



Memo

Datum	Aantal pagina's	
19 maart 2019	2	
Contactpersoon	Doorkiesnummer	E-mail
Marcel Visschedijk	+31(0)88 335 7540	Marcel.Visschedijk@deltares.nl

Onderwerp
POVM Rapport "Voorbeeld Schuifsterkteschematisering", versie 1.1 (26 februari 2019)

Dit memorandum fungeert als oplegnotitie bij versie 1.1 van het POVM rapport, "Voorbeeld Schuifsterkteschematisering", gedateerd 26 februari 2019. Voorgenoemd rapport geeft een uitwerking van de schematisering van de onzekere grondparameters en van het onzekere grensspanningsveld, die samen met de effectieve spanning de schuifsterkte bepalen. De schematisering is van toepassing voor zowel semi-probabilistische als probabilistische glijvlakberekeningen, die volgens het WBI beide zijn toegestaan. De uitwerking wordt zowel in formulevorm als in voorbeeldvorm gegeven.

De in dit rapport gepresenteerde uitwerking verschilt op een aantal onderdelen van de aanwijzingen in de "Schematiseringshandleiding Macrostabieliteit, WBI 2017, versie 2". Hierna afgekort tot SHM. Dit vanwege nieuwe inzichten, opgedaan sinds het verschijnen van de SHM. Het rapport beschrijft ook een aantal resterende kennisleemtes, die bij beoordeling en ontwerp specifieke aandacht zullen vragen. In het vervolg van dit memorandum volgt een indicatief en mogelijk niet uitputtend overzicht, dat vast een eerste indruk van de verschillen en kennisleemtes geeft. De vervolgttekst veronderstelt bij de lezer al bekendheid met de in de SHM gebruikte begrippen, parameters en methoden.

- 1) Het bepalen van karakteristieke waarden voor parameters door statistiek onder aanname een lognormale verdeling. In de SHM wordt nog gesuggereerd dat daarvoor gebruik kan worden gemaakt van een omrekening van de 'normale' verwachtingswaarde en spreiding. Die omrekening is echter alleen zuiver wanneer de data perfect lognormaal verdeeld zou zijn. In praktijk is de data doorgaans niet perfect lognormaal verdeeld. De omrekening kan dan behoorlijk andere resultaten leveren dan een directe bepaling op basis van de logwaarde. In het rapport heeft toepassing van een directe bepaling op basis van de logwaarde de voorkeur gekregen. Dat is dan ook de methode die in bijlage A en B is beschreven.
- 2) Voorkeur voor de bepaling van de karakteristieke S parameter op basis van statistiek door gebruik van uitsluitend normaal geconsolideerde proeven.
- 3) Voorkeur voor een conservatieve bepaling van een representatieve m parameter bij beschouwing van meerdere interpretatiemethoden, waarbij de regressiemethode met gelijktijdige variatie van S en m als minder betrouwbaar wordt gezien en waarbij het vermoeden bestaat dat bepaling uit samendrukkingsparameters doorgaans tot onvoldoende conservatieve inschattingen leidt. Dit gegeven de constatering dat een lage m waarde voor beoordelingssituaties altijd conservatief is (voor ontwerpsituaties niet altijd, zoals in het rapport ook aangeduid).

- 4) Bij gebruik van sondeerwaarden, onder aanname dat de sondeerafstand 50m of minder is geweest:
 - a) Voorkeur voor de bepaling van karakteristieke waarden voor de N_{kt} op basis van statistiek (lognormale verdeling) in plaats van op basis van gewogen regressie zoals nog in de SHM beschreven
 - b) Voorkeur om in de karakteristieke waarde voor de N_{kt} geen extra onzekerheid door ruimtelijke spreiding toe te voegen, maar in plaats daarvan een keuze maken voor een karakteristieke 'slechte' waarde van de *POP*, na beschouwing van alle beschikbare sonderingen in een vak. Met scheiding tussen de locaties onder en naast de dijk.
 - c) Bepaling van de karakteristieke *POP* waarde uit de sondeerweerstand in elke sondering door terugrekening met de karakteristieke N_{kt} waarde, en de karakteristieke waarden van S en m . Want alleen dan wordt onder dagelijkse omstandigheden de gewenste karakteristieke s_u waarde teruggevonden. Dus niet door het toepassen van statistiek op de *POP*. En ook niet door toepassen van statistiek op de grensspanning, gevolgd door verschuiving.
 - d) Kennisleemte: het in rekening brengen van de invloed van het aantal sonderingen en de onderlinge afstand. Hiervoor ontbreken aanwijzingen, zowel in de SHM als in het hier besproken rapport.

- 5) Kennisleemte bij gebruik van grensspanningen uit labproeven: het al dan niet mogen toepassen van grensspanningswaarden uit samendrukkingsproeven in plaats van uit sondeerwaarden. Inclusief de vraag welke grensspanningsmaat (de grensspanning zelf, OCR of POP) dan het meest in de buurt komt van een 'quasi' materiaalparameter.

- 6) Extra ten opzichte van SHM: Consistente bepaling van invoer voor een probabilistische berekening, waarbij de verdelingsfunctie in ieder geval gelijke karakteristieke waarden oplevert (ook bij toepassing van Student t). Bij aanname van een lognormale verdeling ook inclusief de (subtiele) omrekening van de direct bepaalde standaardafwijking en verwachtingswaarde van logwaarden naar de equivalente 'normale' standaardafwijking en verwachtingswaarde die de probabilistische software als invoer verlangt. En inclusief een onderbouwing voor de vertaling van de transformatieonzekerheid in de N_{kt} naar een equivalente 'virtuele' onzekerheid in de (lognormaal verdeelde) *POP*.


- 7) Minder belangrijk: theoretische voorkeur voor toepassing van statistiek op $\sin(\phi_{cs})$: in dit voorbeeld blijkt statistiek direct op ϕ_{cs} voor slappe grond nauwelijks tot verschillen te leiden.

POVM Actuele Sterkte

Activiteit 9 – Voorbeeld
Schuifsterkteschematisering

POV

MACRO
STABILITEIT



Auteur: A. van der Meer

Datum: februari 2019

Versie: 1.1



26 februari 2019, versie 1.1, definitief

Samenvatting


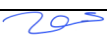

De voorliggende rapportage is van belang voor de beoordeling en het ontwerp van dijken op macrostabiliteit. De macrostabiliteit wordt bepaald door de belasting op de dijk en door de schuifsterkte van de grond. Volgens het 'Wettelijk Beoordelingsinstrumentarium' (WBI) moet de schuifsterkte sinds 2017 worden gekarakteriseerd op basis van 'Critical State' en ingeval van verzadigde cohesieve grond ook op 'ongedraineerde sterkte'. De ontwerpen van dijken moeten daar dus ook op worden gebaseerd.

De rapportage is opgesteld in opdracht van de "Projectoverstijgende Verkenning Macrostabiliteit" (POVM), in het kader van de 'Actuele Sterkte' aanpak. Met die aanpak blijkt in praktijk vaak een scherper veiligheidsoordeel mogelijk. Dat gebeurt door een zorgvuldige schematisering van de ondergrond, op basis van grondonderzoek en door toepassing van probabilistische faalkansanalyses.

Het voorliggende rapport geeft een praktisch voorbeeld voor het schematiseren van de onzekere grondparameters en van het onzekere grensspanningsveld, die samen met de effectieve spanning de schuifsterkte bepalen. De schematisering is van toepassing voor zowel semi-probabilistische als probabilistische glijvlakberekeningen, die volgens het WBI beide zijn toegestaan.

De toegepaste methodiek voor parameterbepaling wordt in hoofdstuk 2 beschreven. Binnen de methodiek zijn verschillende alternatieven onderkend. Waar mogelijk is aangesloten op al bestaande aanwijzingen vanuit het WBI. Waar deze aanwijzingen nog ruimte laten is een verdere invulling gegeven. De methodiek is in hoofdstuk 3 vervolgens op een praktijkvoorbeeld toegepast. De resultaten voor de verschillende alternatieven zijn onderling vergeleken, waarna gemotiveerde keuzes zijn gemaakt. Een overzicht van resterende kennisleemtes wordt gegeven in hoofdstuk 4.

In de voorliggende versie 1.1 is het commentaar verwerkt zoals dat eind 2018 vanuit het POVM rekencluster is ontvangen. In 2018 is ook POVM 'projectsoftware' voor glijvlakberekeningen beschikbaar gekomen. Het rekenvoorbeeld in de handleiding van deze 'projectsoftware' maakt gebruik van de resultaten uit hoofdstuk 3 van het voorliggende document.

Versie	Datum	Auteur	Paraaf	Review	Paraaf	Goedkeuring	Paraaf
1.0	okt 2018	A. van der Meer		M.A.T. Visschedijk		L. Voogt	
1.1	feb 2019	A. van der Meer		M.A.T. Visschedijk		L. Voogt	

Status
definitief

Inhoud

Begrippen, Symbolen en Afkortingen	1
Begrippen	1
Symbolen	2
Afkortingen	3
1 Inleiding	4
1.1 Aanleiding en doelen	4
1.2 Aanpak	5
1.3 Resultaat	5
1.4 Leeswijzer	5
2 Bepalingsmethode	7
2.1 Inleiding	7
2.2 Hoek van inwendige wrijving	7
2.3 Schuifsterkte-ratio	8
2.4 Sterktetoename-exponent	11
2.5 Grensspanning	13
3 Praktijkvoorbeeld	21
3.1 Inleiding	21
3.2 Gegevens	22
3.3 Hoek van inwendige wrijving	25
3.4 Schuifsterkte-ratio	29
3.5 Sterktetoename-exponent	32
3.6 Grensspanning	35
4 Resterende kennisleemtes	41
Referenties	43
A Statistische formules voor parameterbepaling	A-1
A.1 Gemiddelde en standaardafwijking	A-1
A.2 Karakteristieke waarde voor semi-probabilistische berekening	A-1
A.3 Parameters voor probabilistische berekening	A-2
B Statistische formules voor Nkt bepaling	B-1
B.1 Gemiddelde en standaardafwijking	B-1
B.2 Karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening	B-1
B.3 Parameters voor probabilistische berekening	B-3
C Achtergrond regressie-analyse	C-1
C.1 Kleinste kwadratenmethode voor enkelvoudige lineaire regressie	C-1
C.2 Onderliggend stochastisch model	C-1
C.3 Karakteristieke schattingen	C-4
C.4 Wiskundige afleidingen	C-5
C.5 Referenties	C-7
D Schematisering overige onzekerheden	D-1
D.1 Inleiding	D-1



26 februari 2019, versie 1.1, definitief

D.2 Voorziene onzekerheden

D-1

D.3 Omgaan met verborgen veiligheden versus onvoorziene onzekerheden

D-2

Begrippen, Symbolen en Afkortingen

Begrippen

Belastingen	Op een constructie of waterkering uitgeoefende krachten. Macro-instabiliteit kan worden veroorzaakt door een combinatie van een hydraulische belasting (stijghoogte als functie van buitenwaterstand) en een mechanische belasting (gewicht, versnellingen)
Critical State	De schuifspanningstoestand waarbij de uiteindelijke sterkte is bereikt en waarbij doorgaande schuifrek plaatsvindt bij gelijkblijvend volume.
D-Geo Stability Dijktraject	Software voor glijvlakberekeningen Een deel van een primaire waterkering waarvoor in de (Water)wet een toelaatbare overstromingskans is geformuleerd
Dijkvak	Een deel van een dijktraject waarin voor het te toetsen faalmechanisme min of meer gelijke geometrie, dijkopbouw, ondergrond en hydraulische belastingen mogen worden verondersteld
Freatisch vlak	De vrije grondwaterspiegel, waar de waterdruk gelijk is aan nul
Glijvlakmodel	Rekenmodel waarmee de weerstand van een grondmoot tegen afschuiven langs een schuifvlak wordt berekend
Grensspanning	De effectieve verticale spanning die in samendrukkingproeven de overgang markeert van elastische herbelasting naar maagdelijke belasting met blijvende plastische vervorming
Karakteristieke waarde	Waarde van een stochastisch variabele met een voorgeschreven onder- of overschrijdingskans. De karakteristieke sterkte van grond is bijvoorbeeld de sterkte met 5 % onderschrijdingskans
Macro-instabiliteit	Het afschuiven van grote delen van het grondlichaam van een dijk langs rechte of gebogen glijvlakken, dan wel het evenwichtsverlies ten gevolge van het ontstaan van grote plastische zones
Macrostabiliteit Overconsolidatiegraad	De weerstand tegen macro-instabiliteit De mate waarin de grond voorbelast is geweest, uitgedrukt in de grensspanning $\sigma'_{v,y}$ gedeeld door de effectieve verticale spanning σ'_v
Projectsoftware	De software die in opdracht van POVM is ontwikkeld voor semi-probabilistische en probabilistische glijvlakberekeningen op basis van ongedraineerde sterkte. In de loop van 2019 zal deze projectsoftware worden opgevolgd door een nieuwe productversie van D-GeoStability.
Probabilistische analyse	Analyse waarin de faalkans wordt bepaald op basis van een model met stochastische variabelen
Pre-Overburden Pressure	De mate waarin de grond voorbelast is geweest, uitgedrukt in de grensspanning $\sigma'_{v,y}$ minus de effectieve verticale spanning σ'_v

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

Representatieve waarde	De waarde die door toepassing van een partiële factor tot een rekenwaarde leidt. Doorgaans gelijk aan de ongunstig gekozen karakteristieke waarde
Rekenwaarde	De rekenwaarde is de representatieve waarde gedeeld door (sterkte) - of vermenigvuldigd met (belasting) - een partiële veiligheidsfactor
Semi-probabilistische analyse	Een deterministische analyse waarin conservatieve rekenwaarden voor sterkte en belasting worden toegepast door karakteristieke waarden te combineren met partiële veiligheidsfactoren
Stabiliteitsfactor	De factor waarin de verhouding tussen sterkte en belasting wordt uitgedrukt voor het mechanisme macrostabiliteit
Stochastische variabele	Een onzekere grootheid die wordt gekarakteriseerd door een kansverdelingsfunctie
Vak	Zie dijkvak
Variatiecoëfficiënt (V)	Quotiënt van standaardafwijking en verwachtingswaarde van een stochastische variabele. Wordt ook wel relatieve spreiding genoemd
Wrijvingshoek	De tangens van de wrijvingshoek (of meer formeel: de hoek van inwendige wrijving) beschrijft de verhouding tussen schuifsterkte en effectieve spanning. De waarde uit het laboratorium is afhankelijk van het type proef en van het rekniveau waarbij de verhouding wordt afgelezen
Verwachtingswaarde	Het gewogen gemiddelde van een stochastische variabele

Voorgaande definities zijn waar mogelijk in lijn met de definities zoals gehanteerd in de wettelijke regeling “Veiligheid primaire waterkeringen 2017” (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2016a).

Symbolen

a	Elastische zwellingsparameter voor het isotache model [-]
b	Plastische samendrukbaarheidsparameter voor het isotache model [-]
$E(x)$	Verwachtingswaarde van parameter x . Gelijk aan gemiddelde $\mu(x)$
m	SHANSEP parameter voor de OCR afhankelijkheid van de ongedraineerde sterkte
K_0	Verhouding tussen horizontale en verticale effectieve spanning [-]
K_0^{NC}	Verhouding tussen horizontale en verticale effectieve spanning onder “normaal geconsolideerde” omstandigheden ($OCR = 1$) [-]
N_{kt}	Constante in de correlatie tussen ongedraineerde sterkte s_u en netto conusweerstand q_{net} : $s_u = q_{net}/N_{kt}$
$P(\cdot)$	Kans op een gebeurtenis (\cdot)
POP	De Pre-Overburden Pressure [kPa]
OCR	Overconsolidatiegraad, c.q. <i>Over Consolidation Ratio</i> [-]
q_c	Conusweerstand [kPa]
q_{net}	Netto conusweerstand, gecorrigeerd voor waterspanning en effectieve spanning [kPa]
s_u	Ongedraineerde schuifsterkte [kPa]
S	SHANSEP parameter die de verhouding geeft tussen ongedraineerde sterkte en effectieve verticale spanning voor normaal geconsolideerde grond
u	Normaal verdeelde variabele met standaardafwijking gelijk aan 1
$V(x)$	Variatiecoëfficiënt van parameter x , $V = \sigma/\mu$
ϕ	Wrijvingshoek [°].
ϕ_{cs}	Wrijvingshoek bij <i>Critical State</i> [°]

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

$\mu(x)$	Gemiddelde waarde van parameter x
$\sigma(x)$	Standaardafwijking van parameter x
σ'_v	Effectieve verticale spanning (totale spanning min poriewaterspanning) [kPa]
σ_{vy}	Grensspanning [kPa]
τ	Schuifspanning [kPa]
$\Phi(u)$	Overschrijdingskans voor een normaal verdeelde variabele u

Afkortingen

CSSM	<i>Critical State Soil Mechanics</i>
OCR	Overconsolidatie Ratio (grensspanning gedeeld door effectieve verticale spanning)
POP	<i>Pre Overburden Pressure</i> (grensspanning minus effectieve verticale spanning)
POVM	Projectoverstijgende Verkenning Macrostablieit
PPE	POVM publicatie 'Eindige-elementen toepassing in het ontwerp' (POVM, 2018)
S.F.	Stabiliteitsfactor
SHANSEP	<i>Stress History and Normalized Soil Engineering Properties</i>
SHM	Schematiseringshandleiding Macrostablieit (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2016b)
WBI	Wettelijk BeoordelingsInstrumentarium

1 Inleiding

1.1 Aanleiding en doelen

De voorliggende rapportage is opgesteld als onderdeel van de “Projectoverstijgende verkenning Macrostabiliiteit” (POVM) en in opdracht van Waterschap Rivierenland (opdrachtnummer 5005573).

Binnen eerder POVM onderzoek is al aangetoond dat de “Actuele Sterkte” aanpak vaak leidt tot een scherper veiligheidsoordeel (Deltares, 2016). De versterkingsopgave kan dan significant worden gereduceerd. Deze aanpak behelst de volgende drie stappen:

- 1) het kwantificeren en reduceren van schematiseringsonzekerheden, door middel van voldoende gedetailleerd grondonderzoek;
- 2) het (indien na stap 1 nog nodig) reduceren van het conservatisme in de standaard partiële factoren, door toepassing van faalkansberekeningen;
- 3) het (indien na stap 2 nog nodig) aanscherpen van de berekende faalkans met hulp van informatie over overleefde belastingen en met hulp van lokaal grondonderzoek (“Bewezen Sterkte”). Dit aanscherpen wordt “faalkansupdate” genoemd.

Stap 1 en Stap 2 hebben doorgaans het meeste effect. De aanvullende stap 3 is vooral significant bij overleefde belastingen waarbij initieel een relatief hoge faalkans wordt berekend. Naast hoogwateromstandigheden kan daarbij overigens ook worden gedacht aan bewezen stabiliteit tijdens een ophoging.

Sinds eind 2017 is de werkmethode voor faalkansanalyses met glijvlakberekeningen (stap 2) volledig gedocumenteerd in een handreiking (Deltares, 2017a). De daarbij tijdelijk toe te passen ‘projectsoftware’ voor glijvlakberekeningen wordt per eind 2018 al in veel praktijkprojecten gebruikt. In 2019 zal de tijdelijke ‘projectsoftware’ overigens worden opgevolgd door de nieuwe D-GeoStability productversie. De projectsoftware en zijn opvolger ondersteunen de toepassing van de voorschriften en aanwijzingen vanuit het WBI (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2016a) (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2016b) en het OI2014v4 (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2017b). Daaronder valt ook de SHANSEP modellering van ongedraineerde sterkte, inclusief het effect van ‘bouwfasen’ op de grensspanning die deze sterkte beïnvloedt. De software biedt naast semi-probabilistische analyses ook de mogelijkheid voor faalkansanalyses, oftewel probabilistische analyses. Het gebruiksvrij maken van de projectsoftware heeft plaatsgevonden in opdracht van POVM. Daarbij is ook een handleiding met rekenvoorbeelden opgesteld. De rekenvoorbeelden maken gebruik van een representatief praktijkgeval. De rekenvoorbeelden illustreren stapsgewijs de toepassing voor semi-probabilistische en probabilistische analyses, zowel voor beoordeling als voor ontwerp. In de rekenvoorbeelden zelf wordt echter niet ingegaan op het schematiseren van de onzekere grondparameters en van het onzekere grensspanningsveld (stap 1).

Volgens de Deltares offerte 11201895-001-GEO-0001 is hoofddoel van de voorliggende rapportage om ten behoeve van de glijvlakberekening in aanvulling op de rekenvoorbeelden een voorbeeld te geven van het schematiseren van de onzekere grondparameters en van het onzekere grensspanningsveld voor hetzelfde representatieve praktijkgeval. Daarbij moet, waar nodig, onderscheid worden gemaakt tussen de schematisering voor de semi-probabilistische - en de probabilistische glijvlakberekeningen. Volgens voorgenoemde offerte is het doel ook om kaders te geven bij toepassing van probabilistische analyses voor ontwerpdoeleinden. Vooral voor wat betreft het bepalen van de robuustheid van het ontwerp en voor wat betreft de stabiliteit van het probabilistische FORM algoritme bij ophogingen. Deze kaders zouden deels moeten worden ontleend aan het voorgenoemde rekenvoorbeeld.

1.2 Aanpak

De toe te passen methodiek voor schematisering van de schuifsterkte is eerst opgezet en vastgelegd. Daarbij zijn verschillende alternatieven onderkend voor het bepalen van de relevante grondeigenschappen. De alternatieven hebben betrekking op het kwantificeren van de verwachtingswaarden en spreidingen. De methodiek is vervolgens toegepast op hetzelfde praktijkvoorbeeld dat wordt gebruikt in de handleiding voor de 'projectsoftware'. De resultaten voor de verschillende alternatieven zijn onderling vergeleken, waarna uit de gecombineerde resultaten gemotiveerde keuzes zijn gemaakt.

1.3 Resultaat

Het voorliggende rapport geeft een praktisch voorbeeld voor het schematiseren van de onzekere grondparameters en van het onzekere grensspanningsveld, die samen de schuifsterkte bepalen. De schematisering is van toepassing voor zowel semi-probabilistische als probabilistische glijvlakberekeningen, die volgens het WBI beide zijn toegestaan. In de voorliggende versie 1.1 is het commentaar verwerkt dat eind 2018 is ontvangen vanuit het POVM rekencluster. Het hoofdoel is hiermee bereikt, voor zover mogelijk op basis van de bij schrijven beschikbare inzichten. De nog resterende kennisleemtes zijn daarom ook expliciet gemaakt.

De als nevendoeel beoogde kaders voor probabilistisch ontwerpen hebben nog onvoldoende invulling gekregen. De reden daarvoor is dat het ontwerpdeel van het rekenvoorbeeld voor de handleiding (waarop zou moeten worden voortgebouwd) niet tijdig beschikbaar kwam.

1.4 Leeswijzer

- Hoofdstuk 2 beschrijft de toegepaste bepalingsmethode. Daarbij wordt doorverwezen naar de beschrijving van formules voor statistiek en regressie in bijlage A tot en met C.
- Hoofdstuk 3 geeft een toepassingsvoorbeeld voor een realistisch praktijkgeval.
- Hoofdstuk 4 geeft inzicht in de resterende kennisleemtes.
- Bijlage D geeft ten slotte een kort overzicht van de overige te schematiseren onzekerheden en van de wijze waarop. Daarbij wordt waar nodig onderscheid gemaakt tussen beoordeling en ontwerp en tussen een semi-probabilistische en probabilistische berekening.

2 Bepalingsmethode

2.1 Inleiding

Volgens de waterwet is het wettelijk beoordelingsinstrumentarium (WBI) van toepassing (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2017a). Daarin wordt verwezen naar de schematiseringshandleiding voor macrostabiliteit (Ministerie van Infrastructuur en Milieu, 2016b). Hierna genoemd: SHM.

Voor de karakterisering van de schuifsterkte van grond hanteert de SHM de volgende uitgangspunten.

- Gebruik van de *Critical State* sterkte. Deze is gedefinieerd als de sterkte die bij grotere schuifrek uiteindelijk wordt bereikt en waarbij de plastische volumevervorming (gedraineerd) of de waterspanningsverandering (ongedraineerd) gelijk aan nul is geworden.
- Gebruik van de op de *Critical State* gebaseerde ongedraineerde schuifsterkte van slecht doorlatende grond onder de freatische lijn, door toepassing van het zogenaamde SHANSEP model.

De *Critical State* schuifsterkte wordt vastgelegd door middel van de volgende drie parameters en aanvullende statusvariabele.

- De hoek van inwendige wrijving bij de *Critical State* (ϕ'_{cs}). Zie § 7.5 van de SHM.
- De SHANSEP schuifsterkte-ratio (S). Zie § 7.6 van de SHM.
- De SHANSEP sterktoename-exponent (m). Zie § 7.7 van de SHM.
- De grensspanning $\sigma'_{v,y}$. Deze statusvariabele is afhankelijk van de samendrukking en wordt aan de verticale effectieve spanning σ'_v gerelateerd door middel van het verschil (*pre-overburden pressure: POP*) of door middel van de verhouding (*Overconsolidatie ratio: OCR*). Zie § 7.8 van de SHM.

Per grondsoort en per grootte zijn verwachtingswaarden, spreidingen en karakteristieke waarden nodig als invoer voor de stabiliteitsberekening. De SHM geeft aanwijzingen voor de bepaling van deze waarden op basis van labonderzoek en sonderingen. De SHM geeft ook conservatieve standaardwaarden voor verschillende grondsoorten. De POVM Publicatie 'EEM toepassing in het ontwerp' geeft enige aanvullende aanwijzingen (POVM, 2018). Hierna wordt deze publicatie genoemd: PPE.

Hoofdstuk 3 illustreert de bepalingmethode voor elke parameter met een voorbeeld. Hoofdstuk 2 beschrijft voorafgaand de per parameter toegepaste bepalingmethoden. Qua methodiek is zo veel mogelijk aangesloten op de aanwijzingen in de SHM en de PPE. Waar deze aanwijzingen nog ruimte laten is een verdere invulling gegeven. Er worden vaak verschillende mogelijke bepalingmethoden beschreven. Gedachte daarbij is dat vergelijking van de resultaten van deze verschillende methoden leidt tot een beter afgewogen en gemotiveerde uiteindelijke parameterkeuze, vooral in de periode dat brede praktijkervaring nog moet worden opgebouwd.

2.2 Hoek van inwendige wrijving

De $\phi'_{cs,i}$ waarde per triaxiale compressie proef i wordt bepaald conform § 7.5 van de SHM. De SHM schrijft een anisotrope consolidatie tot de veldspanning voor. De toe te passen horizontale spanning wordt daarbij bepaald op basis van een aangenomen K_0 verhouding, waarbij rekening moet worden gehouden met de invloed van overconsolidatie. De

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

verwachtingswaarde, de karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente spreiding voor de probabilistische berekening zijn in hoofdstuk 3 bepaald voor de verzameling van de proefresultaten, volgens de formules in bijlage A.

Volgens de SHM kan de ϕ'_{cs} bepaald worden uit overgeconsolideerde en/of normaal geconsolideerde monsters. Indien de critical state niet wordt bereikt, wordt de hoek van inwendige wrijving onderschat (overgeconsolideerd) of overschat (normaal geconsolideerd). Bij overgeconsolideerde monsters moet de proef volgens de SHM tot minimaal 25% axiale rek worden afgeschoven om de critical state te bereiken.

De gedraineerde schuifsterkte is niet rechtevenredig met de wrijvingshoek. Daarom werd in het verleden bij het bepalen van verwachtingswaarden en standaardafwijkingen soms verondersteld dat de schuifsterkte evenredig is met $\tan(\phi'_{cs})$. Deze bovengrens veronderstelt echter dat de normaalspanning op het glijvlak niet verandert tijdens afschuiven. Dat is theoretisch alleen aantoonbaar bij associatief gedrag (Teunissen, 2016). Bij associatief gedrag is de dilatatiehoek gelijk aan wrijvingshoek. De werkelijke dilatatiehoek is in de *critical state* gelijk is aan nul. In dat geval is het zuiverder om evenredigheid met $\sin(\phi'_{cs})$ te veronderstellen (Teunissen, 2016). Dit is per 2017 dan ook de standaardkeuze geworden voor de projectsoftware en de D-GeoStability software. In § 3.3.4 wordt aangetoond dat er voor slappe grond in praktijk echter weinig verschil optreedt tussen het toepassen van statistiek op ϕ'_{cs} of op $\sin(\phi'_{cs})$.

2.3 Schuifsterkte-ratio

2.3.1 Aflezen ongedraineerde schuifsterkte

Afhankelijk van de beoogde toepassing (glijvlakberekening of eindige-elementenberekening) kan worden gekozen voor een verschillende bepaling van de ongedraineerde schuifsterkte s_u in een proef.

- Voor glijvlakberekeningen moet de waarde volgens de SHM worden afgelezen bij de eindrek van ongedraineerde triaxiale compressieproeven (klei, 25 % rek) en *direct-simple shear* proeven (veen, 40 % rek). Idee achter het aflezen bij eindrek is om op benaderende wijze rekening te houden met *strain compatibility*. Dit vanwege de verschillen in rekafhankelijke sterkte binnen een grondlaag (actief/neutral/passief) en tussen verschillende grondlagen.
- Voor eindige-elementenberekeningen met het SHANSEP NGI-ADP model in de *PLAXIS* software ligt het volgens de PPE voor de hand om deze af te lezen bij het bereiken van de Critical State (constant volume of constante waterspanning). Het model houdt namelijk zelf al rekening met schuifrekafhankelijke sterkteontwikkeling. Het aflezen bij de Critical State leidt doorgaans tot kleinere standaardafwijkingen.

In hoofdstuk 3 is gekozen voor het aflezen van de ongedraineerde-sterktewaarden bij de eindrek, vanwege de beoogde toepassing voor glijvlakberekeningen.

2.3.2 Gebruik van normaal geconsolideerde monsters

Normaal geconsolideerde monsters ($OCR = 1$) worden verkregen door te consolideren tot een verticale spanning hoger dan de grensspanning¹, in combinatie met de daarbij op basis van de K_0^{NC} verhouding bepaalde horizontale spanning. Op deze monsters worden vervolgens ongedraineerde triaxiaalproeven (TX) of ongedraineerde 'direct simple shear' (DSS) proeven uitgevoerd. De grote-rekwaarde van de ongedraineerde sterkte gedeeld door de verticale effectieve spanning voor monster i geeft de schuifsterkteratio S_i . De verwachtingswaarde, de karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente spreiding

¹ De grensspanning kan bepaald worden op basis van samendrukkingsproeven.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

voor de probabilistische berekening kunnen vervolgens worden bepaald voor de verzameling van proefresultaten, volgens de formules in bijlage A.

Voordeel van het gebruik van normaal geconsolideerde monsters is dat iedere afzonderlijke proef direct een S waarde oplevert en dat bepaling van verwachtingswaarde en spreiding eenvoudig en eenduidig is. Mogelijk nadeel van consolidatie tot voorbij de veldspanning is het verstoren van de monsterstructuur. Door de verstoring gaat ook een deel van de sterkte verloren. Dat is overigens alleen relevant wanneer men de ongedraineerde sterkte in rekening wil brengen bij overgeconsolideerde condities.²

2.3.3 Gebruik van overgeconsolideerde monsters

Overgeconsolideerde monsters ($OCR > 1$) worden verkregen door te consolideren tot de op basis van volumegewichten en waterspanningen geschatte effectieve veldspanning, in combinatie met de daarbij op basis van de K_0 verhouding bepaalde effectieve horizontale spanning. Op deze monsters worden ongedraineerde TX- of DSS-proeven uitgevoerd. De grote-rekwaarde van de ongedraineerde sterkte gedeeld door de consolidatiespanning σ'_{vc} geeft de overgeconsolideerde ongedraineerde schuifsterkteratio $(s_u/\sigma'_{vc})_{OC}$.

Overgeconsolideerde proeven zijn in ieder geval nodig om een correlatie op te stellen tussen de ongedraineerde schuifsterkte en de sondeerweerstand (bepaling van N_{kt}), zie bijlage B. Aanvullend kunnen ze ook worden gebruikt voor bepaling van de schuifsterkte-ratio S en sterktoename-exponent m .

Daarvoor moet aanvullend ook de grensspanning σ'_{vy} en de overconsolidatieratio OCR worden afgeleid uit samendrukkingsproeven op een ander monster (direct erboven of eronder).

De regressielijn door de punten van $\log(s_u/\sigma'_{vc})_{OC}$ tegen de $\log OCR$ geeft de schuifsterkteratio S en eventueel ook de sterktoename-exponent m . Als alternatief kan tijdens de regressie ook een vaste (en conservatieve) waarde voor m worden gekozen, zie § 2.4. Voor de regressie wordt gebruik gemaakt van de SHANSEP relatie $(s_u/\sigma'_{vc})_{OC} = S \cdot (OCR)^m$, zie kader 2.1. In de regressie kunnen ook de normaal geconsolideerde proeven worden meegenomen.

² In het geval dat de voorgenomen ontwerpopploosing ophogen is tot boven de grensspanning (het aanbrengen van een berm bijvoorbeeld), sluit het beproeven van normaal geconsolideerde monsters meer aan bij de realiteit dan overgeconsolideerde monsters

Kader 2.1 – Afleiding S en m uit overgeconsolideerde monsters

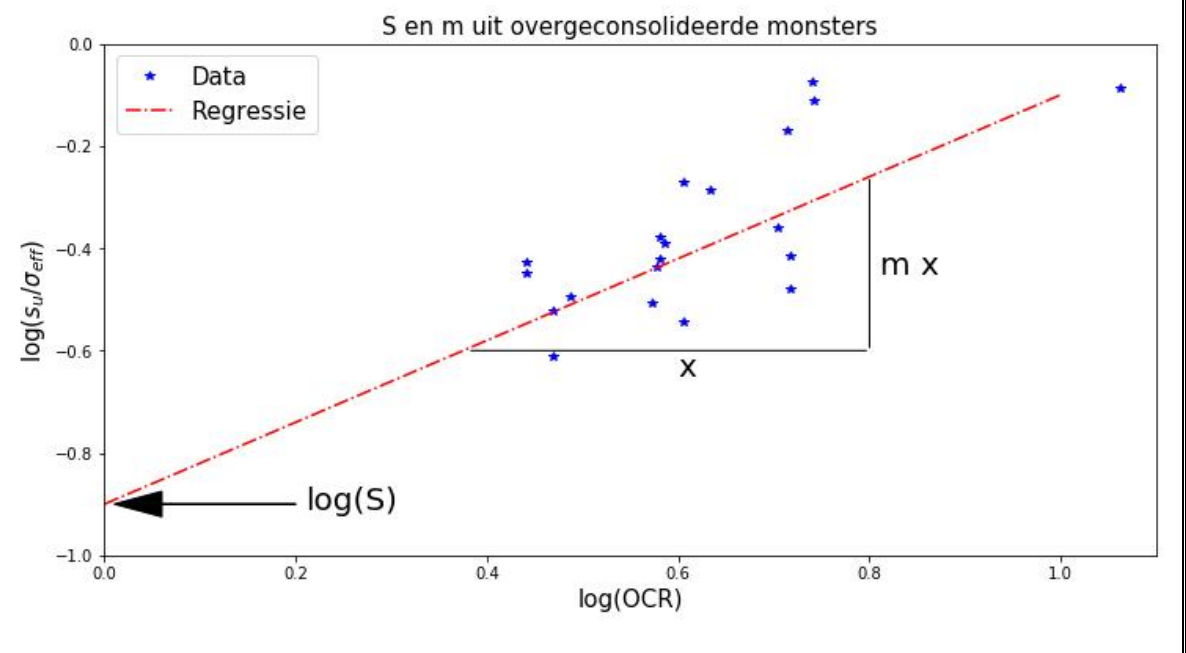
De SHANSEP vergelijking:

$$\frac{s_u}{\sigma'_{vi}} = S(OCR)^m$$

kan worden omschreven naar:

$$\log\left(\frac{s_u}{\sigma'_{vi}}\right) = \log(S) + m \log(OCR)$$

Wanneer we in een assenstelsel $\log\left(\frac{s_u}{\sigma'_{vi}}\right)$ uitzetten tegen $\log(OCR)$ is de helling van de grafiek gelijk aan m en de oorsprong gelijk aan $\log(S)$, als weergegeven in de onderstaande afbeelding.



Waterschap Rivierenland heeft voor deze regressie een spreadsheet ter beschikking gesteld. De spreadsheet is samen met de documentatie te vinden op de site van de helpdesk water (Waterschap Rivierenland, 2016b) (Waterschap Rivierenland, 2016a). Voor de volledigheid is de achtergrond van de gebruikte regressiemethode ook opgenomen in bijlage C. Zoals daarin te lezen worden tijdens de regressie ook de (co)varianties van startwaarde $\ln(S)$ en richtingscoëfficiënt m geschat. Voor de bepaling van karakteristieke waarden van $\ln\left(\frac{s_u}{\sigma'_{vi}}\right)$ worden ze gecombineerd met een aangenomen student t verdeling, waarbij ook de regionale spreiding wordt meegenomen.

Voordeel van het gebruik van overgeconsolideerde monsters is dat het monster in de TX- of DSS-proeven tijdens de consolidatie niet wordt belast met een hoge spanning, zodat de structuur die de grond heeft opgebouwd in het veld zoveel mogelijk intact blijft (op voorwaarde dat geen monsterverstoring is opgetreden tijdens het steken van het monster). Economisch voordeel is ook dat hergebruik mogelijk is van proefresultaten die ook al nodig zijn voor kalibratie van de N_{kt} .

Nadeel van het gebruik van overgeconsolideerde monsters is echter dat de proeven geregeld bij zeer lage spanningen moeten worden uitgevoerd, waarbij de meetnauwkeurigheid van de apparatuur een significante rol gaat spelen. Een ander nadeel is de onzekerheid in de grensspanning. De schuifsterkte en de grensspanning worden bovendien noodzakelijkerwijze bepaald op verschillende monsters, van mogelijk iets verschillende samenstelling en historie.

Bovendien is de grensspanning zelf ook niet heel precies uit de proef te bepalen. Dit maakt de bepaling met overgeconsolideerde monsters minder nauwkeurig.

2.4 Sterktetoename-exponent

De sterktetoename-exponent (m [-]) bepaalt de mate waarin het effect van de OCR doorwerkt in de ongedraineerde schuifsterkte. Wanneer de m waarde gelijk aan 1 zou zijn, dan is alleen de grensspanning nog van invloed op de ongedraineerde sterkte onder de grensspanning. Wanneer de m waarde gelijk aan nul zou zijn, dan is alleen de verticale effectieve spanning nog van invloed, net zoals bij gedraineerde sterkte wordt aangenomen.

De sterktetoename-exponent kan worden bepaald op basis van resultaten uit de volgende methoden:

- 1) Door gelijktijdige regressie van $\log(S)$ en m uit resultaten van overgeconsolideerde TX en DSS proeven, zie § 2.3.3. Dit kan in praktijk echter resulteren in m waarden die fysisch onrealistisch zijn (bijvoorbeeld groter dan 1).
- 2) Door statistische bepaling van m bij gegeven $\log(S)$ uit resultaten van uitsluitend overgeconsolideerde TX en DSS proeven, zie § 2.3.3. De S waarde zelf moet dan eerder al zijn bepaald uit normaal geconsolideerde TX en DSS proeven, zie § 2.3.2.
- 3) Door correlatie met samendrukkingsparameters, op basis van de *Cam Clay* theorie.

$$m_{DSS} \approx 1 - \frac{C_s}{C_c} \approx 1 - \frac{a}{b} \quad (2.1)$$

Waarin:

m_{DSS} De sterktetoename-exponent voor vlakke-spanningscondities

C_s, a De zwellingsparameter op basis van lineaire rek (C_s) of natuurlijke rek (a)

C_c, b De compressieparameter op basis van lineaire rek (C_c) of natuurlijke rek (b)

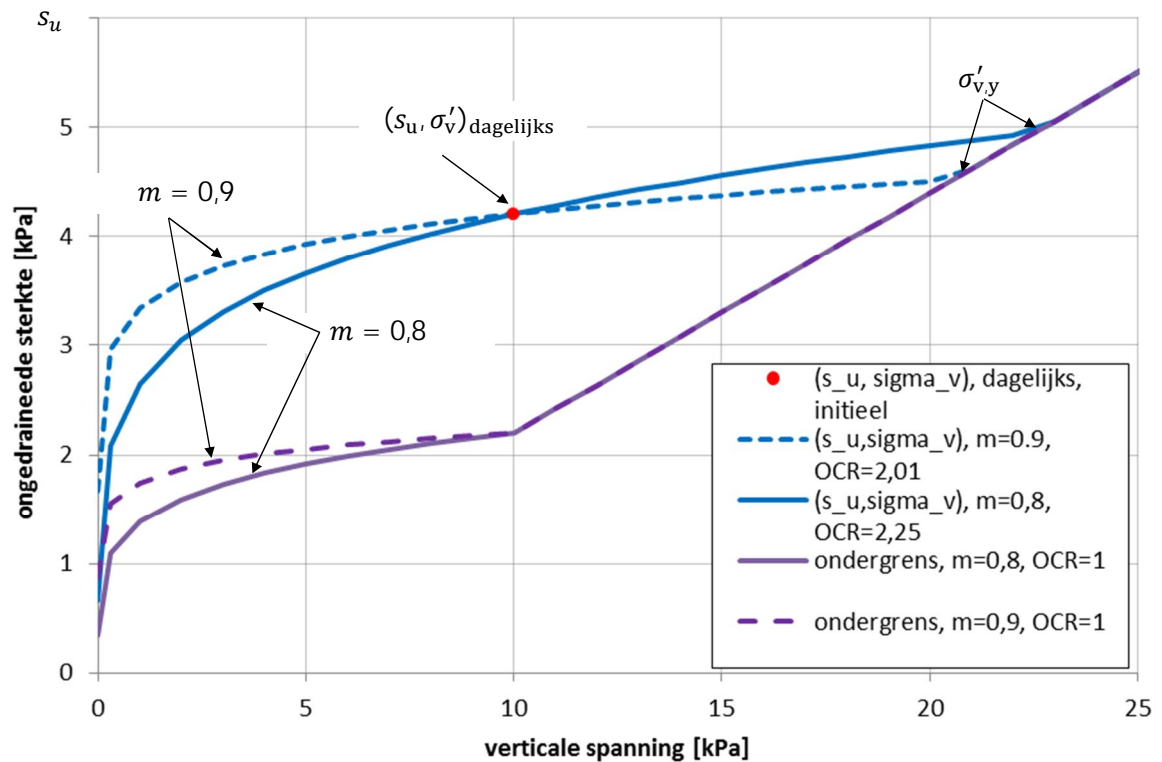
Uit deze correlatie resulteren ten opzichte van methode 2 echter vaak hogere waarden, die mogelijk niet voldoende conservatief zijn voor situaties waarin de verticale effectieve spanning tijdens de beoordeling lager ligt dan de effectieve spanning onder dagelijkse omstandigheden.

In kader 2.2 is uiteengezet wanneer een lage en wanneer een hoge sterktetoename-exponent conservatief is. Een lage waarde is conservatief voor het geval dat de effectieve spanning in de beoordelingssituatie lager is dan de effectieve spanning waarbij de ongedraineerde sterkte uit de sondeerweerstand is bepaald. Bij het ontwerp van een situatie na ophoging is een lage waarde echter alleen met zekerheid conservatief, zolang mag worden aangenomen dat de veldspanning na ophogen hoger is dan de initiële grensspanning.

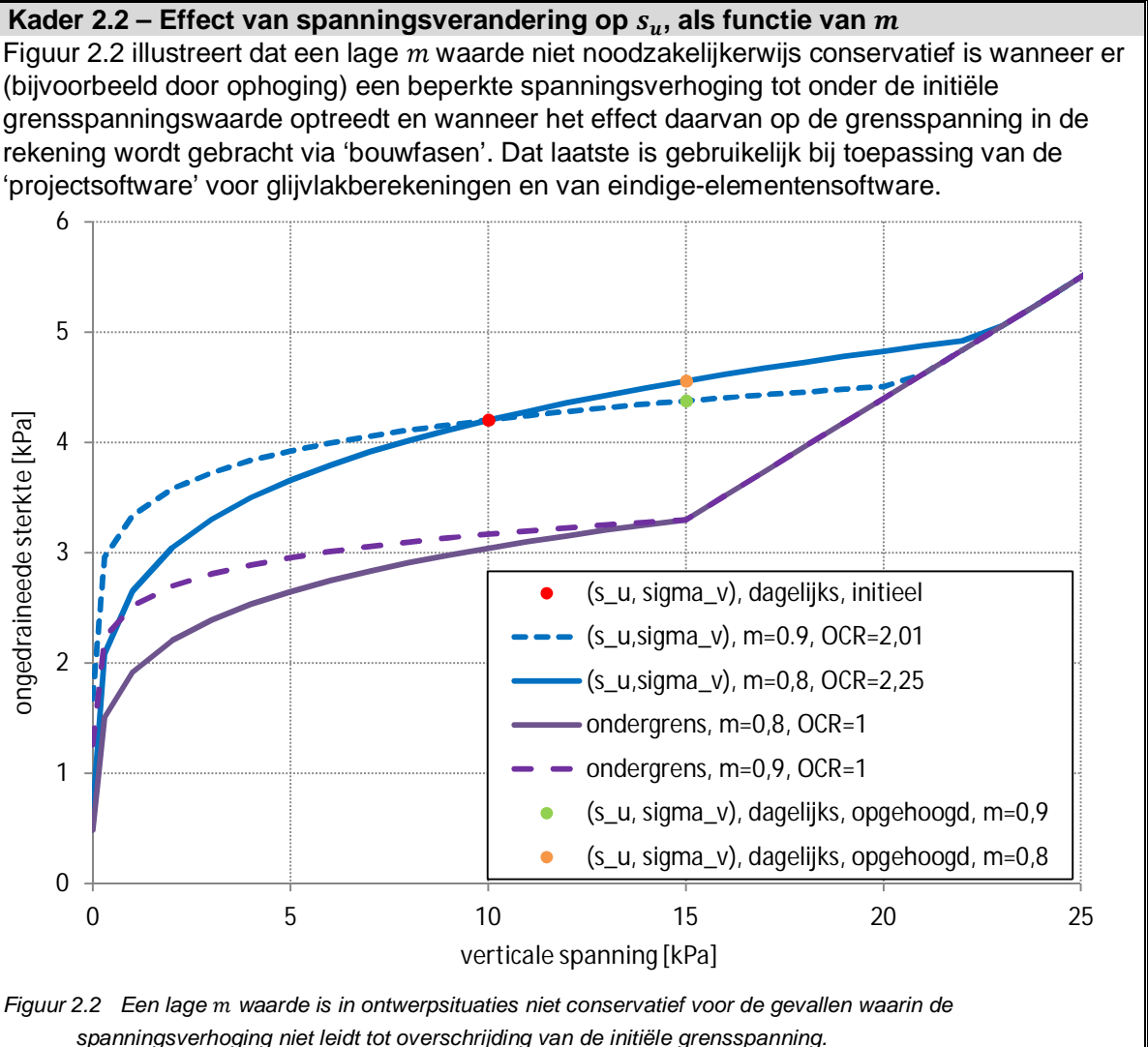
In hoofdstuk 3 zijn de resultaten van de drie methoden met elkaar vergeleken. Na vergelijking is gekozen voor een vaste lage karakteristieke waarde van 0,8. Deze waarde volgde in het voorbeeld uit methode 2. De waarde 0,8 is volgens de PPE echter ook een geschikte schatter voor de lage karakteristieke waarde, indien bepaling uit overgeconsolideerde proeven onvoldoende betrouwbaar mogelijk is.

Kader 2.2 – Effect van spanningsverandering op s_u , als functie van m

De ongedraineerde sterkte bij dagelijkse omstandigheden wordt via correlatie bepaald uit de sondeerweerstand, tenzij hieruit een waarde resulteert die lager is dan de ondergrenswaarde bij $OCR = 1$. De bijbehorende grensspanning wordt teruggerekend met de afgeleide S en m . Wanneer de verticale spanning in de beoordelingssituatie lager is dan de verticale spanning onder dagelijkse omstandigheden, dan levert een lagere m waarde volgens de SHANSEP relatie ook een lagere ongedraineerde sterkte op. Figuur 2.1 geeft ter illustratie een voorbeeld van de ongedraineerde sterkte als functie van verticale spanning, voor twee verschillende waarden van m .



Figuur 2.1 Voorbeeld effect van m waarde op ongedraineerde sterkte bij aanpassing van effectieve verticale spanning, $s_{u,dagelijks} = 4,2 \text{ kPa}$, $\sigma_{v,dagelijks} = 10 \text{ kPa}$, $S=0,22$, $m = 0,8$ (getrokken) en $m = 0,9$ (gestippeld). Een lage m waarde is conservatief zolang de verticale effectieve spanning in de beoordelingssituatie lager is dan de initiële waarde onder dagelijkse omstandigheden.



2.5 Grensspanning

2.5.1 Inleiding

De grensspanning $\sigma'_{v,y}$ [kPa] is een maat voor de belastinggeschiedenis en de leeftijd van de grond. Wanneer de grensspanning relatief hoog is ten opzichte van de actuele effectieve verticale spanning (zwaar overgeconsolideerd) dan is de grond relatief samengedrukt. Het poriënvolume van de grond is dan relatief klein in relatie tot de actuele effectieve verticale spanning. In holocene grondlagen is de grootte van de grensspanning het gevolg van kruip, polderpeilfluctuaties, weersinvloeden en bodemvormende processen (fysische, chemische en biologische processen) in de grond. Deze processen zorgen voor een afname van het poriënvolume in de tijd. Samendrukking kan (deels) ook het gevolg zijn van belasting door het dijkgewicht of door andere oorzaken (bijvoorbeeld vacuümconsolidatie).

Het verschil tussen grensspanning en actuele effectieve verticale spanning wordt uitgedrukt in de *Pre-Overburden Pressure*:

$$POP = \max(\sigma_{v,y} - \sigma'_v; 0) \quad (2.2)$$

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

De verhouding tussen beiden wordt uitgedrukt in de *Overconsolidation Ratio*:

$$OCR = \max\left(\frac{\sigma_{v,y}}{\sigma'_v}; 1\right) \quad (2.3)$$

De 'projectsoftware' gebruikt invoer van in de doorsnede variërende *POP* velden, *OCR* velden of $\sigma_{v,y}$ velden, waarbij tussen de opgegeven punten lineair wordt geïnterpoleerd. Op deze wijze kan ook het verschil tussen de grensspanning onder en naast de dijk in rekening worden gebracht, als een horizontaal en verticaal verlopend veld. Bij ontwerpberekeningen zal de 'projectsoftware' zelf de invloed op de grensspanning in rekening brengen van een ophoging.

Invoer via *POP* of *OCR* wordt aanbevolen in plaats van een directe grensspanningsinvoer, omdat dit leidt tot een meer continu verloop van de grensspanning als functie van het eveneens continu verlopende verticale effectieve spanningsveld. In theorie is de grensspanning een gevolg van zowel voorbelasting (constante *POP*) als van veroudering (constante *OCR*). In praktijk is het vaak niet duidelijk welk van de twee invoermogelijkheden de werkelijkheid het best benadert. In deze rapportage wordt alleen de invoer via *POP* uitgewerkt, omdat dan vergelijking mogelijk is met de standaardwaarden die in de SHM worden gegeven. In praktijk kan echter ook voor invoer via *OCR* worden gekozen.

Binnen een laag wordt doorgaans geen verticaal verloop van de *POP* ingevoerd, tenzij uit metingen een duidelijke trend blijkt. Voor wat betreft het aan te nemen horizontale verloop moet een keuze worden gemaakt voor het modelleren van de *POP* als regionale laageigenschap of als een lokale eigenschap.

- Bij modellering als een regionale laageigenschap wordt verondersteld dat in de ruimtelijke verdeling geen horizontale trend waarneembaar is. De waarden voor semi-probabilistische en probabilistische analyses moeten dan, net zoals de 'gewone' grondparameters, worden bepaald door middel van statistiek op een regionale dataset (proevenverzameling). Zie verder § 2.5.2.
- Bij modellering als een lokale eigenschap wordt wel de mogelijkheid voorzien van (lokale) horizontale trends. Deze horizontale trends kunnen worden ontleend aan verschillende datasets (sonderingen of proevenverzamelingen) onder en naast de dijk. Zie verder § 2.5.3.

De SHM benoemt beide mogelijkheden. De SHM suggereert (al dan niet terecht) dat het modelleren als lokale eigenschap een verfijning is van het (met conservatieve standaardwaarden) modelleren als regionale laageigenschap. In het voorliggende rapport is gekozen voor het modelleren als lokale eigenschap op basis van sondeerwaarden (verschillend onder en naast de dijk), omdat het aannemelijk is dat de *POP* onder de dijk zal verschillen van de waarde daarnaast en omdat bij voldoende korte sondeerafstanden ook de eventuele trend in dijkrichting kan worden beschreven. In kader 2.3 is een korte vergelijking gemaakt van beide aanpakken.

Kader 2.3 – De POP uit lokale sonderingen of als regionale laageigenschap?

De *POP* is in een statusvariabele die een relatie heeft met de (lokale) spanningsgeschiedenis. Dit betekent dat de waarde niet zondermeer mag worden gezien als een parameter zonder trendmatig ruimtelijk verloop. Dat laatste is wel gebruikelijk is voor de schuifsterkte-ratio en de sterktoename-exponent. Modellering als 'quasi-parameter' (regionale laageigenschap) is formeel alleen toegestaan wanneer de spanningsgeschiedenis in de beschouwde regio per laag weinig verschilt. Trends en eventuele lokale, niet uit te middelen, pieken of dalen in de *POP* over de breedte van een afschuifvlak worden bij een 'quasi-parameter' modellering niet herkend en verdisconteerd. Met de *POP* op basis van lokale sonderingen die voldoende korte afstand zijn uitgevoerd wordt dit ruimtelijke beeld wel

verdisconteerd. Dit betekent overigens niet dat altijd een 'gunstigere' waarde voor de POP wordt gevonden, omdat bij de omrekening van sondeerweerstand naar grensspanning extra onzekerheid wordt geïntroduceerd.

2.5.2 POP als regionale laageigenschap

Indien de initiële *POP* waarde als laageigenschap ('quasi-parameter') wordt beschouwd kan gebruik worden gemaakt van de waarden die volgen uit samendrukkingsproeven. In kader 2.3 is al aangeduid dat dit formeel alleen is toegestaan wanneer de spanningsgeschiedenis in de beschouwde regio per laag weinig verschilt. Bij eventuele bepaling uit samendrukkingsproeven verdient het daarom aanbeveling om aparte verzamelingen te beschouwen voor de waarden onder en naast de dijk.

In de praktijk wordt de initiële *POP* waarde vaak als laageigenschap beschouwd als er (nog) onvoldoende of geen informatie beschikbaar is om de grensspanning als lokale eigenschap te beschouwen. Tabel 7.3 van de SHM geeft indicatieve karakteristieke *POP* waarden voor verschillende grondsoorten. Daarbij wordt geen onderscheid gemaakt tussen de locaties onder de dijk, onder het talud en in het achterland. Bij een constante *POP* waarde zal de *OCR* onder de dijk dus lager zijn dan in het achterland. De 'projectsoftware' zal bij ontwerpberekeningen zelf de invloed van een ophoging in rekening brengen.

De *POP* is altijd groter of gelijk aan nul. Het ligt dus voor de hand om voor de kansverdeling een lognormale verdeling aan te nemen. Zie bijlage A voor formules om per laag de verwachtingswaarde en spreidingen te bepalen uit de eerst per samendrukkingsproef bepaalde parameterwaarden.

2.5.3 POP uit lokale sondeerweerstand

2.5.3.1 Inleiding

Om de *POP* als lokale eigenschap te kunnen beschouwen kan de grensspanning (en daarmee ook de *POP*) worden bepaald op basis van de lokale sondeerweerstand. De onderstaande stappen moeten hiervoor worden doorlopen:

- 1) Het correleren van de ongedraineerde schuifsterkte s_u met de netto conusweerstand q_{net} , zie § 2.5.3.2;
- 2) Het bepalen van de lokale ongedraineerde schuifsterktes en de keuze van de maatgevende waarde, zie § 2.5.3.3;
- 3) Het omrekenen van de ongedraineerde schuifsterkte naar de *POP*, zie § 2.5.3.4 en § 2.5.3.5.

2.5.3.2 Bepaling N_{kt} voor correlatie van ongedraineerde sterkte met conusweerstand

De SHM geeft de mogelijkheid om de indicatieve *POP* waarden te verfijnen met hulp van een correlatie tussen de ongedraineerde sterkte en de netto sondeerweerstand. Deze correlatie is gegeven in vergelijking (2.4).

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

$$s_u = \frac{q_{net}}{N_{kt}}, \quad q_{net} = q_t - \sigma_v, \quad q_t = q_c + (1 - a)u_2 \quad (2.4)$$

waarin:

a	conusfactor, afhankelijk van gebruikte sonde [-]
N_{kt}	correlatiefactor tussen q_{net} en s_u [-]
q_c	conusweerstand [kPa]
q_{net}	conusweerstand gecorrigeerd voor gemeten waterspanning en verticale spanning [kPa]
q_t	conusweerstand gecorrigeerd voor gemeten waterspanning [kPa]
σ_v	in situ gemeten verticale totaalspanning [kPa]
u_2	waterspanning gemeten direct boven de conus [kPa]

Om de q_{net} te bepalen moet de totale verticale veldspanning tijdens sonderen worden geschat. Daarin moet de invloed van spanningsspreiding worden meegenomen. Als veilige schattingen voor N_{kt} bij verzadigde omstandigheden noemt de SHM een verwachtingswaarde van 20 en een variatiecoëfficiënt van 0,25. Voor onverzadigde omstandigheden wordt een N_{kt} verwachtingswaarde van 60 genoemd.³

Per grondsoort kan een meer precieze N_{kt} waarde worden gefit op basis van datapunten. In elk datapunt is de ongedraineerde sterkte van een bij in-situ spanning K_0 geconsolideerd monster gecombineerd met de corresponderende q_{net} waarde. Dat wil zeggen: de q_{net} waarde die is bepaald op (vrijwel) dezelfde in-situ plaats (x,y,z) als waar het monster zich bevond. Wanneer regionale toepassing van de correlatie wordt beoogd moeten er voor de fit bovendien resultaten beschikbaar zijn voor minimaal 3 proeflocaties binnen de regio, met per proeflocatie en grondsoort minimaal 5 datapunten. Een geschikte afstand tussen de proeflocaties bedraagt indicatief tussen de 2 en 3 km.

Volgens de PPE zijn de volgende twee methoden geschikt om de bijdrage van de onzekerheid in de N_{kt} aan de onzekerheid in de ongedraineerde sterkte te bepalen (de "transformatieonzekerheid" van de correlatie). Bij deze bepaling wordt de onzekerheid in de q_{net} waarde dus niet meegenomen.

- 1) Minimaliseren van de variatiecoëfficiënt op de q_{net}/N_{kt} waarde voor alle (s_u, q_{net}) datapunten gezamenlijk, via een "gewogen" regressie. Hiermee wordt naast een verwachtingswaarde $\mu_{N_{kt}}$ dus ook de (geminimaliseerde) variatiecoëfficiënt $V_{q_{net}/N_{kt}}$ gevonden. Deze bepaling wijkt af van een normale regressie, waarin de standaardafwijking op q_{net}/N_{kt} zou worden geminimaliseerd.
- 2) Het toepassen van statistiek op de verzameling van de per datapunt i bepaalde $N_{kt,i} = q_{net,i}/s_{u,i}$ waarden. In dit geval moet wel een lognormale spreiding op N_{kt} worden aangenomen. Hiermee wordt voor $\ln(N_{kt})$ dus een verwachtingswaarde $\mu_{\ln N_{kt}}$ en een (geminimaliseerde) standaardafwijking $\sigma_{\ln N_{kt}}$ gevonden.

Bijlage B geeft voor beide methoden de formules ter bepaling van de verwachtingswaarde en de karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en van de equivalente spreiding voor de probabilistische berekening. De twee methoden zullen leiden tot verschillende karakteristieke waarden en ook tot verschillende verwachtingswaarden. Vooralsnog is alleen methode 1 in de SHM beschreven. In de toekomst kan dit veranderen. Een vergelijking met methode 2 wordt daarom aanbevolen.

³ Vanaf 2019 zal onderzoek starten naar het beter karakteriseren van de schuifsterkte van de klei in de dijk of in deklagen die tijdens sondering boven de freatische lijn ligt, maar tijdens de beoordelingssituatie eronder. (Deltares, 2019b)

2.5.3.3 Bepaling lokale ongedraineerde schuifsterkte uit sondeerweerstand

Om het verloop van de lokale ongedraineerde schuifsterkte uit sondeerweerstand te bepalen worden in het voorliggende rapport de volgende stappen doorlopen.

- 1) Ten eerste moeten voor elke sondering de laagscheidingen worden gedefinieerd. Dit is onder andere noodzakelijk voor het bepalen van de verticale spanning en van de N_{kt} waarde per laag.
- 2) Het verloop van de ongedraineerde schuifsterkte over elke sondering wordt bepaald voor ieder meetpunt van de sondering de conusweerstand te delen door de bijbehorende waarde van de N_{kt} . Zie bijlage B voor het daarbij in rekening brengen van de transformatieonzekerheid voor het semiprobabilistische geval (karakteristieke waarde voor N_{kt} en het probabilistische geval (verwachtingswaarde en standaardafwijking voor N_{kt}). Zodoende wordt het verloop van de ongedraineerde schuifsterkte over de diepte verkregen (karakteristiek, of verwachtingswaarde en spreiding).
- 3) De gelineariseerde ongedraineerde schuifsterkte, s_u , (karakteristieke waarde voor semi-probabilistisch en verwachtingswaarde en standaardafwijking voor probabilistisch) wordt bepaald door per sondering en per laag binnen de sondering een lineaire fit (met de kleinste kwadraten methode) te maken door het verloop van de ongedraineerde schuifsterkte over de diepte. Dit resulteert in een $s_{u,top}$, $s_{u,bottom}$ en $s_{u,midden}$ per sondering per laag. De operatie kan uitgevoerd worden met de 'CPT-tool'⁴. Deze tool is ook geschikt voor het bepalen van de karakteristieke waarde van de grensspanning voor één enkele sondering.
- 4) Voor elke laag is per vak en per locatie in dwarsrichting een representatieve waarde nodig van de ongedraineerde sterkte (afzonderlijk voor onder en naast de dijk). Daarvoor moet de informatie over de sonderingen binnen het vak worden gecombineerd. Indien als sondeerafstand de in de SHM aanbevolen 50 m wordt gehanteerd, dan kan voor deze waarde de (over de laag gemiddelde) $s_{u,midden}$ worden aangehouden van de voor die laag 'slechtste' sondering binnen een vak⁵. Bij toepassing van de 'slechtste' sondering hoeft naast de transformatieonzekerheid geen aanvullende ruimtelijke onzekerheid meer in rekening te worden gebracht (zie kader 2.4). Bij een karakteristieke breedte van een glijvlak van 30 à 50 meter geldt dit zolang de horizontale correlatielengte voor de ongedraineerde sterkte ook van die orde is. In de SHM wordt wel het in rekening brengen van een aanvullende ruimtelijke onzekerheid voorgeschreven. Dat is echter alleen logisch wanneer voor de representatieve q_{net} waarde, in plaats van de 'slechtste' sondering, gebruik zou worden gemaakt van de uit meerdere sonderingen bepaalde karakteristieke waarde voor het vak. Indien de ontwerper gebruik maakt van grotere sondeerafstanden (of lokaal wil optimaliseren met een kleinere sondeerafstand) kan de onzekerheid tussen de sonderingen worden geschat met hulp van geostatistische methoden zoals Kriging.

Kader 2.4 – Ruimtelijke onzekerheid in de lokale waarde

Met het meenemen van de ruimtelijke onzekerheid in de ongedraineerde sterkte wordt de kans verdisconteerd dat de schuifsterkte op een locatie tussen de sondeerlocaties lager is dan schuifsterkte ter plaatse van de sondeerlocaties.

Gegeven dat een glijvlak een breedte heeft zijn we niet geïnteresseerd in de laagste lokale puntwaarde van de schuifsterkte, maar in de gemiddelde schuifsterkte over de breedte van een glijvlak. Met een karakteristieke breedte van een glijvlak van 30 à 50 meter en met een correlatielengte van dezelfde orde is het bij een sondeerafstand van

⁴ Deze tool en bijbehorende beschrijving is te downloaden via: <ftp://cpttool@ftp.deltares.nl>

⁵ Wanneer verschillende lagen een verschillende 'slechtste' sonderingen hebben gekozen moet de sondering worden gekozen waarbij de stabiliteitsfactor uiteindelijk het laagst zal uitvallen.

50 meter niet aannemelijk dat de laagste over de glijvlakbreedte gemiddelde waarde van ongedraineerde schuifsterkte lager is dan de laagste meting (puntwaarde) van de schuifsterkte.

Indien de 'slechtste' sondering een significant lagere schuifsterkte geeft dan de overige sonderingen, kan er voor gekozen worden om (een) extra sondering(en) naast deze sondering te plaatsen om na te gaan of de waarde over een significante breedte aanwezig is.

Indien de afstand tussen de sonderingen (veel) meer dan 50 m is moet wel met ruimtelijke onzekerheid tussen de sondeerpunten worden gerekend. Bij gegeven autocorrelatielengte kan de onzekerheid tussen de sonderingen worden geschat met hulp van geostatistische methoden zoals Kriging (Firouziandbandpey, Ibsen, Griffiths, Vahdatirad, Andersen, & Sørensen, 2015).

In de ruimtelijke onzekerheid is niet de kans op een alternatieve grondopbouw (zoals een oude geulopvulling) verdisconteerd. Een alternatieve grondopbouw, die eventueel gemist kan zijn, dient te worden meegenomen in een apart scenario.

Bij afzonderlijke analyse van meerdere grondlagen (bv. een veen en kleilaag) is het mogelijk dat de minst sterke veenlaag niet in alle gevallen in dezelfde dwarsdoorsnede ligt als de minst sterke kleilaag. Hetzelfde geldt voor de sonderingen in de teen en in de kruin.

- In dat geval moeten in theorie voor alle mogelijk maatgevende sonderingen binnen het vak aparte doorsnedeschematiseringen worden uitgevoerd en stabiliteitsfactoren of faalkansen bepaald.
- Wanneer dat in praktijk onwerkbaar blijkt is het een conservatieve veilige keuze om alle 'slechtste' sterkte-eigenschappen binnen een vak te combineren in één rekenprofiel. Als alternatief kan soms onderbouwd de waarschijnlijk 'slechtste' doorsnede worden gekozen op basis van 'expert judgement', aan de hand van de waarschijnlijke ligging van het maatgevende glijvlak in combinatie met een inschatting van de laag en de locatie (kruin of teen) waar de hoogste bijdrage aan de afschuifweerstand wordt geleverd.

2.5.3.4 Bepaling karakteristieke POP waarde voor semi-probabilistische analyse

Volgens de PPE moet de karakteristieke grensspanning $\sigma'_{v,y}$ voor een semi-probabilistische analyse worden teruggerekend uit de karakteristieke ongedraineerde sterkte $\frac{q_{net, kar}}{N_{kt, kar}}$, door combinatie met de SHANSEP vergelijking:

$$\sigma'_{v,y, kar} = \max \left(\sigma'_{v, ini}^{(1-1/m)} \cdot \left(\frac{\left(\frac{q_{net}}{N_{kt}} \right)_{kar}}{S_{kar}} \right)^{\frac{1}{m_{kar}}}; \max(\sigma'_{v, ini}; \sigma'_v) \right) \quad (2.5)$$

Hierin is $\sigma'_{v, ini}$ de (dagelijkse) effectieve verticale spanning tijdens sonderen.

De uit de sondeerweerstand bepaald karakteristieke grensspanning wordt bij overgeconsolideerde toestand mede bepaald door de relatief hoge transformatieonzekerheid.

De 'projectsoftware' berekent met de karakteristieke grensspanning weer de karakteristieke ongedraineerde sterkte, op basis van de SHANSEP relatie.

$$s_{u, kar} = \sigma'_v \cdot S_{kar} \cdot (\sigma'_{v,y, kar} / \sigma'_v)^{m_{kar}} \quad (2.6)$$

Voor het bepalen van de karakteristieke waarde van de grensspanning en de daaruit terug te rekenen POP of OCR is vanuit de Helpdesk Water de al eerder genoemde “CPT-tool” beschikbaar. Deze is geschikt voor de analyse van een enkele representatieve sondering. Per eind 2018 is deze tool ingebed in een ‘combinatie-tool’ die ook de N_{kt} bepaling en de gecombineerde S en m bepaling ondersteunt. De CPT tool bepaalt de karakteristieke grensspanning overigens enigszins afwijkend van de procedure die in deze paragraaf is beschreven. De in deze paragraaf beschreven methode verdient de voorkeur.

2.5.3.5 Bepaling verwachtingswaarde en spreiding POP voor probabilistische analyse

Voor toepassing in een probabilistische berekening zoeken we naar een verdeling van de grensspanning $\sigma_{v,y}$ die correspondeert met de verdeling van de N_{kt} zoals gegeven in bijlage B.3. De onzekerheid in de grensspanning wordt daarmee dus gedefinieerd als een maat voor de transformatieonzekerheid. Deze kan dus afwijken van de onzekerheid in de “echte” grensspanning, zoals uit samendrukkingsproeven zou worden gevonden.

De verwachtingswaarde voor grensspanning wordt gegeven door vergelijking (2.7).

$$\mu_{\sigma'_{v,y}} = \sigma'_v \cdot \left(\frac{\mu_{(q_{net}/N_{kt})}}{\sigma'_v \cdot \mu_S} \right)^{1/m} \quad (2.7)$$

De standaardafwijking op de grensspanning die de transformatieonzekerheid representeert kan worden geschat uit de standaardafwijking van de ongedraineerde sterkte die uit de correlatie volgt:

$$\sigma_{POP} = \sigma_{\sigma_{v,y}} \approx \frac{\sigma_{su}}{S} = \frac{s_u}{S} \cdot V_{q_{net}/N_{kt}} = V_{q_{net}/N_{kt}} \cdot \sigma'_v \cdot OCR^m \quad (2.8)$$

Hierbij is $V_{q_{net}/N_{kt}}$ de variatiecoëfficiënt die de transformatieonzekerheid in de N_{kt} uitdrukt, zie bijlage B.3. Vergelijking (2.8) geeft een conservatieve bovengrens, omdat wordt aangenomen dat de volledige onzekerheid op de schuifsterkte wordt veroorzaakt door de onzekerheid op de POP.

Bij $m = 1$ vereenvoudigt vergelijking (2.8) tot:

$$\begin{aligned} \sigma_{POP} &= \sigma_{\sigma_{v,y}} \approx \mu_{\sigma_{v,y}} \cdot V_{q_{net}/N_{kt}} \\ V_{OCR} &= V_{\sigma_{v,y}} \approx V_{q_{net}/N_{kt}} \end{aligned} \quad (2.9)$$

Toepassing van vergelijking (2.9) geeft ook weer een conservatieve bovengrens voor de σ_{POP} waarde uit vergelijking (2.8), in het geval dat m kleiner is dan 1.

De aanbevolen verdeling van de POP of OCR is lognormaal, net zoals de verdeling van N_{kt} bij bepalingmethode 2, zie § 2.5.3.2.

Bij een lognormale verdeling van de POP of OCR kan de grensspanning nooit lager worden dan de initiële veldspanning. De ‘projectsoftware’ zorgt er overigens onder alle omstandigheden voor dat de ongedraineerde sterkte wordt gebaseerd op het maximum van de probabilistisch bepaalde grensspanningswaarde en de veldspanning, zoals genoteerd in vergelijking (2.10).

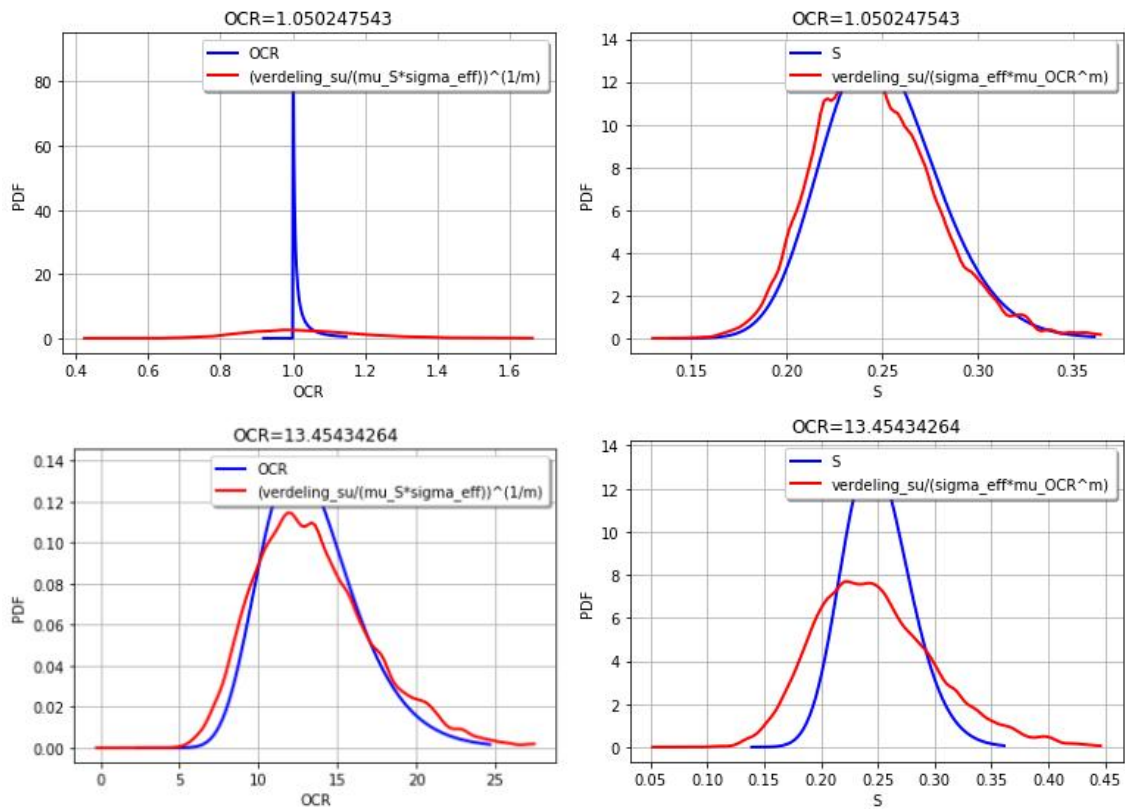
$$s_{u,prob} = \sigma'_v \cdot S_{prob} \cdot \left(\frac{\max(\sigma'_{v,y,prob}; \sigma'_v)}{\sigma'_v} \right)^{m_{kar}} \quad (2.10)$$

Kader 2.5 – Onzekerheid in de grensspanning

In een probabilistische berekening zal de resulterende verdeling van de ongedraineerde sterkte bij weinig overgeconsolideerde grond ($OCR \rightarrow 1$) worden gedomineerd door de onzekerheid in de S parameter en bij zwaar overgeconsolideerde grond ($OCR \gg 1$) door de onzekerheid in de POP of OCR .

Hierna wordt dit voorbeeldsgewijs geïllustreerd. In het voorbeeld is door middel van een *Monte Carlo sampling* de kansverdeling voor de s_u berekend bij gegeven kansverdelingen voor de S en de POP , gebruik makend van vergelijking (2.10). Bekeken zijn de gevallen $OCR = 1,05$ (vrijwel geen overconsolidatie) en $OCR = 13,45$ (zwaar overgeconsolideerd).

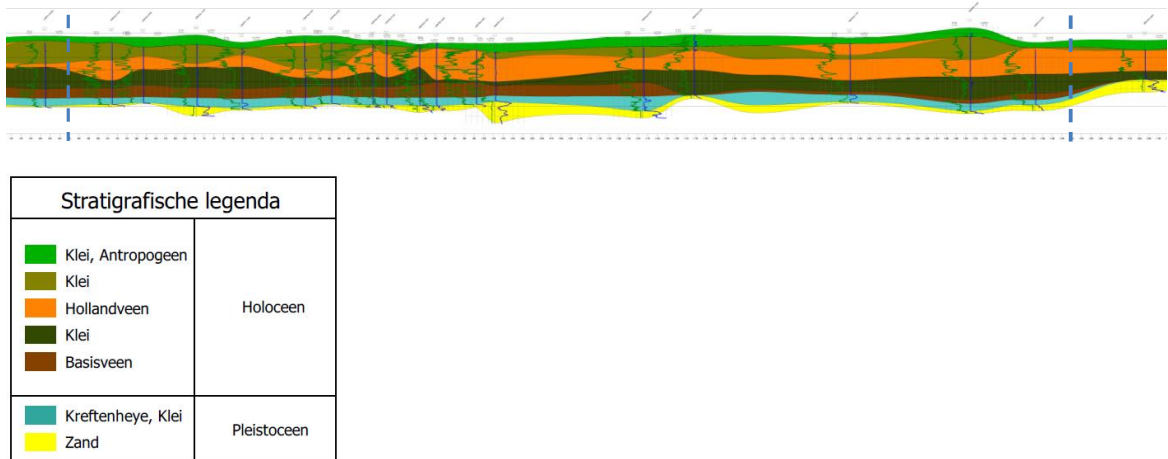
- Aan linkerkant is voor beide gevallen met een blauwe lijn de gebruikte OCR verdeling aangegeven. Deze is vergeleken met de benaderde OCR kansverdeling die uit de verdeling van de s_u kan worden teruggerekend wanneer de S op de verwachtingswaarde wordt vastgezet (de rode lijn). De overeenkomst blijkt goed voor het zwaar overgeconsolideerde geval, waarin de onzekerheid op de OCR dus dominant is.
- Aan rechterkant is voor beide gevallen met een blauwe lijn de gebruikte S verdeling aangegeven. Deze is vergeleken met de benaderde S kansverdeling die uit de verdeling van de s_u kan worden teruggerekend wanneer de OCR op de verwachtingswaarde wordt vastgezet (de rode lijn). De overeenkomst blijkt goed voor het vrijwel normaalgeconsolideerde geval ($OCR = 1,05$), waarin de onzekerheid op de S dus dominant is.



3 Praktijkvoorbeeld

3.1 Inleiding

Voor een beoordeling moet een dijkvak, met een lengte van één kilometer, worden getoetst op macrostabiliteit binnenwaarts. Voor het project zijn in het gehele dijktraject, in verschillende proefvelden, grondmonsters gestoken en sonderingen uitgevoerd. De monsters zijn in het laboratorium beproefd met direct simple shear (DSS) tests, triaxiaalproeven (CAU) en samendrukkingsproeven (K0-CRS). In het dijkvak zijn 17 sonderingen uitgevoerd in de binnenteen van de dijk. Het geotechnisch lengteprofiel wordt getoond in Figuur 3.1.



Figuur 3.1 Geometrisch lengteprofiel van het binnenteen van het beschouwde dijkvak, inclusief de 17 sonderingen (en twee sonderingen aan weerszijde van het dijkvak).

Gevraagd is om voor een semi-probabilistische en voor een probabilistische berekening van het dijkvak de volgende sterkte-eigenschappen te bepalen:

- 1) De *hoek van inwendige wrijving* (ϕ') van de klei;
- 2) De *schuifsterkte-ratio* (S) van het hollandveen
- 3) De *sterktetoename-exponent* (m) van het hollandveen;
- 4) De in de berekening te hanteren *POP* ter plaatse van de binnenteen van de dijk aan de onder- en bovenzijde van de hollandveenlaag.

In § 3.2 zijn de beschikbare labresultaten opgenomen. De bepaling van de parameters is uitgewerkt in de drie daaropvolgende paragrafen. Daarbij worden vaak de resultaten gegeven voor verschillende mogelijke bepalingsmethoden, om inzicht te geven in de overeenkomsten en verschillen en om op basis daarvan een afgewogen keuze te kunnen maken. Uiteindelijk is in alle gevallen gekozen voor bepaling op basis van statistiek en een aangenomen lognormale verdeling, in plaats van een bepaling op basis van regressie.

De hierna gepresenteerde verwachtingswaarde en standaardafwijking voor N_{kt} zijn bepaald volgens bijlage B.1, zowel met statistiek als met gewogen regressie. De verwachtingswaarden en standaardafwijkingen voor de overige parameters zijn bepaald met statistiek, volgens § A.3. De waarden voor S en m zijn verder ook bepaald met regressie, volgens bijlage C.

Bij een aangenomen lognormale verdeling zijn alle hierna gepresenteerde “probabilistische” verwachtingswaarden en standaardafwijkingen steeds teruggerekend uit de verwachtingswaarde en standaardafwijking van de logwaarde. Dat is gedaan omdat de probabilistische D-GeoStability module met deze invoerwaarden vervolgens weer de oorspronkelijke verwachtingswaarde en standaardafwijking van de logwaarde uitrekent. De toegepaste terugrekening is echter alleen zuiver bij een perfect lognormaal verdeelde dataset. Dit wil zeggen dat bepaling volgens de formele definitie in § A.1 in praktijk tot verschillen zal leiden wanneer de werkelijke dataset niet perfect lognormaal verdeeld is.

3.2 Gegevens

3.2.1 DSS proeven op veen

De direct simple shear proeven zijn uitgevoerd op de veenmonsters. De proeven zijn of normaal geconsolideerd of bij de in situ effectieve spanning uitgevoerd. Het voordeel van de normaal geconsolideerde proeven is dat de schuifsterkte ratio expliciet afgeleid kan worden ($S = \tau_{40\%} / \sigma_{vc,eff}$). De schuifsterkte gevonden bij de normaal geconsolideerde proeven kan echter niet worden gekoppeld aan de bijbehorende conusweerstand van de sondering. De in de onderstaande tabel opgenomen grensspanning is geschat door aan te nemen dat de *POP* waarde gelijk is aan de waarde die werd gevonden in de K0-CRS proef op het meest nabijgelegen monster in dezelfde boring. De puntwaarde van de q_{net} is verkregen van de naastgelegen sondering in hetzelfde proefveld.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

Tabel 3.1 Overzicht van beschikbare DSS proeven

$\sigma_{v0,eff}$ [kPa]	$\sigma_{yield,eff}$ [kPa]	$\sigma_{vc,eff}$ [kPa]	Test conditie	$\tau_{40\%}$ [kPa]	q_{net} [kPa]
95.4	170	424.8	NC	163	
95.4	170	424.7	NC	162	
28.8	55	138	NC	53.2	
28.8	55	138	NC	49.4	
95	200	499.9	NC	187.1	
95	200	499.9	NC	192.8	
100	205	100	In situ	66.1	1250
100	205	100	In situ	61.9	1373
56.3	100	250	NC	90.7	
56.3	100	250	NC	100.1	
70.2	113.9	70	In situ	42.7	820
32.7	55	138	NC	58.9	
32.7	55	138	NC	56.7	
39.9	62.2	40	In situ	26.1	420
39.9	62.2	40	In situ	25.5	420
62.2	129.9	62	In situ	57.5	770
62.2	129.9	61.9	In situ	55.4	718
77.3	145	362.8	NC	143.9	
77.3	145	362.9	NC	126.9	
29.5	55	138	NC	51.6	
31.7	57.2	32	In situ	21	280
31.7	57.2	32	In situ	21.9	290
33.3	58.8	33	In situ	21.3	290
33	58.5	33	In situ	19.9	290
43.2	68.7	43	In situ	25.5	340
43.2	68.7	43	In situ	23.3	340
74.2	179.2	62	In situ	56.9	699
103.3	208.3	103	In situ	71.8	1521
65	132.7	65	In situ	54.8	875
29.5	55	30	In situ	17.4	320
77.3	145	77	In situ	57.9	1081
29.5	55	30	In situ	22.9	320
95.4	170	94.7	In situ	64.1	1173

3.2.2 CAU proeven op klei

De triaxiaalproeven op de kleimonsters zijn in dit voorbeeld alleen gebruikt om de hoek van inwendige wrijving af te leiden. De celdruk voor de normaal geconsolideerde monsters in de onderstaande tabel is groter dan de grensspanning die is bepaald op basis van de bijbehorende K0-CRS proeven.

Tabel 3.2 Overzicht van beschikbare triaxiaalproeven

Test conditie	$S_{25\%,eff}$ [kPa]	$\tau_{25\%}$ [kPa]
In situ	85	50
In situ	115	65

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

Test conditie	$S_{25\%,\text{eff}}$ [kPa]	$\tau_{25\%}$ [kPa]
NC	225	123
NC	186	110
In situ	70	44
In situ	85	58
In situ	82	53
In situ	37	23
NC	76	50
In situ	37	25
In situ	32	22
In situ	33	23
In situ	42	35
In situ	83	50
NC	238	132
In situ	60	41
In situ	57	36
In situ	36	23
NC	114	65
In situ	48	31
In situ	53	36
In situ	84	51
NC	200	106
In situ	95	54
In situ	78	44
In situ	94	53
In situ	88	50
NC	175	96
NC	26	19
In situ	23	17
In situ	25	19
In situ	32	22
In situ	41	23
In situ	27	19
In situ	50	34
NC	123	68
In situ	63	40
NC	149.6	81
In situ	68	40
In situ	105	55
In situ	30	18
In situ	85	45
In situ	56	33
In situ	22	16
In situ	63	34
In situ	76	44

3.2.3 K0-CRS proeven

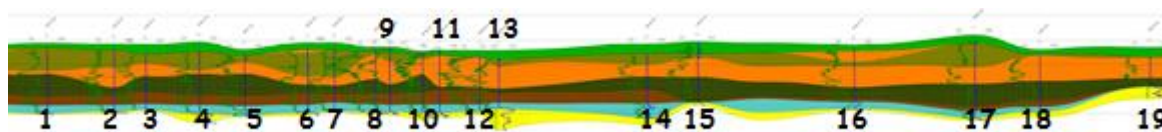
Tabel 3.3 geeft een overzicht van de beschikbare K0-CRS proeven (*constant rate of strain* samendrukkingsproeven). De op natuurlijke rek gebaseerde isotachen parameters a en b zijn gegeven, evenals de (volgens de NEN methode bepaalde) grensspanning.

Tabel 3.3 Overzicht van beschikbare K_0 -CRS proeven

Classificatie	Locatie	$\sigma_{v0,eff}$ [kPa]	a	b	$\sigma_{yield,eff}$ ⁶ [kPa]
Klei	Kruin	85	0.0120	0.1200	142
Hollandveen	Kruin	95	0.0360	0.3160	163
Hollandveen	Achterland	29	0.0330	0.3360	46
Klei	Achterland	29	0.0052	0.0780	72
Hollandveen	Achterland	56	0.0410	0.2930	86
Klei	Kruin	83	0.0054	0.0530	124
Klei	Achterland	10	0.0130	0.2000	20
Hollandveen	Achterland	33	0.0420	0.3010	43
Klei	Kruin	56	0.0043	0.0550	98
Klei	Kruin	65	0.0150	0.1300	117
Klei	Kruin	51	0.0060	0.0560	85
Klei	Achterland	22	0.0038	0.0670	72
Hollandveen	Kruin	77	0.0390	0.3220	120
Hollandveen	Achterland	30	0.0310	0.2620	41
Hollandveen	Kruin	95	0.0280	0.2800	180
Klei	Achterland	22	0.0075	0.1100	52
Klei	Kruin	80	0.0071	0.0890	137
Klei	Kruin	77	0.0110	0.1200	169

3.2.4 Teensonderingen

In het dijkvak zijn nabij de binnenteen 17 klasse 1 sonderingen uitgevoerd (sondering 2 t/m 18). In de onderstaande afbeelding zijn tevens de naastgelegen sonderingen (sondering 1 en 19) weergegeven.



Figuur 3.2 Uitgevoerde teensonderingen

3.3 Hoek van inwendige wrijving

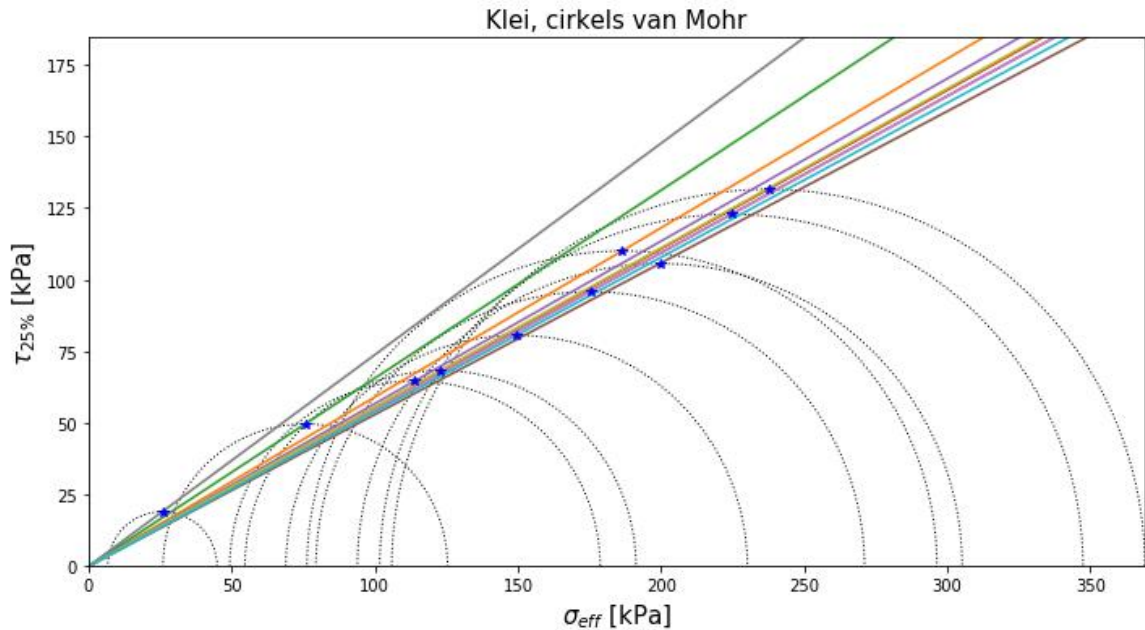
3.3.1 Normaal geconsolideerde monsters

Voor de normaal geconsolideerde klei-monsters is de hoek van inwendige wrijving, ϕ bij de critical state bepaald, als beschreven in § 2.2. Deze parameter is nodig in de stabiliteitsanalyse voor het gedeelte van de kleilaag boven de freatische lijn. Zoals beschreven in § 2.2, is de gedraineerde schuifsterkte in de critical state rechtevenredig met de $\sin(\phi)$, omdat de critical state per definitie niet-associatief is.

⁶ Op basis van de NEN methode.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

De labresultaten zijn inclusief cirkels van Mohr opgenomen in Figuur 3.3. De helling van de lijn door de top van de cirkel en de oorsprong van het assenstelsel is gelijk aan $\tan(\alpha)$ en $\sin(\phi)$.



Figuur 3.3 Cirkels van Mohr (hoek van de lijnen is $\tan(\alpha)=\sin(\phi)$) voor de normaal geconsolideerde monsters.

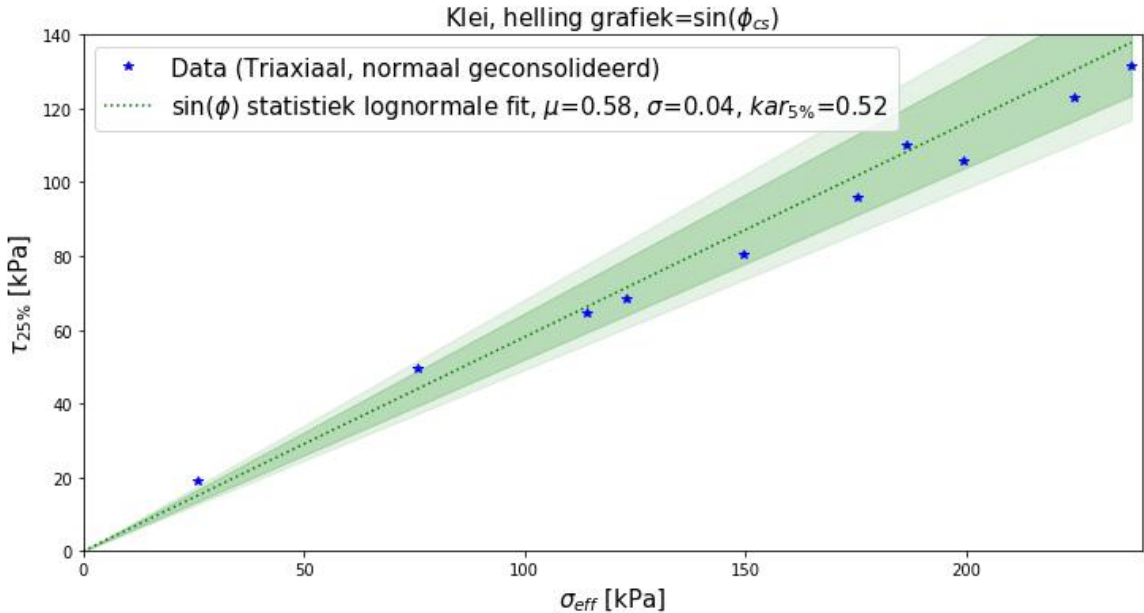
De verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde van de $\sin(\phi)$ zijn bepaald volgens § 2.2 en bijlage A. Voor $\sin(\phi)$ is een lognormale verdeling aangenomen en is de standaardafwijking van de logwaarde conform bijlage A gecorrigeerd voor het middelen van het lokale deel van de ruimtelijke variantie en voor de beperkte hoeveelheid datapunten. Het resultaat is weergegeven in de onderstaande grafiek. In donkergroen is het 90%-betrouwbaarheidsinterval gegeven met gecorrigeerde standaardafwijking, in lichtgroen met de niet gecorrigeerde standaardafwijking.

In praktijk is de invoer voor de probabilistische berekening overigens niet de $\sin(\phi)$, maar de ϕ . De benaderende verdelingsparameters voor de ϕ worden dan verkregen door er voor te zorgen dat de $\sin \phi$ waarde bij de verwachtingswaarde en de karakteristieke waarde bij dezelfde overschrijdingskans wordt teruggevonden.

$$\mu_\phi = \sin^{-1} \mu_{\sin \phi}$$

$$\phi_{\text{kar}} = \sin^{-1}((\sin \phi)_{\text{kar}})$$

26 februari 2019, versie 1.1, definitief



Figuur 3.4 Verwachtingswaarde van de $\sin(\phi)$ (helling grafiek), inclusief onzekerheid (5 en 95%) op basis van normaal geconsolideerde monsters. Het donkergroene gebied ligt binnen de karakteristieke waarden, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven.

Tabel 3.4 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de wrijvingshoek op basis van normaal geconsolideerde monsters. De karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente standaardafwijking voor de probabilistische berekening zijn beiden bepaald inclusief correctie voor uitmiddeling en het aantal proeven. In radialen.

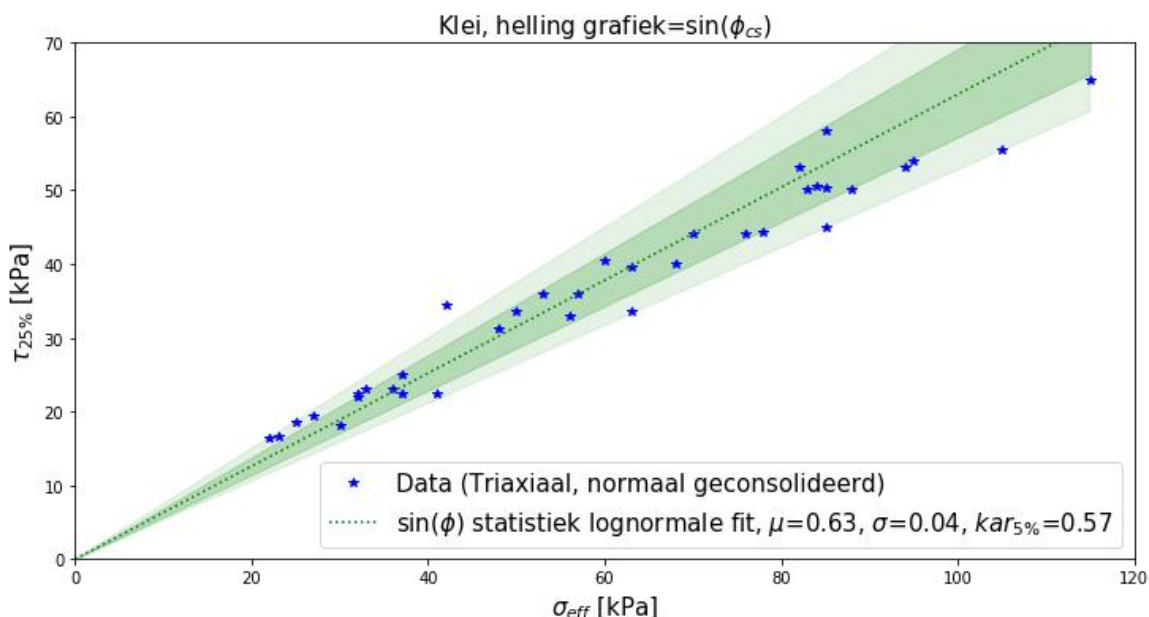
Klei	Verdeling	μ_{prob}	$\sigma_{eq,prob}$	$kar_{5\%}$
$\sin(\phi_{cs}')$	lognormaal	0,58	0,04	0,52
$\phi_{cs}'^{**}$	lognormaal	0,62	0,04	0,55

* De verdeling van ϕ is bepaald zodat $\sin^{-1}(E(\sin(\phi)))=E(\phi)$ en $\sin^{-1}(kar_{5\%}(\sin(\phi)))=kar_{5\%}(\phi)$

3.3.2 Overgeconsolideerde monsters

Voor de overgeconsolideerde klei-monsters is de hoek van inwendige wrijving, ϕ , op identieke wijze afgeleid als in § 3.3.1. De proeven zijn afgelezen bij 25% rek. De resultaten zijn opgenomen in Figuur 3.5 en Tabel 3.5.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief



Figuur 3.5 Verwachtingswaarde van de $\sin(\phi)$ (helling grafiek), inclusief onzekerheid (5 en 95%) op basis van overgeconsolideerde monsters. Het donkergroene gebied ligt binnen de karakteristieke waarden, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven.

Tabel 3.5 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de wrijvingshoek op basis van overgeconsolideerde monsters. De karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente standaardafwijking voor de probabilistische berekening zijn beiden bepaald inclusief correctie voor uitmiddeling en het aantal proeven. In radialen.

Klei	Verdeling	μ_{prob}	$\sigma_{\text{eq,prob}}$	$\text{kar}_{5\%}$
$\sin(\phi_{cs}')$	lognormaal	0,63	0,04	0,57
$\phi_{cs}'^*$	lognormaal	0,68	0,04	0,61

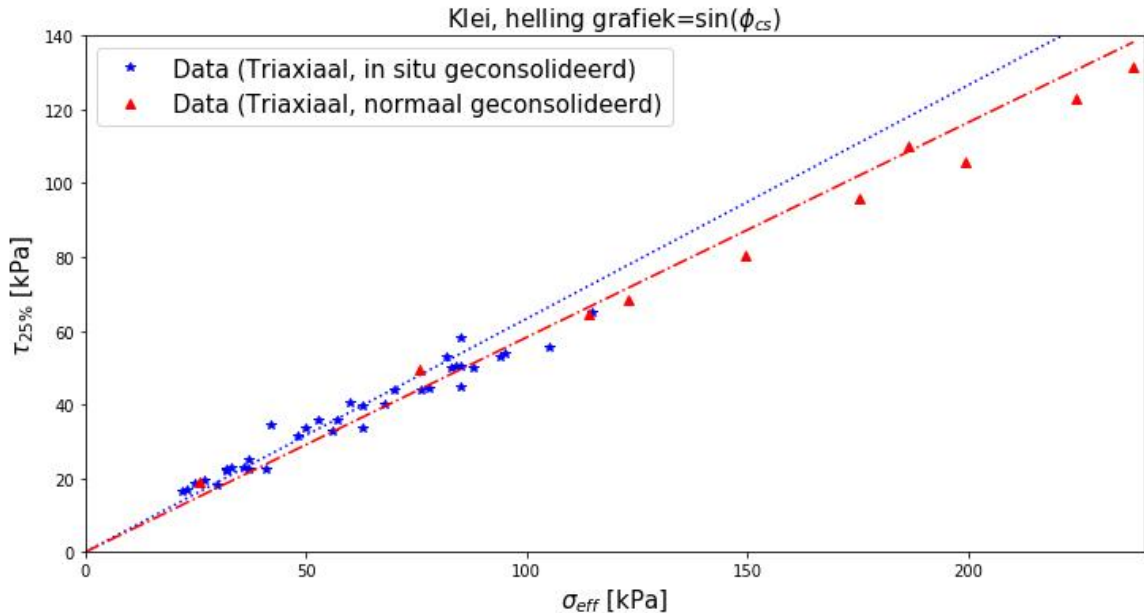
* De verdeling van ϕ is bepaald zodat $\sin^{-1}(E(\sin(\phi)))=E(\phi)$ en $\sin^{-1}(\text{kar}_{5\%}(\sin(\phi)))= \text{kar}_{5\%}(\phi)$

3.3.3 Keuze hoek van inwendige wrijving

In Figuur 3.6 zijn resulterende ϕ_{cs}' waarden opgenomen bij bepaling uit testen op normaal geconsolideerde monsters en/of op overgeconsolideerde monsters. De testen op overgeconsolideerde monsters leiden tot een significant hogere ϕ_{cs}' dan de testen op de normaal geconsolideerde monsters. Indien de critical state wordt bereikt zou in theorie eenzelfde wrijvingshoek gevonden moeten worden. Indien de critical state bij de eindrek nog niet is bereikt, wordt de hoek van inwendige wrijving voor de overgeconsolideerde monsters echter overschat en voor de normaal geconsolideerde monsters onderschat. Indien de normaal en overgeconsolideerde monsters afwijken, zoals in dit geval, wordt aanbevolen de resultaten van de normaal geconsolideerde monsters te gebruiken. Dit is een veilige aanname.

Tabel 3.6 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de ϕ (in radialen en graden) voor verschillende methoden.

Klei	Verdeling	μ_{prob}	$\sigma_{\text{eq,prob}}$	$\text{kar}_{5\%}$
ϕ_{cs}' uit normaal geconsolideerde monsters	lognormaal	0,62	0,04	0,55 rad 31,5 deg
ϕ_{cs}' uit overgeconsolideerde monsters	lognormaal	0,68	0,04	0,61 rad 35,0 deg
ϕ_{cs}' uit normaal en overgeconsolideerde monsters	lognormaal	0,67	0,04	0,60 rad 34,4 deg



Figuur 3.6 Resultaten normaal en overgeconsolideerde proeven.

3.3.4 Statistiek op $\sin(\phi)$ versus statistiek op ϕ of $\tan(\phi)$

Het toepassen van statistiek op de ϕ of de $\tan(\phi)$ leidt tot verwaarloosbare verschillen ten opzichte van de bovenstaande analyse met de in de voorgaande paragrafen gepresenteerde statistiek op de $\sin(\phi)$. Voor de eenvoud kan er dus ook voor worden gekozen om simpelweg statistiek op de ϕ toe te passen.

Tabel 3.7 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de ϕ (in radialen) uit normaal geconsolideerde monsters.

Klei	Verdeling	μ_{prob}	$\sigma_{\text{eq.prob}}$	$\text{kar}_{5\%}$
ϕ_{cs} ' statistiek op de $\sin(\phi_{cs}')$	lognormaal	0,62	0,04	0,55
ϕ_{cs} ' statistiek op de ϕ_{cs}'	lognormaal	0,62	0,05	0,54
ϕ_{cs} ' statistiek op de $\tan(\phi_{cs}')$	lognormaal	0,62	0,05	0,54

3.4 Schuifsterkte-ratio

3.4.1 Inleiding

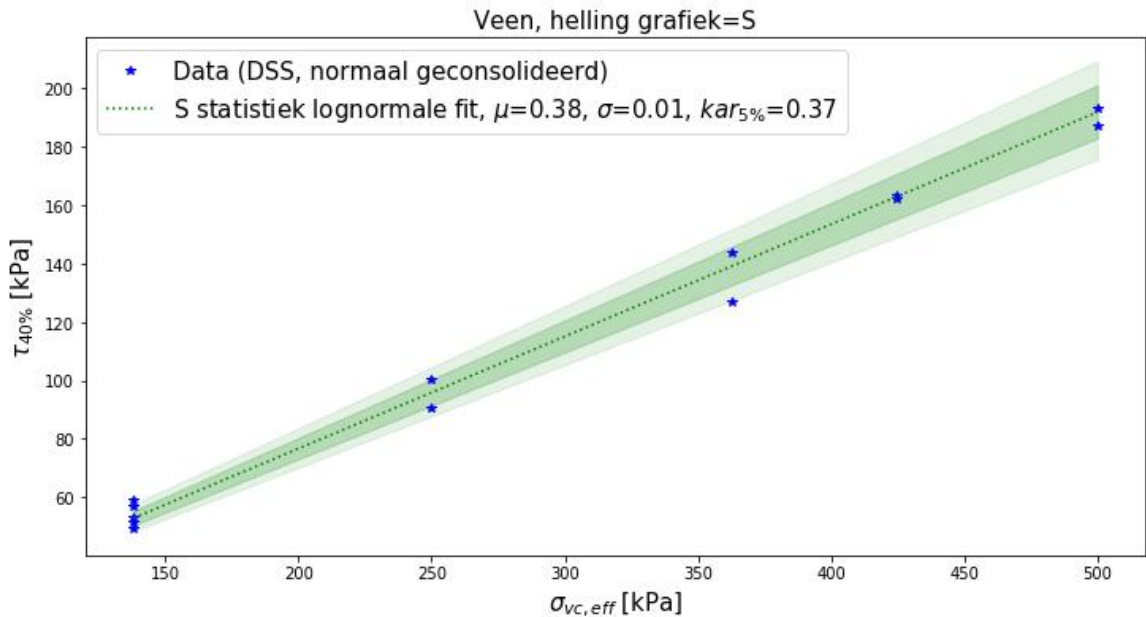
De voorbeeldgewijze bepaling van de schuifsterkte-ratio S heeft alleen plaatsgevonden voor de grondsoort 'veen'. De bepaling is uitgevoerd voor de twee methoden die in § 2.3 zijn beschreven, waarna de resultaten zijn vergeleken. Voor de bepaling is gebruik gemaakt van normaal geconsolideerde monsters en van overgeconsolideerde monsters. In de navolgende tekst worden verschillende methoden toegepast, waarna uiteindelijk een keuze wordt gemaakt op basis van de verschillende resultaten.

3.4.2 Normaal geconsolideerde monsters

Voor de normaal geconsolideerde veenmonsters uit Tabel 3.1 zijn de verwachtingswaarde, de standaardafwijking en de karakteristieke waarde van de schuifsterkte-ratio $S = \tau_{40\%}/\sigma'_v$ bepaald, conform § 2.3.2 en bijlage A. Het resulterende 90%-betrouwbaarheidsinterval is in Figuur 3.7 aangegeven met de lichtgroene regio.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

De standaardafwijking is vervolgens gecorrigeerd voor het middelen van het lokale deel van de ruimtelijke variantie en voor de beperkte hoeveelheid datapunten, zie vergelijking (A.4). Het resultaat is weergegeven in de onderstaande grafiek. Figuur 3.7 toont in het donkergroen het 90%-betrouwbaarheidsinterval met gecorrigeerde standaardafwijking.



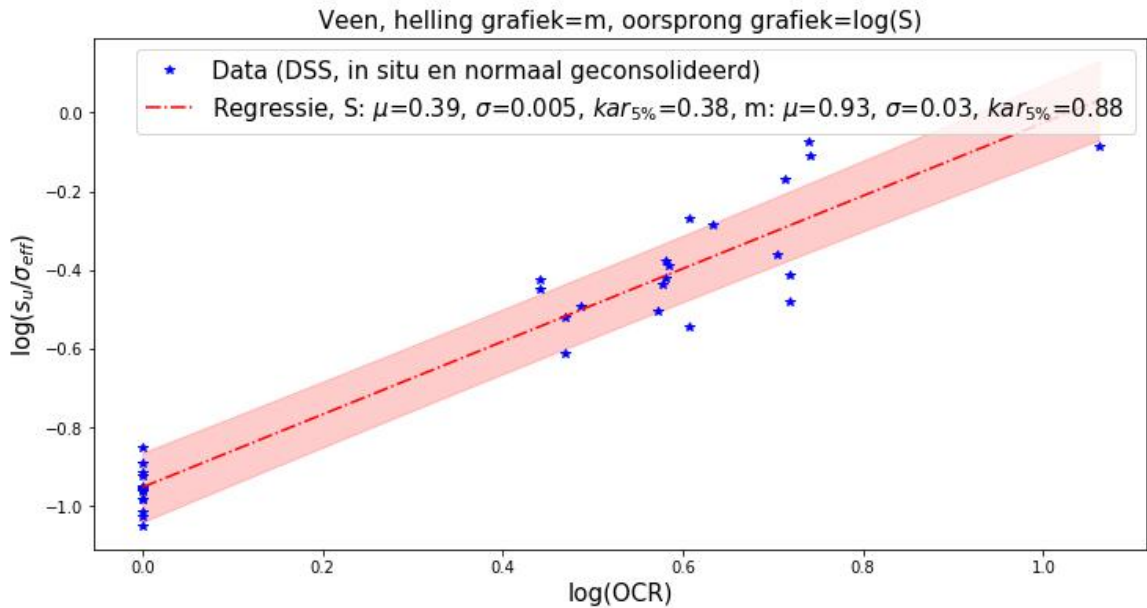
Figuur 3.7 Verwachtingswaarde van de S (helling grafiek), inclusief onzekerheid (5 en 95%). Het donkergroene interval ligt binnen de karakteristieke waarden, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven. In het lichtgroene interval is geen rekening gehouden met uitmiddeling en met het beperkte aantal proeven.

3.4.3 Overgeconsolideerde monsters

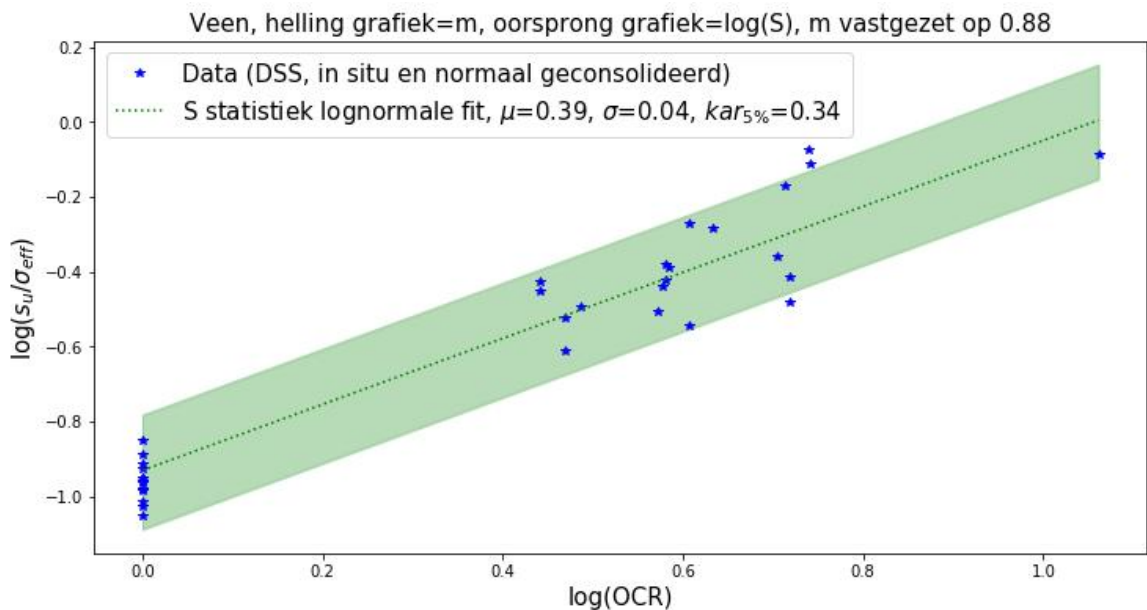
Door gelijktijdige regressie van $\log(S)$ en m uit overgeconsolideerde DSS proeven is de schuifsterkte-ratio verkregen (Figuur 3.8). Tijdens de regressie zijn de verwachtingswaarde, de standaardafwijking en de karakteristieke waarde van de schuifsterkte-ratio S bepaald, conform bijlage C.

Als alternatief is de schuifsterkte-ratio bepaald met statistiek (bijlage A), waarbij de sterkte-toename-exponent is vastgezet (Figuur 3.9). De sterkte-toename-exponent m is vastgezet op de (relatief hoge) waarde die volgt uit de samendrukkingsproeven-proeven (vergelijking (2.1)).

26 februari 2019, versie 1.1, definitief



Figuur 3.8 Gelijktijdige regressie van $\log(S)$ en m . Het rode interval ligt binnen de karakteristieke waarden van $\log(S)$, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven.



Figuur 3.9 Verwachtingswaarde van de $\log(S)$ (oorsprong grafiek), inclusief onzekerheid (5 en 95%). Het groene interval ligt binnen de karakteristieke waarden van $\log(S)$, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven.

3.4.4 Keuze schuifsterkte-ratio

De resultaten zijn opgenomen in de onderstaande tabel. Uiteindelijk keuze is om de schuifsterkte -ratio te baseren op statistiek op de resultaten van uitsluitend de normaal geconsolideerde monsters. Dit omdat bij deze bepaling geen (onzekere) schatting van de OCR per monster nodig is. Daarbij wekt het wel vertrouwen dat met de regressiemethoden een vergelijkbare verwachtingswaarde wordt gevonden.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

Tabel 3.8 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de S voor verschillende methoden. De karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente standaardafwijking voor de probabilistische berekening zijn beiden bepaald inclusief correctie voor uitmiddeling en het aantal proeven.

Veen	Verdeling	μ_{prob}	$\sigma_{\text{eq.prob}}$	$\text{kar}_{5\%}$
S (statistiek, DSS normaal geconsolideerd)	lognormaal	0,38	0,01	0,37
S (regressie gezamenlijk met m , DSS normaal en in situ geconsolideerd)*	lognormaal	0,39	0,005	0,38
S (statistiek, DSS normaal en in situ geconsolideerd met m o.b.v. samendrukkingsparameters)	lognormaal	0,39	0,04	0,34

* In het geval van regressie zijn de verdelingen van S en m gecorreleerd.

3.5 Sterktetoename-exponent

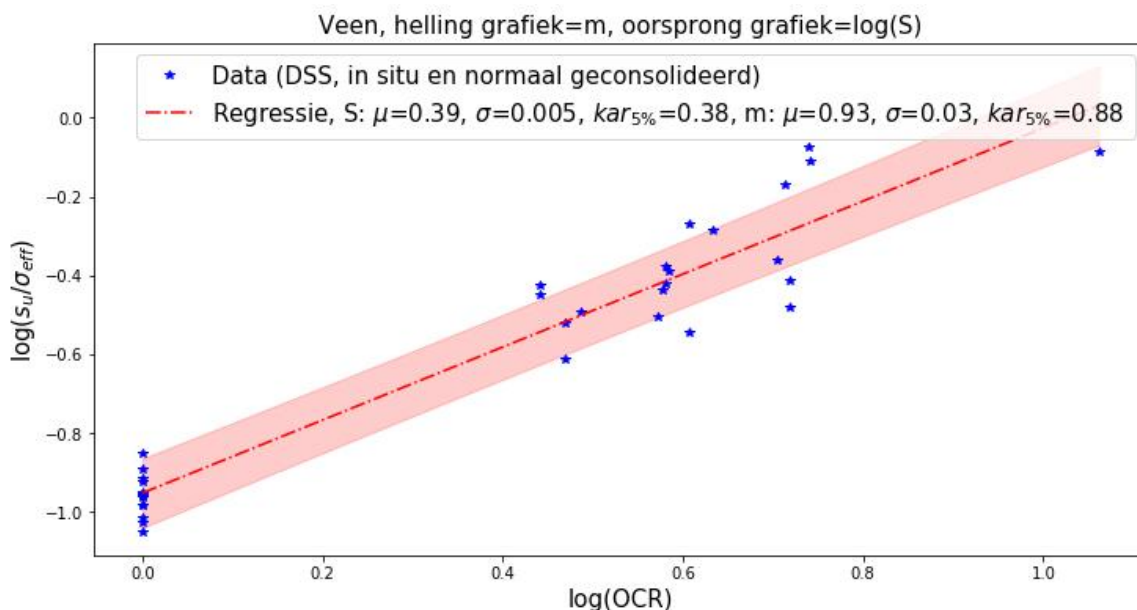
3.5.1 Inleiding

De voorbeeldgewijze bepaling heeft alleen plaatsgevonden voor de grondsoort 'veen'. De bepaling van de sterkte-toename exponent m is ter vergelijking uitgevoerd voor de twee methoden die in § 2.4 zijn beschreven, waarna uiteindelijk een keuze wordt gemaakt op basis van de verschillende resultaten.

3.5.2 Uit overgeconsolideerde DSS-proeven

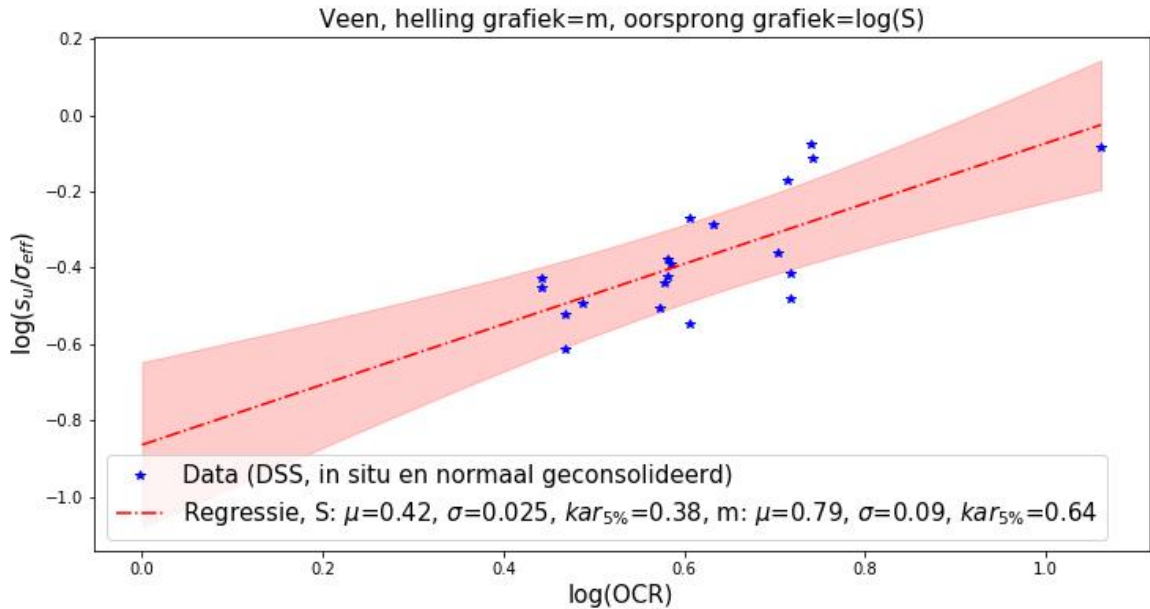
In § 3.4.3 is al de gelijktijdige regressie van $\log(S)$ en m uit overgeconsolideerde DSS proeven behandeld. Voor de volledigheid wordt het resultaat herhaald in Figuur 3.10. Figuur 3.11 toont het resultaat wanneer alleen overgeconsolideerde proeven worden gebruikt.

Als alternatief is de sterkte-toename-exponent bepaald met statistiek (Bijlage A), waarbij de schuifsterkte-ratio S is vastgezet (Figuur 3.12). De vastgezette $S = 0,38$ waarde is eerder bepaald met normaal geconsolideerde DSS-proeven (§ 3.4.3).

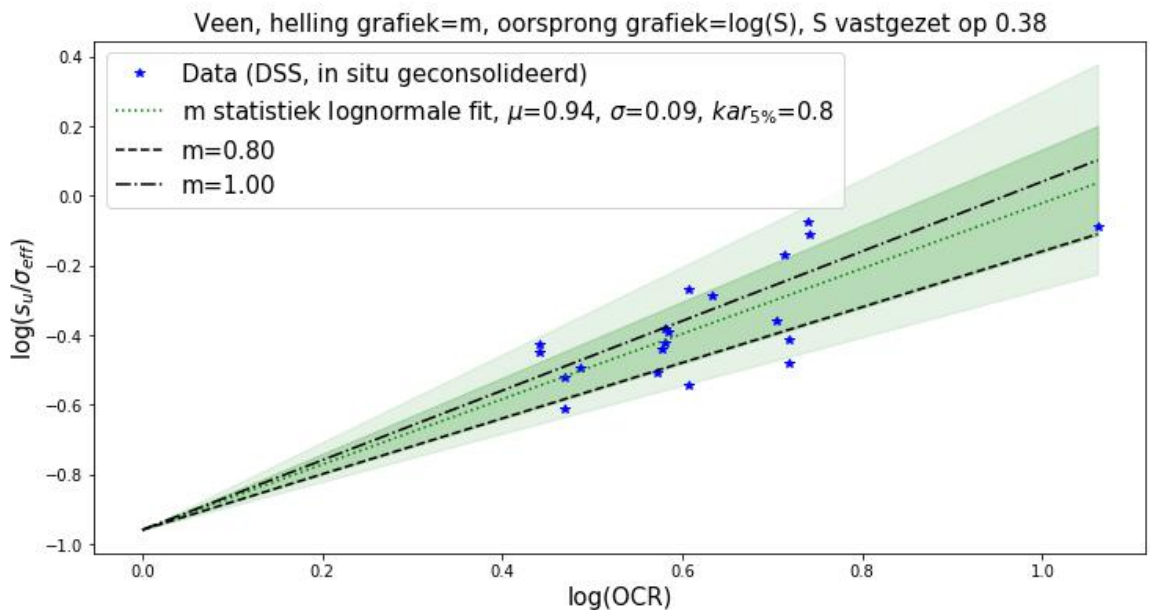


Figuur 3.10 Gelijktijdige regressie van $\log(S)$ en m waarbij normaal- en overgeconsolideerde proeven zijn meegenomen

26 februari 2019, versie 1.1, definitief



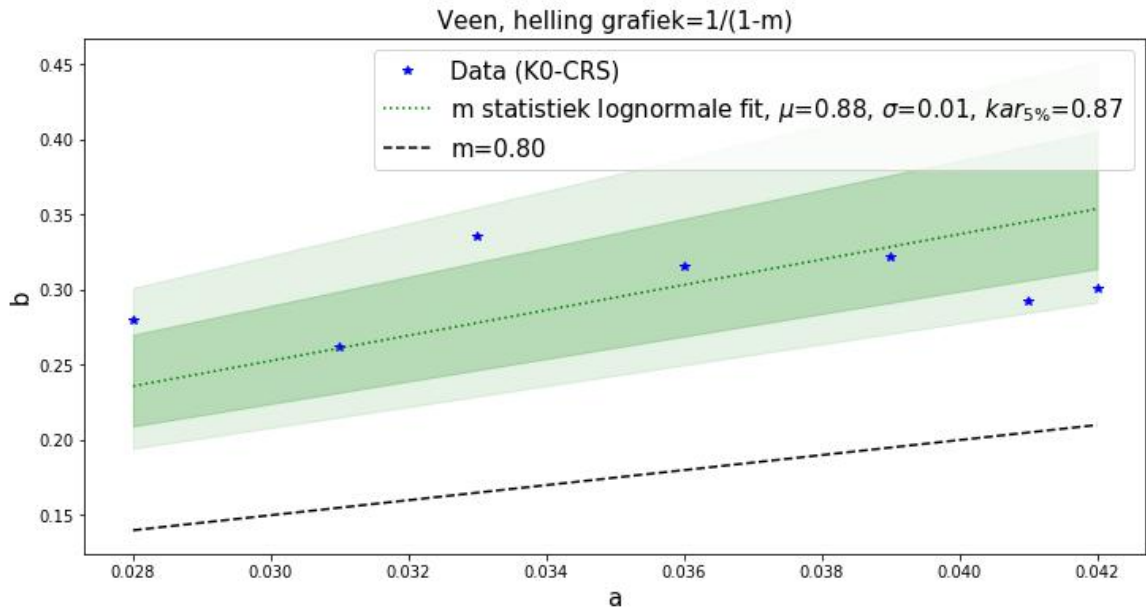
Figuur 3.11 Gelijktijdige regressie van $\log(S)$ en m waarbij alleen de overgeconsolideerde proeven zijn meegenomen



Figuur 3.12 Verwachtingswaarde van de m (helling grafiek), inclusief onzekerheid (5 en 95%. Het donkergroene interval ligt binnen de karakteristieke waarden, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven. In het lichtgroene interval is geen rekening gehouden met uitmiddeling en met het beperkte aantal proeven.

3.5.3 Op basis van samendrukkingsproeven

De sterkte-toename-exponent is ook bepaald door correlatie met de samendrukkingsparameters, volgens vergelijking (2.1). De verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde zijn bepaald volgens bijlage A, inclusief de correctie voor het middelen van het lokale deel van de ruimtelijke variantie en voor de beperkte hoeveelheid datapunten. Het resultaat wordt getoond in Figuur 3.13.



Figuur 3.13 Verwachtingswaarde van de m op basis van de samendrukkingsparameters a en b (helling grafiek = $1/(1-m)$), inclusief onzekerheid (5 en 95%. Het donkergroene interval ligt binnen de karakteristieke waarden, waarbij rekening is gehouden met uitmiddeling van de lokale spreiding en met het beperkte aantal proeven. In het lichtgroene interval is geen rekening gehouden met uitmiddeling en met het beperkte aantal proeven.

3.5.4 Keuze sterktoename-exponent

De hiervoor beschreven resultaten voor de verschillende bepalingsmethoden zijn opgenomen in de onderstaande tabel.

De uiteindelijk gekozen waarde $m_{kar} = 0,8$ volgt rechtstreeks uit een statistische bepaling van verwachtingswaarde en spreiding op basis van uitsluitend overgeconsolideerde proeven. De daarbij gebruikte verwachtingswaarde voor S waarde is conform de in § 3.4.4 gekozen bepalingsmethode voor S (statistiek op resultaten uit uitsluitend normaal geconsolideerde proeven). De gekozen waarde is conservatiever dan de hogere waarde die volgt uit een correlatie met samendrukkingsparameters. Dit verschil bevestigt de meer algemene ervaring dat met de correlatie relatief hoge m waarden worden gevonden. De m waarden die volgen uit regressie (met gelijktijdige variatie van S en m) worden, net zoals in § 3.4.4, alleen gebruikt als achtergrondinformatie. De keuze $m_{kar} = 0,8$ geldt voor zowel de semi-probabilistische als de probabilistische berekening. De sterktoename-exponent wordt in de probabilistische berekening dus meegenomen als determinist.

Tabel 3.9 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de m , voor verschillende methoden. De karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente standaardafwijking voor de probabilistische berekening zijn beiden bepaald inclusief correctie voor uitmiddeling en het aantal proeven.

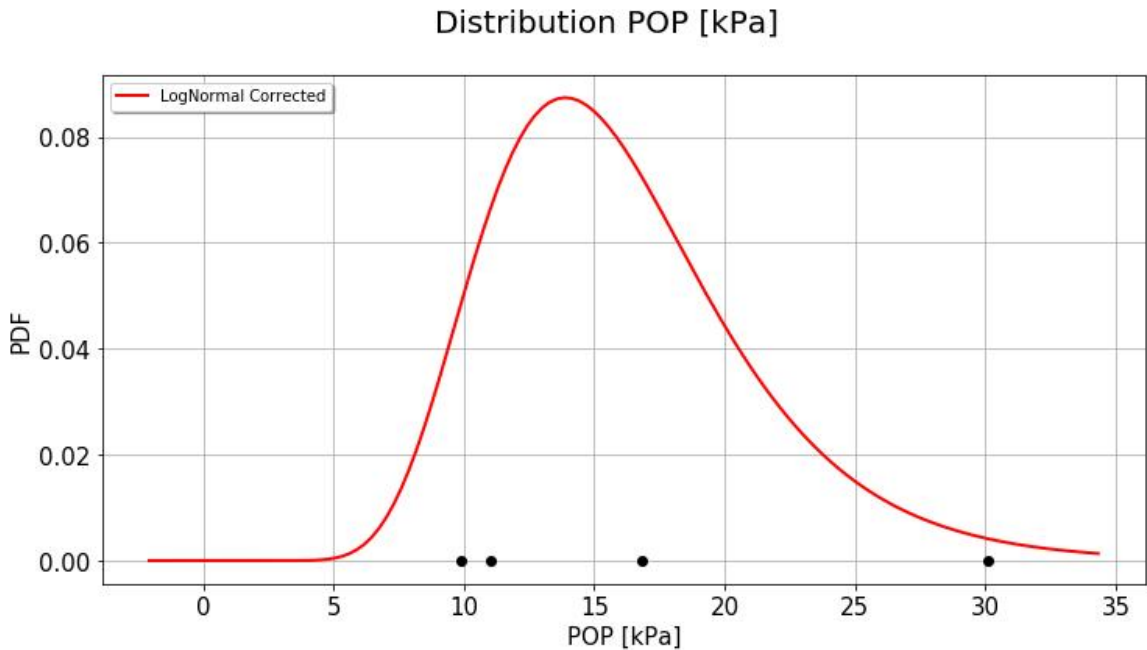
Veen	Verdeling	μ_{prob}	$\sigma_{eq.prob}$	$kar_{5\%}$
m (statistiek, uit samendrukkingsparameters)	lognormaal	0,88	0,01	0,87
m (regressie op normaal- en overgeconsolideerde DSS proeven, gezamenlijk met S)	normaal	0,93	0,03	0,88
m (regressie op alleen overgeconsolideerde DSS proeven, gezamenlijk met S)	normaal	0,79	0,09	0,64
m (statistiek op alleen overgeconsolideerde DSS proeven, met S o.b.v. normaal geconsolideerde monsters)	lognormaal	0,94	0,09	0,80

* In het geval van regressie zijn de verdelingen van S en m gecorreleerd.

3.6 Grensspanning

3.6.1 Als regionale laageigenschap

De verdeling van de POP in het achterland is bepaald op basis van de resultaten van de K0-CRS proeven, conform bijlage A. Voor Hollandveen achterland zijn er slechts vier datapunten beschikbaar. De verdeling is gecorrigeerd voor het beperkte aantal datapunten en ruimtelijk middelen. Gegeven de (te) beperkte dataset moet aan dit resultaat echter niet te veel waarde gehecht worden.



Figuur 3.14 Lognormale verdeling van de POP op basis van de K0-CRS proeven voor Hollandveen achterland. De verdeling is gecorrigeerd voor het beperkt aantal datapunten en ruimtelijk middelen.

Tabel 3.10 Resulterende verwachtingswaarde, standaardafwijking en karakteristieke waarde voor de POP als regionale laageigenschap, uit samendrukkingsproeven. De karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening en de equivalente standaardafwijking voor de probabilistische berekening zijn beiden bepaald inclusief correctie voor uitmiddeling en het aantal proeven.

Veen	Verdeling	μ_{prob} [kPa]	$\sigma_{\text{eq. prob}}$ [kPa]	shift [kPa]	$\text{kar}_{5\%}$ [kPa]
POP	lognormaal	16,1	5,2	0	9,2

3.6.2 Als lokale eigenschap

3.6.2.1 Inleiding

Indien de POP als lokale eigenschap wordt beschouwd kan de grensspanning (en daarmee ook de POP) worden bepaald op basis van de lokale sondeerweerstand. Conform § 2.5.3 zijn daarvoor de onderstaande stappen doorlopen:

- 1) Het correleren van de ongedraineerde schuifsterkte s_u met de netto conusweerstand q_{net} , zie § 3.6.2.2;
- 2) Het bepalen van de lokale ongedraineerde schuifsterktes en de keuze van de maatgevende waarde, zie § 3.6.2.3;
- 3) Het omrekenen van de ongedraineerde schuifsterkte naar de POP, zie § 3.6.2.4 en § 3.6.2.5.

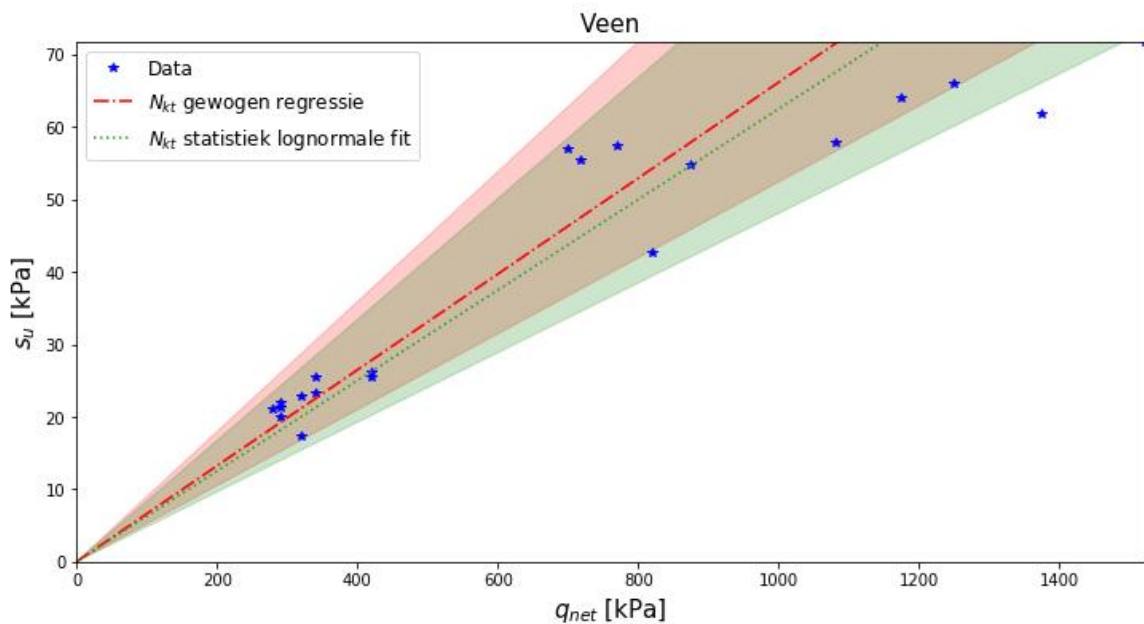
26 februari 2019, versie 1.1, definitief

De bepaling is alleen voorbeeldsgewijs uitgevoerd voor de laag ‘veen’, gebruik makend van de sonderingen in de teen. In praktijk moet de exercitie afzonderlijk ook worden uitgevoerd voor de sonderingen in de kruin en voor de andere grondlagen.

3.6.2.2 Bepaling van de N_{kt} voor correlatie van ongedraineerde sterkte met conusweerstand

De verwachtingswaarde en standaardafwijking voor de N_{kt} zijn bepaald op basis van de correlatie tussen de conusweerstand uit sonderingen en de ongedraineerde sterkte uit de bijbehorende DSS-proeven. De in § 2.5.3.2 en bijlage B beschreven methoden (statistiek en gewogen regressie) zijn ter vergelijking beiden toegepast voor het bepalen van de totale transformatieonzekerheid. Bij de methode met statistiek zijn de verwachtingswaarde en standaardafwijking voor N_{kt} uit de uit de lognormale verdeling teruggerekend met hulp van de vergelijkingen in § B.3.

In dit voorbeeld leiden beide methoden tot een vergelijkbare variatiecoëfficiënt voor de $\frac{q_{net}}{N_{kt}}$, maar met een verschillende verwachtingswaarde voor N_{kt} en dus ook een verschillende verwachtingswaarde voor $\frac{q_{net}}{N_{kt}}$.



Figuur 3.15 Verwachtingswaarde van de N_{kt} , inclusief onzekerheid (5 en 95%). Het rode interval resulteert uit gewogen regressie. Het groene interval resulteert uit de toepassing van statistiek. In beide gevallen is rekening gehouden met een correctie voor het aantal datapunten en het uitmiddelen van het niet-systematische deel van de transformatieonzekerheid

Tabel 3.11 Resulterende verwachtingswaarde voor de N_{kt} en voor de variatiecoëfficiënt van de ongedraineerde sterkte, bij toepassing van de twee methoden. In $V_{\frac{q_{net}}{N_{kt}}.gem}$ is rekening gehouden met het uitmiddelen van het niet-systematische deel en met de correctie voor het beperkte aantal datapunten.

N_{kt}	Verdeling	μ_{prob}	σ_{prob}	$V_{\frac{q_{net}}{N_{kt}}.gem}$	$N_{kt.kar}$
gewogen regressie	normaal	$\mu_{N_{kt}}=15,12$	$\sigma_{N_{kt}.prob}=2,41$	0,159	19,08
statistiek	lognormaal	$\mu_{\ln(N_{kt})}=2,76$ $\mu_{N_{kt}.prob}=16,01$	$\sigma_{\ln N_{kt}.prob}=0,168$ $\sigma_{N_{kt}.prob}=2,55$	0,169	20,80

3.6.2.3 Bepaling lokale ongedraineerde schuifsterkte uit sondeerweerstand

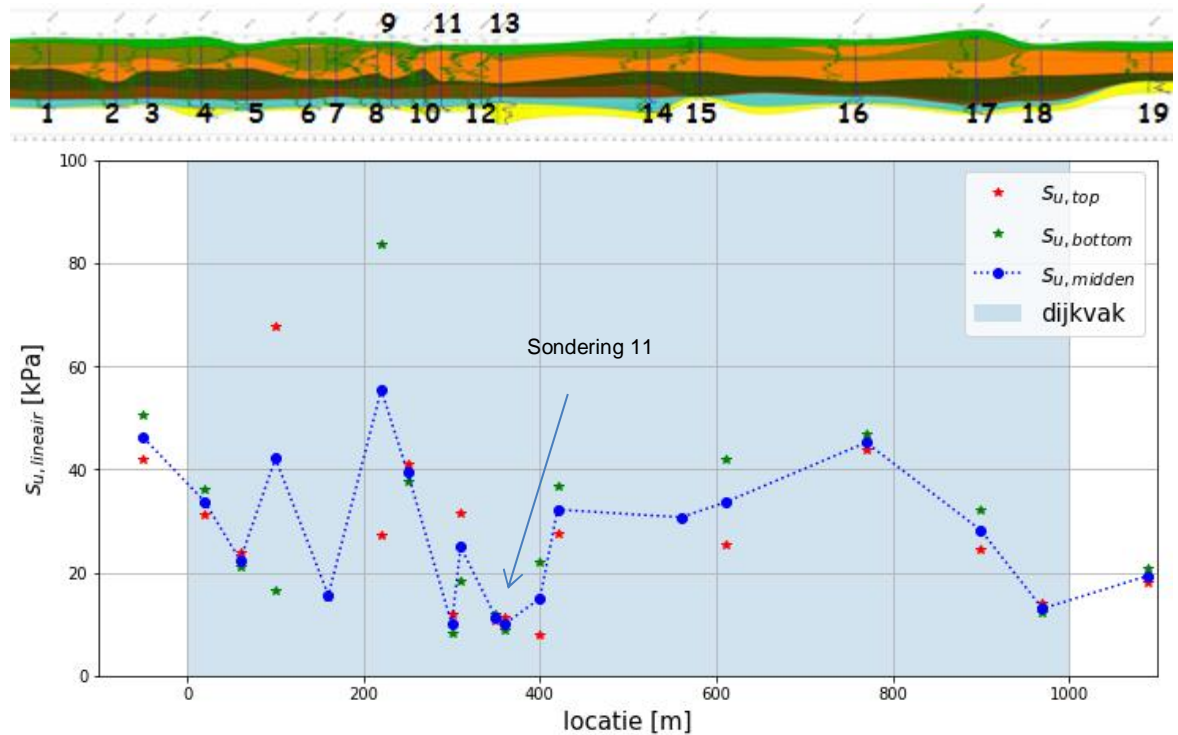
Voor elke teensondering⁷ is de laagscheiding gedefinieerd. Vervolgens is de gelineariseerde s_u bepaald met de uit de lognormale verdeling teruggerekende gemiddelde N_{kt} waarde (16,01), conform § 2.5.3.3. De gevonden ongedraineerde schuifsterktes zijn opgenomen in Tabel 3.12 en Figuur 3.16. Motivatie voor de linearisering is allereerst de constatering dat de uiteindelijke schematisering van het eventuele schuifsterkteverloop over de hoogte van elke laag in praktijk bij benadering ook lineair zal zijn. Motivatie is verder dat door linearisatie eenvoudig zichtbaar wordt of in verschillende CPT's sprake is van een consistente trend.

Tabel 3.12 Uit correlatie gevonden verwachtingswaarden van de ongedraineerde schuifsterkte

#	Sondering	X [m]	Bovenkant veenlaag	Onderkant veenlaag	$s_{u,top}$ [kPa]	$s_{u,bottom}$ [kPa]	$s_{u,midden}$ [kPa]
1	LKMP31,9+50A	-50	-6,39	-7,19	42.0	50.4	46.3
2	DKMP32,0+20T	20	-5,69	-9,80	31.2	36.2	33.7
3	LKMP32,0+60A	60	-4,78	-6,75	23.8	21.0	22.4
4	DKMP32,1+00T	100	-6,30	-6,68	67.8	16.4	42.2
5	LKMP32,1+60A	160	-4,50	-7,12	15.7	15.4	15.6
6	DKMP32,2+20T	220	-7,61	-9,24	27.4	83.6	55.4
7	LKMP32,2+50A	250	-7,89	-9,41	41.2	37.7	39.4
8	LKMP32,3+00A	300	-3,66	-7,96	11.8	8.1	10.0
9	LKMP32,3+10A	310	-4,00	-6,26	31.6	18.4	25.1
10	DKMP32,3+50T	350	-4,08	-6,74	10.7	11.8	11.3
11	LKMP32,3+60A	360	-3,47	-9,69	11.2	8.8	10.0
12	LKMP32,4+00A	400	-3,81	-9,74	7.9	22.1	15.0
13	DKMP32,4+20T	420	-5,70	-10,06	27.6	36.8	32.2
14	DKMP32,5+60T	560	-5,11	-7,23	30.7	30.6	30.7
15	LKMP32,6+10A	610	-3,95	-7,62	25.4	41.9	33.6
16	DKMP32,7+70T	770	-5,50	-9,79	43.8	46.8	45.3
17	DKMP32,9+00T	900	-5,52	-9,37	24.5	32.0	28.3
18	LKMP32,9+70A	970	-3,41	-8,35	13.9	12.1	13.0
19	DKMP33,0+90T	1090	-3,46	-7,90	17.9	20.9	19.4

⁷ In praktijk moet deze exercitie afzonderlijk ook nog worden uitgevoerd voor de sonderingen in de kruin en bovendien afzonderlijk voor alle grondlagen

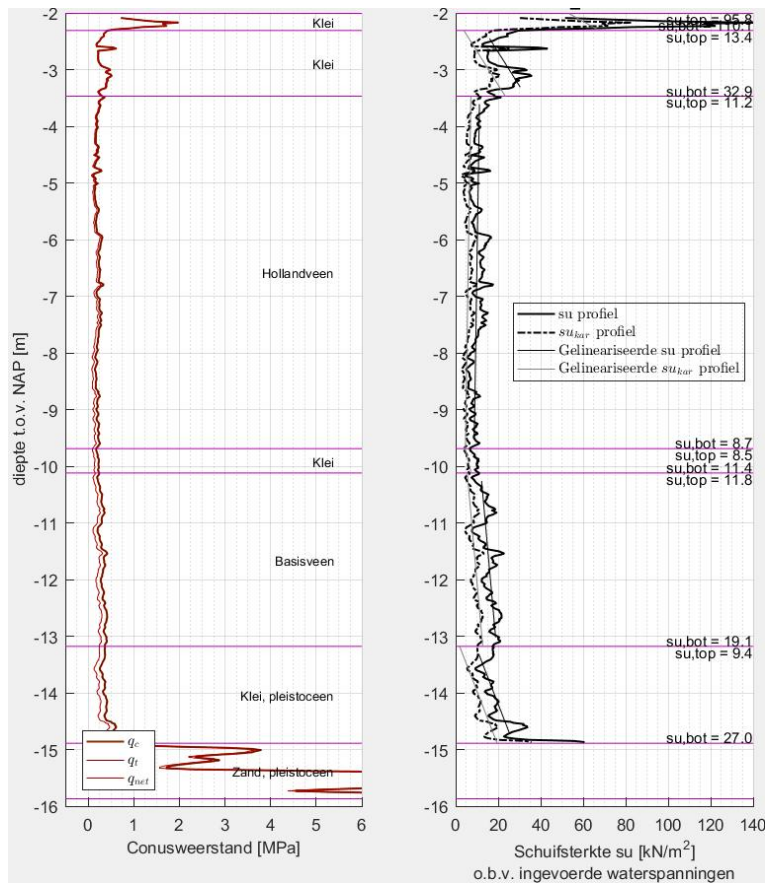
26 februari 2019, versie 1.1, definitief



Figuur 3.16 Uit correlatie gevonden verwachtingswaarden van de ongedraineerde schuifsterkte

Voor de glijvlakberekening wordt de slechtste sondering uit het vak aangehouden. De sonderingen met de laagste ongedraineerde schuifsterkte in de veenlaag zijn sonderingen 8 en 11. Dit zijn tevens de locaties met de dunste kleilaag. Gegeven dat sondering 10 en 12 ook lage schuifsterktes hebben, is sondering 11 als maatgevend gekozen. Deze maatgevende sondering is weergegeven in Figuur 3.17.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief



Figuur 3.17 Maatgevende sondering 11

De verdeling van de s_u in de maatgevende sondering is gegeven in Tabel 3.13.

Tabel 3.13 s_u waarden van de verticaal gelineariseerde benadering in de maatgevende sondering

Veen	Verdeling	μ [kPa]	
		o.b.v. $\mu_{Nkt}=16,01$	o.b.v. $N_{kt.kar95\%}=20,80$
$S_{u,top}$	lognormaal	11,2	8,7
$S_{u,bottom}$	lognormaal	8,8	6,7
$S_{u,midden}$	lognormaal	10,0	7,7

In de maatgevende doorsnede wordt in verticale richting een afname van de ongedraineerde sterkte van boven naar onder aangetroffen. In de naastgelegen sonderingen is dit verloop echter omgekeerd. Er lijkt dus geen sprake van een trend waarop mag worden gerekend over de volle breedte van een afschuifvlak.

3.6.2.4 Bepaling lokale karakteristieke POP-waarde voor semi-probabilistische analyse

Voor de semi-probabilistische analyse zijn de grensspanning, POP en OCR teruggerekend conform bijlage B.2, met de karakteristieke waarde van de s_u en de S. De resulterende waarden zijn opgenomen in Tabel 3.14.

In de 'projectsoftware' kan een initieel POP-veld worden opgegeven dat per laag zowel verloopt in de verticale richting als in de horizontale richting. Zoals in de vorige paragraaf al aangegeven is in de sonderingen in verticale richting echter geen eenduidige trend waarneembaar. Daarom wordt er voor gekozen om de karakteristieke POP waarde ter plaatse van het laagmidden in te voeren als een waarde die over de hele hoogte constant is. De waarden aan onder- en bovenzijde (in het grijs) worden dus slechts ter informatie gegeven.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

Tabel 3.14 Teruggerekende grensspanning, POP en OCR waarde voor semi-probabilistische analyse. De waarde "midden" wordt in de berekening over de hele hoogte toegepast.

Veen	σ' [kPa]	σ'_{yield} [kPa]	POP [kPa]	OCR [-]
Midden	16,4	22,1	5,7	1,3
Top	15,8	26,0	10,2	1,6
Bottom	17,0	18,4	1,4	1,1

3.6.2.5 Bepaling lokale karakteristieke POP-waarde voor probabilistische analyse

De 'projectsoftware' zal de ingevoerde POP waarde onder de kruin, in de teen en in het achterland ruimtelijk interpoleren. De waarde van de grensspanning in elk punt volgt dan door sommatie met de initiële verticale spanning.

Voor de probabilistische analyse is de verwachtingswaarde van POP teruggerekend met hulp van de verwachtingswaarde van $\frac{q_{\text{net}}}{N_{\text{kt}}}$ en van S . De variatiecoëfficiënt van de grensspanning is bepaald conform bijlage B.3. De standaardafwijking van de POP is vervolgens gelijk aan de standaardafwijking van de grensspanning. Zie Tabel 3.15 voor het resultaat. De waarde in het midden wordt gebruikt over de hele hoogte van de grondlaag. De waarden aan onder- en bovenzijde (in het grijs) worden aanvullend ter informatie gegeven. De gevonden karakteristieke waarde van de POP is met 6,8 kPa groter dan de conservatieve standaardwaarde voor Hollandveen volgens de SHM (1,0 kPa).

Tabel 3.15 Verdelingsparameters voor de POP. De waarde "midden" wordt in de berekening toegepast over de hele hoogte.

Veen	Verdeling	μ [kPa]	σ [kPa]	shift [kPa]	$\text{kar}_{5\%}$ [kPa]
POP _{midden}	lognormaal	13,2	5,0	0	6,8
POP _{top}	lognormaal	18,6	5,8	0	10,8
POP _{bottom}	lognormaal	8,0	4,2	0	3,2

De verdelingsparameters voor de grensspanning en OCR worden ter informatie aanvullend gegeven in Tabel 3.16 en Tabel 3.17. Alle verdelingen zijn lognormaal, waarbij de grensspanning een shift heeft gelijk aan de veldspanning en de OCR een shift van 1,0.

Tabel 3.16 Verdelingsparameters voor de grensspanning

Veen	Verdeling	μ [kPa]	VC [-]	σ [kPa]	shift [kPa]	$\text{kar}_{5\%}$ [kPa]
$\sigma'_{\text{yield,midden}}$	lognormaal	29,6	0,169	5,0	16,4	23,2
$\sigma'_{\text{yield,top}}$	lognormaal	34,4	0,169	5,8	15,8	26,6
$\sigma'_{\text{yield,bottom}}$	lognormaal	25,0	0,169	4,2	17,0	20,2

Tabel 3.17 Verdelingsparameters voor de OCR

Veen	Verdeling	μ [-]	VC [-]	shift [-]	$\text{kar}_{5\%}$ [-]
OCR _{midden}	lognormaal	1,8	0,169	1	1,4
OCR _{top}	lognormaal	2,2	0,169	1	1,7
OCR _{bottom}	lognormaal	1,5	0,169	1	1,2

4 Resterende kennisleemtes

De voorliggende rapportage geeft handvatten voor het afleiden van de verdelingen en karakteristieke waarden van de sterkte-eigenschappen op basis van statistiek en pragmatische keuzes. De in hoofdstuk 2 beschreven aanpak is in hoofdstuk 3 toegepast op een voorbeeld voor een enkele veenlaag. Bij de uitwerking van het voorbeeld en bij de review van het voorliggende rapport door het POVM rekencluster kwamen een aantal kennisleemtes naar voren, die hieronder zijn samengevat. Aanbeveling voor de kaderstellende instanties is om op deze onderwerpen tot betere handvatten te komen, inclusief toepassingsvoorbeelden. In afwachting daarvan moet bij beoordeling en ontwerp al wel specifieke aandacht aan deze onderwerpen worden gegeven, voor zover ze binnen het project relevant zijn.

- 1 De inschatting van het ruimtelijk verlopende grensspanningsveld is in het voorliggende rapport voornamelijk uitgewerkt op basis van sondeerweerstand en vooralsnog alleen in de richting van de dijk-as. Daarbij is alleen rekening gehouden met de onzekerheid bij de 'transformatie' van sondeerweerstand naar ongedraineerde sterkte, waaruit de grensspanning wordt teruggerekend. Er wordt (nog) geen voorbeeld gegeven voor het kiezen van grensspanningswaarden uit mogelijk verschillende sonderingen voor verschillende lagen en in verschillende dwarsdoorsnedes. In het rapport wordt aannemelijk gemaakt dat bij een sondeerafstand van maximaal 50 m geen rekening zou hoeven worden gehouden met extra onzekerheid tussen de sonderingen. Er ontbreken echter aanwijzingen en voorbeelden voor het expliciet kwantificeren van de onzekerheid in de gemiddelde schuifsterkte over de aannemelijke breedte van een afschuifvlak, gegeven het aantal sonderingen en gegeven de onderlinge sondeerafstand. Het rapport suggereert dat geo-statistische methoden daarvoor toepasbaar zijn. Dat is mede aannemelijk omdat over de breedte van een glijvlak uitmiddelend van sterkte-eigenschappen is toegestaan, waardoor minder kennis vereist is over de precieze ruimtelijke correlatiefunctie. Ervaring met daadwerkelijke toepassing voor het beoogde doel ontbreekt echter nog. Mogelijk bruikbare ervaringen uit een recente studie naar de variabiliteit van sondeerweerstand (Deltares, 2019a) zijn in het voorliggend rapport ook nog niet benut, omdat deze ervaringen nog niet beschikbaar waren bij schrijven van het voorliggende rapport.
- 2 Het voorliggende rapport geeft onvoldoende randvoorwaarden, aanwijzingen en voorbeelden om het grensspanningsveld in de rekendoorsnede direct te kunnen bepalen op basis van de resultaten van uitsluitend samendrukkingsproeven. Bij een eventueel acceptabele statistische bepaling als 'quasi-parameter' (regionale laageigenschap) is het bijvoorbeeld niet vanzelfsprekend welke grootte (de OCR of de POP of de grensspanning zelf) daarvoor het meest geschikt is. Ook is niet vanzelfsprekend welke ruimtelijke differentiatie binnen een vak daarbij nog noodzakelijk is (bijvoorbeeld secties onder en naast de dijk, al dan niet met interpolatie). Verder is nog onbekend welke eisen dan moeten gelden voor de in-situ ligging van de proefmonsters binnen het te beoordelen vak. In het verlengde van deze kennisleemte is het ten slotte nog onvoldoende duidelijk wat in praktijk het conservatisme is van de standaard POP waarden die in de SHM worden gegeven voor verschillende grondsoorten.
- 3 Het voorliggende rapport geeft ten opzichte van de SHM geen nadere handvatten en voorbeelden voor uitvoering en interpretatie van labproeven en voor het karakteriseren



26 februari 2019, versie 1.1, definitief

van schuifsterkte van niet altijd verzadigde cohesieve grond. Per eind 2018 bestaan hierover echter wel verschillende vragen⁸.

⁸ Onderzoek naar het karakteriseren van de schuifsterkte van niet altijd verzadigde cohesieve grond is al wel ingezet, maar bevindt zich per eind 2018 nog in de startfase (Deltares, 2019b).

Referenties

- Deltares. (2015). *Dijken op Veen - Eindrapport Heterogeniteit, rapport nr. 1208254-019.*
- Deltares. (2016). *Handreiking Faalkansanalyse en Faalkans Updating, rapport nr. 1230090-032-GEO-0016.*
- Deltares. (2017a). *Handreiking Faalkansanalyse Macrostablieit, rapport nr. 11200575-016-GEO-0005.*
- Deltares. (2017b). *Derivation of the semi-probabilistic safety assessment rule for inner slope stability (Calibration STBI 2016), rapport nr. 1230086-009.*
- Deltares. (2019a). *Variability of cone resistance in slope stability assessment. Report nr. 11202225-005-GEO-0013.*
- Deltares. (2019b). *Shear Strength of initially unsaturated soil - Literature Study and Research Proposal. report nr. 11202569-020-GEO-0001.*
- Firouziandbandpey, S., Ibsen, L., Griffiths, D., Vahdatirad, M., Andersen, L., & Sørensen, J. (2015). Effect of Spatial Correlation Length on the Interpretation of Normalized CPT Data Using a Kriging Approach. *J. Geotech. Geoenviron. Eng.*
- Ministerie van Infrastructuur en Milieu. (2016a). *Regeling veiligheid primaire waterkeringen 2017, Bijlage I: Procedure beoordeling veiligheid primaire waterkeringen.*
- Ministerie van Infrastructuur en Milieu. (2016b). *Schematiseringshandleiding Macrostablieit, WBI 2017, versie 2.1.*
- Ministerie van Infrastructuur en Milieu. (2017a). *Regeling veiligheid primaire waterkeringen 2017, Bijlage III: Sterkte en veiligheid.*
- Ministerie van Infrastructuur en Milieu. (2017b). *Handreiking ontwerpen met overstromingskansen, Veiligheidsfactoren en belastingen bij nieuwe overstromingskansnormen, versie OI2014v4.*
- POVM. (2018). *EEM toepassing binnen het ontwerp: aanwijzingen en voorbeelden.*
- Teunissen, H. (2016). Wrijving in sterkteberekeningen. *Geotechniek, juli 2016*, 8-13.
- Waterschap Rivierenland. (2016a). *Regionale proevenverzameling - Beschrijving Parameters. Arcadis document nr 078693217 B.* Retrieved from https://www.helpdeskwater.nl/publish/pages/36401/regionale_proevenverzameling_-_beschrijving_parameters_078693217-b.pdf
- Waterschap Rivierenland. (2016b). *Regionale proevenverzameling - Spreadsheets voor uitwisseling en interpretatie.* Retrieved from <https://www.helpdeskwater.nl/onderwerpen/waterveiligheid/primaire/beoordelen-wbi/vragen/macrostablieit/macrostablieit/landelijke-database/>

A Statistische formules voor parameterbepaling

A.1 Gemiddelde en standaardafwijking

Voor het gemiddelde μ en de standaardafwijking σ van parameter x geldt:

$$\mu_x = \frac{\sum x_i}{n}, \quad \sigma_x = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu_x)^2}{n-1}} \quad (\text{A.1})$$

Waarin:

x_i De individuele waarneming parameter x . Voor deze parameter x kan worden gelezen tan ϕ_{CS} , S of m

n Het aantal proeven

A.2 Karakteristieke waarde voor semi-probabilistische berekening

Volgens de SHM hebben de in de glijvlakberekening toe te passen karakteristieke waarden een over- of onderschrijdingskans van 5 %. In het geval van tan ϕ en S is de lage karakteristieke lage waarde maatgevend voor stabiliteit. In het geval van m is de lage waarde alleen maatgevend wanneer de effectieve spanning in de beoordelingssituatie lager is dan de effectieve spanning waarbij de karakteristieke waarde van de ongedraineerde sterkte is bepaald uit de correlatie met de sondeerwaarde. Voor toetsing van de bestaande dijk is dit altijd het geval. Voor ontwerpsituaties kan dit echter anders liggen.

Voor de volledigheid worden hierna de in de SHM opgenomen formules gegeven voor een bepaalde parameter x . De gegeven formules zijn gebaseerd op een lognormale verdeling. Bij toepassing van een lognormale verdeling kunnen karakteristieke waarden van parameters niet kleiner dan nul worden. In een lognormale verdeling wordt een constante standaardafwijking $\sigma_{\ln(x)}$ aangenomen voor de spreiding in de logaritme van de parameterwaarde x . Deze aanname komt bij een perfect lognormaal verdeelde dataset overeen met de aanname van een constante variatiecoëfficiënt $V = \sigma_x / \mu_x$. In combinatie met een student t verdeling volgt de karakteristieke waarde van x uit vergelijking (A.2).

$$x_{kar} = \exp \left(\mu_{\ln(x)} \pm T_{n-1}^{0.05} \cdot \sigma_{\ln(x)} \cdot \sqrt{(1-a) + \frac{1}{n}} \right) \quad (\text{A.2})$$

Waarin:

x_{kar} De individuele waarneming voor parameter x . Voor deze parameter x kan worden gelezen tan ϕ_{CS} , S of m

$T_{n-1}^{0.05}$ De waarde van de student-t verdeling⁹ bij 5% onderschrijdingskans met $n - 1$ vrijheidsgraden, waarbij n het aantal proeven. Via deze verdeling wordt rekening gehouden met de extra onzekerheid bij een beperkt aantal proeven

⁹ Bij het gebruik van de student t functie kunnen de vrijheidsgraden en overschrijdingskans aan een zijde van de verdeling (one-sided) of aan beide zijden, (two sided) worden toegepast. In de bovenstaande formules heeft de overschrijdingskans betrekking op een zijde, one sided. De Excel functie T.INV(met punt) is daarvoor bedoeld. De Excel formule TINV (zonder punt) interpreteert de opgegeven kans echter als de tweezijdige overschrijdingskans.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

α De spreidingsreductiefactor. Voor een regionale verzameling geldt: $\alpha = 0,75$. Voor een lokale verzameling geldt $\alpha = 1,0$. Via de ‘spreidingsreductiefactor’ wordt de sterktevariatie over een laag in verticale richting uitgemiddeld, maar wordt bij een regionale verzameling nog wel de resterende variatie in horizontale richting in rekening gebracht. Bij een lokale verzameling zijn alle proeven uitgevoerd op monsters die ter plaatse van het berekende dwarsprofiel zijn gestoken. Bij een regionale verzameling zijn de monsters verzameld in een gebied dat groter is dan de typische afmeting van een afschuifvlak. In een regulier dijkversterkingsontwerp zal dat laatste vaak het geval zijn.

$\mu_{\ln(x)}$ De verwachtingswaarde van $\ln(x)$. Conform (A.1) geldt: $\mu_{\ln(x)} = \frac{\sum \ln(x)_i}{n}$.

$\sigma_{\ln(x)}$ De standaardafwijking van $\ln(x)$. Conform (A.1) geldt: $\sigma_{\ln(x)} = \sqrt{\frac{\sum (\ln(x)_i - \mu_{\ln(x)})^2}{n-1}}$.

De hierboven aangeduide rechtstreekse bepaling van $\mu_{\ln(x)}$ en $\sigma_{\ln(x)}$ vindt simpelweg plaats door de x in vergelijking (A.1) te vervangen door $\ln(x)$.

De in de SHM gepresenteerde vergelijking (A.3) laat zien hoe $\mu_{\ln(x)}$ en $\sigma_{\ln(x)}$ uit een verwachtingswaarde en standaardafwijking van x zou kunnen worden berekend.

$$\sigma_{\ln(x)}^2 = \ln \left(1 + \left(\frac{\sigma_x}{\mu_x} \right)^2 \right), \quad \mu_{\ln(x)} = \ln(\mu_x) - \frac{1}{2} \sigma_{\ln(x)}^2 \quad (\text{A.3})$$

Vergelijking (A.3) is afgeleid onder aanname van een perfect lognormale verdeling. Wanneer een dataset daaraan in praktijk niet precies voldoet zal toepassing leiden tot verschillen met de uitkomst van een rechtstreekse bepaling van $\mu_{\ln(x)}$ en $\sigma_{\ln(x)}$. Bepaling via de rechtstreekse methode is dan het meest zuiver.

A.3 Parameters voor probabilistische berekening

Met D-GeoStability kan een (“random average”) probabilistische berekening worden uitgevoerd in combinatie met een normale of lognormale verdeling van parameters. Bij een lognormale parameterverdeling gebruikt de software vergelijking (A.3) om de $\mu_{\ln(x)}$ en $\sigma_{\ln(x)}$ te berekenen uit invoer van de verwachtingswaarde $\mu_{x,\text{prob}}$ en de standaardafwijking $\sigma_{x,\text{prob}}$.

Bij een lognormale verdeling moet de invoerwaarde $\mu_{x,\text{prob}}$ daarom worden berekend met vergelijking (A.5) en de invoerwaarde $\sigma_{x,\text{prob}}$ met vergelijking (A.6). In combinatie met vergelijking (A.3) berekent de software dan weer de direct bepaalde waarden voor $\mu_{\ln(x)}$ en $\sigma_{\ln(x)}$. De invoerwaarde $\sigma_{x,\text{equiv,prob}}$ moet bij een lognormale verdeling worden berekend met vergelijking (A.4). In vergelijking (A.4) wordt tevens de invloed van de spreidingsreductie in rekening gebracht en (op benaderende wijze) ook de invloed van de student-t correctie bij een beperkt aantal proeven. Vergelijking (A.4) zorgt er voor dat in de probabilistische berekening dezelfde karakteristieke waarde wordt teruggevonden als volgens vergelijking (A.2) moet worden toegepast in de semi-probabilistische berekening.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

$$\sigma_{\ln(x),\text{prob}} \approx \frac{T^{\frac{0,05}{n-1}}}{u^{0,05}} \cdot \sigma_{\ln(x)} \cdot \sqrt{(1-a) + \frac{1}{n}} \quad (\text{A.4})$$

$$\mu_{x,\text{prob}} = \exp(\mu_{\ln(x)} + 0,5 \cdot \sigma_{\ln(x),\text{prob}}^2) \quad (\text{A.5})$$

$$\sigma_{x,\text{prob}} \approx \mu_{x,\text{prob}} \cdot \left(\sqrt{\exp(\sigma_{\ln(x),\text{prob}}^2)} - 1 \right) \quad (\text{A.6})$$

Waarin:

$u^{0,05}$ De waarde van de normale verdeling bij 5% onderschrijdingskans. Deze waarde is gelijk aan 1,65.

B Statistische formules voor N_{kt} bepaling

B.1 Gemiddelde en standaardafwijking

Volgens de PPE zijn de volgende twee methoden geschikt om de bijdrage van de onzekerheid in de N_{kt} aan de onzekerheid in de ongedraineerde sterkte te bepalen (de “transformatieonzekerheid” van de correlatie). Bij deze bepaling wordt de onzekerheid in de q_{net} waarde dus niet meegenomen.

- 1) Gewogen regressie, door het minimaliseren van de variatiecoëfficiënt op de $q_{net}/\mu_{N_{kt}}$ waarde voor alle $(s_{u,i}, q_{net,i})$ datapunten gezamenlijk. Hiermee wordt naast een verwachtingswaarde $\mu_{N_{kt}}$ dus ook de (geminimaliseerde) totale variatiecoëfficiënt $V_{\frac{q_{net,tot}}{N_{kt}}}$ gevonden.

$$V_{\frac{q_{net,tot}}{N_{kt}}} = \sqrt{\frac{\sum \left(\frac{(s_{u,i} \cdot \mu_{N_{kt}})}{q_{net,i}} - 1 \right)^2}{n - 1}} \quad (B.1)$$

Deze bepaling wijkt af van een normale regressie, waarin de standaardafwijking op q_{net}/N_{kt} zou worden geminimaliseerd.

- 2) Statistiek, door het bepalen van gemiddelde en standaardafwijking voor $\ln(N_{kt})$ op basis van de per datapunt i bepaalde $N_{kt,i} = q_{net,i}/s_{u,i}$ waarden, zoals beschreven in bijlage A.1. In dit geval wordt een lognormale spreiding op N_{kt} aangenomen. Hiermee wordt voor $\ln(N_{kt})$ dus een verwachtingswaarde $\mu_{\ln N_{kt}}$ en een (geminimaliseerde) standaardafwijking $\sigma_{\ln N_{kt}}$ gevonden.

B.2 Karakteristieke waarde voor de semi-probabilistische berekening

De resulterende spreiding kwantificeert in beide gevallen de totale “transformatieonzekerheid”, die is verbonden aan het toepassen van de correlatie met de sondeerweerstand. In deze totale transformatieonzekerheid mag het niet-systematische (lokale) deel worden uitgemiddeld.

In het geval van methode 1 (gewogen regressie) leidt dit tot de volgende uitdrukkingen.

$$V_{\frac{q_{net}}{N_{kt}}\text{gem}} = \sqrt{V_{\frac{q_{net,tot}}{N_{kt}}}^2 - V_{\frac{q_{net,lok}}{N_{kt}}}^2} \quad (B.2)$$

$$s_{u,kar} = \frac{q_{net}}{\mu_{N_{kt}}} \cdot \left(1 - T_{n-1}^{0.05} \cdot V_{\frac{q_{net}}{N_{kt}}\text{gem}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} \right) \quad (B.3)$$

$$N_{kt,kar} = \frac{q_{net}}{s_{u,kar}} = \frac{\mu_{N_{kt}}}{\left(1 - T_{n-1}^{0.05} \cdot V_{\frac{q_{net}}{N_{kt}}\text{gem}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} \right)} \quad (B.4)$$

Met:

$V_{\frac{q_{net,lok}}{N_{kt}}}$ Het lokale deel van de variatiecoëfficiënt V_{tot} . Dit lokale gedeelte mag worden uitgemiddeld. Indicatief geldt: $V_{lok} \approx 0.5 \cdot V_{tot}$.

$\mu_{N_{kt}}$ de verwachtingswaarde van N_{kt} , zoals volgend uit de minimalisatie van $V_{\frac{q_{net,tot}}{N_{kt}}}$ door

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

middel van “gewogen” regressie

$T_{n-1}^{0.05}$ de waarde van de student –t verdeling bij 5% onder of overschrijdingskans met $n - 1$ vrijheidsgraden, waarbij n het aantal (s_u, q_{net}) datapunten is voor de N_{kt} bepaling.

In het geval van methode 2 (statistiek op N_{kt} met lognormale verdeling) leidt dit analoog tot de volgende uitdrukkingen:

$$\sigma_{\ln N_{kt}.gem} = \sqrt{\sigma_{\ln N_{kt}.tot}^2 - \sigma_{\ln N_{kt}.lok}^2} \quad (B.5)$$

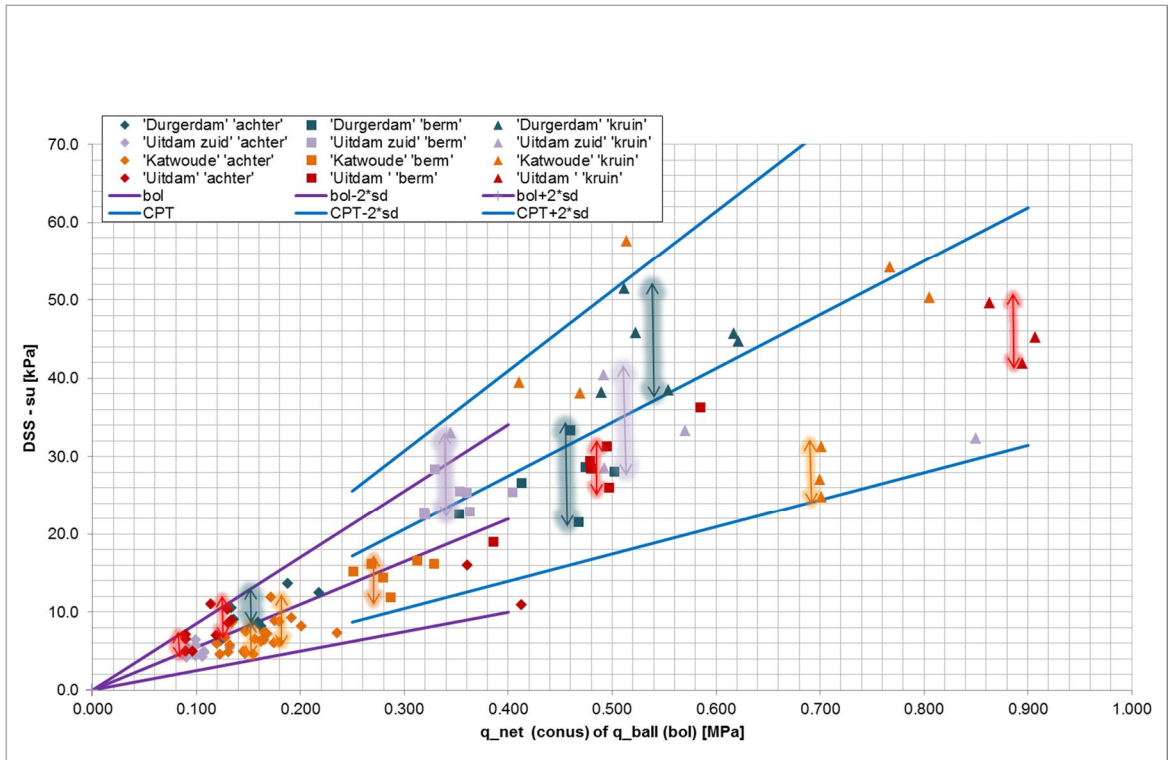
$$N_{kt.kar} = \exp\left(\mu_{\ln N_{kt}} + T_{n-1}^{0.05} \cdot \sigma_{\ln N_{kt}.gem} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}}\right) \quad (B.6)$$

$$s_{u.kar} = \frac{q_{net}}{N_{kt.kar}} \quad (B.7)$$

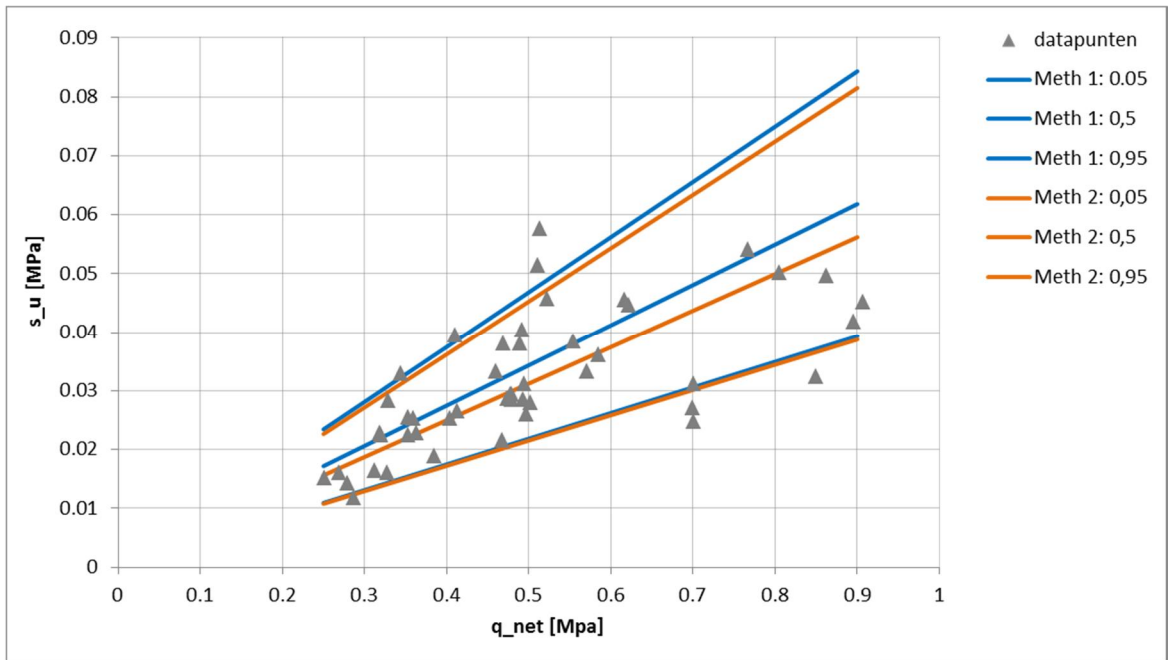
Met:

$\sigma_{\ln N_{kt}.lok}^2$ Het lokale deel van de variantie $\sigma_{\ln N_{kt}.totaal}^2$, dat mag worden uitgemiddeld.
 Indicatief geldt daarbij weer: $\sigma_{lok} \approx 0.5 \cdot \sigma_{tot}$.

De twee methoden zullen overigens wel leiden tot verschillende karakteristieke waarden. Zie bijvoorbeeld Figuur B.1 en Figuur B.2. Vooralsnog is alleen methode 1 in de SHM beschreven. In de toekomst kan dit veranderen. De PPE beveelt daarom een vergelijking met methode 2 aan.



Figuur B.1 Voorbeeld methode 1: verwachtingswaarde en 95% betrouwbaarheidsinterval voor $s_u = \frac{q}{N}$ bij een fit op minimale variatiecoëfficiënt in het geval van veengrond (Deltares, 2015). De fit op de bolsonde data ($N_b = 18.18, V_{tot} = 0.28$) is paars gekleurd. De fit op de conus data ($N_{kt} = 14.55, V_{tot} = 0.25$) is blauw gekleurd. De lokale spreiding per cluster is indicatief ingetekend



Figuur B.2 Voorbeeld: 90 % betrouwbaarheidsinterval voor $s_u = \frac{q}{N}$, waarbij de middeling van lokale spreiding in rekening wordt gebracht. Getoond worden de resultaten volgens methode 1 ($N_{kt}=14,55$, $V_{\frac{q_{net}}{N_{kt}},gem} = 0,217$) en volgens methode 2 ($N_{kt}(p = 0,05) = 11,0$, $N_{kt}(p = 0,5) = 16,01$, $N_{kt}(p = 0,95) = 23,21$).

B.3 Parameters voor probabilistische berekening

In een probabilistische berekening moet de transformatieonzekerheid op q_{net}/N_{kt} worden vertaald naar de onzekerheid op de grensspanning bij een gegeven q_{net} waarde, zie § 2.5.3.5.

De invloed van de student-t correctie kan daarbij op benaderende wijze in rekening worden gebracht. In geval van methode 2 moeten de verwachtingswaarde en standaardafwijking voor q_{net}/N_{kt} worden teruggerekend uit de aangenomen lognormale verdeling.

Methode 1 (gewogen regressie):

$$V_{\frac{q_{net}}{N_{kt,gem,prob}}} \approx \frac{T_{n-1}^{0,05}}{u^{0,05}} \cdot V_{\frac{q_{net}}{N_{kt,gem}}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} \quad (B.8)$$

Methode 2 (statistiek op N_{kt} met lognormale verdeling):

$$\sigma_{\ln \frac{q_{net}}{N_{kt,gem,prob}}} = \sigma_{\ln N_{kt,gem,prob}} \approx \frac{T_{n-1}^{0,05}}{u^{0,05}} \cdot \sigma_{\ln N_{kt,gem}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} \quad (B.9)$$

$$V_{\frac{q_{net}}{N_{kt,gem,prob}}} = \sqrt{\exp\left(\sigma_{\ln \frac{q_{net}}{N_{kt,gem,prob}}}^2\right) - 1} \quad (B.10)$$

$$\mu_{\frac{q_{net}}{N_{kt,gem,prob}}} = \exp\left(\mu_{\ln \frac{q_{net}}{N_{kt,gem}}} + 0,5 \cdot \sigma_{\ln \frac{q_{net}}{N_{kt,gem,prob}}}^2\right) \quad (B.11)$$

C Achtergrond regressie-analyse

(Ed Calle, Deltares memo 1220132-003-GEO-0002, 2016)

C.1 Kleinste kwadratenmethode voor enkelvoudige lineaire regressie

Bij (enkelvoudige) lineaire regressieanalyse wordt een trendfunctie:

$$t = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 s \quad (\text{C.1})$$

bepaald, die zo goed mogelijk past bij een set waarnemingen $\{T_i, s_i\}$ ($i=1 \dots n$), waarin de T_i gemeten waarden zijn van een of andere variabele, die (mede)afhankelijk zijn van ingestelde waarden s_i . De regressieparameters \hat{a}_1 en \hat{a}_2 worden bepaald volgens de kleinste kwadratenmethode. Dit houdt in dat deze parameters zodanig worden bepaald dat de som van de kwadraten van de residuen $(T_i - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 s_i)$ minimaal is, dus:

$$R^2 = \sum_{i=1}^n (T_i - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 s_i)^2 \quad (\text{C.2})$$

is minimaal. Dit leidt tot de volgende vergelijkingen waaraan \hat{a}_1 en \hat{a}_2 moeten voldoen:

$$\frac{\partial R^2}{\partial \hat{a}_1} = -\sum_{i=1}^n 2(T_i - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 s_i) = 0 \Rightarrow n\hat{a}_1 + \left(\sum_{i=1}^n s_i\right)\hat{a}_2 = \sum_{i=1}^n T_i \quad (\text{C.3})$$

$$\frac{\partial R^2}{\partial \hat{a}_2} = -\sum_{i=1}^n 2(T_i - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 s_i) s_i = 0 \Rightarrow \left(\sum_{i=1}^n s_i\right)\hat{a}_1 + \left(\sum_{i=1}^n s_i^2\right)\hat{a}_2 = \sum_{i=1}^n T_i s_i \quad (\text{C.4})$$

De oplossing luidt:

$$\hat{a}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n T_i (s_i - \bar{s})}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \quad \text{hierin is} \quad \bar{s} = \left(\sum_{i=1}^n s_i\right) / n \quad (\text{C.5})$$

en:

$$\hat{a}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (T_i - \hat{a}_2 s_i)}{n} \quad (\text{C.6})$$

De minimale R^2 wordt gevonden door deze oplossing te gebruiken in vgl. (C.3).

C.2 Onderliggend stochastisch model

De in paragraaf C.1 beschreven methode wordt vaak toegepast als een puur numerieke techniek zonder associatie met het onderliggend stochastisch model. Het onderliggende stochastische model is dat t een normaal verdeelde stochastische variabele is, die lineair afhankelijk is van s , met verwachtingswaarde:

$$E[t] = a_1 + a_2 s \quad (\text{C.7})$$

en met standaardafwijking σ_t . De stochastische variabele t en waargenomen realisaties T_i ervan we kunnen derhalve geschreven worden als:

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

$$t = a_1 + a_2 s + \varepsilon \Rightarrow T_i = a_1 + a_2 s_i + \varepsilon_i \quad (\text{C.8})$$

Hierin is ε een normaal verdeelde stochastische variabele met verwachtingswaarde gelijk 0 en standaardafwijking gelijk σ_ε en zijn de ε_i realisaties van ε in de steekproef $\{T_i, s_i\}$ ($i=1 \dots n$). De aanname hieronder is dat de realisaties ε_i en s_i onafhankelijk zijn. Dit is geen noodzakelijke aanname, maar doorgaans wordt hieraan voldaan in steekproeven.

De modelparameters a_1 en a_2 en σ_ε zijn doorgaans onbekenden, die aan de hand van de steekproef van waarnemingen $\{T_i, s_i\}$ ($i=1 \dots n$) moeten worden bepaald. Er geldt dat:

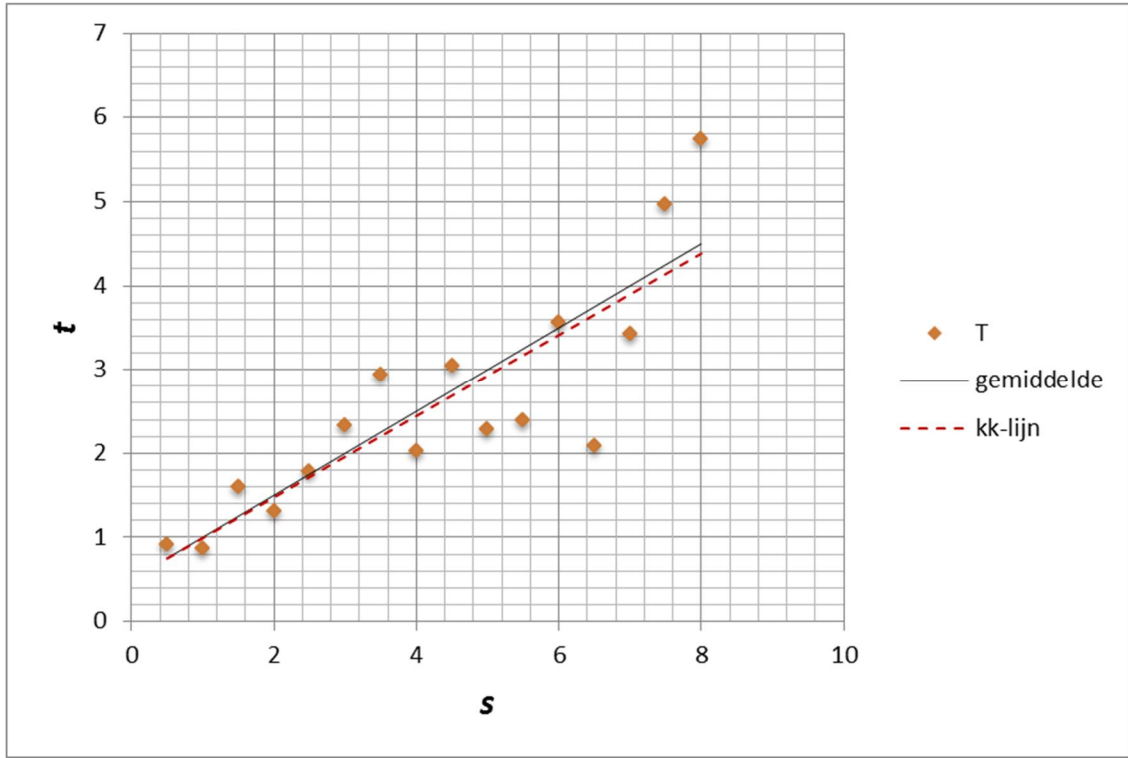
- De \hat{a}_1 en \hat{a}_2 volgens vgl. (2.6) en (2.5) zijn op te vatten als (realisaties van) stochastische variabelen. Immers ze zijn afhankelijk van de stochastische variabele t (via de realisaties T_i). Berekende waarden van \hat{a}_1 en \hat{a}_2 zijn zuivere schatters zijn van a_1 en a_2 , m.a.w.:

$$E[\hat{a}_1] = a_1 \text{ en } E[\hat{a}_2] = a_2 \quad (\text{C.9})$$

- $R^2/(n-2)$ (en deze grootte noteren we verder als S_ε^2) een zuivere schatter van de variantie σ_ε^2 is.

Figuur C.1 geeft een illustratie van het model. De lijn “gemiddelde” (ononderbroken zwarte lijn) is de lijn volgens vgl. (C.7). Hierin is $a_1=0,5$ en $a_2=0,5$. De rode ruitjes geven (gegenereerde) realisaties van T_i , volgens vgl. (C.8). Hierbij is uitgegaan van een normale kansverdeling van ε , met verwachtingswaarde 0 en variantie 0,5. De rode streepjeslijn in de figuur is de berekende kleinste-kwadratenlijn $t = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 s$, waarbij \hat{a}_1 en \hat{a}_2 berekend zijn o.b.v. de gegenereerde realisaties (T_i, s_i) met behulp van de vergelijkingen (2.6) en (2.5). In dit geval lijkt ligt de benadering (rode streepjeslijn) dicht bij de oorspronkelijke lijn (zwarte lijn) waarvan uitgegaan bij het genereren van de set “pseudo” realisaties. Hier komen we in § C.3 nader op terug.

26 februari 2019, versie 1.1, definitief



Figuur C.1 Illustratie van model

Schattingen van de varianties van \hat{a}_1 en \hat{a}_2 worden als volgt berekend:

$$\sigma^2(\hat{a}_1) = S_t^2 \left(\frac{1}{n} \left(1 + \frac{\sum_{i=1}^n s_i^2}{n \sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \right) \right) \quad (\text{C.10})$$

$$\sigma^2(\hat{a}_2) = \frac{S_t^2}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \quad (\text{C.11})$$

De schatters \hat{a}_1 en \hat{a}_2 zijn onderling afhankelijk. De geschatte covariantie is:

$$\text{cov}(\hat{a}_1, \hat{a}_2) = E[(\hat{a}_1 - a_1)(\hat{a}_2 - a_2)] = -\frac{\bar{s}}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} S_t^2 \quad (\text{C.12})$$

en de geschatte correlatie is (per definitie):

$$\rho(\hat{a}_1, \hat{a}_2) = \frac{\text{cov}(\hat{a}_1, \hat{a}_2)}{\sigma(\hat{a}_1) \sigma(\hat{a}_2)} \quad (\text{C.13})$$

In § C.4 zijn wiskundige afleidingen van vergelijkingen (C.10) tot en met (C.12) gegeven.

C.3 Karakteristieke schattingen

Aan de hand de schatters \hat{a}_1, \hat{a}_2 , de varianties ervan en de correlatie, kunnen karakteristieke schattingen (d.w.z. onder en bovengrenzen met 5% kans op over- of onderschrijding). Voor de puntwaarden zijn die grenzen:

$$t_{kar} = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 s \pm t_{n-2}^{0.95} \sqrt{\sigma^2(\hat{a}_1) + s^2 \sigma^2(\hat{a}_2) + 2\rho(\hat{a}_1, \hat{a}_2) s \sigma(\hat{a}_1) \sigma(\hat{a}_2) + S_t^2} \quad (C.14)$$

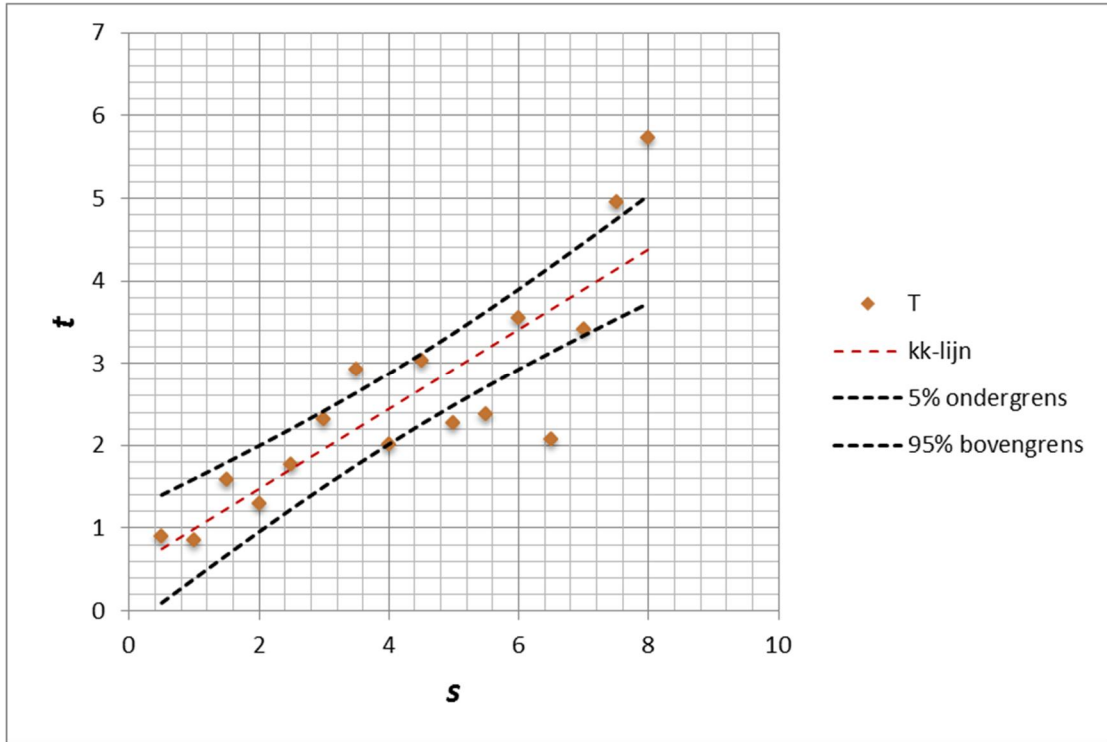
Hierin is $t_{n-2}^{0.95}$ de Student-t met 95% onderschrijdingskans. De “+” van het “±” in vgl. (15) geeft de karakteristieke bovengrens en “-” de karakteristieke ondergrens. De eerste drie termen onder het wortelteken representeren de variantie van de onzekerheid van het gemiddelde van t , de laatste term de variantie van de ruimtelijke spreiding van t . Voor karakteristieke waarden van “gemiddelden” van t , aangegeven als (zie in hoofdstuk 3 bijv. grondlaaggemiddelden) is er een bijna identieke uitdrukking:

$$\bar{t}_{kar} = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 s \pm t_{n-2}^{0.95} \sqrt{\sigma^2(\hat{a}_1) + s^2 \sigma^2(\hat{a}_2) + 2\rho(\hat{a}_1, \hat{a}_2) s \sigma(\hat{a}_1) \sigma(\hat{a}_2) + (1-\alpha) S_t^2} \quad (C.15)$$

Het verschil zit in de mate waarin de ruimtelijke spreiding in rekening wordt gebracht. De factor $(1-\alpha)$ in vgl. (C.15) is een reductiefactor. Deze is afhankelijk van het (stochastische) ruimtelijke model waarmee de spreiding van t te beschrijven is. In dat model speelt de verhouding tussen de variantie van t op een locatie (de variantie van de spreiding van “puntwaarden” van t t.o.v. een lokaal gemiddelde) en de regionale variantie (de variantie van de spreiding van “puntwaarden” van t t.o.v. een regionaal gemiddelde) een rol; die verhouding wordt weergegeven met α . Geven we de regionale variantie aan met σ_t^2 dan is de variantie van t op een locatie gelijk aan $\alpha \sigma_t^2$, en bij gevolg de variantie van de spreiding van lokale gemiddelden t.o.v. het regionale gemiddelde $(1-\alpha) \sigma_t^2$. Dit model voor het statistisch beschrijven van ruimtelijke variatie is o.a. beschreven in (Calle, 2007 en 2008). De verhouding tussen lokale en regionale variantie wordt hierin aangeduid met het symbool “ α ”, in eerdere publicaties (Calle, 1996) met “ a ” en in de TAW-leidraad voor het ontwerpen van rivierdijken (deel 2) (LOR2, 1989) met $(1-r^2)$. De wisselende notaties reflecteren het voortschrijdend inzicht door de jaren heen. De term $(1-\alpha) S_t^2$ in vgl. (C.15) reflecteert dat bij de bepaling van de karakteristieke schatting van de gemiddelde waarde van t , op een willekeurige locatie binnen een gebied waarvoor een regionale proevenverzameling is opgesteld, ermee rekening gehouden moet worden dat deze lokale gemiddelden variëren t.o.v. het regionale gemiddelde. De overige termen in vgl. (C.15) reflecteren de statistische onzekerheid van schattingen van het regionale gemiddelde.

In Figuur C.2 zijn de 5% onder- en de 95% bovengrens weergegeven die berekend zijn met vgl. (2.15) (met daarin $\alpha=1$). De onder en bovengrens markeren de ruimte waarbinnen de rechte “gemiddelde waarde”-lijn kan liggen (met 90% betrouwbaarheid). Elke rechte lijn die tussen de onder- en bovengrenzen ligt is in principe mogelijk (maar ze zijn uiteraard niet alle even waarschijnlijk). Hieruit blijkt dat het dicht bij elkaar liggen van de “gemiddelde lijn” en de “kleinste kwadratenlijn” in figuur 2.1 een beetje op toeval berust. Let op, de lijnen markeren dus niet 90% betrouwbaarheidsgebied waarbinnen de punten (T_i, s_i) moeten liggen.

In het geval de t-waarde per definitie positief moet zijn (denk aan een schuifsterkteparameter), dan zal (tenminste) ook het gemiddelde van t voor elke waarde van s positief moeten zijn.



Figuur C.2 Gebied waarbinnen de gemiddelde waarden lijn kan liggen (90% betrouwbaarheid)

C.4 Wiskundige afleidingen

Te bewijzen: \hat{a}_1 en \hat{a}_2 zijn zuivere schatters van a_1 en a_2 , m.a.w. $E[\hat{a}_1] = a_1$ en $E[\hat{a}_2] = a_2$:
 Substitutie van de $T_i = a_1 + a_2 s_i + \varepsilon_i$ (volgens het stochastisch model volgens vgl. (C.8) in vgl. (C.5) levert:

$$\begin{aligned}
 \hat{a}_2 &= \frac{\sum_{i=1}^n T_i (s_i - \bar{s})}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \implies = \frac{\sum_{i=1}^n (a_1 + a_2 s_i + \varepsilon_i) (s_i - \bar{s})}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (a_1 (s_i - \bar{s}) + a_2 (s_i - \bar{s})(s_i - \bar{s}) + a_2 \bar{s} (s_i - \bar{s}) + \varepsilon_i (s_i - \bar{s}))}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \\
 &= \frac{a_2 \sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2 + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i (s_i - \bar{s})}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} = a_2 + \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i (s_i - \bar{s})}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2}
 \end{aligned} \tag{C.16}$$

Omdat $E[\varepsilon_i] = 0$ is dus $E[\hat{a}_2] = a_2$ (qed).

Analoog geldt, uitgaande van vgl. (C.6):

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

$$\hat{a}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (T_i - \hat{a}_2 s_i)}{n} \implies = \frac{\sum_{i=1}^n (a_1 + a_2 s_i + \varepsilon_i - \hat{a}_2 s_i)}{n}$$

$$= a_1 + (a_2 - \hat{a}_2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s_i + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i$$

En omdat $E[\varepsilon_i] = 0$ en $E[\hat{a}_2 - a_2] = 0$ is derhalve $E[\hat{a}_1] = a_1$ (qed).

De varianties van \hat{a}_1 en \hat{a}_2 worden als volgt berekend:

$$\sigma^2(\hat{a}_2) = E[(\hat{a}_2 - a_2)^2] = E\left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i (s_i - \bar{s})}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2}\right)^2\right]$$

$$= \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2\right)^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (E[\varepsilon_i \varepsilon_j] (s_i - \bar{s})(s_j - \bar{s}))$$

$$= \frac{\sigma_t^2}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2}$$

Omdat $E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0$ als $j \neq i$ en $E[\varepsilon_i \varepsilon_i] = \sigma_t^2$ ($i = 1 \dots n$). Verder geldt:

$$\sigma^2(\hat{a}_1) = E[(\hat{a}_1 - a_1)^2]$$

$$\implies \text{vgl(A1.2)} = E\left[\left((a_2 - \hat{a}_2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s_i + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i\right)^2\right]$$

$$= \sigma^2(\hat{a}_2) \bar{s}^2 + \frac{\sigma_t^2}{n} = \bar{s}^2 \frac{\sigma_t^2}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} + \frac{\sigma_t^2}{n}$$

$$= \frac{\sigma_t^2}{n} \left(1 + \frac{\left(\sum_{i=1}^n s_i\right)^2}{n \sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2}\right)$$

De covariantie van \hat{a}_1 en \hat{a}_2 wordt berekend als:

$$\text{cov}(\hat{a}_1, \hat{a}_2) = E[(\hat{a}_1 - a_1)(\hat{a}_2 - a_2)] = -\bar{s} E[(\hat{a}_2 - a_2)^2]$$

$$= -\bar{s} \sigma^2(\hat{a}_2) = -\frac{\bar{s}}{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2} \sigma_t^2$$

Hierin is gebruik gemaakt van de relatie in vgl. (C.6):

26 februari 2019, versie 1.1, definitief

$$\begin{aligned}
 \hat{a}_1 &= \frac{\sum_{i=1}^n (T_i - \hat{a}_2 s_i)}{n} = a_1 + a_2 \bar{s} - \hat{a}_2 \bar{s} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \\
 \Rightarrow \hat{a}_1 - a_1 &= -(\hat{a}_2 - a_2) \bar{s} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \\
 \Rightarrow (\hat{a}_1 - a_1)(\hat{a}_2 - a_2) &= -(\hat{a}_2 - a_2)^2 \bar{s} + (\hat{a}_2 - a_2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \\
 \Rightarrow E[(\hat{a}_1 - a_1)(\hat{a}_2 - a_2)] &= -\bar{s} E[(\hat{a}_2 - a_2)^2] + E[(\hat{a}_2 - a_2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i]
 \end{aligned} \tag{C.21}$$

We beschouwen de tweede term van het rechterlid apart en substitueren hierin voor $(\hat{a}_2 - a_2)$ de uitdrukking in het tweede rechterlid van vgl. (C.18) dan volgt:

$$\begin{aligned}
 E[(\hat{a}_2 - a_2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i] &= E[\frac{\sum_{k=1}^n \varepsilon_k (s_k - \bar{s})}{\sum_{k=1}^n (s_k - \bar{s})^2} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i] = \\
 \frac{\sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^n E[\varepsilon_i \varepsilon_k] (s_k - \bar{s})}{n \sum_{k=1}^n (s_k - \bar{s})^2} &= \frac{\sigma_\varepsilon^2 \sum_{k=1}^n (s_k - \bar{s})}{n \sum_{k=1}^n (s_k - \bar{s})^2} = 0
 \end{aligned} \tag{C.22}$$

Omdat $E[\varepsilon_i \varepsilon_k] = 0$ als $k \neq i$ en $E[\varepsilon_k \varepsilon_k] = \sigma_\varepsilon^2$ ($i = 1 \dots n$). Daarmee is de vgl. (C.20) bewezen.

C.5 Referenties

- | | |
|----------------|--|
| Calle 1996 | Calle, E.O.F. Karakteristieke waarden voor schuifsterkte t.b.v. Stabiliteitsanalyses, Grondmechanica Delft rapport CO-350000/43, juli 1996. |
| LOR2 1989 | Leidraad voor het ontwerpen van rivierdijken, Deel 2 – Benedenrivierengebied. Technische Adviescommissie voor de Waterkeringen. Uitgeverij Waltman, Delft, oktober 1989. |
| Calle, 2007 | Calle, E.O.F. Statistiek bij regionale proevenverzamelingen, Vakblad Geotechniek, 2008, p 40-44. |
| Calle, 2007 | Calle, E.O.F. Statistiek bij regionale proevenverzamelingen. Theorie, Vakblad Geotechniek, juli 2007 |
| Calle, 2008 | Calle, E.O.F. Statistiek bij regionale proevenverzamelingen. Toepassing, Vakblad Geotechniek, januari 2008. |
| Van Esch, 1997 | Van Esch, J.M. Statistische verwerking cel- en triaxiaalproeven. Grondmechanica Delft. Rapport SE-50676.001. Februari 1997. |

D Schematisering overige onzekerheden

D.1 Inleiding

Een beoordeling op macrostabiliteit wordt semiprobabilistisch of probabilistisch uitgevoerd, volgens de aanwijzingen gegeven in de SHM (semiprobabilistisch) en in de handreiking voor probabilistische analyses (Deltares, 2017a).

Het vervolg van deze bijlage gaat kort in op de belangrijkste overeenkomsten en verschillen in de volledige onzekerheidsmodellering bij een beoordeling en een ontwerp, waarbij zowel het semi-probabilistische als het probabilistische geval worden beschouwd.

D.2 Voorziene onzekerheden

Zowel bij semi-probabilistische als bij probabilistische berekeningen gelden de volgende overeenkomsten en verschillen tussen een ontwerpberekening en een beoordelingsberekening bij het schematiseren van voorziene onzekerheden.

- In de kansverdeling voor de hydraulische belasting voor het zichtjaar is de vereiste robuustheid voor klimaatinvloeden al opgenomen. Deze kansverdeling kan dus rechtstreeks in een probabilistische analyse worden gebruikt. In een semi-probabilistische analyse wordt gebruik gemaakt van de normwaarde bij dat zichtjaar.
- Zettingen door autonome bodemdaling en door ophoging kunnen een positieve of negatieve invloed hebben op de stabiliteit van de dijk. Ten tijde van de oplevering van de versterking is de dijk dus sterker of slapper dan in het zichtjaar (vaak 50 jaar na de oplevering). Meer zetting van de stabiliteitsberm dan van de kruin kan er bijvoorbeeld toe leiden dat de dijk in het zichtjaar minder sterk is, terwijl meer zetting van de kruin dan van het achterland een positieve invloed heeft op de sterkte. In de probabilistische analyse mag worden uitgegaan van dezelfde (deterministische) conservatieve inschattingen voor het effect van zettingen als voor de semi-probabilistische analyse.
- Ophoging vermindert de *POP* van de onderliggende grond onder dagelijkse omstandigheden en verhoogt doorgaans ook de grensspanning wanneer na ophoging geldt $POP = 0$. Dit effect kan met enige beperking via de 'projectsoftware' in rekening worden gebracht, door toepassing van 'bouwfasen'. De 'projectsoftware' rekent niet de aangepaste ligging van de door ophoging samengedrukte grondlagen uit, en brengt dus ook niet de effecten daarvan in rekening op de effectieve spanning (onderwater-zakken) en de geometrie. Voor een meer precieze analyse verdient het daarom aanbeveling om de geometrie, de waterspanningen en het aangepaste *POP* verloop op het ontwerptijdstip handmatig als de initiële fase te definiëren. In het gebied waar na een grote ophoging onder dagelijkse omstandigheden veilig $POP = 0$ mag worden aangenomen hoeft dan op de grensspanning geen onzekerheid meer te worden aangenomen.
- Bekende onzekerheden die niet via kansverdelingen kunnen worden beschreven worden in alle gevallen meegenomen door middel van scenario's met kans van voorkomen. In een probabilistische analyse (zowel voor beoordeling als ontwerp) wordt de totale faalkans bepaald door sommatie van de met scenariokansen gewogen bijdragen. In een semi-probabilistische beoordelingsberekening worden de faalkansen voor elk scenario benaderd met hulp van het gekalibreerde verband met de stabiliteitsfactor ('schadefactor'). In de semi-probabilistische ontwerpberekening wordt uit de scenario's en scenariokansen een 'schematiseringsfactor' afgeleid met hulp van een spreadsheet.

D.3 Omgaan met verborgen veiligheden versus onvoorziene onzekerheden

De minimaal vereiste stabiliteitsfactor in een semi-probabilistisch ontwerp wordt gerelateerd aan de maximaal toelaatbare faalkans met hulp van een relatie die op conservatieve wijze is gekalibreerd op verschillende praktijkgevallen. De deterministische berekening heeft karakteristieke (5%-ondergrens) sterkte-eigenschappen als invoer. De gekalibreerde vergelijking tussen veiligheidsfactor en faalkans is generiek afgeleid voor heel Nederland en zo bepaald dat de werkelijke faalkans daarmee in 80 % van de beschouwde gevallen wordt overschat. Een semi-probabilistisch ontwerp zal in veel gevallen dus verborgen veiligheid hebben, maar in een aantal gevallen ook niet.

Een probabilistische ontwerpberekening kan allereerst inzicht geven in de “verborgen veiligheid” van een semi-probabilistisch ontwerp. Wanneer de “verborgen veiligheid” van een semi-probabilistisch ontwerp erg groot blijkt en wanneer het semi-probabilistische ontwerp zonder constructies bovendien niet binnen de beschikbare ruimte past kan met probabilistische analyse worden bepaald of een aangescherpt ontwerp in grond mogelijk is¹⁰. Daarbij kan de eventueel gewenste extra ontwerprobuustheid voor de onvoorziene ‘imponderabilia’ kwantitatief worden ingebracht, door in het ontwerp een faalkans te eisen die lager ligt dan de waarde waarop gedurende de levensduur moet worden beoordeeld.

¹⁰ Wanneer gebruik wordt gemaakt van de stabiliteit tijdens de uitvoering (met meting van waterspanning) is daarbovenop nog significante verdere aanscherping mogelijk op basis van “Bewezen Sterkte”. (stap 3 in de “Actuele Sterkte” aanpak).