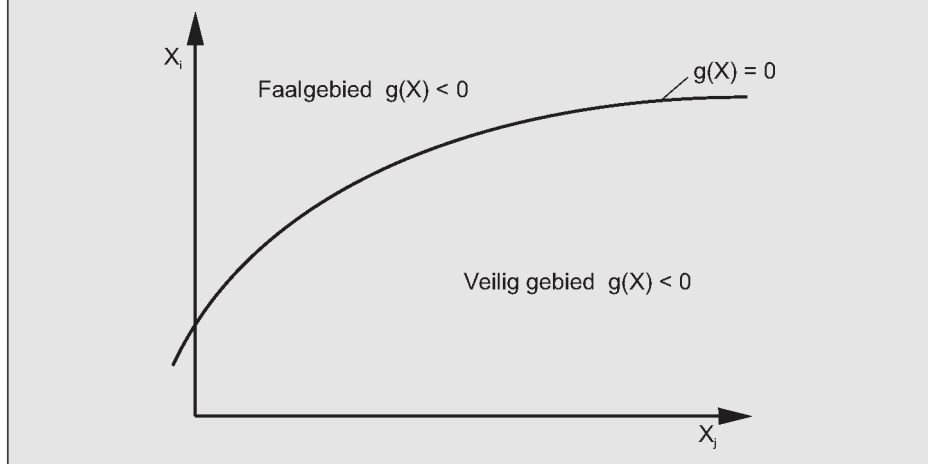
5.3. Probabilistisch model voor de berekening van de faalkans van een dijk

5.3.1. Beschrijving van het probabilistisch model

De verschillende parameters van een deterministisch model voor de bepaling van de faling van een dijk (cohesie, inwendige wrijvingshoek, eigengewicht van de grond, ...) zijn niet exact gekend. Bij de berekening van de faalkans van een dijk, dient hiermee rekening te worden gehouden. Het is meer bepaald nodig om voor elke variabele, die niet exact gekend is en waar dus een onzekerheid aan verbonden is (toevalsvariabele), een bepaalde kansverdeling te veronderstellen. De kansverdelingen van de verschillende parameters/toevalsvariabelen kunnen gezamenlijk gebruikt worden om de faalkans van een dijk te berekenen. Dit gebeurt door middel van een probabilistisch model.

In dit model wordt een functie $g(\mathbf{X})$, ook de faaltoestandsfunctie genoemd, gedefinieerd. De vector $\mathbf{X}$ verwijst naar de verschillende toevalsvariabelen ($X_1, X_2, \dots, X_n$), b.v. (cohesie, inwendige wrijvingshoek, eigengewicht van de grond,...). Met behulp van de veronderstelde kansverdelingen voor $X_1, X_2, \dots, X_n$ kan men aan de verschillende mogelijke waarden in deze n -dimensionele ruimte een kansdichtheid f_x toekennen. De uitdrukking $\int f_x d\mathbf{X}$ komt dan overeen met de kans dat de werkelijke waarde van de parameters begrepen is in het interval $(\mathbf{X}, \mathbf{X}+d\mathbf{X})$. De functie $g(\mathbf{X})$ wordt in het probabilistisch model op zodanige wijze gedefinieerd dat de functie positief is voor die waarden van de vector $\mathbf{X}$ (of die combinaties van parameterwaarden) waarvoor het systeem (de dijk) zich in een veilige toestand bevindt. De functie $g(\mathbf{X})$ dient negatief te zijn voor alle waarden van de vector $\mathbf{X}$ waarvoor het systeem faalt. De verzameling van alle parameterwaarden waarvoor $g(\mathbf{X})=0$ (het randgebied tussen faling en niet-faling)

Figuur 9: Tweedimensionaal faaloppervlak



wordt de grensfunctie of de faalfunctie genoemd (bij twee parameters is er dus sprake van een faaloppervlak).

De faaltoestandsfunctie $g(\mathbf{X})$ splitst de ruimte $\mathbf{X}$ dus op in twee gebieden (zie figuur 9 voor het geval van twee parameters):
 $g(\mathbf{X}) > 0$: het systeem bevindt zich in een veilige toestand
 $g(\mathbf{X}) = 0$: het systeem bevindt zich in de kritieke toestand
 $g(\mathbf{X}) < 0$: het systeem faalt

In deze studie wordt de faaltoestandsfunctie gedefinieerd op basis van de veiligheidsfactor F , die berekend wordt op basis van de methode van Bishop:

$$g(\mathbf{X}) = F - 1 \quad (7)$$

De faalkans p_f van het systeem komt overeen met $p_f = P[g(\mathbf{X}) \leq 0]$ of de kans dat de vector van toevalsvariabelen $\mathbf{X}$ in het faalgebied (het gebied waarvoor $g(\mathbf{X}) \leq 0$) is gelegen. De berekening van deze kans komt overeen met de integratie van f_x over het faalgebied. Een directe en nauwkeurige integratie is echter moeilijk voor een groot aantal toevalsvariabelen en/of wanneer de faaltoestandsfunctie van een complexe vorm is, zoals in deze studie. Recent zijn echter verschillende efficiënte benaderingsmethodes uitgewerkt - de FOSM ('First Order Second Moment') en de FORM/SORM-methodes ('First/Second Order Reliability Method') [Gollwitzer et al., 1990] - die in deze studie dan ook worden toegepast.

Bij de FOSM-methode wordt de faalfunctie $g(\mathbf{X})$, die men ook kan interpreteren als een veiligheidsindex, benaderd door een lineaire functie van de toevalsvariabelen ter plaatse van de verwachte waarde voor de vector $\mathbf{X}$. Voor deze lineaire functie kan dan de verwachtingswaarde en standaarddeviatie op eenvoudige wijze berekend worden zonder enige veronderstelling te maken betreffende de verdelingsvorm van de verschillende $\mathbf{X}$ -variabelen. Enkel de verwachtingswaarden, standaarddeviaties en eventuele correlaties van deze $\mathbf{X}$ -variabelen dienen gekend te zijn.

Indien men een normale verdeling mag veronderstellen voor de veiligheidsindex kan men op deze basis ook een faalkans berekenen. De waarde is benaderend zowel omdat $g(\mathbf{X})$ door een lineaire functie wordt benaderd als omdat $g(\mathbf{X})$ meestal niet normaal verdeeld zal zijn.

Een betere benadering vindt men met behulp van de FORM/SORM methode die echter expliciete veronderstellingen vereist betreffende de kansverdeling van de toevalsvariabelen $\mathbf{X}$. In deze methode worden de verschillende toevalsvariabelen eerst omgezet naar een standaard normaal verdeelde ruimte, hetgeen uiteraard ook een wijziging van de vorm van de faalfunctie impliceert. De integratie dient nu in de getransformeerde ruimte te worden uitgevoerd en daartoe zoekt men het meest waarschijnlijke faalpunt (het punt in het faalgebied $g(\mathbf{X}) = 0$ met de hoogste waarschijnlijkheid van voorkomen), ook het kritische faalpunt genoemd.

De nieuwe faalfunctie wordt daarna benaderd ter plaatse van dit kritische faalpunt hetzij door een lineaire functie (bij de FORM-methode) of een kwadratische functie (bij de SORM-methode). Voor deze specifieke vormen kan de integratie op analytische (FORM) of numerische (SORM) wijze vrijwel exact berekend worden. Bovendien is de lineaire (FORM) of kwadratische (SORM) benadering van $g(\mathbf{X})$ ter plaatse van het kritische faalpunt, eerder dan ter plaatse van de verwachte waarde van $\mathbf{X}$ (FOSM), een veel betere aanname voor de berekening van de faalkans, omdat het grootste deel van de faalkans veroorzaakt wordt door waarden van $\mathbf{X}$ die in de nabijheid van het kritisch faalpunt liggen.

De FORM/SORM methode leidt dan ook in de meeste gevallen tot zeer nauwkeurige resultaten, tenzij de faalfunctie bijzonder niet-lineair is in de omgeving van het kritische faalpunt of er zich meerdere gelijkaardige kritische faalpunten voordoen. Een verdere verbetering van het resultaat is overigens mogelijk door middel van een selectieve Monte-Carlo simulatie in de onmiddellijke omgeving van het faalpunt: voor elke

simulatie wordt nagegaan of de gesimuleerde waarden van X al dan niet tot faling leiden en op basis hiervan kan een bijkomende correctie worden uitgevoerd.

5.3.2. Keuze van de kansverdeling voor de verschillende parameters

Bij de FOSM- en de FORM/SORM-berekeningen dienen enkele statistische eigenschappen van de toevalsvariabelen X gekend te zijn. Voor de dijken langs de Grensmaas zijn echter geen resultaten van grondmechanische onderzoeken (waarden voor de cohesie c , inwendige wrijvingshoek ϕ en eigengewicht γ van de grond) beschikbaar.

Daardoor dienen bepaalde veronderstellingen te worden gemaakt voor het type kansverdeling, de gemiddelde waarde en de standaarddeviatie voor elk van de parameters. Hiervoor wordt een beroep gedaan op de literatuur [Nederlandse Norm voor Geotechniek TGB, 1990].

In de veronderstelling dat de dijken en de ondergrond volledig zijn opgebouwd uit leem, verkrijgt men de volgende typische waarden: voor de verwachtingswaarden m van de cohesie, inwendige wrijvingshoek en het eigengewicht: $m_c = 2 \text{ kN/m}^2$, $m_\phi = 30^\circ$ en $m_\gamma = 20 \text{ kN/m}^3$; voor de standaarddeviaties σ : $\sigma_c = 0.74 \text{ kN/m}^2$, $\sigma_\phi = 3.9^\circ$ en $\sigma_\gamma = 2.4 \text{ kN/m}^3$.

Voor de inwendige wrijvingshoek en het eigengewicht wordt in de FORM/SORM-berekeningen een normaalverdeling verondersteld. Voor de cohesie wordt een log-normaalverdeling aangenomen.

5.4. Bepaling van de faalkans van een dijk langs de Grensmaas

5.4.1. Intrinsieke veiligheid van een dijk

Vooreerst wordt de intrinsieke stabiliteit van een dijk bestudeerd. Dit is de stabiliteit van de dijk zonder dat er water tegen de dijk staat. Vermits er aan de Belgische zijde van de Grensmaas steeds sprake is van dijken in het winterbed, kan de intrinsieke stabiliteit beschouwd worden als de stabiliteit van een dijk zonder dat een was is opgetreden. Uit de resultaten van de FOSM- en FORM/SORM-berekeningen blijkt dat de veiligheid van een typische dijk langs de Grensmaas (zie figuur 7 voor de dijk aan kilometerpaal 37), bij de gemaakte veronderstellingen in verband met de grondkarakteristieken, uiterst hoog is. De faalkans is er van de grootteorde 10^{-5} (zie tabel 3 bij een waterhoogte van 0 m tegen de dijk).

5.4.2. Voorwaardelijke veiligheid van een dijk

Bijkomend wordt de invloed van een hoogwater op de veiligheid van een dijk bestudeerd. Hiervoor wordt de faalkans voor een dijk berekend voor een aantal waterhoogtes met de FOSM- en FORM/SORM-methodes. Op deze wijze bekomt men een aantal voorwaardelijke faalkansen, namelijk de faal-

Tabel 3: Voorwaardelijke faalkansen bij verschillende waterhoogten tegen de dijk

Faalkans				
Waterhoogte tegen de dijk	FOSM-methode	FORM-methode	SORM-methode	Monte-Carlo-methode
0	5.0 E-7	2.3 E-5	5.7 E-5	6.4 E-5
0.5	5.0 E-7	3.8 E-5	9.2 E-5	-
1	7.0 E-5	7.2 E-5	1.7 E-4	-
1.5	1.3 E-4	1.8 E-4	3.5 E-4	1.8 E-4
2	5.4 E-4	5.4 E-4	9.7 E-4	-
2.25	1.0 E-3	1.1 E-3	1.9 E-3	-

kansen door een dijkbreuk, gegeven een bepaald waterniveau. Uit de berekende voorwaardelijke faalkansen blijkt de logische afname van de veiligheid van de dijk bij een toenemende waterhoogte. De resultaten van de verschillende berekeningen worden weergegeven in tabel 3. Deze berekeningen werden uitgevoerd tot een waterhoogte van 2.25 m die overeenkomt met de hoogte van de kruin van de dijk. Wel dient opgemerkt te worden dat voor de ligging van het freatisch oppervlak de meest nadelige ligging werd verondersteld. Omdat deze situatie zich enkel voordoet bij een langdurige was, dienen de resultaten van deze berekeningen eerder als conservatief beschouwd te worden.

Uit de berekeningen blijkt dat de FOSM-resultaten sterk afwijken van de FORM/SORM-resultaten wanneer de waterhoogte laag is. Bij grote waterhoogtes zijn de FORM- en FOSM-resultaten ongeveer gelijk. Men kan ook opmerken dat de faalkansen bij de SORM-methode systematisch hoger zijn. Omdat de SORM-methode het faaloppervlak beter benadert en dus theoretisch nauwkeuriger is, kan men besluiten dat de FORM-methode de faalkans zal onderschatten.

5.4.3 Totale faalkans van een dijk

Met behulp van de conditionele faalkansen kan men de faalkans van een dijk bepalen in de veronderstelling dat de waterhoogte ook een toevalsvariabele is.

Daarvoor moet de volgende integraal berekend worden:

$$Faalkans = \int_0^\infty P[H = h] P[faling | h] dh \quad (8)$$

met:

$P[faling | h]$: de kans op faling indien de waterhoogte h bedraagt
(de voorwaardelijke faalkans)
 $P[H=h]$: de kans dat de waterhoogte h bedraagt

Hoger (paragraaf 3 en 4) werd de kansverdeling van de hoogwaterstanden afgeleid op basis van de Gumbelverdeling, overeenkomstig de methode van de jaarlijkse maxima. Zodoende geeft de bovenstaande faalkans de kans op faling in een willekeurig jaar.

Het bekomen resultaat, gebaseerd op de SORM-methode, voor de dijk langs de Grensmaas aan kilometerpaal 37 bedraagt dan:

Totale faalkans binnentalud: 5.9 E-3

Het binnentalud stelt hierbij het talud voor dat niet rechtstreeks in contact staat met het rivierwater. In de totale faalkans is de kans dat de waterhoogte de kruin van de dijk overschrijdt vervat. Overschrijding van de kruin van de dijk wordt hier immers ook als een faling beschouwd. Dit deel van de kans werd tevens afzonderlijk berekend en bedraagt:

Faalkans door overschrijding van de kruin: $P[h > \text{kruin}] = 5.8 \text{ E-3}$

Hieruit kan besloten worden dat de faalkans van de dijk haast volledig bepaald wordt door de kans op overschrijding van de kruin van de dijk.

De resultaten van deze FORM/SORM-berekeningen worden trouwens bevestigd door een Monte-Carlo simulatie, die werd uitgevoerd als een bijkomende controle. De resultaten van deze berekeningen zijn eveneens te vinden in tabel 3.

5.4.4. Berekeningen voor enkele bijzondere toestanden van de dijk

In wat volgt, wordt de invloed van enkele bijzondere gevallen op de stabiliteit van een dijk nagegaan. De berekeningen worden steeds uitgevoerd voor het geval waarbij er geen water tegen de dijk staat (tenzij bij het bijzonder geval "damplank"). Hierdoor wordt dus enkel de intrinsieke veiligheid bestudeerd. Het doel van deze berekeningen is een kwalitatief beeld te geven van de invloed van externe factoren op een dijk. De berekeningen worden opnieuw uitgevoerd voor de dijk langs de Grensmaas aan kilometerpaal 37 en de resultaten worden samengevat in tabel 4.

Invloed bovenbelasting

Omdat een dijk ook dienst doet als dienstweg (b.v. voor inspectie) wordt de invloed van een mogelijke bovenbelasting nagegaan. Deze wordt in het model ingebracht door het eigengewicht van de wegbekleding te verhogen van 24 kN/m^3 tot 34 kN/m^3 . De resultaten (tabel 4) tonen dat de veiligheid

Tabel 4: Faalkansen bij een waterhoogte van 0 m (2.25 m bij "Faalkans Damplank") voor enkele bijzondere toestanden van de dijk en een vergelijking met de bestaande toestand (eerste kolom)

Methode	Faalkans	Faalkans Bovenbelasting	Faalkans Helling 4/4	Faalkans Helling 6/4	Faalkans Damplank
FOSM	5.0 E-7	5.2 E-4	4.3 E-4	4.0 E-4	5.0 E-4
FORM	2.3 E-5	4.4 E-5	1.2 E-4	5.4 E-5	3.5 E-7
SORM	5.7 E-5	7.8 E-5	2.0 E-4	1.1 E-4	2.0 E-7

van de dijk, zoals verwacht, lager is omdat het aandrijvend moment tengevolge van de toegenomen bovenbelasting is toegenomen. De invloed is echter zeer beperkt. (een stijging van de intrinsieke faalkans van 5.7 E-5 tot 7.8 E-5 bij de SORM-methode). Een ophoging door middel van zandzakjes zal door de toenemende bovenbelasting de stabiliteit van de dijk dus ook nadelig beïnvloeden.

Invloed helling talud

Langs de Grensmaas komen op enkele plaatsen ook dijken voor waarvan de helling 6/4 en zelfs 4/4 bedraagt. Uit een analyse van de invloed van de helling op de stabiliteit van de dijk is af te leiden dat de faalkans daalt naarmate de helling zwakker is (zie tabel 4). De veiligheid van een dijk met helling 6/4 neemt af ten opzichte van een helling 8/4 (een stijging van de faalkans van 5.7 E-5 tot 1.1 E-4); toch kan men besluiten dat zelfs voor hellingen van 4/4 de veiligheid nog voldoende groot blijft (faalkans bedraagt 2.0 E-4).

Invloed damplank

Tenslotte wordt nog de invloed van een damplank nagegaan (zie figuur 10). In dit geval wordt een waterhoogte van 2.25 m (tot aan de kruin van de dijk) verondersteld. Uit de resultaten (zie tabel 4) blijkt dat het inheien van een damplank de veiligheid van de dijk zeer gunstig beïnvloedt: de stabiliteit zal veel groter worden (de faalkans daalt van 1.9 E-3 tot 2.0 E-7). De kritische glijcirkel kan immers niet door de damplank snijden en heeft daardoor een kleinere straal. Op plaatsen waar de veiligheid van de dijk laag is, bijvoorbeeld ten gevolge van een steil talud, is het inheien van damplanken een aan te bevelen maatregel. Deze maatregel werd trouwens uitgevoerd op een aantal plaatsen langs de Grensmaas.

6. BESLUITEN

De veiligheid van dijken langs de Grensmaas wordt bepaald door twee afzonderlijke noodlottige fenomenen: overstroming en doorbraak van de dijken. Voor beide fenomenen werd de kans op voorkomen geanalyseerd.

6.1. Besluiten i.v.m. de kans op overstroming

De extreme-waarden analyse van hoogwaterstanden vormt een belangrijk onderdeel in de studie van de veiligheid van dij-

ken. In zulke analyse wordt de kansverdeling van de hoogwaterstanden geschat en wordt een keuze gemaakt uit vele mogelijke verdelingen. Verschillende methodes staan hiervoor ter beschikking.

In de voorgestelde studie werd voor de Grensmaas de kansverdeling van de hoogwaterstanden geschat via de kansverdeling van de piekdebieten en werden zowel traditionele als meer recent ontwikkelde extreme-waarden methodes toegepast en vergeleken. Voor de observaties in het meetstation te Borgharen blijkt de aanname van een Gumbelverdeling voor de jaarlijkse maxima tot de beste resultaten te leiden, hoewel ook de 'Generalized-Extreme-Value' of GEV-verdeling voor dezelfde jaarlijkse maxima en de 'Generalized-Pareto' of GPD-verdeling voor de staart van de 'peak-over-threshold' of POT-waarden tot aanvaardbare resultaten leidt. De keuze van de te gebruiken verdeling is gebaseerd op de schatting van de betrouwbaarheid van de piekdebieten bij verschillende terugkeerperiodes en de vergelijking van de onderlinge ligging van de resultaten. Specifiek vindt men voor Borgharen dat de Gumbelverdeling tot de kleinste betrouwbaarheidsintervallen leidt en dat het resultaat begrepen is binnen de betrouwbaarheidsintervallen van de andere methodes. Bovendien ligt het Gumbel-resultaat tussen beide alternatieve resultaten.

Men mag daarom besluiten dat de beste schatting van de jaarlijkse kans op een hoogwater van dezelfde omvang als deze van de winter van 1993 (debiet van 3120 m³/s) of 1995 (debiet van 2884 m³/s) (en met overstromingen als gevolg) 1.7% respectievelijk 2.8% bedraagt. Het 90% tweezijdig betrouwbaarheidsinterval van deze

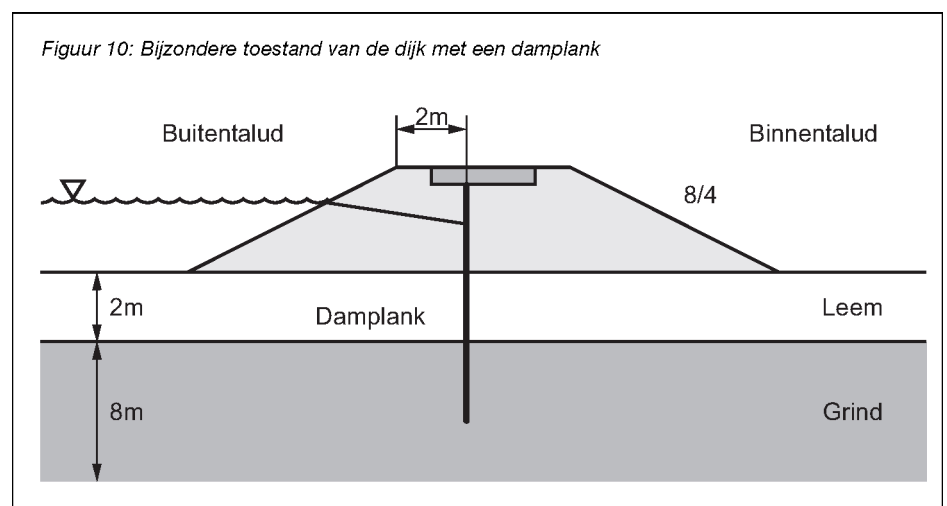
kans komt overeen met (0.7%, 3.2%) respectievelijk (1.2%, 5.1%). Uitgedrukt in termen van terugkeerperiode is de beste schatting 60 jaar voor het debiet van 1993 en 35 jaar voor het debiet van 1995. De 90% tweezijdige betrouwbaarheidsintervallen van deze terugkeerperiodes bedragen (31 jaar, 152 jaar) respectievelijk (20 jaar, 82 jaar).

6.2. Besluiten i.v.m. de faalkans van de dijken

In de berekening van de kans op een dijkdoorbraak nemen twee aspecten deel: enerzijds de intrinsieke veiligheid van een dijk en anderzijds de kans op faling wanneer er water tegen de dijk staat. De berekening werd in de voorgestelde studie doorgevoerd gebruik makend van recent ontwikkelde probabilistische methodes (FOSM en FORM/SORM). Met behulp van deze probabilistische methodes is het mogelijk om de onzekerheid van de parameters in rekening te brengen. Als voornaamste faalmechanisme wordt de afschuiving van een cirkelvormige grondmoot beschouwd; deze wordt gemodelleerd met de vereenvoudigde grondmechanische methode van Bishop.

Berekening van de totale faalkans voor een dijk langs de Grensmaas (aan kilometerpaal 37) leidt op basis van de SORM-methode, dat als de meest nauwkeurige methode kan beschouwd worden, tot een faalkans van 5.9 E-3. Zoals hoger vermeld is deze faalkans opgebouwd uit twee delen: de faalkans door een dijkbreuk en de faalkans door overschrijding van de kruin van de dijk.

In verband met de berekening van de faalkans door dijkbreuk dient wel opgemerkt te worden dat de berekening steunt op verschillende veronderstellingen in verband met de ligging van het freatisch oppervlak en de waarden van de grondmechanische parameters. Er waren immers geen meetgegevens van grondmechanische parameters beschikbaar. Indien de werkelijke waarden van de inwendige wrijvingshoek ϕ en de cohesie c plaatselijk lager zijn dan deze die werden verondersteld ($\phi = 30^\circ$ en $c = 2$



kN/m²), zal de faalkans hoger zijn. Omgekeerd, bij hogere waarden zal de faalkans lager zijn.

Het tweede gedeelte van de faalkans, namelijk kans op faling door overschrijding van de kruinhoogte (2.25 m voor de beschouwde dijk), bedraagt 5.8 E-3. Dit is de kans dat het debiet een waarde 3610 m³/s overschrijdt. Ze werd geschat op basis van de Gumbelverdeling die reeds werd afgeleid in de extreme-waarden analyse van de hoogwaterstanden. Het debiet van 3610 m³/s heeft een terugkeerperiode van 171 jaar, met een 90% tweezijdig betrouwbaarheidsinterval dat loopt van 78 tot 523 jaar.

Er kan tenslotte opgemerkt worden dat volgens het Maasdiakenplan een bescherming moet geboden worden tot een debiet van 3000 m³/s. Dit debiet komt overeen met een terugkeerperiode van 46 jaar (met 90% tweezijdig betrouwbaarheidsinterval van 25 tot 111 jaar). Of zulk een terugkeerperiode aanvaardbaar is, dient uitgemaakt te worden door de schadekosten bij een overstroming af te wegen ten opzichte van de kosten van het verhogen van de kruin van de dijk. Eveneens andere factoren kunnen in deze kostbepalingen een rol spelen. Deze vraagstelling valt echter buiten het bestek van de studie.

7. DANKWOORD

De auteurs wensen de organisaties te danken die gegevens ter beschikking stelden van deze studie: Rijkswaterstaat Directie Limburg; Afdeling Maas en Albertkanaal en de Dienst Hydrologisch Onderzoek van het Departement Leefmilieu en Infrastructuur van het Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

De voorgestelde studie werd uitgevoerd in het kader van een afstudeerwerk [Plevoets en Vanbrabant, 1997] aan het Departement Burgerlijke Bouwkunde van de K.U.Leuven.

ir. Bart PLEVOETS²,
ir. Stijn VANBRABANT,
prof. dr. ir. Jozef VAN DYCK^{1,2},
ir. Patrick WILLEMS³

- 1 Departement Burgerlijke Bouwkunde, K.U.Leuven
de Croylaan 2, 3001 Heverlee
- 2 Universitair Centrum voor Statistiek, K.U.Leuven
de Croylaan 52B, 3001 Heverlee
- 3 Laboratorium voor Hydraulica, Departement Burgerlijke Bouwkunde, K.U.Leuven
de Croylaan 2, 3001 Heverlee

8. BIBLIOGRAFIE

- Beirlant, J., Teugels, J.L., Vynckier, P., (1996), "Practical analysis of extreme values", Universitaire Pers Leuven, Leuven.
- Dekkers, A., L., M., De Haan, L., (1989), "On the estimation of the extreme-value index and large quantile estimation", *Ann. Stat.*, 17, p. 1795-1832.
- Dekkers, A., L., M., Einmahl, J., H., J., De Haan, L., (1989), "A moment estimator for the index of an extreme-value distribution", *Ann. Stat.*, 17, p. 1833-1855.
- Efron, B., Tibshirani, R., J., (1993), "An Introduction to the Bootstrap", *Monographs on Statistics and Applied Probability*, 57, Chapman & Hall.
- Gollwitzer, S., Abdo, T., Rackwitz, R., (1990), "FORM (First Order Reliability Method) manual", RCP GmbH, Munich.
- Gollwitzer, S., Guers, F., Rackwitz, R., (1990), "SORM (Second Order Reliability Method) manual", RCP GmbH, Munich.
- Hill, B., M., (1975), "A simple general approach to inference about the tail of a distribution", *Ann. Stat.*, 13, p. 331-341.
- Hosking, J., R., M., Wallis, J., R., Wood, E., F., (1985), "Estimation of the Generalized Extreme-Value Distribution by the Method of Probability Moments", *Technometrics*, Vol. 27, No. 3, p. 251-261.
- Landwehr, J., M., Matalas, N., C., Wallis, J., R., (1979), "Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions 1. Known Lower Bounds", *Water Resources Research*, Vol. 15, No. 6, p. 1373-1379.
- National Research Council, (1988), "Estimating Probabilities of Extreme Floods - Methods and Recommended Research", National Academy Press, Washington D.C.
- Nederlands Normalisatie-Instituut, (1991), "Nederlandse Norm. Geotechniek TGB 1990: Basis-eisen en belastingen".
- Pickands III, J., "Statistical inference using extreme order statistics", (1975), *Ann. Stat.*, 3, p. 119-131.
- Plevoets B., Vanbrabant, S., (1997), "Risico-Analyse van dijken langs de Maas", *Afstudeerwerk voor het behalen van de graad van Burgerlijk Bouwkundig Ingenieur*, K.U. Leuven.
- Prescott, P., Walden, A., T., (1983), "Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of the Three-Parameter Generalized Extreme-Value Distribution from Censored Samples", *J. Statist., Comput. Simul.*, Vol 16, p. 241-250.
- Rossi, F., Fiorentino, M., Versace, P., (1984), "Two-Component Extreme Value Distribution for Flood Frequency Analysis", *Water Resources Research*, Vol. 20, No. 7, p. 847-856.
- U.S. Water Resources Council, (1982), "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency, Bulletin 17B (revised)", Washington D.C.
- Van Dyck, J., (1996), "Cursus Probabilistisch Ontwerp", Departement Burgerlijke Bouwkunde, K.U.Leuven.
- Waterloopkundig Laboratorium, Ministerie van Verkeer en Waterstaat, (1993), "Toetsing uitgangspunten rivierdijkversterkingen: Deelrapport 1: Veiligheid tegen overstromingen".
- Waterloopkundig Laboratorium, Ministerie van Verkeer en Waterstaat, (1995), "Onderzoek watersnood Maas: Deelrapport 4: Hydrologische Aspecten".