



Aalto-yliopisto
Insinöörیتieteiden
korkeakoulu

Monica Löfman

Perniön saven parametrien luotettavuuden ja saven eri ominaisuuksien välisten korrelaatioiden arviointi

Diplomityö, joka on jätetty opinnäytteenä tarkastettavaksi
diplomi-insinöörin tutkintoa varten.

Espoossa 19.5.2016

Valvoja: Professori Leena Korkiala-Tanttu

Ohjaaja: DI Panu Tolla

Tekijä Monica Löfman

Työn nimi Perniön saven parametrien luotettavuuden ja saven eri ominaisuuksien välisen korrelaation arviointi

Koulutusohjelma Yhdyskunta- ja ympäristötekniikka

Pääaine Pohja- ja kalliorakentaminen**Koodi** IA3028

Työn valvoja Professori Leena Korkiala-Tanttu

Työn ohjaaja(t) DI Panu Tolla

Päivämäärä 19.05.2016**Sivumäärä** 121+27**Kieli** suomi

Tiivistelmä

Geoteknisessä suunnittelussa eräs suurimmista haasteista on maan ominaisuuksiin liittyvä epävarmuus. Maan luonnollisesta vaihtelusta aiheutuu se, että maaparametrien arvoissa havaitaan hajontaa myös suhteellisen homogeenisen maakerroksen sisällä. Maaparametrien vaihtelusta aiheutuva epävarmuus voidaan määrittää kvantitatiivisesti variatiokertoimen eli COV-arvon avulla. COV on keskeinen parametri luotettavuuteen perustuvassa suunnittelussa (RBD, ”reliability based design”). Suomessa RBD-menetelmiä ei juurikaan käytetä, vaikka ulkomailla kyseinen lähestymistapa on yleistymässä. RBD-menetelmien käyttö kuitenkin edellyttää luotettavaa tietoa maan eri ominaisuuksien COV-arvoista, ja Suomessa maan luonnollista vaihtelua ei ole juurikaan tutkittu.

Tässä työssä arvioitiin Perniön saven parametrien luonnollista vaihtelua COV-arvon avulla. Analyysi perustui Perniössä tehtyihin laboratoriokokeisiin. Määritettyjen COV-arvojen avulla laskettiin hypoteettisen ratapenkereen aiheuttamat painumat todennäköisyysmenetelmällä. Koska käytettiin RBD-menetelmää, pystyttiin arvioimaan, kuinka suurella todennäköisyydellä suurin sallittu painuma radan käyttöönoton jälkeen sekä painumaeron aiheuttama pituuskaltevuuden muutos ylittyvät. Lisäksi tutkittiin eri maaparametrien vaihtelun vaikutusta painumaan herkkyyksianalyysien avulla. Havaittiin, että muodonmuutosominaisuuksien lisäksi myös vallitsevan tehokkaan jännityksen sekä esikonsolidaatiojännityksen mallinnuksella on huomattava vaikutus painumalaskelman tulokseen.

Osana työtä luotiin myös tietokanta, johon koottiin laboratoriokokeiden tuloksia Perniön lisäksi myös muista suomalaisista savikko-kohteista. Tietokannan avulla tutkittiin saven eri ominaisuuksien välisiä korrelaatioita sekä niihin liittyvää hajontaa. Tietokantaa hyödynnettiin myös analyysissä, missä pyrittiin määrittämään saven eri ominaisuuksien tyypillisiä arvoja. Saville, joiden vesipitoisuus on pienehkö, ja vastaavasti korkean vesipitoisuuden saville, määritettiin *a priori* -jakaumat joista ilmenee ominaisuuden vaihteluväli sekä odotusarvo. Lisäksi tutkittiin koemenetelmän sekä näytteenottimen vaikutusta maaparametrien arvoihin sekä näytteen laatuun. Koemenetelmän vaikutus oli ilmeinen, mutta näytteenottimen vaikutus oli tähän aineistoon perustuen vähäinen. Syynä saattoi olla Perniön saven erityispiirre, sillä lukuisissa muissa tutkimuksissa on kyllä havaittu, että näytteenottimen halkaisija vaikuttaa näytteen laatuun.

Avainsanat COV, savi, RBD, a priori, painuma, korrelaatio

Author Monica Löfman

Title of thesis Estimation of the Reliability of Perniö Clay Parameters and Correlations between Clay Properties

Degree programme Degree Programme in Transportation and Environmental Engineering

Major Foundation and Rock Engineering**Code** IA3028

Thesis supervisor Professor Leena Korkiala-Tanttu

Thesis advisor(s) Master of Science (Tech.) Panu Tolla

Date 19.05.2016**Number of pages** 121+27**Language** Finnish

Abstract

In geotechnical design, one of the greatest challenges is the uncertainty in soil properties. Due to inherent variability of the soil, scatter in the values of soil parameters occur even in relatively homogenous soil layer. The uncertainty caused by variability of the soil parameters can be quantified by using coefficient of variation (COV). COV is an important parameter in reliability based design (RBD). In Finland, RBD-methods are not generally used, but in other countries this approach has been adopted more widely. However, the usage of RBD-methods requires reliable information on COV values of different soil properties. The problem is that in Finland, research on inherent variability has been practically nonexistent.

In this thesis, the inherent variability of Perniö clay was studied via COV values. In the analysis, results of laboratory tests in Perniö were used. Based on these COV values, settlement caused by hypothetical railway embankment was estimated using probabilistic approach. As such, the probability of the total settlement after the construction exceeding the maximum allowable value could be estimated. Similarly, the probability of the change of slope caused by differential settlements exceeding the maximum value could be defined. In addition, the effect of the variability of each soil parameter on the settlement value was studied by using sensitivity analysis. It was observed that not only compressibility properties but also the variability in effective overburden pressure and uncertainty in modeling the preconsolidation pressure affect the result of settlement calculation significantly.

As a part of the study, a database on the laboratory test results from not only Perniö but from other Finnish clay deposits was constructed. Based on the database, correlation between clay properties was studied. The database was further used in an analysis, in which typical values of clay properties were estimated. A priori distributions were fitted for both clays with relatively low water content and for clays with higher water content. As such, expected values and typical ranges for different soil properties were acquired. In addition, the effect of testing method and sampler on soil parameters and sample quality was studied. Based on the results, testing method clearly has a significant effect but the effect of sampler seemed to be minor. Since the effect of sampler diameter on sample quality has been observed in several studied, these results might simply be due to special features of Perniö clay.

Keywords COV, clay, RBD, a priori, settlement, correlation

Alkusanat

Tämä diplomityö on osa laajempaa tutkimusta, jonka tarkoituksena on selvittää maaparametreihin liittyvää epävarmuutta sekä tuottaa menettelyitä pohjarakentamiseen liittyvien riskien arviointiin. Tutkimuksen on tilannut Liikennevirasto Aalto-yliopistolta, ja myös tämän diplomityö on Liikenneviraston rahoittama. Työn valvojana toimi professori Leena Korkiala-Tanttu ja työn ohjaajana diplomi-insinööri Panu Tolla Liikennevirastosta.

Haluan kiittää työni valvojaa ja ohjaajaa kommentteista, joita olen saanut diplomityötä tehdessäni. Erityiskiitos Leenalle aktiivisesta kommentoinnista ja tuesta. Kiitokset myös Veli-Matti Uotiselle kommentteista. Edellisten lisäksi haluan kiittää Matti Lojanderia, jonka opastus laboratoriokokeiden tulkinnessa oli avainasemassa tämän työn valmistamisen kannalta. Lisäksi haluan kiittää kollegoitani Henry Gustavssonia ja Matti Ristimäkeä, jotka osaltaan mahdollistivat työskentelyn erittäin viihtyisässä ympäristössä.

Lopuksi haluan kiittää perhettäni ja ystäviäni kaikesta saamastani tuesta. Erityiskiitos Kristalle ja Ilarille, joilta olen saanut tukea ja kannustusta koko opiskeluni ajan. Lisäksi haluan kiittää Johannaa, joka tuki minua erityisesti työn loppuvaiheen aikana.

Espoossa 19.5.2016

Monica Löfman

Monica Löfman

Sisällysluettelo

Tiivistelmä	
Abstract	
Alkusanat	
Merkinnät	
Lyhenteet	
1 Johdanto.....	6
1.1 Työn tausta.....	6
1.2 Tutkimuksen tavoitteet ja työn rajaus.....	9
1.3 Aineisto ja tutkimusmenetelmät.....	10
1.4 Työn sisältö.....	10
2 Luotettavuuteen perustuva suunnittelu eli RBD.....	11
2.1 RBD ja varmuuslukumenetelmät.....	11
2.2 Suunnittelussa käytettävät laskentaparametrit.....	15
2.2.1 Ominaisarvon määrittäminen Eurokoodin mukaan.....	15
2.2.2 Laskentaparametrit RBD-menetelmissä.....	19
2.3 Vaurioitumistodennäköisyyden määrittäminen.....	20
3 Maaparametreihin liittyvän epävarmuuden arviointi.....	23
3.1 Maaparametreihin liittyvä epävarmuus ja siihen vaikuttavat tekijät.....	23
3.1.1 Maaparametrien vaihtelua aiheuttavat tekijät.....	23
3.1.2 Maan ominaisuuksien luonnollinen vaihtelu.....	24
3.1.3 Mittaukseen liittyvä epävarmuus eli mittausvirhe.....	27
3.1.4 Muunnosmalliin liittyvä epävarmuus.....	28
3.1.5 Kokonaisepävarmuus.....	30
3.1.6 Korrelaation pituus.....	32
3.2 Maaparametrin jakauman määrittäminen.....	34
3.3 Maaparametrin jakauman päivitys Bayesin menetelmällä.....	38
3.3.1 Menetelmän kuvaus.....	38
3.3.2 Esimerkki.....	39
3.3.3 Maaparametrien tyypilliset arvot (<i>a priori</i>).....	41
3.4 Maaparametrit ja korrelaatio.....	44
4 Parametrien määrittäminen.....	47
4.1 Tutkimusaineisto.....	47
4.1.1 Perniö.....	47
4.1.2 Muut kohteet.....	49
4.2 Tietokanta.....	50
4.2.1 Eri ödometrikokeet ja parametrien määrittäminen.....	50
4.2.2 Kolmiaksaalikokeet ja lujuusparametrien määrittäminen.....	53
4.3 Analyysin suoritus.....	54
4.3.1 Perniön saven luonnollisen vaihtelun arviointi (<i>COV</i>).....	54
4.3.2 Maaparametrien <i>a priori</i> -jakauman arviointi ja korrelaatiot.....	56
5 Analyysin tulokset.....	58
5.1 Perniön saven luonnollinen vaihtelu (<i>COV</i>).....	58
5.1.1 Luonnollinen vaihtelu eri kerroksien sisällä.....	58
5.1.2 Tulosten koonti ja suositeltavat <i>COV</i> -arvot.....	65
5.2 Maaparametrien tyypilliset arvot (<i>a priori</i>).....	69
5.2.1 <i>A priori</i> lujuusominaisuudet.....	69
5.2.2 <i>A priori</i> ödometrikokeella määritettävät parametrit.....	71
5.3 Maaparametrien väliset korrelaatiot.....	79

5.3.1	Luokitusominaisuuksien ja kartiokokeen tuloksien väliset korrelaatiot...	79
5.3.2	Saven luokitusominaisuuksien ja muodonmuutosparametrien väliset korrelaatiot.....	82
5.3.3	Luokitusominaisuuksien ja kolmiaksaalikokeen tuloksien väliset korrelaatiot.....	86
5.4	Näytteenottimen ja koemenetelmän vaikutus maaparametreihin	87
5.4.1	Vaikutus lujuusominaisuuksiin	87
5.4.2	Vaikutus muodonmuutosominaisuuksiin.....	92
6	Painuman laskenta todennäköisyysmenetelmällä	99
6.1	Painumalaskentamenetelmän kuvaus	99
6.1.1	Lähtötiedot	99
6.1.2	Painuman mallinnus.....	102
6.1.3	Vaurioitumistodennäköisyys ja herkkyysanalyysi	103
6.2	Painumalaskelman tulokset	104
6.2.1	Kontrollilaskelma	104
6.2.2	Painuma-ajan arviointi	106
6.2.3	Kokonaispainuma ja painumaerot – vaurioitumistodennäköisyys	107
6.2.4	Painumalaskelman herkkyysanalyysi	112
7	Johtopäätökset.....	115
	Lähdeluettelo	117
	Liitteet	

Merkinnät

C_c	[-]	kokoonpuristuvuusindeksi
$C_{\alpha\varepsilon}$	[%]	sekundääripainuman kerroin
COV	[%]	variaatiokerroin (coefficient of variation)
COV_e	[%]	mittausvirheen variaatiokerroin
COV_ε	[%]	muunnosmalliin liittyvän epävarmuuden variaatiokerroin
COV_{stat}	[%]	tilastollisen epävarmuuden variaatiokerroin
COV_{tot}	[%]	kokonaisepävarmuuden variaatiokerroin
COV_w	[%]	maan luonnollisen vaihtelun variaatiokerroin
C_r	[-]	elastinen kokoonpuristuvuusindeksi
F	[-]	varmuusluku
E	[N, Pa]	kuormien vaikutus
E_b	[kPa]	anturaan kohdistuva kuorma
GW	[m]	pohjavedenpinnan syvyys
H	[m]	painuvan kerroksen paksuus
I_p	[%]	plastisuusluku
M	[-]	kriittisen tilan jännityssuhde
M_f	[-]	murtohetkeä vastaava jännityssuhde
N	[-]	havaintojen tai simulaatioiden lukumäärä
R	[N, Pa]	kestävyys
R^2	[%]	selitysaste
R_b	[kPa]	maan geotekninen kestävyys eli kantavuus
S_p	[m]	primääripainuma
S_s	[m]	sekundääripainuma
SD	[-]	(otos)keskihajonta
U	[%]	konsolidaatioaste
X	[...]	maaparametri
X_k	[...]	maaparametrin X ominaisarvo
c	[kPa]	koheesio
c_v	[m ² /a]	pystysuuntainen konsolidaatiokerroin
e	[-]	huokosluku
e_0	[-]	alkuhuokosluku
g	[...]	marginaalifunktio
g_b	[kPa]	anturan marginaalifunktio
h	[m]	korkeustaso
k_l	[10 ⁻⁹ m/s]	alkuvedenläpäisevyys []
l	[m]	pituus
n	[-]	havaintojen lukumäärä
p	[%]	todennäköisyys
p'	[kPa]	tehokas hydrostaattinen jännitys
p_f	[-]	vaurioitumistodennäköisyys (probability of failure)
q	[kPa]	deviatorinen jännitys
q_c	[MPa]	CPT-kairauksen mitattu kärkivastus
q_f	[kPa]	murtohetkeä vastaava deviatorinen jännitys (maksimi)
q_t	[MPa]	CPT-kairauksen korjattu kärkivastus
s_u	[kPa]	suljettu leikkauslujuus
s_{ur}	[kPa]	häiritty suljettu leikkauslujuus
t	[a]	aika

t_p	[a]	konsolidaatioastetta $U = 90 \dots 95$ % vastaava aika
w	[%]	vesipitoisuus
w_L	[%]	juoksuraja
w_P	[%]	plastisuusraja eli kierityusraja
z	[m]	syvyys
α	[-]	merkitsevyystaso
β	[-]	luotettavuusindeksi
γ	[kN/m ³]	tilavuuspaino
γ'	[kN/m ³]	tehokas tilavuuspaino
γ_d	[kN/m ³]	kuivatilavuuspaino
θ	[m]	korrelaation pituus
κ	[-]	kappa
κ^*	[-]	muunnettu kappa
λ	[-]	lambda
λ^*	[-]	muunnettu lambda
μ	[...]	odotusarvo
ρ_s	[t/m ³]	kiintotiheys
σ^2	[-]	varianssi
σ	[-]	keskihajonta
σ_1	[kPa]	pystysuuntainen jännitys
σ_3	[kPa]	vaakasuuntainen jännitys (sellipaine)
φ'	[°]	tehokas kitkakulma
φ_{cr}	[°]	kriittisen tilan kitkakulma
ψ	[-]	yhdistelykerroin

Lyhenteet

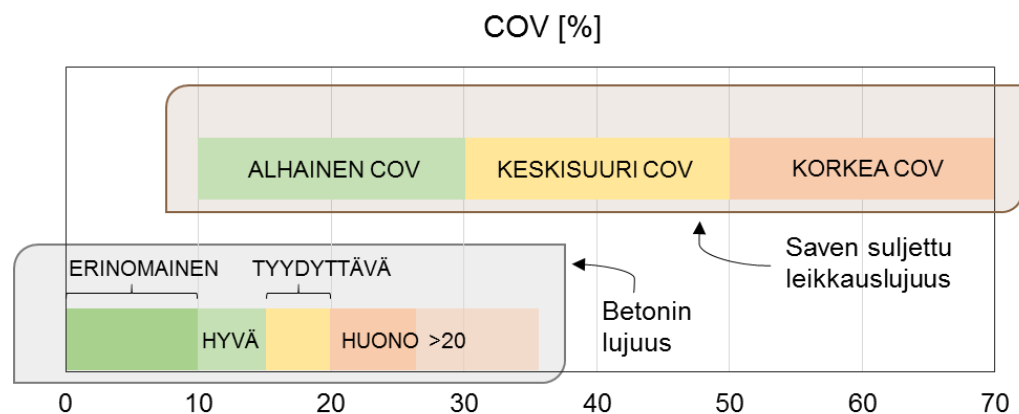
CAD	Anisotrooppisesti konsolidoitu avoin koe
CAUC	Anisotrooppisesti konsolidoitu suljettu leikkauskoe
CIUC	Isotrooppisesti konsolidoitu suljettu leikkauskoe
CPT	Puristinkairaus (cone penetration test)
CRS	Jatkuvapuristeinen ödometrikoe (constant rate of strain oedometer test)
EOP	primääripainuman loppuarvo (end of primary)
ILOT	Portaittainen ödometrikoe (incrementally loaded oedometer test)
ILOT_K	Portaittainen ödometrikoe, johon yhdistetty vedenläpäisevyyden mittaus
ILOT_R	Rakennetulle näytteelle tehty portaittainen ödometrikoe
FOSM	Ensimmäisen kertaluvun luotettavuusmenetelmä
RBD	Luotettavuuteen perustuva suunnittelu (reliability-based design)
RFEM	Satunnaisten elementtien menetelmä (random finite element method)
TC	Kolmiaksaalikoe (triaxial test)
UU	Konsolidatoimaton suljettu puristuskoe
VST	Siipikairaus (vane shear test)

1 Johdanto

1.1 Työn tausta

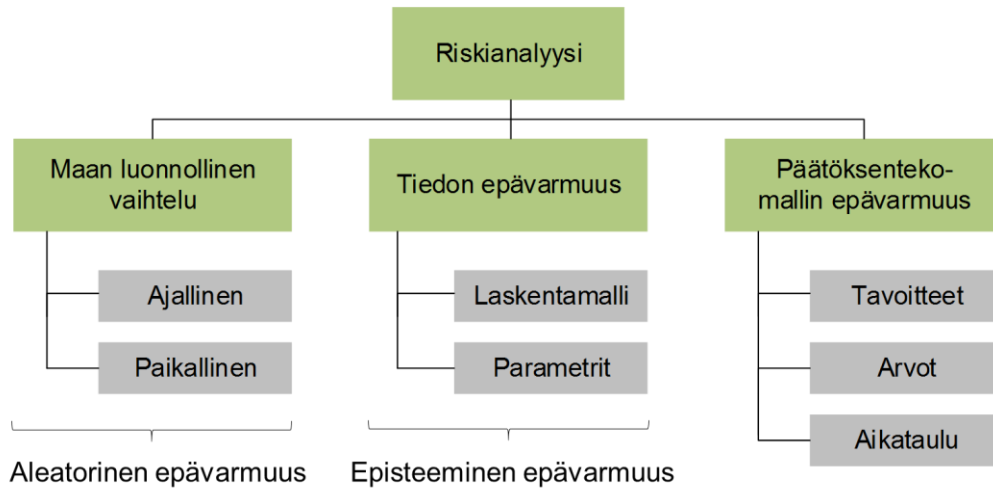
Geoteknisessä suunnittelussa eräs suurimmista haasteista on maan ominaisuuksiin liittyvä epävarmuus. Maaparametrit joudutaan usein määrittämään puutteellisten lähtötietojen avulla, kokemuseräiseen tietoon nojautuen. Suurempi määrä koehavaintoja lisää maaparametrien määrittämisen luotettavuutta, mutta maan luonnollisesta vaihtelusta johtuen havainnoissa on tyypillisesti suurta hajontaa – myös homogeeniselta vaikuttavan maakerroksen sisällä. Lisäksi itse prosessi, jossa mitattujen arvojen perusteella määritetään maaparametrin arvo, sisältää useita epävarmuuden lähteitä.

Materiaalien ominaisuuksiin liittyvää epävarmuutta (eli esimerkiksi maaparametrin vaihtelua maakerroksen sisällä) voidaan kuvata variaatiokertoimella eli *COV*-arvolla (”coefficient of variation”). *COV* on tarkasteltavan otoksen tai populaation keskihajonta jaettuna keskiarvolla. Suuri *COV* viittaa siten suureen hajontaan eli vaihteluun ominaisuuden arvoissa. Verrattuna esimerkiksi teräkseen tai betoniin, maan ominaisuuksien vaihtelu on huomattavasti suurempaa. Alla olevassa kaaviossa (*Kuva 1*) on esitetty betonin laatu- ja saven suljetun leikkauslujuuden vaihtelun suuruuden luokitus. (Phoon 2008, s. 6-8).



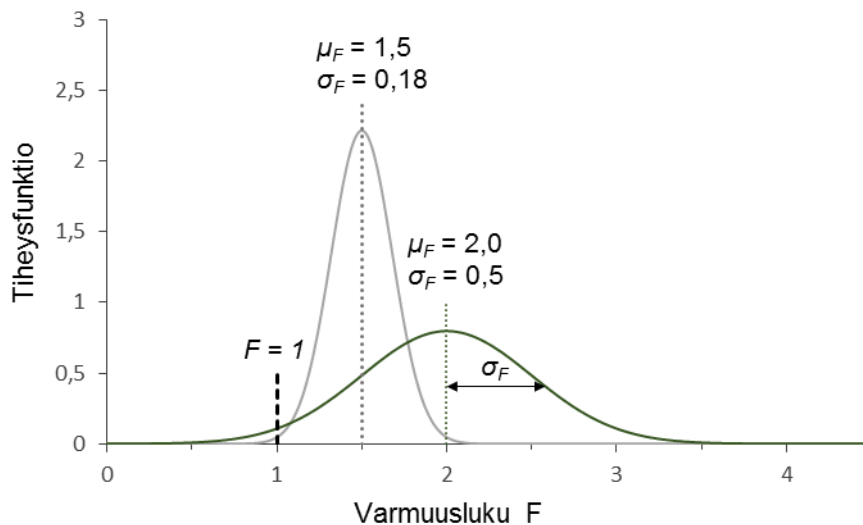
Kuva 1 Saven ja betonin lujuuden vaihtelun (COV) luokitukset (Phoon 2008, s. 6-7).

Maan ominaisuuksien runsas vaihtelu ei kuitenkaan ole ainoa epävarmuuden lähde geoteknisessä suunnittelussa. Alla olevassa kaaviossa (*Kuva 2*) on esitetty eri epävarmuuden lähteet geoteknisen rakenteen riskianalyysissä. Maan luonnollinen vaihtelu, sekä ajallinen (temporaalinen) että paikallinen (spatiaalinen), aiheuttavat hajontaa koetuloksissa. Myös koetulosten rajoitettu määrä aiheuttaa tilastollista epävarmuutta. Maan luonnollisen vaihtelun aiheuttamaa epävarmuutta kutsutaan myös aleatoriseksi epävarmuudeksi. Toinen merkittävä epävarmuuden lähde on rajallinen tieto, eli niin sanottu episteeminen epävarmuus. Geoteknisessä suunnittelussa episteeminen epävarmuus aiheutuu pääasiallisesti parametrien valinnasta ja käytetyn laskentamallin yksinkertaistuksista. (Phoon 2008, s. 95-96). Geoteknisessä suunnittelussa fokus on usein maan ominaisuuksiin liittyvässä epävarmuudessa, vaikka tulisi myös muistaa, että myös itse laskentamalli aiheuttaa käytännössä aina virheitä ja lisää siten tuloksen epävarmuutta.



Kuva 2 Aleatorinen, episteeminen ja päätöksentekomallin epävarmuus geoteknisessä luotettavuus-analyysissä (Phoon 2008, s. 96).

Geoteknisessä suunnittelussa sekä maan luonnollisen vaihtelun että laskennan aiheuttamat epävarmuustekijät otetaan huomioon käyttäen joko kokonaisvarmuusluku- tai osittaisvarmuuslukumenetelmää. Suurempi kokonaisvarmuusluku F ei kuitenkaan aina tarkoita stabiilimpaa rakennetta. Alla olevassa kuvassa (Kuva 3) on kahden eri luiskan varmuusluvun tiheysfunktio. Toisen luiskan varmuusluku on $F = 1,5$, ja toisen on $F = 2,0$. Näitä arvoja edustaa tiheysfunktion tapauksessa odotusarvo μ . Suuremman varmuusluvun tapauksessa tosin keskihajonta on suurehko, $\sigma_F = 0,5$. Tilanteen $F < 1$ (eli jolloin luiska sortuu) todennäköisyys voidaan määrittää integroimalla tiheysfunktioiden pinta-ala alueella $F = 0 \dots 1$. Huomataan, että suuremman varmuusluvun luiskan tapauksessa tämä pinta-ala onkin suurempi, jolloin ”vaarallisempi” luiska ($F = 1,5$) onkin todellisuudessa turvallisempi. Tästä syystä pelkkien varmuuslukujen sijaan pitäisi huomioida myös rakenteen varmuuslukuun liittyvä epävarmuus. Keskihajonnan vaikutus voidaan ottaa huomioon käyttämällä luotettavuuteen perustuvan suunnittelun (reliability-based design, RBD) laskentamenetelmiä.



Kuva 3 Keskihajonnan vaikutus tapahtuman $F < 1$ todennäköisyyteen.

Kokonaisvarmuuslukumenetelmästä ollaan siirrytty Eurokoodin myötä käyttämään osavarmuuslukuja geoteknisessä suunnittelussa. Maaparametreihin kohdennettava osavarmuusluku on sitä suurempi, mitä suurempi vaikutus kyseisen parametrin vaihtelulla on tulokseen (joka voi olla esimerkiksi anturan kestävyys tai maan muodonmuutos). On siten hyvä tiedostaa, että vaikka maaparametriin liittyisi suuri epävarmuus, ei sen osavarmuusluku ole välttämättä verrattain suuri, mikäli kyseisellä parametrilla ei ole merkittävää vaikutusta tulokseen (Phoon 2008, s. 3-4).

Vaikka osavarmuuslukumenetelmä perustuu luotettavuusanalyysiin, Phoon (2008, s. 2-3) kuitenkin argumentoi, että sidotun osavarmuusluvun kohdentaminen esimerkiksi maan lujuusparametriin ei tuota samaa luotettavuustasoa eri kohteissa. Syynä tähän on se, että eri kohteissa sovellettavat laskentakaavat eivät ole yhtä herkkiä esimerkiksi kitkakulman suuruudelle. Lisäksi sidottu osavarmuusluku voi johtaa epärealistisiin liukupintoihin, sillä sidottu osavarmuusluku tuskin tuottaa todennäköisintä liukupinnan sijaintia kaikissa eri tapauksissa. Nämä ongelmat pystytään kuitenkin välttämään, jos käytetään luotettavuusanalyysiä (Phoon 2008, s. 2-3).

Eurokoodin mukaisessa osavarmuuslukumenetelmässä maan ominaisuuksiin liittyvä epävarmuus otetaan huomioon ominaisarvon määrityksessä. Geoteknisessä suunnittelussa maaparametrin ominaisarvo on useimmiten niin sanottu varovainen keskiarvo (RIL 207-1998 1998). Ominaisarvon käyttö on vakiintunut käytäntö geoteknisessä suunnittelussa, sillä menetelmä on yksinkertainen ja laskemiin riittää yksi valittu joukko maaparametreja. Ominaisarvon määrittäminen on kuitenkin luonteeltaan subjektiivinen, minkä seurauksena geoteknisen rakenteen luotettavuutta ei pystytä varmistamaan. RBD-suunnittelussa sen sijaan vastaavaa ongelmaa ei ole. (Phoon 2008, s. 7-8).

RBD on ollut laajemmassa käytössä rakennesuunnittelun alalla, ja uusimmat rakennusten suunnittelukoodit itse asiassa perustuvat luotettavuusanalyysin sovellutukseen, LRFD-menetelmään. ("Load and Resistance Factor Design") (G. B. Baecher & Christian 2005, s. 14). Geotekniseen suunnitteluun RBD on vasta tekemässä tuloaan, joskin ensimmäiset todennäköisyyslaskentaan perustuvat luiskun stabiliteetti-laskelmat on tehty jo 1970-luvulla (El-Ramly et al. 2002). Kiinnostus luotettavuuden arviointia kohtaan on kasvanut viime vuosina merkittävästi (Fenton & Griffiths 2008, s. 161).

RBD on kuitenkin kohdannut vuosien varrella kritiikkiä; kenties yleisin kritiikin aihe on ollut pelko siitä, että kokemus ja niin sanottu "engineering judgement" korvautuvat todennäköisyyslaskennalla. Vastaavanlainen debatti on vallinnut numeeristen menetelmien käytön ympärillä, vaikka nykyään käytön yleistymisen myötä luottamus FEM-laskelmia kohtaan on kasvanut. Kritiikistä huolimatta käytännön kokemus, suunnittelijan tapauskohtainen harkinta sekä maamekaniikan osaaminen ovat välttämättömiä kaikissa RBD-suunnittelun vaiheissa. Mutta mitä tulee epävarmuuden arviointiin, suunnittelijan intuitio ei ole luotettava. (Phoon 2008, s. 3-4).

Toinen yleinen kritiikin aihe liittyy maaparametreihin liittyvän epävarmuuden määritykseen; epäillään, että maan vaihtelusta ei ole käytettävää tilastollista aineistoa sillä jokainen kohde on erilainen. Maaparametriin liittyvän epävarmuuden voi kuitenkin hajottaa eri lähteiden mukaan osiin, jotka ovat pitkälti kohteesta riippumattomia. Ohjeellisia arvoja kuvaamaan maan luonnollista vaihtelua, mittausvirhettä ja muunnokseen liittyvää epävarmuutta löytyy jo nyt kirjallisuudesta ja tietämys aiheesta kasvaa jatkuvasti. (Phoon 2008, s. 3-4).

Suomessa tosin maaparametreihin liittyvää epävarmuutta ei ole juurikaan tutkittu. Poikkeuksellisesta geologiasta johtuen Suomen pehmeiden savien ominaisuuksien vaihtelu saattaa poiketa ulkomailla määritetystä. Suomen savet ovat kansainvälisessä mittakaavassa erittäin pehmeitä, ja esimerkiksi suljettu leikkauslujuus on useissa kohteissa niin pieni, ettei kirjallisuudesta löytyviä ohjeellisia *COV*-arvoja voida käyttää.

Jotta geoteknisessä suunnittelussa voitaisiin siirtyä jouhevammin osavarmuuslukujen käytöstä RBD-menetelmiin, tarvitaan Phoonin (2008, s. 3) mielestä mahdollisimman yksinkertaisia RBD-laskentamenetelmiä suunnittelijoiden käyttöön. Toisaalta monimutkaisissa ongelmissa yksinkertaistetut kaavat voivat aiheuttaa virheellisiä tuloksia. Kehitystyö kannattaisikin suunnata numeeristen menetelmien laskentaohjelmiin, sillä elementtimenetelmät (finite element method, FEM) ovat entistä helppokäyttöisempiä ja tietokoneiden tehokkuus mahdollistaa astetta monimutkaisempienkin ongelmien rutiininomaisen ratkaisemisen RBD-menetelmiä käyttäen (Phoon 2008, s. 3).

Siitä huolimatta että RBD-menetelmät ovat hivuttautuneet entistä enemmän geoteknisen suunnittelun puolelle, Suomessa nämä menetelmät ovat edelleen huonosti tunnettuja. Nykypäivänä geoteknisen suunnittelijan tulee kuitenkin entistä tarkemmin pystyä arvioimaan suunnitelmansa luotettavuutta, ja tähän on useita syitä (G. B. Baecher & Christian 2005, s. 13-14): RBD-menetelmien käyttöä edellytetään yhä enemmän erityisesti vaativissa kohteissa, kuten ydinvoimaloiden suunnittelussa. Myös projektin suunnittelussa ja riskianalyyseissä käytetään kasvavissa määrin todennäköisyyslaskentaa. LRFD-menetelmät ovat jo lähes rutiinia rakennesuunnittelussa, ja niiden käyttö esimerkiksi paalujen mitoituksessa yleistyy jatkuvasti. Ennen kaikkea RBD-menetelmät mahdollistavat luotettavuuden ja siihen vaikuttavien tekijöiden seikkaperäisen ja kvantitatiivisen arvioinnin: Kuinka luotettava geoteknisen rakenteen varmuusluku on todellisuudessa? Entä kuinka geotekninen suunnittelija voi perustella sen vallitsevan uskomuksen, että suurempi määrä kairaus- ja laboratoriokoetuloksia johtaa luotettavampaan suunnitelmaan, jolloin vanhemman esitiedon hankkimiseen kannattaa sijoittaa? (G. B. Baecher & Christian 2005, s. 13-14).

1.2 Tutkimuksen tavoitteet ja työn rajaus

Tutkimuksen tavoitteena on arvioida Suomen pehmeiden savien parametreihin liittyvää epävarmuutta tilastollisin menetelmin. Tavoitteena on arvioida savien luonnollista vaihtelua eli maaparametrien vaihtelua maakerroksen sisällä. Lisäksi pyritään määrittämään saven eri ominaisuuksille ohjeelliset vaihteluvälit sekä jakaumat. Pääpaino on laboratoriokokeilla määritettyjen muodonmuutosparametrien luotettavuuden arvioinnissa. Lisäksi tutkitaan, kuinka maaparametrien luonnollinen vaihtelu vaikuttaa painumalaskelmaan liittyviin riskeihin.

Koska tutkimuksessa käsitellään laajaa laboratoriokoe-aineistoa, tutkitaan myös eri maaparametrien välisiä korrelaatiota sekä niihin liittyvää hajontaa. Lisäksi tutkitaan eri koe-menetelmien vaikutusta tulkittuihin maaparametreihin.

Tutkimuksesta rajataan pois kuormien vaihtelun arviointi sekä laskentamalleihin liittyvän epävarmuuden arviointi. Työssä keskitytään geoteknisten rakenteiden painuma-laskelmien luotettavuuden arviointiin, joten työstä rajataan pois murtorajatilan seikkaperäisempi tutkiminen.

1.3 Aineisto ja tutkimusmenetelmät

Aineistona on käytetty usean Suomen savikon laboratoriotuloksia. Aineiston rungon muodostaa Perniössä tehdyt laboratoriotulokset, mutta tietokannassa on myös muita kohteita, kuten Östersundom, Vanttila, Murro ja POKO (eli Valtatie 7:n Porvoo-Koskenkylä-osuudella sijaitseva työmaa).

Aineiston pohjalta rakennettiin Excel-pohjainen tietokanta, jota käytettiin korrelaatioiden ja maaparametrien tyypillisten jakaumien arvioinnissa. Maaparametrien luonnollisen vaihtelun arviointi perustui Perniössä tehtyihin laboratoriotuloksiin.

Analyysit on tehty Excel-ympäristössä, ja tilastolliset analyysit, painumalaskelma todennäköisyysmenetelmällä sekä herkkyysanalyysit on tehty käyttäen Excel-ohjelmiston lisäosaa nimeltä @Risk.

1.4 Työn sisältö

Työn alussa (Luvuissa 2 ja 3) esitellään tutkimuksen teoreettinen tausta. Luvussa 2 esitellään luotettavuuteen perustuvan suunnittelun eli RBD-suunnittelun teoreettiset perusteet ja verrataan RBD-menetelmiä perinteisiin varmuusluku-menetelmiin. Luvussa 3 käsitellään maaparametreihin liittyvää epävarmuutta ja siihen vaikuttavia tekijöitä. Lisäksi käydään läpi menetelmät, joiden avulla maaparametrien epävarmuus voidaan määrittää kvantitatiivisesti.

Luvussa 4 kuvaillaan käytetty aineisto sekä käytetyt tutkimusmenetelmät. Luvussa 5 esitellään analyysin tulokset, eli maaparametrien arvioitu luonnollinen vaihtelu (Perniössä), maaparametrien tyypilliset jakaumat sekä määritetyt korrelaatiot.

Luvussa 6 suoritetaan analyysin tuloksiin nojautuen painumalaskelma todennäköisyysmenetelmällä. Lisäksi eri tekijöiden vaikutusta painumiin tutkitaan herkkyysanalyysien avulla.

2 Luotettavuuteen perustuva suunnittelu eli RBD

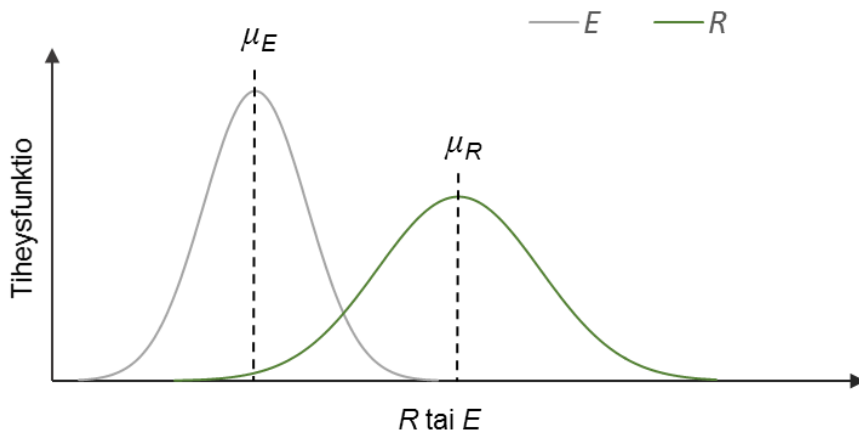
2.1 RBD ja varmuuslukumenetelmät

Luotettavuuteen perustuvassa suunnittelussa eli RBD-suunnittelussa mitoitusehtona toimii suurin sallittu vaurioitumistodennäköisyys p_f , joka on murtorajatilán tai käyttörajatilan mitoitus ehdon ylittymisen todennäköisyys. Perinteisessä geoteknisessä suunnittelussa sen sijaan mitoitus ehtona käytetään varmuuslukua F :

$$F = \frac{R}{E} \quad (1)$$

missä R on kestävyys [N], [Pa]
 E on kuormien vaikutus [N], [Pa]

Kaavan R ja E ovat tarkalleen ottaen kestävyys ja kuormien odotusarvot μ_R ja μ_E . Mutta vaikka kestävyys keskiarvo μ_R olisikin suurempi kuin μ_E , se ei välttämättä tarkoita, että varsinainen kestävyys R on kuormia suurempi jokaisessa skenaariossa. Esimerkiksi kestävyys satunnaismuuttuja voi saada myös kuormia pienemmän arvon tietyllä todennäköisyydellä. Todennäköisyys on sitä suurempi, mitä suuremmat keskihajonnat kestävyydellä ja kuormien vaikutuksella on (Kuva 4). Perinteisessä geoteknisessä suunnittelussa tämä riski otetaan huomioon joko vaatimalla $F \gg 1$ varmuuslukua (kokonaisvarmuuslukumenetelmä) tai muuttamalla laskentaparametrien arvoja käyttäen osavarmuuslukuja (Eurokoodin mukainen osavarmuuslukumenetelmä) ja edellyttäen että $F \geq 1$.



Kuva 4 Satunnaismuuttujien E ja R tiheysfunktiot ja niiden odotusarvot (G. B. Baecher & Christian 2005, s. 304).

Luotettavuuteen perustuvassa suunnittelussa (englanniksi reliability-based design, RBD) sen sijaan voidaan ottaa huomioon kestävyteen ja kuormiin liittyvä epävarmuus. Tämä tapahtuu määrittämällä vaurioitumistodennäköisyyteen p_f vaikuttavien satunnaismuuttujien tiheysfunktiot. Toisin sanoen laskennassa ei käytetä maan ominaisuuksien ja kuormien vakio-arvoja vaan niiden tiheysfunktioita. RBD-suunnittelussa laskentaparametrien tiheysfunktion määrittämiseen riittää yleisimmässä tapauksissa kaksi parametria; odotusarvo ja varianssi. Odotusarvon estimaatti on (otos)keskiarvo ja varianssin estimaatti otosvarianssi, josta taas saadaan otoskeskihajonta (Milton & Arnold 2002):

$$\mu_x \approx \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2)$$

$$\sigma_x^2 \approx s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (3)$$

$$\sigma_x = \sqrt{\sigma_x^2} \approx \sqrt{s_x^2} = SD_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

missä μ_x on satunnaismuuttujan x odotusarvo
 \bar{x} on satunnaismuuttujan x (otos)keskiarvo
 σ_x^2 on satunnaismuuttujan x varianssi
 s_x^2 on satunnaismuuttujan x otosvarienssi
 σ_x on satunnaismuuttujan x keskihajonta
 SD_x on satunnaismuuttujan otoskeskihajonta

Termeissä sana ”otos” viittaa siihen, että kyseinen tilastollinen tunnusluku kuvaa koko populaatiosta otetun otoksen keskiarvoa ja keskihajontaa. Nämä arvot eivät siis vastaa populaation todellisia tilastollisia tunnuslukuja. Mikäli havaintojen lukumäärä on riittävän suuri, voidaan kuitenkin olettaa, että otoskeskiarvo ja -keskihajonta ovat likimain samat kuin koko populaation odotusarvo ja keskihajonta. (Milton & Arnold 2002).

Koska luotettavuuteen perustuvassa suunnittelussa ollaan erityisesti kiinnostuneita parametrien hajonnasta, odotusarvon ja keskihajonnan lisäksi määritetään usein variaatiokerroin eli COV (”coefficient of variation”):

$$COV = \frac{\sigma_x}{\mu_x} \approx \frac{SD_x}{\bar{x}} \quad (5)$$

COV -arvo kuvaa käsiteltävään parametriin liittyvää epävarmuutta, eli mitä suurempi COV , sitä suurempi epävarmuus. Mainittakoon, että COV ei kuitenkaan ole todellisen epävarmuuden mitta. COV on kuitenkin erittäin käyttökelpoinen RBD-menetelmissä; jos geoteknisen rakenteen suunnittelussa käytettävän maaparametrin keskiarvo tunnetaan, voidaan myös keskihajonta laskea käyttäen kirjallisuudesta löytyviä ohjeellisia COV -arvoja maan eri ominaisuuksille (olettaen, että mitattu keskiarvo osuu ohjeellisten COV -arvojen määrittämisessä käytettyyn aineiston keskiarvon vaihteluvälin sisälle).

RBD-suunnittelussa mitoitusehtona on siis vaurioitumistodennäköisyyden p_f suurin sallittu arvo. Varmuusluvun F tiheysfunktion sijaan tosin määritellään yleensä varmuustasoa kuvaava marginaalifunktio g (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, s. 146-149):

$$g = R - E \quad (6)$$

missä R , E ja g ovat satunnaismuuttujia

Englanninkielisissä julkaisuissa marginaalifunktiota g kutsutaan joko nimellä ”margin of safety” (G. B. Baecher & Christian 2005) tai ”performance function” (Phoon 2008). Marginaalifunktion g arvon ollessa positiivinen rakenteen katsotaan vaurioituvan (eli mitoitusehto ei täyty) ja negatiivinen arvo vastaavasti johtaa rakenteen vaurioitumiseen. Vaurioitumistodennäköisyys p_f määritellään marginaalifunktion avulla seuraavasti:

$$p_f = P(g \leq 0) \quad (7)$$

missä P on tapahtuman ($g \leq 0$) todennäköisyys

Suunnittelussa luotettavuuden mittana käytetään yleisesti luotettavuusindeksiä β , jonka yhteys vaurioitumistodennäköisyyteen p_f on (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, s. 146-149):

$$p_f = 1 - \Phi(\beta) = \Phi(-\beta) \quad (8)$$

missä Φ on standardinormaalijakauman kertymäfunktio

Standardinormaalijakauma on yleisen normaalijakauman erikoistapaus, jonka odotusarvo μ on 0 ja varianssi σ^2 on 1. Yllä esitetty yhteys pätee kuitenkin vain tilanteissa, joissa myös satunnaismuuttujat R ja E noudattavat normaalijakaumaa.

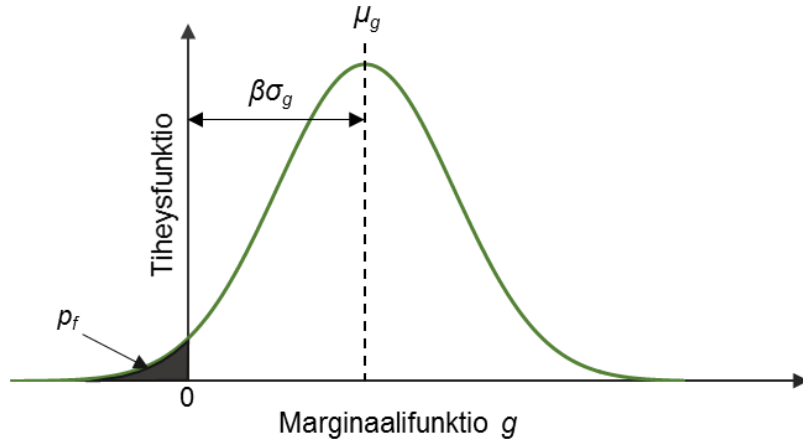
Luotettavuusindeksi β on siten vaurioitumistodennäköisyyden p_f vaihtoehtoinen esitystapa. Luotettavuusindeksin β käyttö on yleisempää, sillä vaurioitumistodennäköisyyden p_f nimi on varsin harhaanjohtava. Esimerkiksi luiskan stabiliteetin tarkastelussa ”vaurioituminen” ei välttämättä tarkoita luiskan sortumista, vaan pikemminkin sitä, että jonkinasteista murtumista tapahtuu. Tämä vastaa siis sitä tilannetta, että luiskan varmuusluku F on yksi; vaikka mitoitusehto onkin ylittymässä, sortumaa ei vielä tapahdu.

Jos marginaalifunktio g on normaalijakautunut, luotettavuusindeksille β annetaan määritelmä (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, s. 146-149):

$$\beta = \frac{\mu_g}{\sigma_g} \quad (9)$$

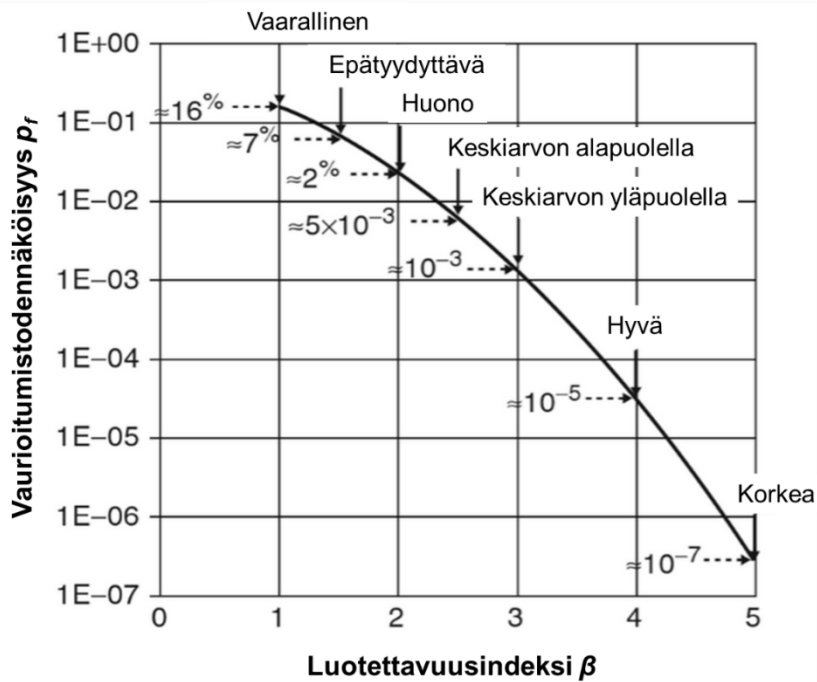
missä μ_g on marginaalifunktion g odotusarvo
 σ_g on marginaalifunktion g keskihajonta

Luotettavuusindeksi β ilmaisee siis marginaalifunktion g odotusarvon μ_g etäisyyden kriittisestä arvosta ($g = 0$). Tarkemmin ottaen luotettavuusindeksi arvo kuvaa kuinka monen keskihajonnan σ_g päässä odotusarvosta μ_g tämä kriittinen kohta on. Alla olevassa kuvassa (Kuva 5) on esitetty yhteisfunktion g tiheysfunktio, luotettavuusindeksin määritelmä sekä se pinta-ala, joka on tilanteen $g < 0$ todennäköisyys eli vaurioitumistodennäköisyys p_f . Pinta-ala voidaan laskea tiheysfunktion $f(x)$ kertymäfunktion $F(x)$ avulla. (G. B. Baecher & Christian 2005, Fenton & Griffiths 2008, Phoon 2008).



Kuva 5 Marginaalifunktion g tiheysfunktio sekä pinta-ala, jonka arvo on p_f (G. B. Baecher & Christian 2005, s. 305)

Alla olevassa kuvassa (Kuva 6) on esitetty luotettavuusindeksin ja vaurioitumistodennäköisyyden välinen yhteys sekä eräs ehdotus luotettavuuden luokituksiksi (Phoon 2008, s. 29).



Kuva 6. Luotettavuusindeksin ja vaurioitumistodennäköisyyden välinen suhde (Phoon 2008, s. 29)

Mitoitusehtona käytettävän vaurioitumistodennäköisyyden (tai luotettavuusindeksin) pienin sallittu arvo riippuu sovellettavista säännöksistä. Suomessa geoteknisessä suunnittelussa noudatetaan pitkälti Eurokoodi 7:n ohjeita. Eurokoodi 7 (Geotekninen suunnittelu) taas nojautuu Eurokoodin Rakenteiden suunnitteluperusteet – standardiin, jossa määritellään luotettavuuden tasoluokitus. Mitoitusehdot RBD-suunnittelua varten saadaan siten suoraan Eurokoodista.

Rakenteiden suunnitteluperusteet -standardin liitteen C mukaan osavarmuuslukujen ja yhdistelykertoimien ψ numeroarvot voidaan määrittää joko

- a) rakentamisperinteestä saatuun pitkäaikaiseen kokemukseen perustuen
- b) kokeellisten tietojen ja kenttähavaintojen tilastollisen käsittelyn perusteella (mikä suoritetaan todennäköisyyslaskentaan perustuvan luotettavuusteorian avulla) (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, s. 142)

Näitä menetelmiä käytettäessä murtorajatilojen osavarmuusluvut eri materiaaleille ja kuormille sovitetaan yhteen siten, että tyyppillisten rakenteiden luotettavuustasot ovat mahdollisimman lähellä tavoiteltua luotettavuusindeksiä β . (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006).

Luotettavuusluokka (RC) voidaan esittää luotettavuusindeksien β avulla, joilla otetaan huomioon hyväksyty tai otaksuttu tilastollinen kuormien vaikutusten ja kestävyyksien vaihtelu ja mallin epävarmuus. Mitä korkeamman tason luotettavuusluokka, sitä suurempi on suositeltu luotettavuusindeksin vähimmäisarvo murtorajatilassa. Luotettavuusluokka taas pohjautuu seuraamusluokkaan, joka määräytyy rakenteen mahdollisen vaurion tai vian seuraamuksien mukaan. Luokittelussa huomioidaan hengenmenetysten määrä sekä taloudelliset, sosiaaliset tai ympäristövahingot. Esimerkiksi luotettavuusluokassa RC3 indeksin β vähimmäisarvo yhden vuoden tarkastelujaksolla on 5,2, kun taas luokan RC1 tapauksessa vähimmäisarvo on 4,2. Geoteknisessä suunnittelussa käytetään yleisimmin luotettavuusluokkaa RC2, jolloin kuormakerroin $K_{FI} = 1$. Tässä luokassa vähimmäisarvo luotettavuusindeksille on 1 vuoden tarkastelujaksolle 4,7 ja 50 vuoden tarkastelujaksolla 3,8. Kaikissa luokissa 50 vuoden tarkastelujaksolle vähimmäisarvo on hieman pienempi. (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, Liite B, s. 136-138).

Yleisesti ottaen Eurokoodin mukainen osavarmuuslukuihin perustuva mitoitus johtaa rakenteisiin, joiden luotettavuusindeksi β on 50 vuoden tarkastelujaksoa käytettäessä yli 3,8, mikä tarkoittaa likimain 0,01 % vaurioitumistodennäköisyyttä ($p_f \approx 10^{-4}$). (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, Liite B, s. 136-138).

2.2 Suunnittelussa käytettävät laskentaparametrit

2.2.1 Ominaisarvon määrittäminen Eurokoodin mukaan

Deterministinen lähestymistapa

Perinteisessä lähestymistavassa maaparametrien vaihtelu otetaan huomioon käyttämällä jonkinlaista ”varovaista keskiarvoa” ominaisarvona. Tämä on niin sanottu deterministinen lähestymistapa. Vaihtelu otetaan siten huomioon määrittämällä vain yksittäinen arvo kyseiselle parametrille, ja ominaisarvon valinta edellyttää subjektiivista tulkintaa (englanniksi ”engineering judgement”). (Lee et al. 1983, s. 58).

Eurokoodi määrittelee ominaisarvon seuraavasti: ”Ominaisarvo (X_k) on materiaalin tai tuotteen ominaisuuden arvo, jota ei annettulla todennäköisyydellä saavuteta oletetuissa äärettömän laajoissa testisarjoissa. Tämä arvo vastaa yleensä materiaalin tai tuotteen erityisominaisuuden oletetun tilastollisen jakautuman tiettyä fraktiilia. Joissakin tapauksissa nimellisarvoa käytetään ominaisarvona. Nimellisarvo sen sijaan on ”deterministisin perustein, esimerkiksi saadun kokemuksen tai fysikaalisten syiden perusteella valittu arvo”. (SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, s. 36).

Eurokoodi 7 tarkoittaa edelleen ominaisarvon määritelmää (SFS-EN 1997-1 + AC 2005, s. 23-25):

- geoteknisen parametrin ominaisarvon tulee olla rajatilan esiintymiseen vaikuttavan arvon *varovainen arvio*
- geoteknisten parametrien ominaisarvojen valinnassa tulee ottaa huomioon seuraavat seikat:
 1. geologinen ja muu taustatieto, kuten tiedot aikaisemmista projekteista
 2. mitattujen ominaisuusarvojen vaihtelevuus ja muu kyseeseen tuleva informaatio kuten kokemusperäinen tieto eli *a priori* -tieto
 3. kenttä- ja laboratoriotutkimusten kattavuus
 4. näytteiden tyyppi ja lukumäärä
 5. geoteknisen rakenteen toiminnan määräävän maavyöhykkeen laajuus tarkasteltavassa rajatilassa
 6. geoteknisen rakenteen kyky siirtää kuormia maapohjan heikoilta vyöhykkeiltä vahvoille vyöhykkeille.

Eurokoodi 7:n tulkintaoppaan mukaan ominaisarvon valintaan vaikuttavat erityisesti:

1. parametrien arvoon liittyvän tiedon määrä sekä luottamusaste
2. murtorajatilan esiintymiseen vaikuttava maan tilavuus sekä rakenteen kyky siirtää kuormia maassa heikoilta alueilta lujemmille (Frank et al. 2004, s. 26).

Kohtaan 1 vaikuttaa tiedon määrä (koetulosten määrä ja muu kyseeseen tuleva tieto) ja tulosten hajonta ("data scatter"). Siispä mitä vähemmän tietoa ja/tai mitä suurempi hajonta, sitä suurempi varovainen marginaali on havaitun keskiarvon ja ominaisarvon välillä. Vastaavasti mitä suurempi maan tilavuus on ja mitä jäykempi/lujempi rakenne, sitä pienempi tämä marginaali on (kohta 2). (Frank et al. 2004, s. 26).

Mainittakoon, että riippuen maaparametrin edullisuudesta/epäedullisuudesta suhteessa mitoitustilanteeseen, ominaisarvo voi olla joko pienempi tai suurempi kuin todennäköisin arvo (Frank et al. 2004, s. 27). Esimerkiksi tukiseinän mitoitustilanteessa maan tilavuuspainon yläarvo (minimin sijaan) johtaa konservatiivisempaan tulokseen.

Koekappale tai *in situ* -kokeessa vaikutuksen alaisena oleva maavyöhyke on lähes aina kooltaan pienempi kuin geoteknisen rakenteen rajatilan esiintymiseen vaikuttavan maavyöhykkeen laajuus. Siispä geotekniikassa maaparametrin valinta perustuu tämän määräävän vyöhykkeen sisällä havaittujen ominaisuuksien keskiarvoon. Ominaisarvo on siis *varovainen arvio tästä keskiarvosta*. (Frank et al. 2004, s. 26).

Tilastolliset menetelmät

Eurokoodi 7:n mukaan tilastollisia menetelmiä voidaan käyttää ominaisarvojen valinnassa, mutta se ei ole pakollista. Kun käytetään tilastollisia menetelmiä, ominaisarvon määrittäminen perustuu otannan keskiarvoon, keskihajontaan sekä *a priori*-tietoon pelkän subjektiivisen tulkinnan sijaan. Eurokoodin mukaan käytettäessä tilastollisia menetelmiä "ominaisarvo johdetaan siten, että tarkasteltavan rajatilan esiintymistä määräävän epäedullisemmän arvon laskettu todennäköisyys ei ole yli 5 %". Toisin sanoen rajatilan ylityksen aiheuttava arvo on pienempi (tai suurempi) kuin valittu ominaisarvo vain 5 % todennäköisyydellä. (Frank et al. 2004, s. 28, SFS-EN 1997-1 + AC 2005, s. 25).

Kuten edellä kävi ilmi, ominaisarvon valinnassa tulee ottaa huomioon geoteknisen rakenteen toiminnan määräävän maavyöhykkeen laajuus tarkasteltavassa murtorajatilassa. Toisin sanoen, mikäli esimerkiksi paikallinen murtuma tai hauras murtuma ovat todennäköisiä murtumismekanismia, varovaisen keskiarvon sijaan ominaisarvoksi valitaan varovainen arvio ala-arvosta eli 5 % fraktiili. Mainittakoon, että mikäli ominaisarvoksi valitaan tämä 5 % fraktiili, arvoa ei tarvitse enää jakaa osavarmuusluvulla. (Frank et al. 2004, s. 28, SFS-EN 1997-1 + AC 2005, s. 25).

Mikäli ominaisarvojen valinnassa käytetään tilastollisia menetelmiä, näissä menetelmissä erotellaan paikallinen ja alueellinen näytteenotto, ja sallitaan vertailukelpoisista maapohjan ominaisuuksista saadun ennakkotiedon (eli *a priori* -tiedon) käyttö (SFS-EN 1997-1 + AC 2005, s. 25). Tuloksia tulee kuitenkin olla riittävästi, jotta tilastollisten menetelmien käyttö on mielekästä (Frank et al. 2004, s. 28). Eurokoodin mukaiset tilastolliset menetelmät soveltuvat parhaiten tilanteille, joissa ominaisarvon määrittämisessä käytettyjen havaintojen määrä n on yli 10 (Schneider 1999).

Laskukaava, jolla määritetään 95 % luotettavuustason keskiarvo tai 5 % fraktiili, riippuu populaatiosta (paikallinen vai alueellinen näytteenotto), otoksen ominaisuuksista ja *a priori* -tiedon määrästä sekä luotettavuudesta. Lisäksi laskukaavat ovat erilaiset riippuen siitä, muuttuuko maaparametrin arvo syvyyden suhteen vai ei. (Frank et al. 2004, s. 28).

Seuraavaksi esitellään kaksi vaihtoehtoista lähestymistapaa ominaisarvon määrittämiseksi tilastollisin menetelmin.

Varovainen keskiarvo – RIL 207-2009 Geotekninen suunnittelu

RIL 207-2009:n mukainen menettely on Eurokoodin ohjeiden suora sovellus – ainoa eroavaisuus on se, että *a priori* -tietoa ei oteta huomioon. Varovainen keskiarvo on siten sellainen arvo, joka on epäedullisempi (eli yleensä pienempi) kuin maakerroksen todellinen ominaisuuden keskiarvo vain 5 % todennäköisyydellä. Toisin sanoen valittu ominaisarvo on edullisempi (eli yleensä suurempi) kuin maakerroksen todellinen keskiarvo 95 % luotettavuustasolla. Menetelmässä oletetaan, havainnot sekä niiden keskiarvo noudattavat normaalijakaumaa (*Kuva 7*). (RIL 207-2009 2009, s. 40-41, Schneider 1999).

RIL 207-2009 määrittelee parametrin X ominaisarvon X_k seuraavasti:

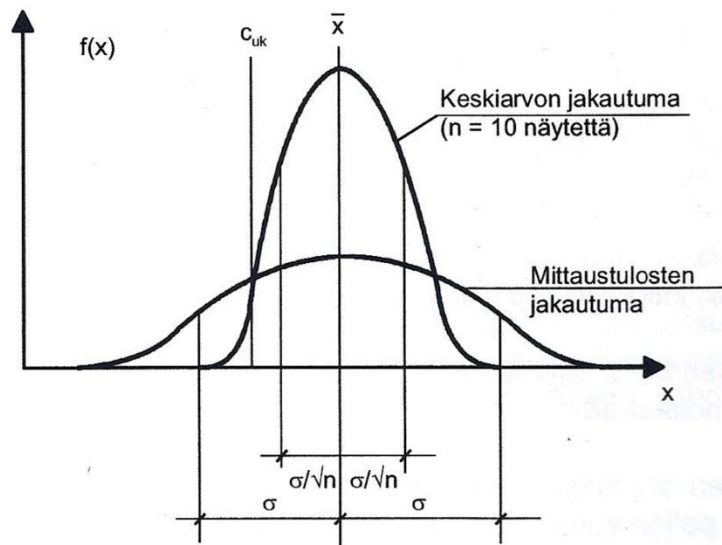
$$X_k = \bar{x} - 1,645 \cdot SD_{\bar{x}} \quad (10)$$

$$\text{missä } SD_{\bar{x}} = \frac{SD_x}{\sqrt{n}} \quad (11)$$

missä \bar{x} on havaintojen keskiarvo
 $SD_{\bar{x}}$ on keskiarvon keskihajonta
 SD_x on otoksen (havaintojen) keskihajonta
 n on havaintojen lukumäärä

Kaavassa arvo 1,645 tulee normaalijakauman kertymäfunktioista, ja vastaa 5 % todennäköisyyttä (eli kyseessä on 5 % fraktiili). Normaalijakauman symmetrisyydestä johtuen myös todennäköisyys 95 % johtaa saman arvon 1,645. Kaavassa käytetään keskiarvon

keskihajontaa ("standard error of means") havaintojen keskihajonnan sijaan, sillä tarkastellaan keskiarvon 5 % fraktiilia havaintojen fraktiilin sijaan (RIL 207-1998 1998, LIITE H, s. 154-155)



Kuva 7 Yksittäisten maaparametrien ja niiden keskiarvon normaalijakaumat (RIL 207-2009 2009, s. 40).

Menetelmässä siis oletetaan, että koko populaation keskihajonta vastaa havainnoille määritettyä keskihajontaa, ja on siten tunnettu. Toisin sanoen oletetaan, että populaation hajonta on tunnettu ja noudattaa normaalijakaumaa. Todellisuudessa koko populaation hajontaa ei tunneta, joten normaalijakauman sijaan tulisi käyttää Studentin t-jakaumaa, jonka avulla voidaan määrittää estimaatti populaation keskihajonnalle. (Frank et al. 2004, s. 46-49). Studentin t-jakauman kertymäfunktion vastaavat arvot eri vapausasteille $v = n - 1$ on listattu alla olevaan taulukkoon (Taulukko 1).

Taulukko 1 Studentin t-jakauman kertymäfunktion arvoja eri vapausasteilla v .

$v = n - 1$	95 %
3	2,353
6	1,943
10	1,812
20	1,725
∞	1,645

Ominaisarvon määrittäminen tilastollisin menetelmin - Eurokoodi 7

Eurokoodin mukaisessa menetelmässä voidaan hyödyntää *a priori* -tietoa olettaen, että ominaisuuden variaatiokerroin COV on tunnettu. Toinen vaihtoehto *a priori* -tiedon hyödyntämiseen on Bayesin menetelmä, joka käsitellään tarkemmin Luvussa 3.3. (Frank et al. 2004, s. 28-29).

COV-arvot eivät yleensä vaihtele merkittävästi maakerroksen sisällä, ja eri ominaisuuksille määritettyjä ohjeellisia *COV*-arvoja löytyy kansainvälisestä kirjallisuudesta. *COV* käsitellään seikkaperäisemmin Luvussa 3.1. Eurokoodin mukaisessa menetelmässä ominaisarvon ja havaitun arvon välinen etäisyys on pienempi, mikäli *COV* tunnetaan. (Frank et al. 2004, s. 28-29).

Maaparametrin ominaisarvo (olettaen, että ominaisuus ei muutu syvyyden suhteen) määritetään seuraavasti (Frank et al. 2004, s. 28-29):

$$X_k = \bar{x}(1 - k_n COV_x) \quad (12)$$

missä \bar{x} on havaintojen keskiarvo
 COV_x on joko otokselle (havainnoille) laskettu tai ennestään tunnettu *COV*
 k_n on tilastollinen kerroin

Keskiarvosta vähennettävä arvo riippuu siis sekä tilastollisesta kertoimesta k_n että *COV*-arvosta. Tilastollinen kerroin k_n riippuu havaintojen lukumäärästä n , ominaisarvon tyyppistä (varovainen keskiarvo vai 5 % fraktiili) sekä siitä, tunnetaan ominaisuuden *COV* vai ei. Mitä suurempi määrä havaintoja, sitä pienempi tilastollisen kertoimen arvo on. Lisäksi jos *COV* on tunnettu, tilastollinen kerroin on pienempi verrattuna tilanteeseen, jossa populaation hajontaa ei tunneta, ja jolloin käytetään Studentin t-jakaumaa normaalijakauman sijaan. Kun *COV* on tunnettu, voidaan käyttää joko normaali- tai log-normaali-jakaumaa. (Frank et al. 2004, s. 46-49). Eri jakaumatyyppeihin tutustutaan Luvussa 3.2.

Mainittakoon, että tilastollinen kerroin k_n on 5 % fraktiilin tapauksessa suurempi, kuten olettaa saattaa. Lisäksi kaavan merkki voi olla myös positiivinen, mikäli keskiarvoa suurempi ominaisuuden arvo on epäedullisempi. (Frank et al. 2004, s. 46-49).

Yllä esitetty kaava pätee siis vain tilanteisiin, joissa maaparametrin arvo ei muutu syvyyden suhteen. Mikäli maan ominaisuuden ja syvyyden välillä on selkeästi havaittavissa oleva lineaarinen trendi, tulee käyttää eri laskukaavaa. Tämä aiheutuu muun muassa siitä, että havainnoista tulee poistaa trendi keskihajonnan (ja siten myös *COV*-arvon) määrittämiseksi. (Frank et al. 2004, s. 46-49).

2.2.2 Laskentaparametrit RBD-menetelmissä

Yksittäisen ominaisarvon sijaan RBD-laskentamenetelmissä käytetään maaparametrin koko jakaumaa eli tiheysfunktioita. Jakauman määrittelyyn riittää yleisimpien jakaumatyyppien tapauksessa kaksi parametria; keskiarvo ja keskihajonta. Koska koetuloksien määrä harvoin riittää määrittämään ominaisuuden jakauman luotettavasti, pyritään yleensä käyttämään kirjallisuudesta löytyviä *COV*-arvoja. Jos kohteeseen soveltuva *COV* on tunnettu, voidaan keskihajonta arvioida havainnoille lasketun keskiarvon \bar{x} avulla seuraavasti:

$$SD_x = \bar{x} \cdot COV_x \quad (13)$$

Kun maaparametrin keskiarvo ja keskihajonta ovat tiedossa, voidaan muodostaa maaparametrin tiheysfunktio, esimerkiksi normaalijakauman muodossa. Kun maaparametrille on määritetty teoreettinen jakauma, voidaan laskennassa arpoa maaparametrin arvoja käyttäen esimerkiksi Monte Carlo -simulaatiota.

Kun suoritetaan jakauman sovitus datalle, saadaan tuloksena jakauma, joka tuottaa simulaatioita varten myös datan ulkopuolisia arvoja. Koska havaintojen määrä on usein rajallinen, sovitettu jakauma mahdollistaa entistä tarkemman laskennan. Sovitetun jakauman käyttö myös karsii poikkeamat histogrammissa, jotka tyypillisesti johtuvat vähäisestä havaintomäärästä tai mittausvirheistä. (Fenton & Griffiths 2008, s. 162). Jakauman sovitus sekä eri jakaumatyypit käsitellään tarkemmin Luvussa 3.

Koska RBD-laskelmissa käytetään lähtötietojen jakaumia sidottujen arvojen sijaan, myös laskelman (eli yleensä Monte Carlo -simulaation) tulos on histogrammi tai tiheysfunktio yksittäisen arvon sijaan. Tulokseen liittyvä epävarmuus voidaan siten arvioida kvantitatiivisesti.

RBD-menetelmien käyttöönoton esteenä on ollut erityisesti se, että laskentaparametreina käytetään edelleen pitkälti ainoastaan sidottuja ominaisarvoja suunnittelun perinteistä johtuen. Lee et al. (1983, s. 58) listaavat seuraavat syyt sille, miksi tämä deterministinen lähestymistapa laskentaparametrien määrittämisessä on edelleen laajalti käytetty:

1. toisinaan yksinkertaisempi matematiikka
2. vahva sosiaalinen perinne, joka suosii yksittäistä, sidottua vastausta epävarman sijaan (vaikka epävarmuus voitaisiinkin arvioida kvantitatiivisesti)
3. mitoitustilanteeseen vaikuttavien tekijöiden hallinta on suoraviivaisempaa, kun käytetään determinististä lähestymistapaa. (Lee et al. 1983, s. 58).

Lee et al. (1983, s. 58) kuitenkin painottavat, että RBD-menetelmät ovat determinististen menetelmien jatkeita pikemminkin kuin korvaavia menetelmiä.

2.3 Vaurioitumistodennäköisyyden määrittäminen

Marginaalifunktion määrittäminen

Kuten edellä kävi ilmi, RBD-menetelmissä pyritään määrittämään vaurioitumistodennäköisyys p_f , joka riippuu sekä laskentaparametrien että laskentamallin epävarmuuksista. Jotta p_f pystytään määrittämään, tulee määrittellä marginaalifunktio g eli se raja-arvo, jonka ylittyminen johtaa vaurioitumiseen. Esimerkiksi maanvaraisen anturan kantavuuden arvioinnissa marginaalifunktio g_b on:

$$g_b = R_b - E_b \tag{14}$$

missä R_b on maan geotekninen kestävyys eli kantavuus [kPa]
 E_b on anturaan kohdistuva kuorma [kPa]

Vastaavasti luiskan stabiiliteettia arvioitaessa, esimerkiksi $\varphi = 0$ -menetelmässä, ”kestävyys” R on liukumista vastustava passiivimomentti ja ”kuorma” E on kaatava momentti eli aktiivimomentti (RIL 95 1974, s. 64).

Murtorajatilatarkasteluissa marginaalifunktion määrittäminen on siten varsin suoraviivaista. Käyttörajatilassa sen sijaan marginaalifunktion määrittäminen on hädänpäästä, ja riippuu sovellettavasta säännöstöstä. Kriteerinä voi olla esimerkiksi suurin sallittu kokonaispainuma tai suurin sallittu painumaero kahden pisteen välillä. Tällöin marginaalifunktio $g < 0$ silloin, kun suurin sallittu painuma tai painumaero ylittyy.

Laskentamenetelmät

RBD-menetelmissä keskeistä on laskentaparametrien tiheysfunktioiden (eli jakaumien) liittäminen mukaan laskentaan. Myös laskennan tulos on siten yksittäisen arvon sijaan histogrammi, johon voidaan sovittaa jakauma. Kun halutaan ”arpoa” parametrien arvoja annetuista jakaumista, käytetään yleensä Monte Carlo -simulaatiota. Phoon (2008, s. 32-33) listaa yksinkertaisen RBD-laskelman vaiheet:

1. Määritä arvot (y_1, y_2, \dots, y_n) käyttäen Monte Carlo -simulaatiota. Arvot (y_1, y_2, \dots, y_n) ovat laskentaparametreja, jotka voivat sisältää materiaalien tai kuormien ominaisuuksia tai geometrian määrittäviä parametreja.
2. Sijoita arvot (y_1, y_2, \dots, y_n) marginaalifunktioon g , ja laske tapauksien $g < 0$ lukumäärä (”vaurioituminen”)
3. Laske estimaatti vaurioitumistodennäköisyydelle p_f käyttäen kaavaa:

$$\hat{p}_f = \frac{N_f}{N} \quad (15)$$

missä N_f on $g < 0$ tapausten lukumäärä
 N on simulaatioiden lukumäärä

4. Laske estimaatti vaurioitumistodennäköisyyden COV-arvolle käyttäen kaavaa:

$$COV_{p_f} = \sqrt{\frac{1-p_f}{p_f N}} \quad (16)$$

Tuloksen luotettavuus riippuu pitkälti simulaatioiden määrästä, ja kirjallisuudesta löytyy erilaisia menetelmiä riittävän lukumäärän N arvioimiseksi. Phoon (2008) suosittelee seuraavan kaavan käyttämistä geoteknisessä suunnittelussa (Phoon 2008, s. 33):

$$N = \frac{1-p_f}{p_f COV_{p_f}^2} \approx \frac{1}{p_f (0,3)^2} \approx \frac{10}{p_f} \quad (17)$$

Kaavan johtamisessa on oletettu, että vaurioitumistodennäköisyys p_f on sen verran pieni, että $(1-p_f) \approx 1$. Lisäksi on edellytetty, että simulaatioiden lukumäärä N johtaa kohtuullisen pieneen COV-arvoon, joka on noin 0,3. (Phoon 2008, s. 33). Li et al. (2015) taas ehdottavat simulaatioiden N lukumäärän kasvattamista portaittain, kunnes tuloksen COV pysyy likimain vakiona (Li et al. 2015).

Tarvittava Monte Carlo -simulaatioiden määrä N on erittäin suuri erityisesti tilanteissa, joissa vaadittu p_f on erityisen pieni. Phoonin (2008, s. 33) mukaan Monte Carlo -simulaatiota käytetään pikemminkin tuloksen vahvistamiseksi. Varsinaisessa mitoituksessa sen sijaan käytetään tarkan ratkaisun approksimaatiota eli niin sanottua FORM-menetelmää (ensimmäisen kertaluvun luotettavuusmenetelmä, ”first-order reliability method”) (Phoon 2008, s. 33). FORM-menetelmässä tarkka rajatilan funktio ($g = 0$) korvataan sen lineaarisella approksimaatiolla ($g_L = 0$) (Phoon 2008, s. 33, SFS-EN 1990 + A1 + AC 2006, s. 144). Nykyään tietokoneiden laskentakapasiteetti on kuitenkin niin suuri, että varsinkin yksinkertaisten ongelmien ratkaisussa voidaan käyttää Monte Carlo -simulaatioita, jolloin saadaan tarkka ratkaisu.

Edellä kuvatut menetelmät pätevät kuitenkin vain analyttisiin laskelmiin. Numeerisissa menetelmissä käytetään yleensä satunnaisten elementtien menetelmää eli RFEM-menetelmää ("random finite-element method"). RFEM-menetelmässä maan ominaisuuksien vaihtelu sijainnin suhteen on keskeisessä roolissa, ja sitä kuvataan yleensä parametrilla nimeltä korrelaation pituus. (Fenton & Griffiths 2008, s. 103). Tämä parametri kuvaillaan seikkaperäisemmin Luvussa 3.1.6.

3 Maaparametreihin liittyvän epävarmuuden arviointi

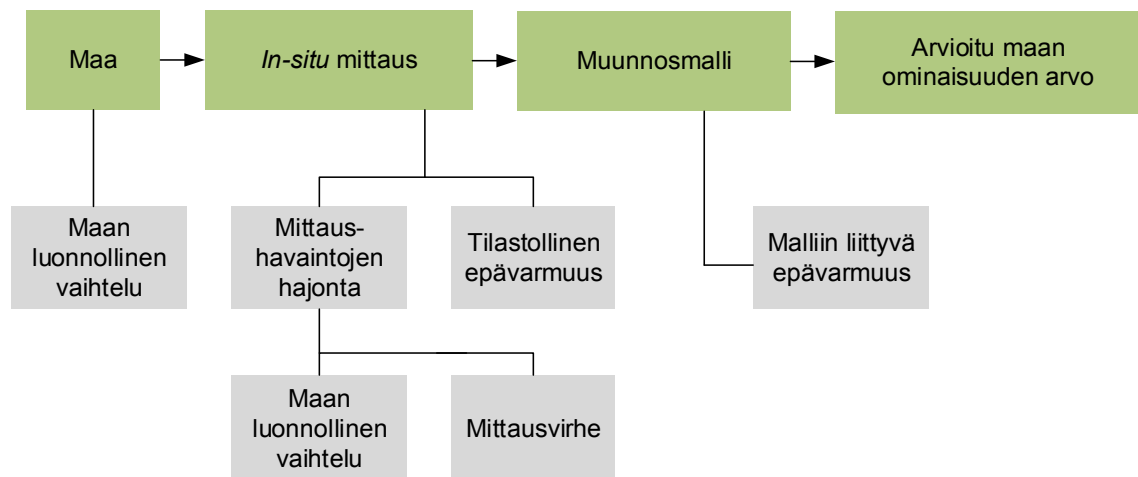
3.1 Maaparametreihin liittyvä epävarmuus ja siihen vaikuttavat tekijät

3.1.1 Maaparametrien vaihtelua aiheuttavat tekijät

Maa on luonnostaan hyvin epähomogeeninen materiaali, sillä se muodostuu hyvin vaihtelevasta joukosta materiaaleja. Myös maan syntytavasta johtuu, että jopa ”homogeeniseksi” tulkittu maakerroksen ominaisuuksissa on helposti havaittavaa vaihtelua eri pis- teiden välillä. (Lee et al. 1983, s. 57-58).

Maaparametrien määrittämisessä kolme tärkeintä epävarmuustekijää ovat (katso *Kuva 8*):

1. maan luonnollinen vaihtelu (englanniksi ”inherent variability”)
2. mittauksen aiheuttama epävarmuus eli mittausvirhe
3. muunnosmalliin liittyvä epävarmuus (Phoon & Kulhawy 1999a).



Kuva 8 Maan ominaisuuden arviointiin liittyvä epävarmuus (Kulhawy 1992).

Kohta 1 eli maan ominaisuuksien **luonnollinen vaihtelu** on geologisten prosessien aiheuttama. Näitä prosesseja ovat sekä itse maakerrosten muodostuminen että myöhemmin tapahtuvat geologiset ilmiöt. Savikerrosten muodostuminen on monivaiheinen ja alati muuttuva prosessi, mikä aiheuttaa saven ominaisuuksien muuttumista hyvinkin pienessä skaalassa. Erityisesti, jos mittaustuloksia tai näytteitä on vähän, otos ei välttämättä edusta koko tutkittavaa maamassaa maan luontaisesta vaihtelusta johtuen. Tätä epävarmuutta kutsutaan myös tilastolliseksi epävarmuudeksi. (Lee et al. 1983, s. 57-58, Phoon & Kulhawy 1999a).

Kohdan 2 epävarmuustekijän eli **mittausvirheen** sen sijaan aiheuttavat mittauslaitteiston ominaisuudet, mittauksen suoritustapa sekä muut satunnaiset tekijät, kuten inhimilliset virheet. Maan luonnollinen vaihtelu ja mittausvirhe yhdessä aiheuttavat tuloksissa havaitun hajonnan (englanniksi ”data scatter”). Myös mittauslaitteiden lisääntynyt herkkyys voi osaltaan aiheuttaa vaihtelua. (Lee et al. 1983, s. 57-58, Phoon & Kulhawy 1999a).

Laboratoriokokeiden tapauksessa myös näytteen häiriintyminen näytteenoton, kuljetuksen tai koejärjestelyiden aikana voi aiheuttaa hajontaa tuloksissa (Lee et al. 1983, s. 57-58). Tämä voi aiheuttaa epävarmuutta maaparametrien suhteen erityisesti pehmeiden, sensitiivisten savien tapauksessa.

Kohdan 3 tekijä eli **muunnosmalliin liittyvä epävarmuus** taas on aina läsnä, kun *in-situ* - tai laboratoriokoe -mittaukset muunnetaan maaparametreiksi käyttäen esimerkiksi empiirisiä korrelaatioita. (Phoon & Kulhawy 1999a). Esimerkiksi kartiokokeella määritetty juoksuraja perustuu empiiriseen korrelaatioon.

Näiden kolmen tekijän suhteellinen osuus maaparametrin kokonaisepävarmuudesta riippuu kohteen geoteknisistä olosuhteista, laitteiston laadusta, mittauksen laatukontrollista sekä korrelaatiomallin tarkkuudesta. Tämä johtaa siihen, että mikäli maaparametrien epävarmuutta tutkitaan käyttäen kokonaisepävarmuutta, voi tuloksia käyttää vain sellaisissa tapauksissa, jotka vastaavat lähdeaineiston geoteknisiä olosuhteita, käytettyä mitaustekniikkaa sekä korrelaatiomalleja. (Phoon & Kulhawy 1999a).

Seuraavissa luvuissa käsitellään tarkemmin nämä eri epävarmuustekijät sekä myös kokonaisepävarmuus, sen määrittäminen sekä sen käyttökelpoisuus *a priori* -tietona.

3.1.2 Maan ominaisuuksien luonnollinen vaihtelu

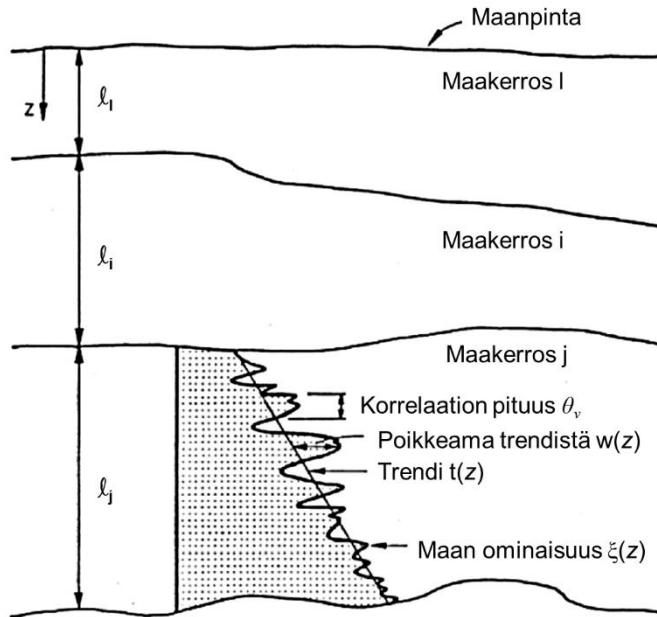
Maan ominaisuuksien luonnollisen vaihtelun kuvaamiseen riittää yleensä kaksi parametria; *COV* ja korrelaation pituus θ (Phoon & Kulhawy 1999a). Korrelaation pituus esitellään tarkemmin Luvussa 3.1.6.

Useat maan ominaisuudet kuitenkin muuttuvat syvyyden suhteen, ja tällaisen maaparametrin luonnollinen vaihtelu voidaan kuvata seuraavasti (Phoon & Kulhawy 1999a):

$$\xi(\mathbf{z}) = \mathbf{t}(\mathbf{z}) + \mathbf{w}(\mathbf{z}) \quad (18)$$

missä ξ on maan *in-situ* ominaisuus
 z on syvyys [m]
 $t(z)$ on trendifunktio
 $w(z)$ kuvaa poikkeamaa trendin ympärillä.

Termi $w(z)$, eli poikkeama trendistä edustaa maan ominaisuuden luonnollista vaihtelua (katso *Kuva 9*).



Kuva 9. Maan ominaisuuden luonnollinen vaihtelu syvyyden z suhteen (Phoon & Kulhawy 1999a).

Maan luonnollisen vaihtelun keskihajonta SD_w lasketaan alla olevan kaavan avulla (Phoon & Kulhawy 1999a):

$$SD_w = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [w(z_i)]^2} \quad (19)$$

missä n on havaintopisteiden lukumäärä
 $w(z_i)$ on poikkeaman suuruus trendistä syvyydellä z_i

Termin $w(z_i)$ suuruus voidaan määrittää jokaiselle havainnolle vähentämällä havaitusta arvoista trendifunktion mukainen arvo kyseisessä pisteessä (Müller 2013, s. 14). Mikäli tarkasteltava ominaisuus ei muutu syvyyden suhteen, voidaan keskihajonta SD_w laskea suoraan havaintojen avulla käyttäen otoskeskihajonnan laskukaavaa.

Kun maan luonnollisen vaihtelun keskihajonta on laskettu, voidaan määrittää maan luonnollista vaihtelua kuvaava variaatiokerroin COV_w (Müller 2013, s. 14, Phoon & Kulhawy 1999a):

$$COV_w = \frac{SD_w}{\bar{t}} \quad (20)$$

missä \bar{t} on trendifunktion arvon keskiarvo tarkasteltavalla syvyysvälillä

Alla olevaan taulukkoon (Taulukko 2) on listattu laboratorioissa määritettävien maaparametrien arvioituja COV_w -arvoja, jotka maan kyseisen ominaisuuden kuvaavat luonnollista vaihtelua. Toisessa taulukossa (Taulukko 3) on vastaavasti CPT- ja siipikairauksilla mitattujen ominaisuuksien COV_w -arvot. Nämä arvot perustuvat useisiin tutkimuksiin eli otoksiin; vaikka ominaisuuden arvon ilmoitettu vaihteluväli on suuri, yksittäisissä otoksissa vaihteluväli on huomattavasti pienempi, sillä luonnollisen vaihtelun arvioinnissa käytetty data on peräisin samasta maakerroksesta.

Taulukko 2 Laboratoriokokeilla määritettyjen ominaisuuksien luonnollinen vaihtelu (Phoon & Kulhawy 1999a).

Ominaisuus*	Maa	Ominaisuuden arvo		COV _w (%)	
		Vaihteluväli	Keskiarvo	Vaihteluväli	Keskiarvo
s_u (UU) (kPa)	Savi, siltti	15-363	276	11-49	22
s_u (CIUC) (kPa)	Savi	130-713	405	18-42	32
s_u (kPa)†	Savi	8-638	112	6-80	32
φ' (°)	Hiekka	35-41	37,6	5-11	9
φ' (°)	Savi, siltti	9-33	15,3	10-50	21
$\tan \varphi'$ (TC)	Savi, siltti	0,24-0,69	0,509	6-46	20
$\tan \varphi'$ †	Hiekka	0,65-0,92	0,744	5-14	9
w (%)	Hienorakeinen	13-105	29	7-46	18
w_L (%)	Hienorakeinen	27-89	51	7-39	18
w_P (%)	Hienorakeinen	14-27	22	6-34	16
I_P (%)	Hienorakeinen	12-44	25	9-57	29
γ (kN/m ³)	Hienorakeinen	14-20	17,5	3-20	9
γ_d (kN/m ³)	Hienorakeinen	13-18	15,7	2-13	7

* s_u , suljettu leikkauslujuus; UU, konsolidatoimaton suljettu puristuskoee; CIUC, isotrooppisesti konsolidoitu suljettu puristuskoee; φ' tehokas kitkakulma; TC, kolmiaksaalinen puristuskoee; w , vesipitoisuus; w_L , juoksuraja; w_P , plastisuusraja; I_P , plastisuusluku; γ , tilavuuspaino; γ_d , kuivatilavuuspaino

†Laboratoriokoe-tyyppejä ei ole raportoitu

Taulukko 3 Kairauksilla määritettyjen arvojen luonnollinen vaihtelu (Phoon & Kulhawy 1999a).

Ominaisuus*	Maa	Ominaisuuden arvo		COV _w (%)	
		Vaihteluväli	Keskiarvo	Vaihteluväli	Keskiarvo
q_c (MPa)	Hiekka	0,4-29,2	4,10	10-81	38
q_c (MPa)	Silttinen savi	0,5-2,1	1,59	5-40	27
q_T (MPa)	Savi	0,4-2,6	1,32	2-17	8
s_u (VST) (kPa)	Savi	6-375	105	4-44	24

* q_c , CPT-kairauksen mitattu kärkivastus; q_T , CPT-kairauksen korjattu kärkivastus; s_u (VST), siipikairauksella määritetty suljettu leikkauslujuus

Taulukoista nähdään, että lujuusominaisuuksien luonnollinen vaihtelu on yleensä suurempaa kuin indeksiominaisuuksien vaihtelu. Esimerkiksi tilavuuspainon tapauksessa pienin arvioitu COV on vain 2 %, kun taas suljetun leikkauslujuuden tapauksessa COV voi olla jopa 80 %. Lisäksi Taulukosta 2 huomataan, että saven ja siltin tehokkaan kitkakulman COV on huomattavasti suurempi kuin hiekan tapauksessa.

Alla olevaan taulukkoon (Taulukko 4) on koottu Phoonin ja Kulhawyn (1999a) ehdottamia ohjeellisia maan ominaisuuksien luonnollisen vaihtelun COV_w-arvoja. Lisäksi taulukkoon on listattu ominaisuuden keskiarvon likimääräinen vaihteluväli, jonka sisällä annettua COV_w-arvoa voidaan käyttää.

Taulukko 4 Ehdotettuja ohjeellisia vaihteluvälejä maan luonnolliselle vaihtelulle (Phoon & Kulhawy 1999a).

Ominaisuus	Maa	Keskiarvo μ	COV _w (%)
s_u (UU) (kPa)	Savi	10–350 kPa	10–30
s_u (CIUC) (kPa)	Savi	150–700 kPa	20–40
φ' (°)	Savi ja hiekka	20–40 °	5–15
q_T (MPa)	Savi	0,5–2,5 MPa	<20
q_c (MPa)	Savi	0,5–2,0 MPa	20–40
q_c (MPa)	Hiekka	0,5–30,0 MPa	20–60
s_u (VST) (kPa)	Savi	5–400 kPa	10–40
w (%)	Savi ja siltti	13–100 %	8–30
w_L (%)	Savi ja siltti	30–90 %	6–30
w_P (%)	Savi ja siltti	15–25 %	6–30
I_P (%)	Savi ja siltti	10–40 %	(3–12 %)/ μ
γ, γ_d (kN/m ³)	Savi ja siltti	13–20 kN/m ³	<10

Taulukosta kuitenkin nähdään, että erityisesti lujuusparametrien tapauksessa keskiarvot ovat pääasiallisesti huomattavasti suurempia verrattuna siihen, mitä Suomen pehmeillä savilla tyypillisesti tavataan. On siis ilmeistä, että kansainvälisiä ohjeellisia COV-arvoja ei voi käyttää suomalaisissa kohteissa varauksetta.

Huomaa, että plastisuusluvun tapauksessa ohjeellinen arvo luonnolliselle vaihtelulle on annettu muodossa keskihajonnan vaihteluväli jaettuna odotusarvolla. Tämä johtuu siitä, että plastisuusluvun ominaisuuden keskiarvo on tyypillisesti pieni, mikä johtaa väistämättä suurehkoihin COV-arvoihin, vaikka keskihajonta olisikin suhteellisen pieni. (Phoon & Kulhawy 1999a). Mikäli ominaisuuden keskiarvo on yleensä pienehkö, tulisi-kin pelkän COV-arvon lisäksi raportoida myös keskihajonnan vaihteluväli.

3.1.3 Mittaukseen liittyvä epävarmuus eli mittausvirhe

Kaikki maaparametrit määritetään jonkinlaisella fyysisellä mittauksella, ja myös tämä mittausprosessi aiheuttaa vaihtelua määritettyihin maan ominaisuuksiin. Mitatun ominaisuuden arvon ξ_m kokonaisvaihtelu voidaan esittää seuraavalla kaavalla (Lumb 1971, Orchard et al. 1988):

$$\xi_m(\mathbf{z}) = \xi(\mathbf{z}) + \mathbf{e}(\mathbf{z}) \quad (21)$$

missä ξ on maan *in-situ* ominaisuus ja \mathbf{e} on mittausvirhe. Jos kaavaan sisällytetään myös maan luonnollinen vaihtelu, saadaan kaava (Phoon & Kulhawy 1999a):

$$\xi_m(\mathbf{z}) = \mathbf{t}(\mathbf{z}) + \mathbf{w}(\mathbf{z}) + \mathbf{e}(\mathbf{z}) \quad (22)$$

Yleensä voidaan olettaa, että maan luonnollista vaihtelua kuvaava parametri \mathbf{w} ja mittausvirhe \mathbf{e} eivät korreloi keskenään, sillä niiden lähde on eri (Lumb 1971).

Laitteiston vaikutus mittausvirheeseen aiheutuu laitteiston mittauseräpätarkkuudesta, laitteiston geometrian poikkeavuuksista sekä rutiinimittauksissa käytettävistä menetelmistä. Toinen merkittävä virhelähde on mittauksen suoritustapa, millä on sitä suurempi merkitys

mitä monimutkaisempi mittausprosessi on kyseessä. Myös olemassa olevien standardien puutteellisuus sekä standardimenettelystä poikkeaminen lisää mittaukseen liittyvää epävarmuutta (Phoon & Kulhawy 1999a).

Mittausvirhe (eli mittauksen aiheuttama tulosten vaihtelu) voidaan määrittää suorittamalla sama koe useaan kertaan identtisille näytteille (Phoon & Kulhawy 1999a). Esimerkiksi savinäytteiden tapauksessa tämä johtaa käytännössä siihen, että savi pitää häiritä ja kokeet tehdä tälle samalle massalle. *In-situ* -kokeiden eli kairausten mittausvirhe pystytään siten arvioimaan vain laboratorio-olosuhteissa, mistä johtuen kairausten mittausvirheestä ei juurikaan ole saatavilla luotettavaa tietoa.

Alla olevaan taulukkoon (*Taulukko 5*) on koottu erilaisille laboratoriokokeille määritettyjä mittausvirheen COV_e vaihteluvälejä sekä keskiarvot.

Taulukko 5 Mittaukseen liittyvä epävarmuus laboratoriokokeissa (Phoon et al. 1995).

Ominaisuus*	Maa	Ominaisuuden arvo		COV_e (%)	
		Vaihteluväli	Keskiarvo	Vaihteluväli	Keskiarvo
s_u (TC) (kPa)	Savi, siltti	7-407	125	8-38	19
s_u (LV) (kPa)	Savi, siltti	4-123	29	5-37	13
φ' (TC) (°)	Savi, siltti	2-27	19,1	7-56	24
$\tan \varphi'$ (TC)	Hiekka, siltti	-	-	2-22	8
w (%)	Hienorakeinen	16-21	18	6-12	8
w_L (%)	Hienorakeinen	17-113	36	3-11	7
w_P (%)	Hienorakeinen	12-35	21	7-18	10
I_P (%)	Hienorakeinen	4-44	23	5-51	24
γ (kN/m ³)	Hienorakeinen	16-17	17,0	1-2	1

* TC, kolmiakσιαallinen puristuskoee; LV, laboratorio-siipikairauskoee.

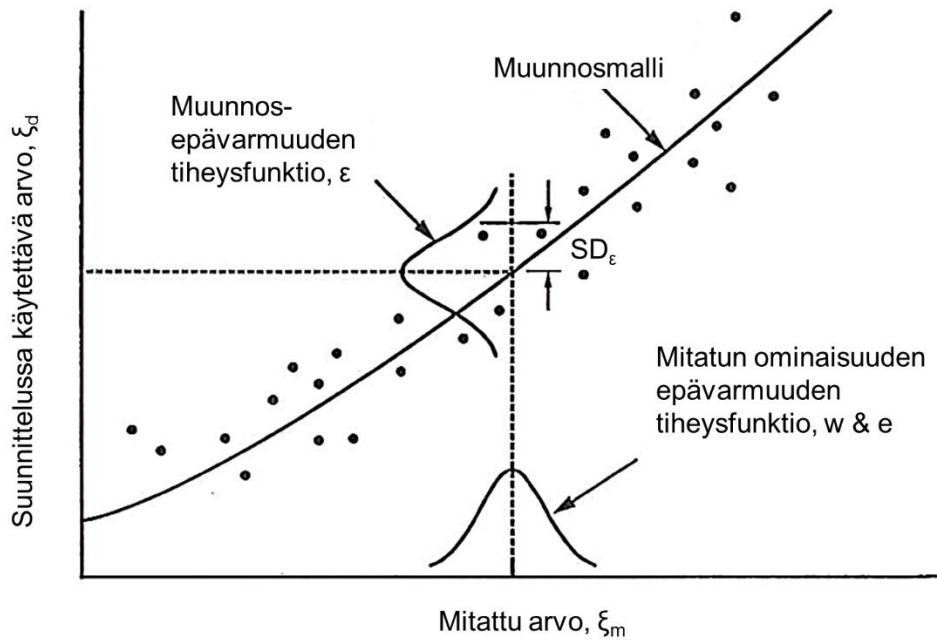
Tehokkaan kitkakulman tapauksessa mittausvirhe on varsin suuri, sillä parametrin määrittäminen on tulkinnanvarainen. Parametrin arvo nimittäin riippuu siitä, kuinka murtoviiva asetetaan kulkemaan eri sellipaineilla tehtyjen kokeiden murtopisteiden kautta.

Indeksiominaisuuksien määrittämisessä mittausvirhe on pienekkö, ja esimerkiksi tilavuuspainon tapauksessa vain luokkaa $COV_e = 1 \dots 2$ %. Plastisuusluvun mittausvirheen COV näyttää suurelta, mutta tämä selittyy variaatiokertoimen määrittämisen avulla; ominaisuuden pieni keskiarvo johtaa suuriin COV -arvoihin, vaikka keskihajonta ei juurikaan muuttuisi. Esimerkiksi plastisuusluvun tapauksessa maan luonnollisen vaihtelun keskihajonta onkin itse asiassa paljon suurempi kuin mittausvirheen määrittämisessä, vaikka määritetyt COV -arvot ovat samaa luokkaa. (Phoon & Kulhawy 1999a).

3.1.4 Muunnosmalliin liittyvä epävarmuus

In-situ - tai laboratoriokokeen tulos ei yleensä suoraan tuota geoteknisessä suunnittelussa käytettävää maaparametrin arvoa, vaan joudutaan käyttämään tiettyä muunnosmallia. Nämä muunnosmallit taas tyypillisesti ovat empiirisiä yhteyksiä, jolloin maaparametrin määrittäminen sisältyy muunnosmalliin liittyvä epävarmuus, sillä maaparametrin ja mitatun ominaisuuden välinen korrelaatio on tuskin koskaan täydellinen. Myös mallissa tehtävät oletukset ja idealisoinnit lisäävät epävarmuutta (Phoon & Kulhawy 1999b). Muunnosmallien suhteen tulee myös muistaa, että rajattuun aineistoon perustuva korrelaatio ei välttämättä päde jokaisessa kohteessa.

Havaintojen hajonta (data scatter) suhteessa muunnosmalliin voidaan määrittää kvantitatiivisesti käyttäen todennäköisyysmenetelmiä (Kuva 10). Havaintojen poikkeama muunnosmallin regressiokäyrästä voidaan mallintaa käyttäen satunnaismuuttujaa ε , jonka keskiarvo on nolla. Tämän muuttujan keskihajonta SD_ε kuvaa muunnosmalliin liittyvän epävarmuuden suuruutta. Keskihajonnan SD_ε arvo riippuu käytettävästä muunnosmallista. (Phoon & Kulhawy 1999a, Phoon & Kulhawy 1999b).



Kuva 10 Muunnosmalli ja siihen liittyvä epävarmuus ε (Phoon & Kulhawy 1999b)

Tyypillinen esimerkki muunnosmallista on siipikairaustuloksen redusointi, jossa määritetään geoteknisessä suunnittelussa käytettävä suljetun leikkauslujuuden arvo. Redusoinnissa käytetään korjauskertoiminta, joka ottaa huomioon muodonmuutosnopeuden ja maan anisotropian vaikutuksen (Kulhawy & Mayne 1990). Maan todellinen ominaisuus (eli tässä tapauksessa suljettu leikkauslujuus) voidaan siten esittää kaavalla

$$\xi_d = (\mu_m + \varepsilon)(t + w + e) \quad (23)$$

missä μ_m on muunnosmallin korjauskertoimen keskiarvo [-]
 ε on korjauskertoimeen liittyvä epävarmuus [-]
 $t+w+e = s_u(\text{VST})$ on siipikairauksella saatu suljettu leikkauslujuus [kPa]

Arvon ξ_d määrittämiseen liittyvä kokonaisepävarmuus COV_{ξ_d} voidaan määrittää summaamalla eri tekijöiden aiheuttama epävarmuus (Phoon & Kulhawy 1999b):

$$COV_{\xi_d}^2 \approx COV_w^2 + COV_e^2 + COV_\varepsilon^2 \quad (24)$$

missä $COV_\varepsilon = \frac{SD_\varepsilon}{\mu_m}$ on muunnosmalliin liittyvä epävarmuus

Kun tarkastellaan siipikairauksen muunnosmallin epävarmuutta pehmeiden savien tapauksessa, voidaan käyttää arvioitua epävarmuutta $COV_\varepsilon = 7,5...15\%$ (G. Baecher & Ladd 1985).

Edellä esitetty kaava (24) pätee kuitenkin vain sellaisissa suunnittelutilanteissa, jossa käytetään suljetun leikkauslujuuden arvoa yksittäisessä maamassan pisteessä. Yksittäisen arvon sijaan geoteknisessä suunnittelussa käytetään usein maaparametrin keskiarvoa ξ_a tietyssä maakerroksessa (Müller 2013, Phoon & Kulhawy 1999b). Keskiarvoon liittyvä epävarmuus COV_{ξ_a} voidaan arvioida käyttämällä kaavaa (Phoon & Kulhawy 1999b, Vanmarcke 1983)

$$COV_{\xi_a}^2 = \Gamma^2(l)COV_w^2 + COV_e^2 + COV_\varepsilon^2 \quad (25)$$

missä $\Gamma(l)$ on varianssin vähennysfunktio
 l on keskiarvon määrittäessä käytetty mitta eli syvyys [m]

Varianssin vähennysfunktion arvo määräytyy sen syvyysmitan mukaan, jolle esimerkiksi suljetun leikkauslujuuden keskiarvo määritetään. Käytännön sovelluksia varten varianssin vähennysfunktiolle on esitetty seuraava likimääräinen esitys (Vanmarcke 1983):

$$\Gamma^2(l) = 1 \quad \text{kun } l \leq \theta \quad (26)$$

$$\Gamma^2(l) = \frac{\theta}{l} \quad \text{kun } l > \theta \quad (27)$$

Kun keskiarvo määritetään korrelaation pituutta θ pidemmälle osuudelle, varianssin vähennysfunktio saa pienemmän arvon jolloin myös maan luonnollisen vaihtelun aiheuttama epävarmuus pienenee. Korrelaation pituus θ käsitellään tarkemmin Luvussa 3.1.6.

3.1.5 Kokonaisepävarmuus

Edellä esitellyt eri epävarmuuden lähteen muodostavat yhdessä maan ominaisuuteen liittyvän kokonaisepävarmuuden, joka voidaan esittää seuraavasti (Müller 2013, s. 8):

$$COV_{\bar{Y}|X}^2 \approx COV_{w,\bar{X}}^2 + COV_{e,\bar{X}}^2 + COV_{\varepsilon,\bar{X}}^2 + COV_{stat,\bar{X}}^2 \quad (28)$$

missä $COV_{\bar{Y}|X}^2$ on keskiarvon \bar{Y} kokonaisepävarmuus ($=COV_{tot}$)
 $COV_{w,\bar{X}}^2$ on havaintojen X luonnollinen vaihtelu maavyöhykkeen sisällä
 $COV_{e,\bar{X}}^2$ on keskiarvon \bar{X} määrittäykseen liittyvä mittausvirhe
 $COV_{\varepsilon,\bar{X}}^2$ on muunnosmalliin liittyvä epävarmuus ($X \rightarrow Y$)
 $COV_{stat,\bar{X}}^2$ on keskiarvon \bar{X} määrittäykseen liittyvä tilastollinen epävarmuus

Tilastollisen epävarmuuden suuruus riippuu havaintojen (eli kairaus- tai laboratorio-koetulosten) määrästä sen maavyöhykkeen sisällä, jolle maaparametrin keskiarvo halutaan määrittää. Toisaalta myös maan luonnollinen vaihtelu osaltaan lisää tilastollista epävarmuutta, joka määritellään seuraavasti (Christian et al. 1994, Müller 2013, s. 11):

$$COV_{stat,\bar{X}}^2 = \frac{1}{n} COV_{w,X}^2 \quad (29)$$

missä $n =$ havaintojen (X) lukumäärä
 $COV_{w,X}^2$ on maaparametrin X luonnollinen vaihtelu

Kaavasta nähdään, että mitä enemmän havaintoja ja toisaalta mitä pienempi luonnollinen vaihtelu kyseisellä maaparametrilla on, sitä pienempi on tilastollinen epävarmuus. Havaintojen määrä $n = \infty$ johtaa luonnollisesti siihen, että tilastollista epävarmuutta ei ole ollenkaan.

Alla olevaan taulukkoon (*Taulukko 6*) on listattu eri lähteistä haettuja kokonaisepävarmuuden COV_{tot} ehdotettuja arvoja (Duncan 2000, Lacasse & Nadim 1996, Lee et al. 1983, Lumb 1974, Phoon & Kulhawy 1999b). Koonnin on tehnyt Müller väitöstyössään (Müller 2013, s. 72).

Taulukko 6 Ehdotettuja arvoja kokonaisepävarmuudelle (Müller 2013, s. 72).

Ominaisuus*	Maa	COV _{tot} (%)	
		Vaihteluväli	Suositus
C_c		10-73	30
c_v		25-100	50
E		2-42	30
e		7-42	25
φ'	Hiekka	2-15	10
φ'	Savi	12-56	
φ' , TC arvioitu q _T -arvoista	Hiekka	10-15	
γ		1-10	3
γ'		0-10	
K_0	Savi	20-45	
K_0	Hiekka	20-55	
k		68-300	300
OCR		10-35	
I_p	Savi	7-79	30
I_p	Hiekka, sora	7-79	70
s_u	Savi	20-50	30
s_u	Savinen siltti	10-30	
s_u , CIUC	Savi	5-45	
s_u , luokituskokeista	Savi	10-35	
s_u , UC	Savi	20-55	
s_u , UU	Savi	10-35	
s_u , FVS	Savi	15-50	
s_u , UU arvioitu q _T -arvoista	Savi	30-40	
s_u , CIUC arvioitu q _T -arvoista	Savi	35-50	
s_u/σ'_{v0}	Savi	5-15	
σ'_p		10-35	
w_L		2-48	10
w		6-63	15
w_p		3-29	10

* C_c , kokoonpuristuvuusindeksi; c_v , pystysuuntainen konsolidaatiokerroin; E , kimmomoduuli; K_0 , lepopainekerroin; k , vedenläpäisevyys; OCR , ylikonsolidaatioaste; σ'_p , esikonsolidaatiojännitys

Phoon ja Kulhawy (1999a) kuitenkin arvioivat, että myös sellaisia COV -arvoja, jotka perustuvat kokonaisvaihtelun analyysiin, voidaan käyttää maan luonnollisen vaihtelun mit-tana. Tällä tavoin määritetyt COV_{tot} -arvot voivat kuitenkin yliarvioida maan luonnollista vaihtelua, mutta virhe pysyy pienenä mikäli

- 1) käytetty data on samasta maakerroksesta, eli havainnot edustavat samanlaista geologista yksikköä
- 2) mittausvirhe on riittävän pieni
- 3) ominaisuuden muuttuminen on otettu huomioon joko poistamalla trendi tai kä-sittelemällä pystysuunnassa lähekkäisiä havaintoja
- 4) kaikki käsitellyt tutkimukset on tehty 1-2 viikon sisällä

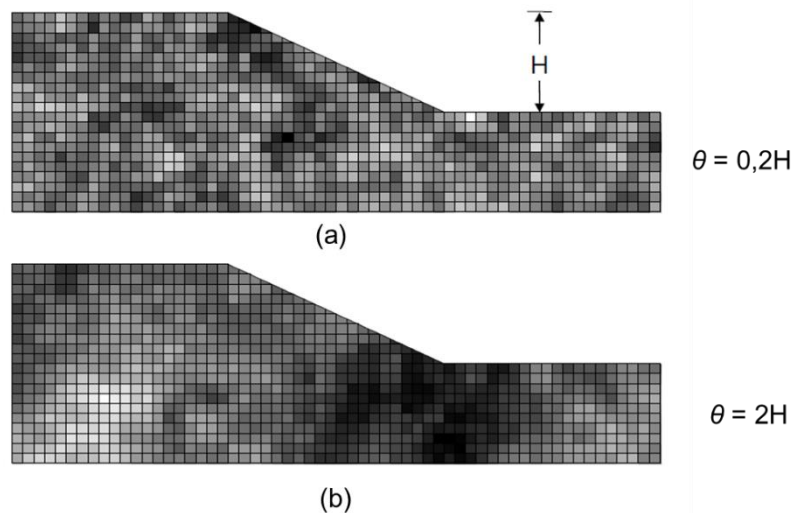
Ensimmäinen kohta on kriittinen kaikenlaisessa tilastollisessa analyysissä; datapisteiden tulee olla vertailukelpoisia. Mikäli käsiteltävä aineisto sisältää kahden erilaisen materiaalin ominaisuuksia (esimeriksi lihava savi ja savinen siltti), arvioitu COV on huomattavasti suurempi verrattuna tilanteeseen, jossa tarkastellaan geoteknisesti yhtenäistä datajoukkoa. Jos havainnot ovat samasta kohteesta ja lähekkäisistä pisteistä, ja havaintojen pysty-suuntainen etäisyys on pienehkö, voidaan olettaa, että COV edustaa varsin hyvin maan luonnollista vaihtelua (Phoon & Kulhawy 1999a).

Mittausvirhe sen sijaan on minimissään, mikäli on käytetty hyviä laitteita ja mikäli mit-tauksen laadunhallinta on kunnossa. Tämä toteutuu useimmissa laajoissa tutkimusohjel-missa. Trendin poisto on tehtävä aina, kun on havaittavissa selkeä ominaisuuden muuttu-minen syvyyden suhteen. Trendin poistoa ei tarvitse suorittaa, mikäli ominaisuus muuttuu syvyyden suhteen maltillisesti, tai jos tarkastellaan kapeaa skaalaa syvyyden suhteen. Jos näytteitä on otettu pitkän aikavälin sisällä, riskinä on, että muutokset maan massassa ai-heuttavat lisää hajontaa havaintojen välillä. (Phoon & Kulhawy 1999a).

3.1.6 Korrelaation pituus

Korrelaation pituus (englanniksi ”scale of fluctuation” tai ”(auto)correlation length”) θ kuvaa sitä etäisyyttä, minkä sisällä maan ominaisuuden arvot korreloivat merkittävästi keskenään. Korrelaation pituus on olennainen parametri analyyseissä, joissa muodoste-taan satunnaisten arvojen elementtiverkko (”random fields”) (Fenton & Griffiths 2008, s. 103).

Alla olevassa kuvassa (*Kuva 11*) on esitetty kaksi eri elementtiverkkoa samalle luiskalle. Elementtiverkot on luotu käyttäen satunnaisten elementtien menetelmää (”random finite-element method”, RFEM). Kun halutaan tarkastella alueellisesti vaihtelevaa leikkauslu-juutta annetulla korrelaation pituudella θ , RFEM on tehokas laskentamenetelmä. Kuvassa vaaleat sävyt edustavat heikkoa maata ja tummat sävyt lujaa. Molemmissa tapauksissa leikkauslujuuden jakauma on sama, eli keskiarvo ja keskihajonta eivät muutu. Element-tiverkoista kuitenkin nähdään, että tapauksen (a) luiska on turvallisempi kuin tapauksen (b) luiska, jossa heikkousvyöhykkeet ovat laajempia (Fenton & Griffiths 2008, s. 385-386).



Kuva 11 Korrelaation pituuden θ vaikutus RFEM-analyysissä (Fenton & Griffiths 2008, s. 385-386).

Korrelaation pituuden suhteen tutkimustietoa on huomattavasti vähemmän verrattuna COV-arvojen saatavuuteen. Joidenkin maaparametrien määritettyjä pysty- ja vaakasuuntaisia korrelaation pituuden arvoja on listattu alla olevaan taulukkoon (Taulukko 7). Vaakasuuntaisen korrelaation pituus on tyypillisesti kymmenkertainen pystysuuntaiseen verrattuna. Mitä tulee korrelaation pituuden määrittämiseen, näytteenottotiheys vaikuttaa huomattavasti tulokseen ja sen luotettavuuteen. (Phoon, Kulhawy 1999a).

Taulukko 7. Geoteknisten ominaisuuksien korrelaation pituuden arvoja (Phoon, Kulhawy 1999a).

Ominaisuus*	Maa	Korrelaation pituus θ (m)	
		Vaihteluväli	Keskiarvo
Pystysuuntainen korrelaation pituus			
s_u	Savi	0,8-6,1	2,5
q_c	Hiekka, savi	0,1-2,2	0,9
q_T	Savi	0,2-0,5	0,3
s_u (VST)	Savi	2,0-6,2	3,8
w	Savi, siltti	1,6-12,7	5,7
w_L	Savi, siltti	1,6-8,7	5,2
γ	Savi, siltti	2,4-7,9	5,2
Vaakasuuntainen korrelaation pituus			
q_c	Hiekka, savi	3,0-80,0	47,9
q_T	Savi	23,0-66,0	44,5
s_u (VST)	Savi	46,0-60,0	50,7
w	Savi, siltti	-	170

Korrelaation pituus vaikuttaa myös ominaisarvon määrittämiseen perinteisessä lähestymistavassa. Kun tarkasteltavan rajatilan esiintymiseen vaikuttava maavyöhyke on laajempi kuin korrelaation pituus, ominaisarvona käytetään tyypillisesti varovaista keskiarvoa. Vastaavasti jos maavyöhykkeen laajuus on korrelaation pituutta pienempi, voidaan olettaa, että ominaisuuden minimiarvo eli 5 % fraktiili on rajatilan kannalta mitoitettava. (Frank et al. 2004, s. 46-49).

3.2 Maaparametrin jakauman määrittäminen

Geoteknisessä suunnittelussa maaparametrin jakauman määrittämisen tavoitteena on joko

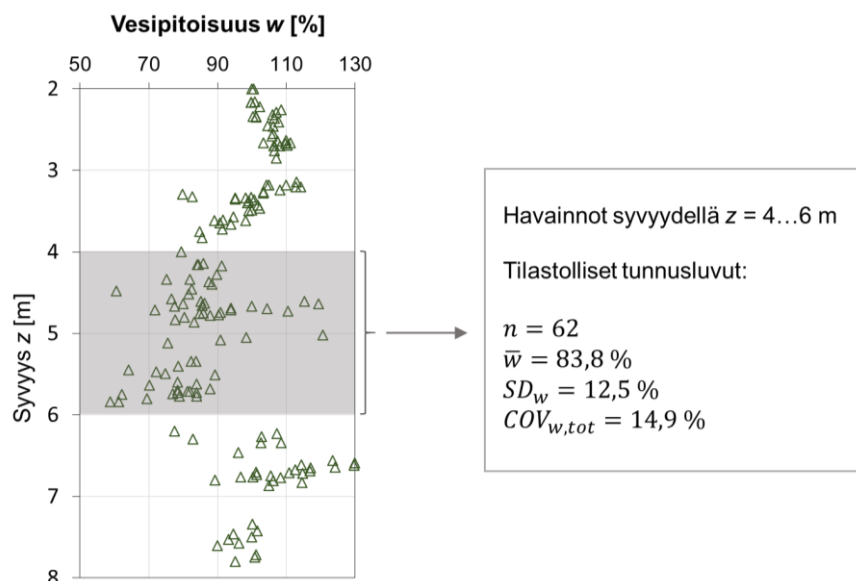
- kohteen karakterisointi RBD-menetelmien käyttöä varten. Tekijänä on siis geotekninen suunnittelija.
- päätelmien teko määritetyn maalajipopulaation ominaisuuksista, jolloin tulokset ovat kohteesta riippumattomia. Tekijänä voi olla koodin kehittäjä tai tutkija, joka pyrkii määrittelemään *a priori* -jakaumia. (Fenton & Griffiths 2008, s. 161-162).

Jakauman määrittäminen tapahtuu yleensä seuraavasti:

- jakaumatyyppin valinta
- jakauman parametrien arviointi
- jakauman sopivuuden testaus (Fenton & Griffiths 2008, s. 162-168).

Kun valitaan sopiva jakauma maaparametrille, tulee ottaa huomioon kyseessä olevan ominaisuuden mahdolliset arvot. Esimerkiksi jos kyseessä on ainoastaan positiivisia arvoja saava maaparametri, tulee myös valitun jakauman saada vain positiivisia arvoja. Jos havaintoja on riittävästi ($n \geq 20$), voidaan havainnoista muodostaa histogrammi, jolloin voidaan hakea sopiva jakauma vertaamalla histogrammin ja jakaumatyyppin yhteensopivuutta. Mikäli havaintoja on niukasti, voidaan hyödyntää kirjallisuudesta löytyviä suosituksia sopivan jakauman valitsemiseksi. (Fenton & Griffiths 2008, s. 163-164). Seuraavaksi esitellään yleisimmät jakaumatyyppit esimerkin avulla. Jakaumien tiheys- ja kertymäfunktiot sekä parametrien laskentakaavat on esitetty Liitteessä 1.

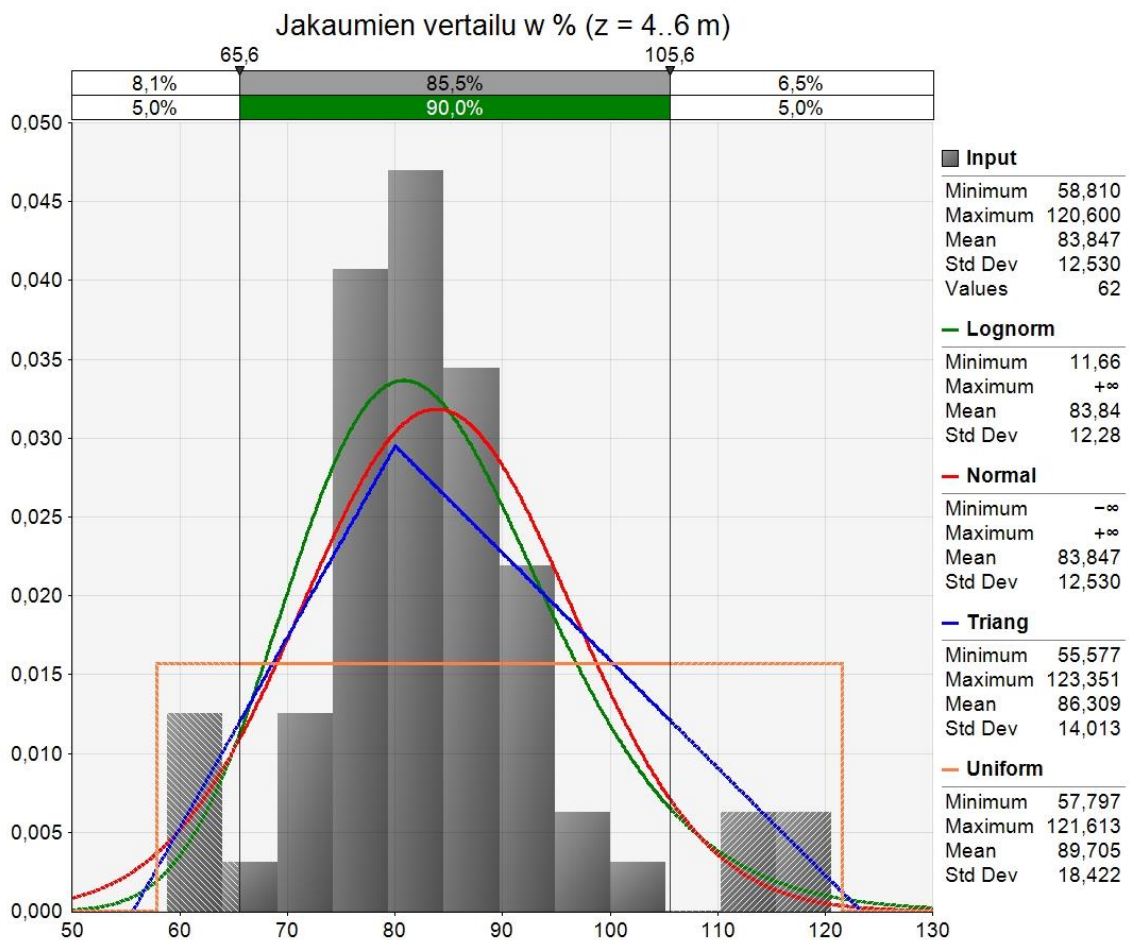
Alla olevassa kuvassa (Kuva 12) on vesipitoisuuden w syvyysprofiili Perniön savikolla. Havainnot käsittävät kahdeksan lähekkäin olevaa näytteenottopistettä, ja sekä luokituskoekokeiden tulokset että ödometri- ja kolmiakσιαalikokeiden yhteydessä määritetyt arvot. Profiilista nähdään, että syvyydellä $z = 4 \dots 6$ m vesipitoisuus ei merkittävästi muutu syvyyden suhteen, eli kyseessä on eräs vaihtoehto maakerrokseksi laskentaa varten. Otokselle on määritetty keskiarvo \bar{w} , (otos)keskihajonta SD_w sekä kokonaisuvarmuutta kuvaava $COV_{w,tot}$.



Kuva 12 Vesipitoisuuden w muuttuminen syvyyden z suhteen sekä tilastolliset tunnusluvut maakerrokselle $z = 4 \dots 6$ m.

Määritetyistä tunnusluvuista saadaan suoraan parametrit normaalijakaumaa varten: Jos jokin satunnaismuuttuja x noudattaa normaalijakaumaa, voidaan tiheysfunktio esittää merkinnällä $x \sim N(\mu, \sigma^2)$. Normaalijakauman määrittämiseksi riittää siten kaksi parametria, odotusarvo μ ja varianssi σ^2 . Estimaatit parametreille saadaan otoksen keskiarvon \bar{x} ja keskihajonnan SD_x avulla Luvussa 2.1 esitettyjen kaavojen avulla.

Alla olevassa kuvassa (Kuva 13) on yllä esitetyistä vesipitoisuus-havainnoista muodostettu histogrammi sekä neljä erilaista jakauman sovitusta. Histogrammi esittää havaintojen suhteelliset frekvenssit määritetyillä luokkaväleillä. Pylväiden korkeus on siten verrannollinen havaintojen lukumäärään annetun luokkavälin sisällä. Kun suhteellinen frekvenssi jaetaan luokkavälin pituudella, saadaan kuvassa esitetty histogrammi, jonka pylväiden pinta-alan summa on 1.



Kuva 13 Vesipitoisuuden w ($z = 4..6$ m) histogrammi ja sovitetut jakaumat (tiheysfunktio).

Kuvaan (Kuva 13) on sovitettu neljä jakaumaa, joiden parametrit on esitetty kuvan oikeassa reunassa. ”Input” -kohdassa on esitetty havainnoille lasketut tilastolliset tunnusluvut, kuten otoskeskiarvo (”mean”) ja otoskeskihajonta (”Std Dev”, ”standard deviation”). Lisäksi ”Input” -kohdassa on otoksen pienin (”minimum”) ja suurin (”maximum”) arvo sekä havaintojen lukumäärä n (”values”).

Kuvan (*Kuva 13*) otsikon alla on kaksi palkkia, joista näkee, millä todennäköisyydellä vesipitoisuuden arvo on ilmoitetulla välillä. Ylempi, harmaa palkki perustuu otokseen. Harmaasta palkista nähdään, että vesipitoisuus on välillä $w = 65,5 \dots 105,8$ % todennäköisyydellä $p = 85,5$ %. Alempi, vihreä palkki sen sijaan perustuu log-normaalijakauman sovitukseen.

Otokselle määritetyistä tunnusluvuista saadaan suoraan parametrit normaalijakaumaa varten; jos jokin satunnaismuuttuja x noudattaa normaalijakaumaa, voidaan tiheysfunktio esittää merkinnällä $x \sim N(\mu, \sigma^2)$. Estimaatit parametreille saadaan otoksen keskiarvon \bar{x} ja keskihajonnan SD_x avulla Luvussa 2.1 esitettyjen kaavojen avulla. Jakauman sovitusta käyttäen tällaisia piste-estimaatteja kutsutaan momenttien menetelmäksi, joka on yksinkertaisin ja käytetyin menetelmä. (Fenton & Griffiths 2008, s. 164). Kuvasta (*Kuva 13*) huomataan, että normaalijakauman ("Normal") parametrit vastaavat havainnoista lasketuja parametreja, eli jakauman sovitus on tehty momenttien menetelmällä. Normaalijakauma on symmetrinen, eli keskiarvo, mediaani ja moodi ovat kaikki samassa pisteessä.

Mikäli lähtötiedot ovat puutteelliset, normaalijakauma on hyvä alustava arvaus (Lee et al. 1983, s. 65). Normaalijakauman heikkoutena on kuitenkin se, että maaparametri voi saada myös negatiivisia arvoja. Koska valtaosa maaparametreista on positiivisia, normaalijakauma ei voi edustaa todellista jakaumaa, vaan normaalijakauman sijaan pitäisi käyttää positiivisten arvojen jakaumia. Normaalijakauma on kuitenkin hyvä approksimaatio, mikäli negatiivisten arvojen todennäköisyys on riittävän pieni. Tämä toteutuu sellaisille jakaumille, joiden COV on riittävän pieni. Esimerkiksi jos COV on pienempi kuin 30 %, negatiivisten arvojen todennäköisyys on 0,04 %. (Fenton & Griffiths 2008, s. 163).

Koska maaparametrit ovat yleensä positiivisia, normaalijakauman sijaan suositetaan usein log-normaalijakaumaa (*Kuvassa 13* "Lognorm" eli "lognormal distribution"). Log-normaalijakauma on normaalijakauman muunnos; jos satunnaismuuttujan luonnollinen logaritmi $\ln X$ on normaalisti jakautunut, sanotaan, että satunnaismuuttuja X noudattaa log-normaalijakaumaa. Log-normaalijakauma on oikealle vino, minkä seurauksena moodi $<$ mediaani $<$ keskiarvo.

Log-normaalijakauman parametreista $\mu_{\ln X}$ ja $\sigma_{\ln X}^2$ saadaan satunnaismuuttujan X odotusarvo μ_X ja varianssi σ_X^2 alla olevien kaavojen avulla (Fenton & Griffiths 2008, s. 57):

$$\mu_X = e^{\mu_{\ln X} + \frac{1}{2}\sigma_{\ln X}^2} \quad (30)$$

$$\sigma_X^2 = \mu_X^2 (e^{\sigma_{\ln X}^2} - 1) \quad (31)$$

Vastaavasti jos tiedossa ovat normaalijakauman parametrit μ_X ja σ_X^2 , saadaan log-normaalijakauman parametrit seuraavasti (Fenton & Griffiths 2008, s. 57):

$$\sigma_{\ln X}^2 = \ln \left(1 + \frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2} \right) \quad (32)$$

$$\mu_{\ln X} = \ln(\mu_X) - \frac{1}{2}\sigma_{\ln X}^2 \quad (33)$$

Kuvassa 13 on esitetty myös kolmiojakauma ("Triang", "triangular distribution") ja tasa-jakauma ("Uniform", "uniform distribution"). Siinä missä normaalijakaumalla minimi- ja maksimiarvot lähestyvät ääretöntä ja log-normaalilla maksimiarvo lähestyy ääretöntä, kolmio- ja tasajakaumilla sekä minimi että maksimi ovat äärellisiä arvoja. Kolmiojakauma on hyvä vaihtoehto normaali- ja log-normalijakaumille, sillä jakauman sovitus on helppo tehdä manuaalisesti (silmämääräisesti). Tasajakauma sen sijaan soveltuu tilanteisiin, joissa tunnetaan vain maaparametrin vaihteluväli, sillä tasajakaumassa jokainen arvo minimin ja maksimin välillä on yhtä todennäköinen.

Alla olevaan taulukkoon (*Taulukko 8*) on listattu ehdotettuja jakaumatyyppisiä yleisimmille maaparametreille. Taulukosta huomataan, että erityisesti maan lujuusparametreille suositellaan log-normaalijakaumaa. Indeksiominaisuuksille sen sijaan soveltuu myös normaalijakauma.

Taulukko 8 Ehdotettuja jakaumia yleisimmille geoteknisille ominaisuuksille (Lacasse & Nadim 1996).

Ominaisuus†	Maa	Jakauma‡
q_c (CPT)	Hiekka	LN
q_c (CPT)	Savi	N tai LN
s_u (kolmiakσιαalikoe)	Savi	LN
s_u (luokituskoe)	Savi	LN
s_u	Savinen siltti	N
w_p	Savi	N
w_L	Savi	N
γ'	Kaikki maalajit	N
φ	Hiekka	N
e, n	Kaikki maalajit	N
OCR	Savi	N tai LN

† n = huokoisuus

‡N = normaalijakauma; LN = log-normaalijakauma

Kun maaparametrille on valittu jakauma ja arvioitu jakauman parametrin, tulee arvioida, kuinka hyvin valittu jakauma edustaa todellista maaparametrin jakaumaa. Mainittakoon, että sovitus ei voi koskaan olla täydellinen, mutta voidaan kuitenkin arvioida, onko sovitus riittävän hyvä (suhteessa annettuun luotettavuustasoon). (Fenton & Griffiths 2008, s. 168).

Jakauman soveltuvuutta voidaan arvioida yhteensopivuustestien ("goodness-of-fit tests") avulla. Yhteensopivuustesteissä nollahypoteesi H_0 ja vaihtoehtoinen hypoteesi H_1 ovat muotoa (Fenton & Griffiths 2008, s. 172):

H_0 : Satunnaismuuttuja x noudattaa sovitettua jakaumaa F .

H_1 : Satunnaismuuttuja x ei noudata sovitettua jakaumaa F .

Yhteensopivuustestit suoritetaan seuraavasti (Milton & Arnold 2002):

1. Lasketaan valitun testisuureen arvo havainnoista
2. Määritetään se todennäköisyys, että testisuure saa suuremman tai yhtä suuren arvon kuin laskettu arvo. Todennäköisyys tälle eli p-arvo lasketaan käyttäen jakaumaa, jota testisuure noudattaa nollahypoteesin H_0 pätiessä.

3. Mikäli määritetty p-arvo on pienempi kuin valittu merkitsevyystaso α , nollahypoteesi H_0 hylätään.

Yhteensopivuustestien suurin heikkous on se, että nollahypoteesi hylätään herkästi, mikäli otoskoko kasvaa riittävän suureksi, sillä tällöin myös pienet poikkeamat suhteessa jakaumaoletukseen vaikuttavat entistä enemmän testisuureen arvoon. Tästä syystä suositellaankin käytettävän myös kvantitatiivisia testejä tilastollisen testauksen lisäksi. Hyvä kvantitatiivinen menetelmä on verrata otoksesta muodostettua histogrammia sovitettuun jakaumaan, ja arvioida sopivuutta visuaalisesti ("engineering judgement"). (Fenton & Griffiths 2008, s. 172). Seuraavaksi esitellään kaksi yleisintä yhteensopivuustestiä.

χ^2 -testissä eli Khin neliö –testissä sovitetusta jakaumasta muodostetaan teoreettinen histogrammi, jota verrataan otoksen histogrammiin. Testisuureen χ^2 arvo määräytyy sen mukaan, kuinka suuri ero on odotetun ja otosfrekvenssin välillä luokkaa kohden. Mikäli testisuure on liian suuri, nollahypoteesi hylätään. Testisuureen kriittinen arvo riippuu luokkien lukumäärästä (mikä vaikuttaa vapausasteisiin) sekä valitusta merkitsevyystasosta α . (Fenton & Griffiths 2008, s. 172-173).

Khin neliö –testin heikkous on se, että tulos on herkkä valitulle luokkajaoille. Yksinkertaisuudestaan ja helppokäyttöisyydestään johtuen Khin neliö -testi on kuitenkin varsin suosittu yhteensopivuustesti. Lisäksi Khin neliö –testin vahvuutena on se, että sillä voi testata minkä tahansa jakauman sopivuutta. (Fenton & Griffiths 2008, s. 172-173).

Kolmogorov-Smirnov -testissä (KS-testissä) verrataan otoksen empiiristä kertymäfunktiota sovitetun jakauman kertymäfunktioon. Testisuure on suurin (y-akselin suuntainen) etäisyys empiirisen ja teoreettisen kertymäfunktion välillä. KS-testin alkuperäinen muoto pätee vain tilanteisiin, joissa tutkittavan ominaisuuden jakauma on ennestään tunnettu (*a priori* –jakauma, katso luku 3.3). Kun jakauman parametrit estimoidaan otoksen perusteella, KS-testi on varsin konservatiivinen. (Fenton & Griffiths 2008, s. 174).

Jakauman sovituksen tuloksena saadaan estimaatit jakauman parametreille, jotka ovat normaali- ja log-normaalijakaumien tapauksessa odotusarvo μ ja keskihajonta σ (tai varianssi σ^2). Parametrin estimaattiin voidaan liittää väli, joka sisältää estimoidun parametrin todellisen, mutta tuntemattoman arvon tietyllä todennäköisyydellä. Tätä väliä kutsutaan luottamusväliksi ja valittua todennäköisyyttä luottamustasoksi. (Milton & Arnold 2002).

3.3 Maaparametrin jakauman päivitys Bayesin menetelmällä

3.3.1 Menetelmän kuvaus

Vaikka tietyssä kohteessa olisikin tehty riittävästi *in-situ* -kokeita sekä laboratorioskokeita maaparametrin vaihtelun (*COV*) ja jakauman tilastolliseen määrittämiseen, kaikkein luotettavin tulos saadaan hyödyntämällä myös aiempaa kokemuseräistä tietoa. Tätä aiempaa tietoa kutsutaan *a priori* -tiedoksi, ja se voi käsittää samankaltaisille materiaaleille aiemmin tehtyjen kokeiden tuloksia tai kokemuksen tuomaa tietämystä tyypillisistä maaparametrien arvoista. Kohteen geotekniset tiedot voidaan yhdistää *a priori* -tiedon kanssa soveltamalla niin sanottua Bayesian menetelmää. (Phoon & Kulhawy 1999a)

Eräs Bayesin menetelmän sovellus on määrittää maaparametrille päivitetty keskiarvon ja keskihajonnan arvot käyttäen sekä *a priori* -tietoa että kohteessa tehtyjen tutkimusten tuloksia. Jos maaparametri voidaan olettaa normaalijakautuneeksi, voidaan määrittää yhdistetyn tiedon mukainen jakauma käyttämällä määritettyä keskiarvoa odotusarvon estimaattina ja keskihajontaa varianssin neliön estimaattina. Yhdistetyn tiedon keskiarvo, keskihajonta ja COV määritetään alla listattujen kaavojen avulla (Schneider 1999, Lee et al. 1983, Müller 2013):

$$\bar{x}_3 = \frac{\bar{x}_2 + \frac{\bar{x}_1 (SD_{x2})^2}{n (SD_{x1})^2}}{1 + \frac{1 (SD_{x2})^2}{n (SD_{x1})^2}} \quad (34)$$

$$SD_{x3} = SD_{x2} \sqrt{\frac{1}{n + \left(\frac{SD_{x2}}{SD_{x1}}\right)^2}} \quad (35)$$

$$COV_{x3} = \frac{SD_{x3}}{\bar{x}_3} \quad (36)$$

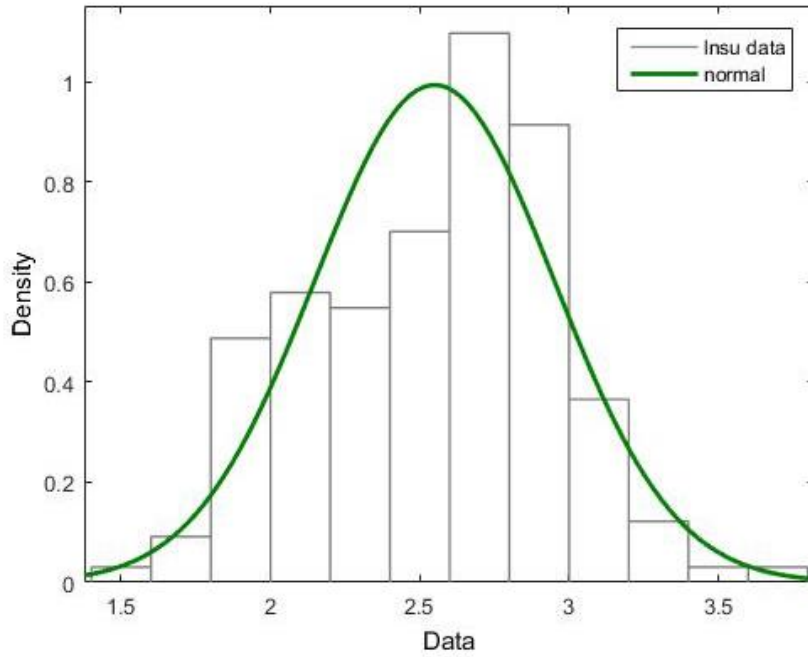
missä \bar{x}_3 on yhdistetyn tiedon mukainen keskiarvo
 \bar{x}_1 on *a priori* -tietoon perustuva keskiarvo
 \bar{x}_2 on koehavainnoista laskettu keskiarvo
 SD_{x3} on yhdistetyn tiedon mukainen keskihajonta
 SD_{x2} on *a priori* -tietoon perustuva keskihajonta
 SD_{x1} on havainnoista laskettu keskihajonta
 COV_{x3} on yhdistettyyn tietoon liittyvä epävarmuus
 n on koehavaintojen lukumäärä

3.3.2 Esimerkki

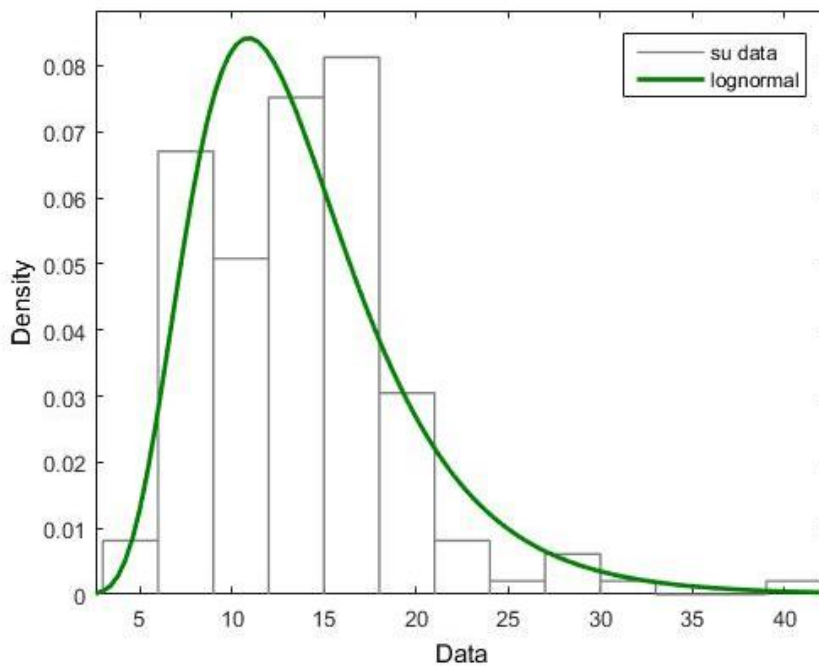
Kohteessa on tehty kuusi kartiokoetta pehmeälle savelle, ja saadut suljetun leikkauslujuuden s_u arvot ovat:

12 kPa, 10 kPa, 8 kPa, 9 kPa, 13 kPa ja 14 kPa.

A priori -tietona on jakauma, joka on saatu yhdistämällä kartiokokeen tulokset kolmesta eri savikkokohteesta; Perniö, Östersundon ja Vanttila. Kaikissa tutkituissa kohteissa savi on sensitiivistä, pehmeää savea. Datasta on poistettu ne koetulokset, joissa näytteen vesipitoisuus on alle 40 % ja tilavuuspaino yli 18 kN/m², sillä kyseiset näytteet ovat mitä todennäköisimmin silttiä. Suljetulle leikkauslujuudelle suositellaan log-normaalijakaumaa, ja myös tarkasteltavalle datalle se soveltuu hyvin. Alla olevassa kuvassa (*Kuva 14*) on esitetty arvojen $\ln s_u$ histogrammi sekä normaalijakauman sovitus, ja sen alla (*Kuva 15*) arvojen s_u histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus.



Kuva 14 *A priori* -tiedon mukainen histogrammi arvoille $\ln s_u$ sekä sovitettu normaalijakauma.



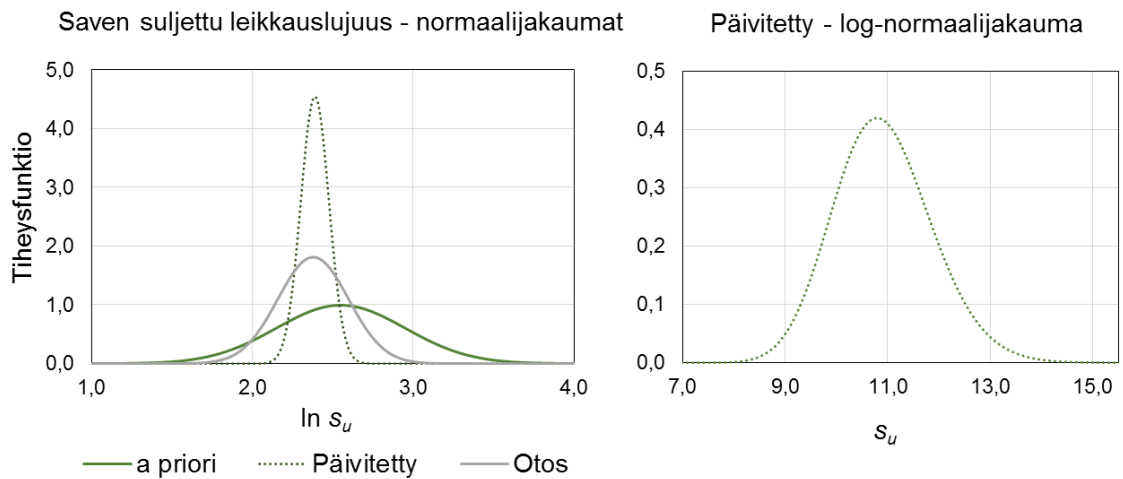
Kuva 15 *A priori* -tiedon mukainen histogrammi arvoille s_u sekä sovitettu log-normaalijakauma.

A priori -jakauma sekä otoksen jakauma yhdistetään Bayesin menetelmän avulla, käyttäen yllä esitettyjä laskukaavoja. Päivitetyn jakauman parametrien määrittäminen tehdään käyttäen $\ln s_u$ -arvoja, sillä ne noudattavat normaalijakaumaa. Log-normaalijakaumien parametrit $\mu_{\ln s_u}$ ja $\sigma_{\ln s_u}$ sekä muut tilastolliset tunnusluvut on listattu alla olevaan taulukkoon (Taulukko 9). Huomaa, että päivitetyn jakauman normaalijakaumaa vastaavan keskiarvon \bar{s}_u ja keskihajonnan SD_{s_u} määrittäminen tulee tehdä luvussa 3.2 esitettyjen muunnoskaavojen avulla.

Taulukko 9 Log-normaalijakaumien parametrit ja tilastolliset tunnusluvut.

Parametri/tunnusluku	<i>a priori</i>	Otos	Päivitetty
n	164	6	-
$\overline{\ln s_u} \approx \mu_{\ln s_u}$	2,55	2,37	2,39
$SD_{\ln s_u} \approx \sigma_{\ln s_u}$	0,401	0,220	0,0877
\bar{s}_u	13,83	11,00	10,91
SD_{s_u}	5,50	2,37	0,919

Taulukosta nähdään, että päivitetyn jakauman keskihajonta on huomattavasti pienempi verrattuna *a priori* - ja otosjakaumaan. Bayesin menetelmien käyttö vähentää huomattavasti maaparametreihin liittyvää epävarmuutta, ja vähentää siten ylityö- tai epätaloudellisia suunnitteluratkaisuja. Alla olevassa kuvassa (Kuva 16) on *a priori* -tiedon, otoksen ja päivitetyn tiedon normaalijakaumat (satunnaismuuttujana $\ln s_u$, vasemmalla) sekä päivitetty log-normaalijakauma (satunnaismuuttujana s_u , oikealla).



Kuva 16 *A priori* -tiedon ja otoksen normaalijakaumat sekä päivitetyn tiedon normaalijakaumat suljetulle leikkauslujuudelle.

3.3.3 Maaparametrien tyypilliset arvot (*a priori*)

Maan ominaisuuksien tyypilliset arvot Suomessa

RIL 95 pohjarakennus (1974) esittää hienorakeisten maalajien luokitusominaisuuksien likimääräiset keskiarvot vaihteluväleineen (Pylkkänen 1973, RIL 95 1974, s. 13). Tyypilliset arvot sekä täysin kyllästyneille maalajeille (taulukko a) että kuivakuorikerroksen maalajeille (taulukko b) on listattu alla olevaan kuvaan (Kuva 17).

a) Savet, siltit ja liejut

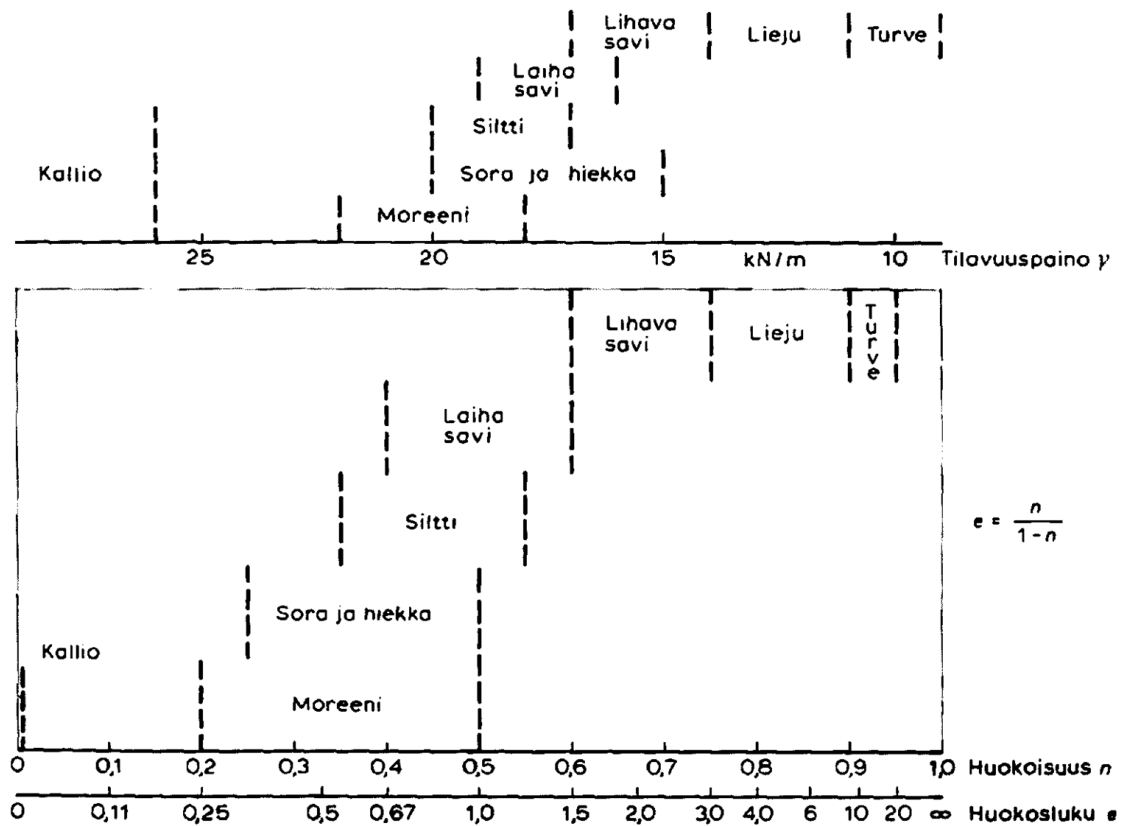
Maa-laji	N	Hu %	Sa %	Si %	w _L %	l _p	e ₀	w %
liSa	90	1,1 ± 0,3	67 ± 10	30 ± 10	66 ± 18	41 ± 16	2,14 ± 0,60	76 ± 19
laSa	46	1,0 ± 0,4	43 ± 6	51 ± 8	54 ± 19	30 ± 16	1,82 ± 0,54	65 ± 19
ljSa	87	3,2 ± 1,0	52 ± 14	45 ± 13	102 ± 26	68 ± 26	2,43 ± 0,60	92 ± 21
siLj	10	8,6 ± 2,3	23 ± 14	64 ± 20	170 ± 69	106 ± 52	4,08 ± 1,31	168 ± 56
Si	100	0,5 ± 0,2	12 ± 9	77 ± 13	26 ± 13	6 ± 8	0,98 ± 0,36	33 ± 12
ljSi	7	4,1 ± 1,2	22 ± 7	69 ± 11	97 ± 35	63 ± 28	2,30 ± 0,75	89 ± 33

b) Kuivakuorikerroksen savet ja siltit

Maa-laji	N	Hu %	Sa %	Si %	w _L %	l _p	e ₀	w %
liSa	16	0,8 ± 0,3	65 ± 11	29 ± 13	75 ± 18	45 ± 13	1,21 ± 0,44	47 ± 16
laSa	28	0,8 ± 0,4	38 ± 6	56 ± 14	54 ± 14	29 ± 12	1,05 ± 0,30	37 ± 10
ljSa	3	4,0 ± 1,3	43 ± 15	50 ± 11	73 ± 18	36 ± 15	1,46 ± 0,44	57 ± 18
Si	29	0,6 ± 0,3	21 ± 6	72 ± 6	36 ± 9	14 ± 7	0,79 ± 0,20	27 ± 6

Kuva 17 Hienorakeisten maalajien luokitusominaisuuksien likimääräiset keskiarvot sekä vaihteluvälit (Pylkkänen 1973, RIL 95 1974, s. 13).

Myös RIL 157-I Geomekaniikka I (1985) antaa tyypillisiä huokosluvun e , huokoisuuden n ja tilavuuspainon γ arvoja eri maalajeille sekä kalliolle (Kuva 18) (RIL 157-1 1985, s. 102).



Kuva 18 Maalajien ja kalliion tyypillisiä tilavuuspainon, huokosluvun ja huokoisuuden arvoja (RIL 157-1 1985, s. 102).

RIL 95 pohjarakennus (1974) listaa myös kokoonpuristuvuusmoduulin eksponentin β ja moduuliluvun m ohjeelliset vaihteluvälit eri maalajeille (*Taulukko 10*) (RIL 95 1974, s. 43).

Taulukko 10 Kokoonpuristuvuusmoduulin eksponentin ja moduuliluvun vaihtelualue (RIL 95 1974, s. 43).

Maalaji	β	m	Konsolidoitumistila*
Herkkä savi ja lieju	-0,2...-0,3	5...20	NK
Siltti	0,0...+0,3	20...100	NK
Kuivakuorisavi ja siltti	+0,5	50...80	YK
Hiekka	0,4...0,7	100...800	NK
Sora	0,2...0,5	200...1700	NK
Moreeni	0,2...0,5	300...2500	NK

* NK, normaalisti konsolidoitunut; YK, ylikonsolidoitunut

Maan ominaisuuksien tyypilliset arvot ulkomailla

Cao et al. (2016) kokosivat kattavan koonnin maan eri ominaisuuksien keskiarvojen tyypillisistä vaihteluväleistä sekä määritetyistä COV -arvoista (*Taulukko 11*). Kun myös COV -arvo on tiedossa, voidaan määrittää estimaatit keskihajonnan minimi- ja maksimiarvolle. (Cao et al. 2016). Keskihajonnan maksimi saadaan kertomalla keskiarvon maksimiarvo suurimmalla todetulla COV -arvolla, ja tällöin saadaan konservatiivinen estimaatti *a priori* -normaalijakaumaksi. Koonnin lähteinä on käytetty lukuisia ulkomaalaisia tutkimustuloksia ympäri maailmaa (Akbas & Kulhawy 2010, G. B. Baecher & Ladd 1997, G. B. Baecher 1983, Benson 1993, Ching et al. 2010, Ching & Phoon 2012, Lacasse & Nadim 1996, Lumb 1974, Lunne et al. 1985, C. Y. Ou & Liao 1987, C. Ou 2006, Phoon & Kulhawy 1999a, Rackwitz 2000, Uzielli et al. 2007, Yoon et al. 2004, Zhu et al. 2001).

Taulukko 11 Eri maan ominaisuuksien tyypillisiä vaihteluvälejä ja COV -arvoja (Cao et al. 2016).

Ominaisuus	Maalaji/maa	Keskiarvon vaihteluväli	COV -arvon vaihteluväli [%]
γ [kN/m ³]	Hienorakeinen	13-24	3-20
γ [kN/m ³]	Karkearakeinen	17-26	4-6
γ' [kN/m ³]	Hienorakeinen	9-18	2-21
γ_d [kN/m ³]	Kaikki maalajit	5-11	0-10
w [%]	Hienorakeinen	13-105	7-46
w_L [%]	Hienorakeinen	27-89	3-39
w_P [%]	Hienorakeinen	13-35	3-34
I_P [%]	Hienorakeinen	11-52	9-57
s_u [kPa]	Hienorakeinen	6-713	4-84
s_u / σ'_{v0} [-]	Hienorakeinen	0,26-1,4	5-90
φ' [°]	Hienorakeinen	9-41	4-50
φ' [°]	Karkearakeinen	30-42	2-17
$\tan \varphi'$ [-]	Hienorakeinen	0,24-0,69	6-46
$\tan \varphi'$ [-]	Karkearakeinen	0,57-0,92	5-18
E [MPa]	Karkearakeinen	5,2-15,6	26-68
C_c	Hienorakeinen	0,18-0,996	14-47
k [cm/s]	Hienorakeinen	$2,9 \cdot 10^{-9}$ - $1,0 \cdot 10^{-5}$	27-767

Lee et al. (1983) listaavat ohjeellisia kokoonpuristuvuusindeksin C_c , pystysuuntaisen konsolidaatiokertoimen c_v sekä sekundääripainuman kertoimen C_α arvoja erilaisille savelle sekä turpeelle. Kuvassa (Kuva 19) on myös kimmomoduulin E ja Poissonin luvun ν ohjeellisia arvoja savelle, kitkamaille ja kalliolle. (Lee et al. 1983, s. 190, 200, 201, 228).

Soil Type	Index Properties		
	w_L %	I_p %	C_c
Normally consolidated estuarine silty clay. Undisturbed.	100+	High	1–1.4
Marine sediment. B.C. Canada.	130	74	2.3
Remolded marine silty clay. Kyushu, Japan.	70	43	1.1
Deep water brown marine clay.	100–200	High	0.5–1
Undisturbed organic silty clay. Delaware, USA.	84	46	0.95
Undisturbed clay. New Orleans, USA.	79	26	0.29
Stiff mottled clay.	69	20	0.20
Undisturbed Boston Blue Clay.	41	20	0.35

Soil Type	Plasticity	c_v (m^2/day)
Normally consolidated estuarine silty clay undisturbed.	High	10^{-2} to 10^{-3}
Deep water, brown marine clay. Mediterranean area.	High	4×10^{-3}
Stiff red clay	Medium	10^{-3}
Sandy clay	Low	10^{-1} to 10^{-2}
Heavily overconsolidated clay	Medium	10^{-3}
Silt	Low	10 to 10^{-1}

Soil and Rock Type	"Elastic" Parameters		Soil Type	C_α
	E' (kPa)	ν'		
Loose well graded sand	$1-2.5 \times 10^4$	0.2–0.3	N.C. clays	0.005–0.02
Medium dense, well graded sand	$2-5 \times 10^4$	0.2–0.4	N.C. alluvial clays*	
Dense, well graded, sand-gravel	$5-10 \times 10^4$	0.2–0.4	1% organic content	0.003
Silt	$0.2-2 \times 10^4$	0.3–0.35	5% organic content	0.001
Soft clay	$5-30 \times 10^2$	0.3–0.4	N.C. clays	
Stiff clay	$50-200 \times 10^2$	0.2–0.3	0% organic content	0.004
Granite	$2-5 \times 10^7$	0.1–0.25	9% organic content	0.008
Basalt	$5-10 \times 10^7$	0.1–0.25	17% organic content	0.02
Mudstone	$2-5 \times 10^7$	0.1–0.25	O.C. clays (O.C.R. > 2)	<0.001
Limestone	$1-8 \times 10^7$	0.1–0.25	Peat	0.02–0.10

Kuva 19 Ohjeellisia maan ja kallion ominaisuuden arvoja (Lee et al. 1983, s. 190, 200, 201, 228)

3.4 Maaparametrit ja korrelaatio

Maaparametrien tapauksessa yleisimmät tutkittavat korrelaatiot ovat joko kahden ominaisuuden välisiä korrelaatiota tai maan ominaisuuden muuttuminen syvyyden suhteen. Lineaarinen korrelaatio voidaan määrittellä kvantitatiivisesti lineaarisen regressioanalyysin avulla. Tyypillisesti tavoitteena on sekä määrittää regressiosuoran yhtälö että arvioida, kuinka hyvin regressiosuora edustaa havaintojen välistä korrelaatiota. Lineaarinen regressio on yleisin ja yksinkertaisin tapaus, joten seuraavaksi esitellään lineaarisen regressioanalyysin vaiheet.

Lineaarinen malli määritellään seuraavasti (Milton & Arnold 2002):

$$y_i = b_0 + b_1 x_i + \varepsilon_i, \quad i \in 1, \dots, n \quad (37)$$

missä b_0 on regressiosuoran ja y-akselin leikkauspiste eli vakiotermi
 b_1 on regressiosuoran kulmakerroin
 ε_i on virhetermi,
 n on havaintojen määrä
 y_i ja x_i ovat havaintopareja

Havaintoparien muuttujaa x kutsutaan usein selittäväksi muuttujaksi ja muuttujaa y selittävänä muuttujaksi. Virhetermi eli jäännöstermi ε_i kuvaa havaintojen etäisyyttä regressiosuorasta. Virhetermin odotusarvo on nolla. Virhetermien varianssi kuvaa siten havaintopisteiden vaihtelua regressiosuoran ympärillä. Siispä kun regressiokertoimille b_0 ja b_1 haetaan estimaatit, pyritään minimoimaan virhetermien varianssi. (Milton & Arnold 2002).

Niin sanotussa pienimmän neliösumman menetelmässä regressiokertoimien estimaatit minimoivat virhetermien neliösumman regressiokertoimien suhteen. Regressiokertoimien estimaatit ovat (Milton & Arnold 2002):

$$\hat{b}_1 = \hat{\rho}(x, y) \frac{SD_y}{SD_x} \quad (38)$$

$$\hat{b}_0 = \bar{y} - \hat{b}_1 \bar{x} \quad (39)$$

missä \hat{b}_1 on regressiosuoran kulmakeroimen estimaatti
 $\hat{\rho}(x, y)$ on Pearsonin korrelaatiokertoimen estimaatti
 SD_y on havaintojen y_i otoskeskihajonta
 SD_x on havaintojen x_i otoskeskihajonta
 \hat{b}_0 on regressiosuoran vakiotermin estimaatti
 \bar{x} on havaintojen x_i keskiarvo

Pearsonin korrelaatiokertoimen estimaatti $\hat{\rho}(x, y)$ kuvaa havaintoparien y_i ja x_i välistä lineaarista riippuvuutta (Milton & Arnold 2002):

$$\hat{\rho}(x, y) = \frac{SD_{xy}}{SD_x SD_y} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (40)$$

missä SD_{xy} on kaksiulotteisen satunnaismuuttujan (x, y) otoskovarianssi
 SD_y on havaintojen y_i otoskeskihajonta
 SD_x on havaintojen x_i otoskeskihajonta
 \bar{y} on havaintojen y_i keskiarvo
 \bar{x} on havaintojen x_i keskiarvo

Pearsonin korrelaatiokerroin on aina välillä $[-1, 1]$. Kun regressiosuoran kulmakerroin on positiivinen, on myös korrelaatiokerroin positiivinen ja päinvastoin. Kun korrelaatiokerroin on positiivinen, puhutaan usein positiivisesta korrelaatiosta. Pearsonin korrelaatiokertoimen arvo ei kuitenkaan kuvaa kulmakertoimen suuruutta millään tavalla. Jos korrelaatiokerroin on nolla, havaintojen y_i ja x_i välillä ei ole lineaarista riippuvuutta ollenkaan, ja arvo ± 1 sen sijaan tarkoittaa sitä, että kaikki havainnot osuvat estimoidulle regressiosuoralle. (Milton & Arnold 2002).

Kun halutaan arvioida, kuinka hyvin estimoitu regressiosuora kuvaa havaittua korrelaatiota, voidaan määrittää selitysaste R^2 . Selitysaste mittaa regressiomallin selittämää osuutta selitettävän muuttujan havaittujen arvojen kokonaisvaihtelusta. Selitysaste on välillä $[0, 1]$, mutta voidaan ilmaista myös prosentteina. Linearisessa regressiomallissa selitysaste vastaa Pearsonin korrelaatiokertoimen estimaatin neliötä. Esimerkiksi $R^2 = 1$ tarkoittaa sitä, että kaikki havaintopisteet asettuvat regressiosuoralle, ja virhetermit häviävät. (Milton & Arnold 2002).

Saven eri ominaisuuksien väliset korrelaatiot – esimerkki

Eräs korrelaatio, jota on tutkittu pitkään ja sekä Suomessa että ulkomailla, on saven alkuvesipitoisuuden tai –huokosluvun ja kokoonpuristuvuusindeksin C_c välinen riippuvuus. RIL 95 pohjarakennus esittää sekä Terzaghin että Helenelundin ehdottamat yhteydet, joista ensimmäinen on juoksurajan w_L ja kokoonpuristuvuusindeksin C_c välinen suhde ja jälkimmäisessä kaavassa selittävänä muuttujana on alkuvesipitoisuus w (Helenelund 1951, RIL 95 1974, s. 44, K. Terzaghi & Peck 1948):

$$C_c \approx 0,009(w_L - 10) \quad (41)$$

$$C_c \approx 0,85 \sqrt{\left(\frac{w}{100}\right)^3} \quad (42)$$

missä C_c on kokoonpuristuvuusindeksi
 w on vesipitoisuus
 w_L on juoksuraja

4 Parametrien määrittäminen

4.1 Tutkimusaineisto

4.1.1 Perniö

Työn tutkimusaineiston runkona toimii Perniön savikolla tehdyt laboratoriokokeet. Valtaosa kokeista on tehty Aalto-yliopiston pohjarakennuksen ja maamekaniikan laboratoriossa osana Igor Mataicin väitöskirjatutkimusta (Mataic 2016). Aalto-yliopistossa on tehty luokituskokeita, ödometrikokeita sekä kolmiakσιαalikokeita. Aalto-yliopistossa on tehty sekä jatkuvapuristeisia ödometrikokeita (CRS, constant rate of strain) että portaittaisia ödometrikokeita (ILOT, incrementally loaded oedometer tests). Näiden lisäksi on tehty joitakin ILOT_K -kokeita, eli portaittaisia ödometrikokeita, joihin on yhdistetty vedenläpäisevyyden mittausta.

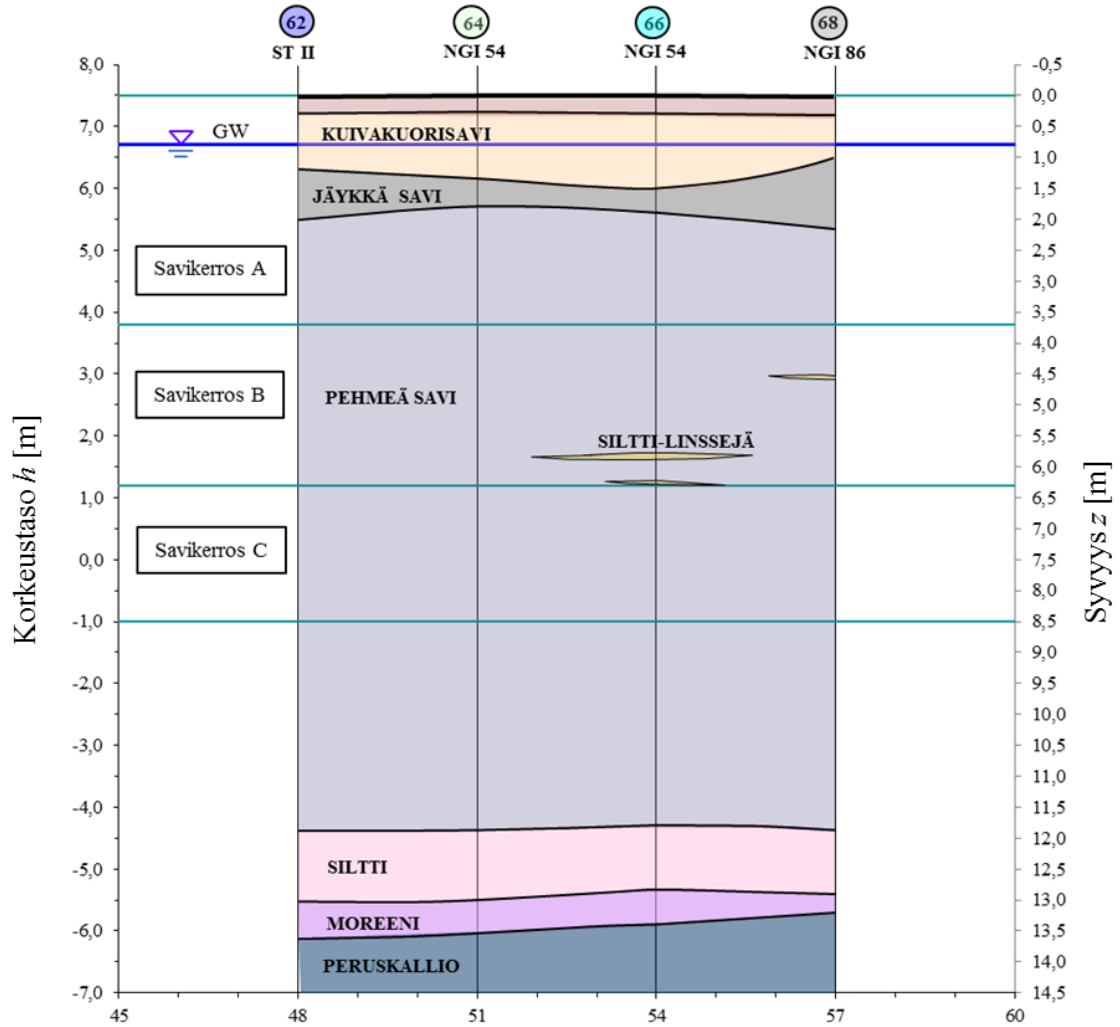
Loput aineiston kokeista on tehty Tampereen teknillisessä yliopistossa (TTY), ja näitä tuloksia ovat käsitelleet erityisesti Ville Lehtonen ja Juho Mansikkamäki väitöskirjatutkimuksissaan (Lehtonen 2015, Mansikkamäki 2015). TTY on tehnyt luokituskokeita, CRS-kokeita ja sekä puristus- että vetokolmiakσιαalikokeita. TTY on tehnyt myös sekä siipi- että CPTU-kairauksia kohteessa.

Perniössä on tehty erittäin laajalti laboratorio- ja *in situ* -kokeita johtuen kohteesta vuonna 2009 tehdystä sorrutuskokeesta. Kokeessa ratapenger sorrutettiin hiekalla täytettyjen konttien avulla. Konttien aiheuttamalla kuormalla simuloitiin junakuormaa. (Lehtonen et al. 2015).

Perniössä on käytetty kolmea eri näytteenottoputkea (Mataic 2016):

- Ruotsin standardin mukainen STII, jonka halkaisija on 50 mm (merkitään myöhemmin tekstissä lyhenteellä ”ST2-50mm”). Tämä koko on käytetyin näytteenottoputki Suomessa
- Norjalaisen Geoteknisen Instituution kehittämä NGI 54 mm (”NGI-54mm”)
- Teknillisen Korkeakoulun kehittämä TKK 86 mm, TKK:n version NGI 86 mm -näytteenottoputkesta (”TKK-86mm”)

Perniön savikko sijaitsee lähellä Saloa, ja on muodostunut meriveteen jääkauden jälkeen. Kohteessa kuivakuoren alla on pehmeää, sensitiivistä savea, jonka seassa on jonkin verran silttikerroksia. Saven alla on ohuehko silttikerros, ja alin maakerros on moreenia. (Mataic 2016, s. 53). Alla olevassa kuvassa (Kuva 20) on esitetty eri maakerrokset erään tutkitun poikkileikkauksen tapauksessa (Mataic 2016, s. 94).



Kuva 20 Perniön savikon poikkileikkaus tutkittujen pisteiden kautta (Mataic 2016, s. 94).

Alla olevaan taulukkoon (Taulukko 12) on listattu Aalto-yliopistossa tehtyjen laboratoriotulosten vaihteluvälit tutkitussa savikerroksessa (Mataic 2016, s. 54).

Taulukko 12 Perniön saven laboratoriotulosten vaihteluvälit (Mataic 2016, s. 54).

Näytteenotto-syvyys z [m]	2,0-7,0
Tilavuuspaino γ [kN/m ³]	13,9-16,1
Suljettu leikkauslujuus s_u [kPa]	10,0-20,0
Sensitiivisyys S	13,8-41,9
Kiintotiheys ρ_s [t/m ³]	$\approx 2,7$
Vesipitoisuus w [%]	58,8-110,7
Savipitoisuus S_a -% [%]	52,0-77,0
Humuspitoisuus H_m [%]	$\approx 1,4$
Plastisuusraja w_P [%]	29,3-36,5
Juoksuraja w_L [%]	46,1-101,3
Huokosluku e [-]	1,83-2,26

4.1.2 Muut kohteet

Östersundom

Itä-Helsingissä sijaitsevan Östersundomin savikon laboratorioskokeet on tehty alueelle rakennetun koepenkereen yhteydessä. Köylijärvi (2015) käytti tuloksia diplomityössään (Köylijärvi 2015). Östersundomin savikerrosten muodostumiseen ovat vaikuttaneet kaikki Itämeren myöhäisjäähäytiset ja jääkauden jälkeiset kehitysvaiheet (Kosonen et al. 2015).

Kohteessa on tehty luokituskokeita ja ödometrikokeita (ILOT ja ILOT_K) sekä luonnontilaisille että rakennetuille näytteille. Tutkituissa profiileissa on näytteitä aina kuivakuori-kerroksesta 8 m syvyyteen saakka. Suurin osa näytteistä on lihavaa savea, ja kaiken kaikkiaan savipitoisuus vaihteli välillä 17,3...89 %. Vesipitoisuus vaihtelee noin välillä $w \approx 19,7...150$ % ja huokosluku välillä $e \approx 0,68...4,1$. Vesipitoisuus on keskimäärin 10..30 prosenttiyksikköä korkeampi kuin juoksuraja. Pehmeiden savikerrosten suljettu leikkauslujuus onkin erittäin pieni, noin $s_u \approx 5...10$ kPa sensitiivisyyden ollessa noin $S \approx 20...>50$. Tilavuuspaino vaihtelee noin välillä $\gamma \approx 12,9...16,5$ kN/m³.

POKO

POKO-savikko sijaitsee lähellä Porvoon kaupunkia, ja nimen lyhenne tulee Porvoo-Koskenkylä- moottoritien osuudesta (Valtatie 7), jonka varrella työmaa sijaitsi. POKO-savi on muodostunut Yoldia-mereen noin 7600 eaa kylmään, suolaiseen veteen (Koskinen 2014). Aineistossa on luokituskokeiden tuloksia ja sekä pysty- että vaakasuuntaisten ödometrikokeiden (ILOT) tuloksia. Aineiston on laatinut Mirva Koskinen. Näytteitä on syvyydeltä 1,9...11 m.

POKO-savikko koostuu pääasiallisesti lihavasta savesta (liSa), mutta seassa on myös jonkin verran joko liejua tai erittäin pehmeää savea. Vesipitoisuus vaihtelee noin välillä $w \approx 60...165$ % ja huokosluku välillä $e \approx 1,6...4,8$. Lihavan saven tapauksessa juoksuraja on likimain yhtä suuri kuin vesipitoisuus. Tilavuuspaino vaihtelee noin välillä $\gamma \approx 12,2...16,5$ kN/m³. Noin syvyydellä 8...11 m lihavan saven suljettu leikkauslujuus on luokkaa $s_u \approx 15...21$ kPa ja sensitiivisyys $S \approx 8...14$.

Vanttila

Vanttila-savikko Espoossa, noin 15 km Otaniemestä länteen. Vanttilan savi on erittäin sensitiivistä, ja häirityn leikkauslujuuden määrittäminen ei jokaisen näytteen tapauksessa onnistunut ollenkaan. Vesipitoisuus w on likimäärin 20 % juoksurajaa suurempi. Vanttila-savi on oletettavasti muodostunut Yoldia-mereen suolaiseen veteen kuten POKO-savikin. (Koskinen 2014, s. 78).

Vanttila-savikolta on näytteitä syvyydeltä 0,5...7,5 m. Kohteessa on tehty luokituskokeita sekä ILOT- ja ILOT_K -kokeita. Valtaosa tutkituista näytteistä on lihavaa savea, savipitoisuuden ollessa 48...53 %. Vesipitoisuus vaihtelee välillä $w \approx 23,3...125$ %, joskin alhaisimpia vesipitoisuuden arvoja on vain kuivasavikerroksessa ja pehmeän savikerroksen alapuolella, jossa on myös silttiä. Tutkituissa profiileissa suljettu leikkauslujuus vaihtelee välillä $s_u \approx 6,72...49$ kPa ja sensitiivisyys $S \approx 31,3...>50$. Tilavuuspaino vaihtelee noin välillä $\gamma \approx 13,6...20,8$ kN/m³.

Murro

Murro-savikko sijaitsee Suomen länsirannikolla, Seinäjoen lähellä. Murro-savi on muodostunut Itämereen Litorina-vaiheen aikana. Murro-savikko on varsin homogeeninen, ja sen erityispiirre on korkea sulfidipitoisuus, joka antaa savelle mustan värin ja voimakkaan hajun. (Koskinen 2014, s. 70).

Kohteessa on tehty luokituskokeita sekä ödometrikokeita vaaka- ja pystysuuntaisille näytteille sekä rakennetuille näytteille. Näytteitä on syvyydeltä 0,7...21,6 m. Murro-saven juoksuraja on vesipitoisuutta suurempi, ja savipitoisuus on varsin alhainen (luokkaa 20...30 %). Murro-savikko koostuu GEO-luokituksen perusteella sekä laihasta savesta (laSa) että liejuisesta siltistä (ljSi).

Vesipitoisuus vaihtelee noin välillä $w \approx 34...196$ % ja huokosluku välillä $e \approx 1,4...5,2$. Tilavuuspaino sen sijaan vaihtelee noin välillä $\gamma \approx 12,9...16,5$ kN/m³. Humuspitoisuus on varsin korkea, välillä 3,6...5,4 %. Suljettu leikkauslujuus on luokkaa $s_u \approx 14...44$ kPa ja sensitiivisyys $S \approx 2...11$.

4.2 Tietokanta

4.2.1 Eri ödometrikokeet ja parametrien määrittäminen

Tietokantaan koottiin tutkituissa kohteissa tehtyjen laboratoriokokeiden tulokset sekä Perniössä tehtyjen siipikairausten tulokset. Kuten edellä kävi ilmi, tietokannassa on sekä CRS- että ILOT-kokeiden tuloksia. Perniön tapauksessa Aalto-yliopiston ILOT-kokeiden tulkinnan on tehnyt pitkälti Igor Mataic väitöskirjatutkimuksessaan. Mataicin tulkinta perustui 24 tunnin arvoihin, ja tämä menettely kansainvälisen standardin mukainen (CEN ISO/TS 2004a, s. 14). Standardin suomenkielisessä versiossa kuitenkin on kommentti, jonka mukaan erityisesti esikonsolidaatiojännitystä pienemmillä kuormitusportailla tulee välttää liian pitkiä kuormitusaikoja, ja samaa aikaa (24h) vastaavien painuma-arvojen sijaan kannattaisi käyttää arvioituja primääripainuman arvoja (CEN ISO/TS 2004a, s. 14). Syynä tähän on se, että 24 tunnin aikana ehtii tapahtua siinä määrin sekundääripainumaa, että esimerkiksi tulkittu esikonsolidaatiojännitys σ'_p saattaa olla paljonkin alle vallitsevan jännityksen σ'_{v0} (minkä ei pitäisi olla mahdollista).

Aalto-yliopistossa käytäntönä onkin käyttää EOP-arvoja 24 tunnin arvojen sijaan. EOP tulee sanoista ”end of primary”, eli primääripainuman suuruus on arvioitu kuormitusportas-kohtaisissa aika-painuma -analyysien avulla. Vaikka suurin osa Perniön ILOT-kokeista perustuikin 24h-arvoihin, osalle kokeista tehtiin myös EOP-arvoihin perustuva lambda ja esikonsolidaatiojännityksen tulkinnat. Kun näitä parametreja verrataan samojen kokeiden 24h-arvoihin perustuviin tulkintoihin, saadaan alla oleva taulukko (Taulukko 13).

Taulukko 13 Aalto-yliopiston ILOT-kokeita Perniössä, 24h- ja EOP-tulosten vertailu.

lambda λ [-]		λ erotus (EOP-24h) [-]	λ erotus / 24h	vallitseva tehokas jännitys [kPa]	Esikonsolidaatio- jännitys σ'_p [kPa]		σ'_p erotus [kPa]	σ'_p erotus / 24h	POP [kPa]	
EOP	24h				EOP	24h			EOP	24h
0,616	0,455	0,162	36 %	24,9	46	37	9	24 %	21,1	12,1
0,553	0,510	0,043	8 %	25,2	30	25	5	20 %	4,8	-0,2
0,477	0,484	-0,007	-1 %	30,5	25	22	3	14 %	-5,5	-8,5
0,662	0,578	0,084	15 %	34,6	43	39	4	10 %	8,4	4,4
0,591	0,499	0,093	19 %	34,7	47	35	12	34 %	12,3	0,3
0,603	0,517	0,086	17 %	38,8	41	32	9	28 %	2,2	-6,8
0,653	0,554	0,099	18 %	34,7	45	32	13	41 %	10,3	-2,7
Keskiarvo		0,080	16 %				7,9	24 %	7,7	-0,2

Taulukosta nähdään, että sekä lambda että esikonsolidaatiojännitys ovat pienemmät, jos käytetään 24h-arvoja EOP-arvojen sijaan. Koska sekundääripainuman mallinnus tehdään tyypillisesti erikseen, 24h-arvoihin perustuvien parametrien käyttö voi aiheuttaa virheellisiä tuloksia primääripainuman arvioinnissa. Analyysissä nämä 24h-tulokset ovat josain määrin mukana, mutta valtaosassa analyyseistä kyseiset havainnot on jätetty pois virheellisen tuloksen välttämiseksi.

Numeeristen menetelmien käytön yleistyessä perinteisen moduuliluvun m sijaan käytössä on tyypillisesti joko kokoonpuristuvuusindeksi C_c tai kriittisen tilan mallin lambda λ tai λ^* . Nämä maaparametrit määritetään ödometrikokeen tuloksista seuraavasti (CEN ISO/TS 2004a, PLAXIS 2016, RIL 95 1974, s. 43):

$$C_c = \frac{-\Delta e}{\log\left(\frac{\sigma_1}{\sigma_0}\right)} \quad (43)$$

$$\lambda = \frac{-\Delta v}{\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right)} \approx \frac{-\Delta e}{\ln\left(\frac{\sigma_1}{\sigma_0}\right)} \quad (44)$$

$$\lambda^* = \frac{-\Delta \varepsilon_v}{\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right)} \approx \frac{-\Delta \varepsilon_1}{\ln\left(\frac{\sigma_1}{\sigma_0}\right)} \quad (45)$$

$$\lambda = \frac{C_c}{\ln 10} \quad (46)$$

$$\lambda^* = \frac{\lambda}{1+e} \quad (47)$$

missä Δe on huokosluvun muutos, kun jännitys lisääntyy arvosta σ_0 arvoon σ_1
 p on hydrostaattinen jännitys eli pääjännitysten keskiarvo
 v on ominaistilavuus eli $1 + e$
 ε_v on suhteellinen tilavuuden muutos
 ε_1 on suhteellinen muodonmuutos, vastaa arvoa ε_v ödometrikokeessa

Moduuliluvusta m sen sijaan saadaan määritettyä kokoonpuristuvuusindeksin C_c arvo seuraavasti (RIL 95 1974, s. 44):

$$C_c = \frac{(1+e_0)\ln 10}{m} \quad (48)$$

missä e_0 on näytteen huokosluku kokeen alussa

Kriittisen tilan maamekaniikassa lambdan määritelmä on kokoonpuristumakäyrän kulmakerroin normaalikonsolidoituneessa tilassa $((\ln p), v)$ -koordinaatistossa. Ödometrikokeessa hydrostaattista jännitystä p ei kuitenkaan pystytä mittaamaan, joten käytetyssä aineistossa lambda on määritetty perustuen pystysuuntaiseen jännitykseen σ_l .

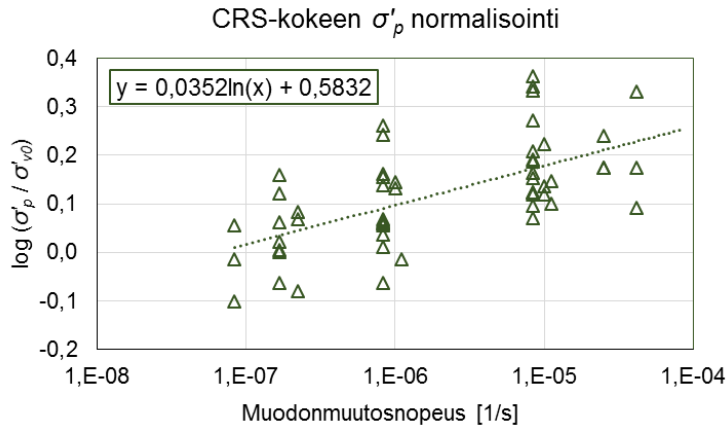
Parametri λ^* on lambdan muunnos, jota käytetään muun muassa Plaxiksen Soft Soil -mallissa. Ero lambdaan ja kokoonpuristuvuusindeksiin on suhteellisen muodonmuutoksen käyttö huokosluvun muutoksen sijaan. Muunnettu lambda λ^* voidaan arvioida lambdaasta yllä esitetyn kaavan avulla, mutta kaavassa oletetaan, että huokosluku ei muutu. Plaxiksen käyttöohjeen mukaan virhe on kuitenkin pieni, vaikka kaavassa käytettäisiin alkuhuokoslukua (PLAXIS 2016).

Elastiset muodonmuutosparametrit C_r , kappa κ ja κ^* määritellään samoin kuin yllä esitetyissä kaavoissa, mutta käyrän kaltevuus määritetään ödometrikokeen palautus- tai toistokuormitus -vaiheesta. CRS-kokeissa tehdään vain palautusvaihe, mutta ILOT-kokeissa tehdään yleensä myös toistokuormitus.

Aalto-yliopistossa tehtyjen ödometrikokeiden parametrien tulkinta perustuu huokosluvun muutokseen (lambda, C_c), mutta TTY:llä tehtyjen CRS-kokeiden parametrit perustuvat suhteelliseen muodonmuutokseen (λ^*). Muodonmuutosparametrit on muunnettu vastaamaan toisiaan yllä esitetyn muunnoskaavan avulla.

Perniön näytteille tehdyissä CRS-kokeissa muodonmuutosnopeus vaihtelee runsaasti. Tyypillisesti nopea kuormitus johtaa suurempiin esikonsolidaatiojännityksen σ'_p arvoihin, joten tulkittu σ'_p tulee redusoida vastaamaan portaittaisen ödometrikokeen muodonmuutosnopeutta, mikä on noin 10^{-7} 1/s (Tielaitos 1994). Redusointi voidaan tehdä kirjallisuudesta löytyvän korrelaation avulla, tai mikäli havaintojaon riittävästi, korrelaatioikäyrän funktio voidaan määrittää tuloksista.

Perniössä tehtyjen CRS-kokeiden esikonsolidaatiojännityksen σ'_p redusointi (normalisointi) tehtiin hyödyntäen kohteessa tehtyjä kokeita. Alla olevassa kuvaajassa (Kuva 21) on CRS-kokeen suhde $\log(\sigma'_p / \sigma'_{v0})$ muodonmuutosnopeuden funktiona. Kuvaajassa on vain Aalto-yliopistossa tehtyjen CRS-kokeiden tulokset.



Kuva 21 Perniö, CRS-kokeen esikonsolidaatiojännityksen normalisointi.

4.2.2 Kolmiaksaalikokeet ja lujuusparametrien määrittäminen

Perniössä on tehty kolmiaksaalikokeita sekä Aalto-yliopiston että TTY:n toimesta. Aalto-yliopiston kokeiden näytteet on otettu NGI-54mm -näytteenottimella, ja TTY:n näytteet on otettu suuremman halkaisijan, TKK-86mm -näytteenottimella. Tässä työssä on käsitelty vain CAUC-kokeita (anisotrooppisesti konsolidoitu suljettu leikkauskoe). Tyypillisesti CAUC-kokeilla määritetään tehokas kitkakulma φ' ja koheesio c' , mutta näiden määrittämiseksi tarvitaan vähintään kahden CAUC-kokeen tulokset. Tehokkaiden lujuusparametrien määrittäminen on kuitenkin varsin tulkinnanvaraista, joten tässä työssä käsitellään lähes yksinomaan yksittäisten kokeiden tuloksia. Yhdestä kokeesta pystytään kuitenkin määrittämään murtotilaa vastaava jännityssuhde M_f , kriittisen tilan jännityssuhde M sekä kriittisen tilan kitkakulma φ_{cr} .

$$M_f = \frac{q_f}{p'} \quad (49)$$

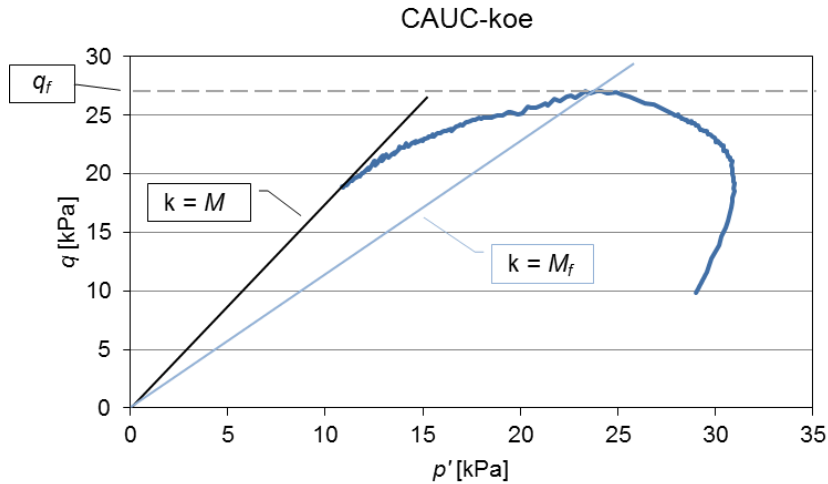
$$M \approx \left(\frac{q}{p'} \right)_{max} \quad (50)$$

$$\sin \varphi_{cr} = \frac{3M}{6+M} \quad (51)$$

missä q_f on suurin havaittu deviatorinen jännitys

Deviatorinen jännitys on suurimman pääjännityksen σ_1 (eli pystysuuntaisen jännityksen) ja pienimmän pääjännityksen σ_3 (eli sellipaineen) erotus. Estimaatti kriittisen tilan jännityssuhteelle M saadaan suurimman mitatun jännityssuhteen avulla.

Jännityssuhteet M ja M_f ovat itse asiassa kulmakertoimia (k), joiden määrittäminen on esitetty alla olevassa kuvaajassa (Kuva 22).



Kuva 22 Yhden CAUC-kokeen avulla määritettävät lujuusparametrit.

Kun samassa maakerroksessa on tehty useita CAUC-kokeita eri sellipaineilla, tehokas kitkakulma φ' sekä koheesio c' voidaan määrittää seuraavasti:

$$\sin \varphi' = \frac{3M_f}{6+M_f} \quad (52)$$

$$c' = q_0 \frac{3 - \sin \varphi'}{6 \cos \varphi'} \quad (53)$$

missä q_0 on murtosuoran ja q-akselin leikkauspiste

Tässä tapauksessa kun kokeita on useita, murtosuora (jonka kulmakerroin on M_f) ei yleensä kulje origon kautta. Murtosuora sovitetaan siten, että se kulkee mahdollisimman läheltä kaikkien kokeiden murtokohtia. Kansainvälisen standardin mukaan murtosuoran sovitus voidaan tehdä käyttäen regressioanalyysiä, mutta suomalaisen version kommentin mukaan regressioanalyysin käyttöä ei suositella, mikäli kokeita on sarjassa vain kolme (CEN ISO/TS 2004b).

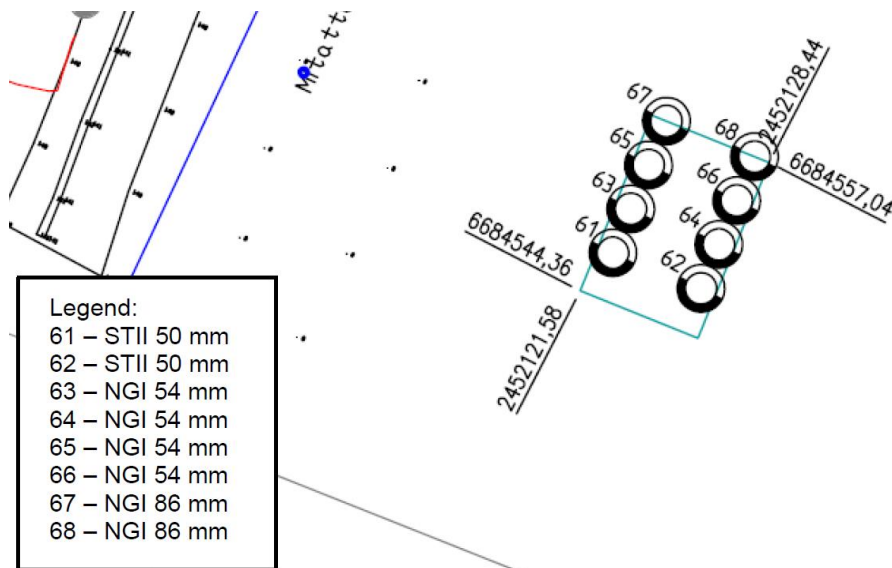
Kun käytetään suuria sellipaineita, näyte joudutaan usein konsolidoimaan reilusti yli valitsevan jännityksen. Siispä suurin deviatorinen jännitys q_f riippuu myös kuormitushistoriasta. Tästä syystä joissakin analyyseissä on tarkasteltu pelkän q_f -arvon sijaan myös niin sanottua normalisoitua suurinta deviatorista jännitystä $q_{f,norm}$, joka on q_f jaettuna vallitsevalla jännityksellä σ'_{v0} .

4.3 Analyysin suoritus

4.3.1 Perniön saven luonnollisen vaihtelun arviointi (COV)

Analyysissä tarkasteltiin Perniön yhdeksää näytteenottopistettä. Kyseiset pisteet ovat lähellä toisiaan, 7x9 m suuruisen alueen sisällä. Pisteiden sijainnit toisiinsa nähden, tunukset sekä käytetyt näytteenottimet on esitetty alla olevassa kartassa. Näiden näytteenottopisteiden (61-68) koetuloksia on käsitellyt Igor Mataic väitöskirjatutkimuksessaan (Mataic 2016).

Yhdeksäs piste, nro 11, on TTY:n kairaama ja sijaitsee lähellä (etäisyys alle kymmenen metriä) Aalto-yliopiston tutkimaa näytteenotto-aluetta. Tämän näytteenottpisteen koetuloksia on käsitellyt muun muassa Ville Lehtonen TTY:llä väitöstutkimuksessaan (Lehtonen 2015).



Kuva 23 Näytteenottpisteiden sijainnit, tunnukset sekä näytteenottimet Perniössä (Aalto-yliopisto)(Mataic 2016, s. 57).

Pisteet ovat riittävän lähellä toisiaan luonnollisen vaihtelun arviointia varten. Näytteenotin vaihtuu pisteiden välillä, mutta voidaan olettaa, että tutkimuskäyttöön otetut näytteet ovat riittävän hyvälaatuisia, eivätkä siten aiheuta merkittävää hajontaa tuloksissa. Mansikkamäki (2015) ja Mataic (2016) ovat väitöskirjoissaan tutkineet Perniön näytteiden laatua, ja erityisesti näytteet, joiden vesipitoisuus on suuri, olivat varsin hyvälaatuisia. Alhaisemman vesipitoisuuden silttiset näytteet sen sijaan olivat alttiimpia häiriintymiselle, ja näytteen laatu oli huonompi (Mansikkamäki 2015, Mataic 2016).

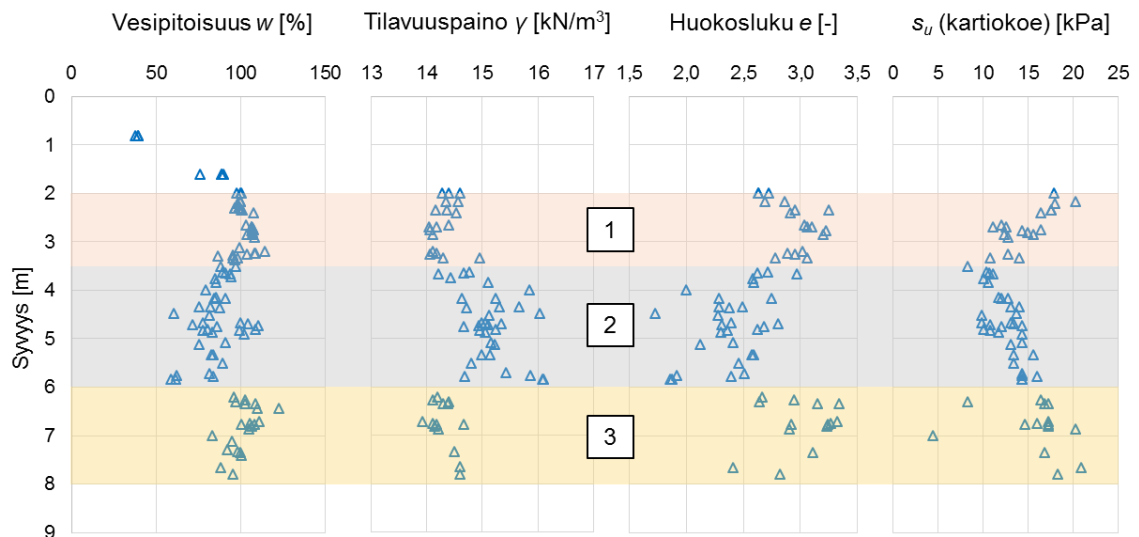
Luokitusominaisuuksien luonnollisen vaihtelun arvioinnissa on käytetty myös CRS- ja CAUC-kokeiden yhteydessä määritettyjä arvoja, sillä havaintojen määrä olisi muuten turhan pieni. Muodonmuutosominaisuuksien luonnollisen vaihtelun arvioinnissa on käytetty vain CRS-kokeiden tuloksia, sillä ILOT-kokeiden 24 tunnin arvoihin perustuvat parametrit eivät ole luotettavia. CRS-kokeilla määritetyt esikonsolidaatiojännitykset korjattiin vastaamaan portaittaisen ödometrikokeen arvoja, kuten Luvussa 4.2.1 on esitetty.

Määritetyt COV -arvot edustavat siten kokonaisepävarmuutta (COV_{tot}), sillä esimerkiksi mittausvirheestä aiheutuvaa epävarmuutta ei vähennetä saaduista COV -arvoista. Voidaan kuitenkin olettaa, että määritetyt kokonaisepävarmuuden COV_{tot} -arvot estimoivat riittävän hyvin luonnollista vaihtelua (COV_w), sillä lähes kaikki Luvussa 3.1.5 esitetyt kriteerit täyttyvät:

- 1) käytetty data on samasta maakerroksesta, eli havainnot edustavat samanlaista geologista yksikköä
- 2) mittausvirhe on riittävän pieni
- 3) ominaisuuden muuttuminen on otettu huomioon joko poistamalla trendi tai käsittelemällä pystysuunnassa lähekkäisiä havaintoja
- 4) kaikki käsitellyt tutkimukset on tehty 1-2 viikon sisällä

Kohdat 1-3 täyttyvät tutkittujen pisteiden tapauksessa. Mittausvirhe voidaan olettaa pieneksi, sillä Perniössä suoritettavat kokeet on tehty tutkimuskäyttöä varten ja standardien mukaisesti. Ainoa kohta joka ei täyty, on kohta 4. Näytteenotot pisteissä 61-68 on tehty vuonna 2010, ja pisteen 11 näytteenotot vuonna 2014. Pisteessä 11 tehtyjen kokeiden suhteellinen määrä tosin on huomattavasti pienempi, joten mahdollinen aikavaikutuksen aiheuttama virhe voidaan olettaa vähäiseksi.

Pisteiden laboratoriokoetulokset yhdistettiin, ja profiili jaettiin kolmeen tutkittavaan kerrokseen. Kerros 1 sijaitsee syvyydellä $z = 2 \dots 3,5$ m, Kerros 2 syvyydellä $z = 3,5 \dots 6$ m ja Kerros 3 syvyydellä $z = 6 \dots 8$ m. Luokitusominaisuudet eivät juurikaan muutu syvyyden suhteen kerroksien sisällä, joten keskiarvo, keskihajonta ja COV voidaan määrittää suoraan Kappaleessa 2.1 esitettyjen kaavojen avulla. Suljetun leikkauslujuuden tapauksessa taas on havaittavissa syvyyden suhteen muuttuva trendi, joten tulokset tulee normalisoida ennen COV -arvon määrittämistä, kuten Luvussa 3.1.2 on esitetty. Jos kerroksessa on kaksi erilaista trendiä, kerros jaetaan kahteen osaan.



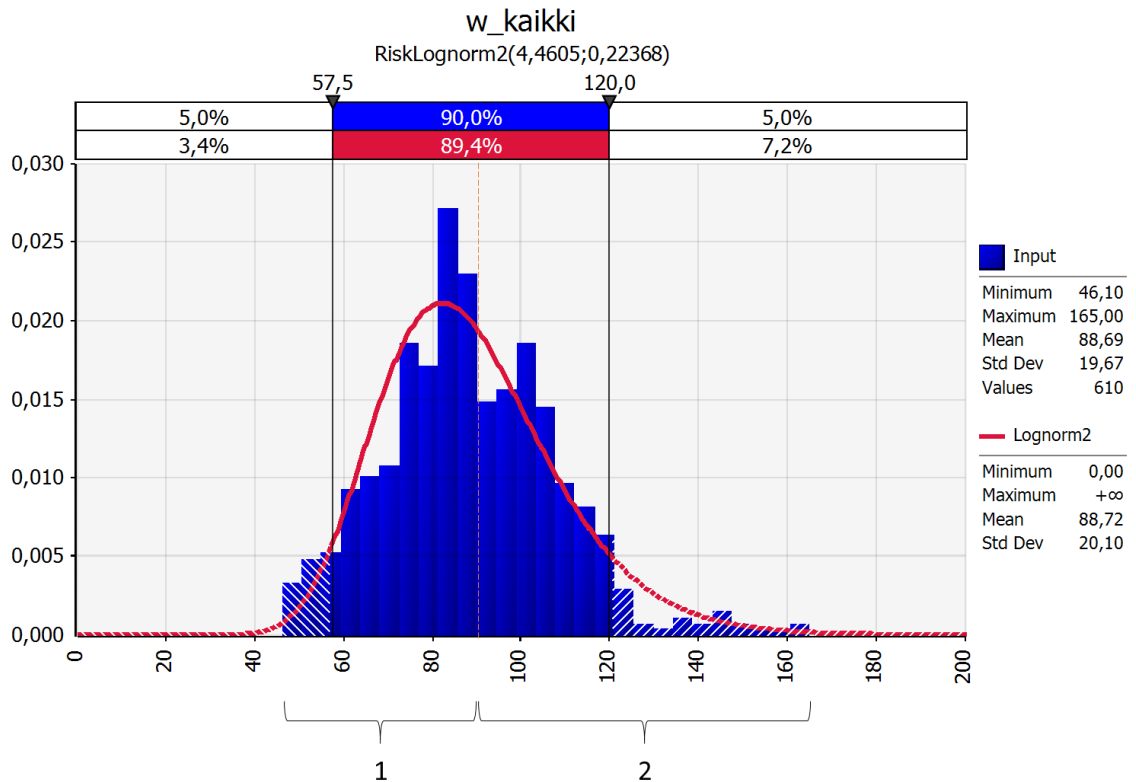
Kuva 24 Luonnollisen vaihtelun arvioinnissa käytetyt kerrosrajat (Perniö, 9 pistettä).

4.3.2 Maaparametrien *a priori* -jakauman arviointi ja korrelaatiot

Pehmeille saville voidaan määrittää tyypilliset ominaisuuksien jakaumat, joita voidaan käyttää *a priori* -tietona ja edelleen päivittää kohteessa tehtyjen kokeiden tulosten perusteella.

Tyypilliset jakaumat määritettiin siten, että määriteltiin kriteeri, jonka mukaan pehmeät savet eriteltiin jäykistä savista (kuivakuori ja sen alapuoliset kerrokset) sekä silttiset savet. Perniön tapauksessa osa näytteistä on kuvailtu kuivakuorisaveksi tai jäykäksi saveksi, ja nämä näytteet on karsittu pois. Samoin sellaiset näytteet, joiden on raportoitu sisältävän silttiä, karsittiin pois. Perniön 24h ILOT-kokeiden tuloksia ei sisällytetty analyysiin. Muut mahdolliset silttiset tai jäykät savet karsittiin pois sisällyttämällä analyysiin vain sellaiset näytteet, joiden vesipitoisuus on yli 46 %. Raja-arvo perustuu RIL 95 pohjarakennuksen (1974) ohjeelliseen vaihteluväliin laihalle savelle (ala-raja). Murron savi on muihin kohteisiin verrattuna poikkeuksellisen jäykkää ($s_u \approx 15 \dots 35$ kPa), joten Murron tulokset on joissakin tapauksissa jätetty pois analyysistä.

Alla (Kuva 25) on esitetty koko aineistoon (Perniö, POKO, Vanttila, Murro, Östersundom) perustuva vesipitoisuuden jakauma.



Kuva 25 Koko aineisto, näytteiden vesipitoisuudet ja otosjako.

Histogrammista nähdään, että se on kaksihuippuinen. Rajakohta on noin kohdassa $w = 90\%$, ja tämän perusteella aineisto jaetaan kahteen ryhmään; 1 ja 2. Osa analyyseistä on tehty näille otoksille erikseen. Luvun 5.2 analyysin tuloksissa ryhmään 1 viitataan termillä laiha savi ja ryhmään 2 termillä lihava savi. *A priori* -jakaumien määrittämisessä voidaan käyttää monia erilaisia kriteerejä (esimerkiksi maalajin mukainen jaottelu), eli tässä työssä käytetty jako kahteen ryhmään on vain yksi menetelmä.

Saven eri ominaisuuksien väliset korrelaatiot määritettiin käyttäen Luvussa 3.4 esitetyn regressioanalyysin mukaisesti. Suurin osa korrelaatioista oli lineaarisia, mutta myös muunlaisia regressiokäyriä määriteltiin Excelin trendline -ominaisuuden avulla.

5 Analyysin tulokset

5.1 Perniön saven luonnollinen vaihtelu (COV)

5.1.1 Luonnollinen vaihtelu eri kerroksien sisällä

Kerroksien 1-3 eri ominaisuuksille määritettiin havaintojen lukumäärä (N), keskiarvo (ka), keskihajonta (SD), COV, minimi (min) ja maksimi (max). Kaikkien ominaisuuksien muuttuminen syvyyden suhteen jokaisen kerroksen sisällä on esitetty Liitteessä 2. Muutama poikkeava arvo poistettiin otoksesta, ja nämä arvot on merkitty syvyysprofileihin punaisin ympyröin.

Koonnit eri otosten tuloksista on esitetty seuraavissa taulukoissa. Taulukoissa on käytetty värikoodeja havaintojen lukumäärän N ja määritetyn COV-arvon tapauksessa; kun N on pieni, solu on punainen, ja suurimmat otokset sitä vastoin on merkitty vihreällä värillä. COV-arvon tapauksessa suuret arvot on merkitty punaisella ja pienet vihreällä. Ensimmäiseksi listataan luokituskokeiden ja kartiokokeella määritettävien parametrien arvioitu luonnollinen vaihtelu eri kerroksien (1-3) sisällä (Taulukot 14-16).

Taulukko 14 Kerros 1, lukitusominaisuuksien ja suljetun lujuuden luonnollinen vaihtelu.

KERROS 1	Luokituskokeet					Kartiokoe		
	e [-]	w [%]	w _L [%]	γ [kN/m ³]	Sa [%]	s _u [kPa]	s _{ur} [kPa]	S [-]
N	53	70	19	53	7	19	19	19
ka	2,84	102,22	82,79	14,25	57,71	14,51	0,76	25,48
SD	0,22	6,63	11,29	0,29	3,82	3,08	0,45	13,21
COV	7,6 %	6,5 %	13,6 %	2,0 %	6,6 %	21,2 %	59,3 %	51,9 %
min	2,13	79,70	56,00	13,70	52,00	8,24	0,22	9,46
max	3,25	114,10	101,30	15,20	63,00	20,30	1,86	47,30

Taulukko 15 Kerros 2, lukitusominaisuuksien ja suljetun lujuuden luonnollinen vaihtelu.

KERROS 2	Luokituskokeet					Kartiokoe		
	e [-]	w [%]	w _L [%]	γ [kN/m ³]	Sa [%]	s _u [kPa]	s _{ur} [kPa]	S [-]
N	53	62	33	55	10	33	33	33
ka	2,33	84,67	60,71	15,10	56,25	12,46	0,39	34,94
SD	0,28	11,00	8,98	0,46	7,89	1,92	0,13	11,32
COV	12,1 %	13,0 %	14,8 %	3,0 %	14,0 %	15,4 %	34,2 %	32,4 %
min	1,73	58,81	46,07	14,20	42,50	8,24	0,22	14,80
max	2,97	110,49	88,79	16,10	69,00	16,00	0,79	55,00

Taulukko 16 Kerros 3, lukitusominaisuuksien ja suljetun lujuuden luonnollinen vaihtelu.

KERROS 3	Luokituskokeet					Kartiokoe		
	e [-]	w [%]	w _L [%]	γ [kN/m ³]	Sa [%]	s _u [kPa]	s _{ur} [kPa]	S [-]
N	35	42	14	34	7	12	11	14
ka	2,87	102,77	78,44	14,30	74,21	17,41	0,54	31,78
SD	0,37	12,46	8,47	0,38	2,20	1,74	0,13	10,29
COV	13,0 %	12,1 %	10,8 %	2,7 %	3,0 %	10,0 %	23,9 %	32,4 %
min	2,02	76,40	59,00	13,62	70,00	14,60	0,34	12,00
max	3,45	129,90	87,83	15,60	76,50	20,90	0,79	48,24

Tuloksista nähdään, että kaikissa kerroksissa häirityllä leikkauslujuudella s_{ur} ja sensitiivisyydellä S luonnollinen vaihtelu on suurinta. Tilavuuspainon γ luonnollinen vaihtelu sen sijaan on hyvin vähäistä, mikä vastaa ulkomailla tehtyjen tutkimuksien tuloksia (Luku 3.1.2). Huokosluvun ja vesipitoisuuden COV -arvot ovat samaa luokkaa, sillä näiden parametrien välillä vallitsee lineaarinen korrelaatio. Joidenkin parametrien tapauksessa havaintoja on alle 15, joten tulos on varsin epäluotettava (savipitoisuus kaikissa kerroksissa sekä Kerroksen 3 kartiokoe-tulokset).

Seuraavaksi käsitellään CAUC-kokeella määritettävien parametrien kerroskohtaiset COV -arvot. Erityisesti Kerroksen 1 osalta huomattiin, että vaihtelu on varsin suurta. TTY:n tekemät kokeet tuottivat keskimäärin suurempia lujuuden arvoja, mikä voi johtua joko suuremmasta näytteenotimesta (TKK-86mm) tai erilaisesta kolmiakiaalikoelaitteistosta. Siispä seuraavasti esitellään vain Aalto-yliopiston CAUC-kokeisiin perustuvat COV -arvot (Taulukko 17-18). Koko otokselle lasketut COV -arvot löytyvät Liitteestä 2.

Taulukko 17 Kerros 1, Aallon CAUC-kokeiden parametrien luonnollinen vaihtelu.

KERROS 1	CAUC (vain Aalto)					
	M	φ_{cr} [°]	$\tan \varphi_{cr}$ [°]	q_f [kPa]	$q_{f,norm}$ [kPa]	M_f
N	9	9	9	9	9	9
ka	1,61	39,33	0,83	43,41	0,78	1,33
SD	0,25	5,74	0,17	17,97	0,11	0,18
COV	15,5 %	14,6 %	20,0 %	41,4 %	14,2 %	13,4 %
min	1,24	30,92	0,60	25,46	0,59	1,03
max	1,89	45,94	1,03	73,74	0,92	1,64

Taulukko 18 Kerros 2, Aallon CAUC-kokeiden parametrien luonnollinen vaihtelu.

KERROS 2	CAUC (vain Aalto)					
	M	φ_{cr} [°]	$\tan \varphi_{cr}$ [°]	q_f [kPa]	$q_{f,norm}$ [kPa]	M_f
N	10	10	10	10	10	10
ka	1,35	33,48	0,67	63,23	0,69	1,03
SD	0,24	5,61	0,15	21,51	0,06	0,07
COV	18,0 %	16,8 %	21,7 %	34,0 %	9,4 %	6,6 %
min	0,99	25,14	0,47	41,43	0,59	0,92
max	1,77	43,11	0,94	103,53	0,79	1,11

Kerroksen 3 näytteille ei ole tehty CAUC-kokeita ollenkaan, joten yllä on esitetty ainoastaan Kerroksen 1 ja 2 tulokset. COV -arvot ovat kerroksissa samaa luokkaa, joskin murtokohdan parametrien (q_f ja M_f) vaihtelu on Kerroksessa 1 verrattain suurempaa.

Seuraavaksi listataan CRS-kokeiden tuloksista määritettyjen parametrien luonnolliset vaihtelut eri kerroksissa (Taulukko 19).

Taulukko 19 Kerrokset 1-3, CRS-kokeella määritettävien parametrien COV .

KERROS 1	CRS			KERROS 2	CRS			K3	CRS		
	C_c	C_r	C_c / C_r		C_c	C_r	C_c / C_r		C_c	C_r	C_c / C_r
N	21	17	17	N	9	8	8	N	19	14	14
ka	1,74	0,13	15,43	ka	2,07	0,12	16,69	ka	3,97	0,15	25,42
SD	0,62	0,04	5,57	SD	0,50	0,03	3,61	SD	2,06	0,04	7,18
COV	35,4 %	31,2 %	36,1 %	COV	24,2 %	25,2 %	21,6 %	COV	52 %	29 %	28 %
min	0,75	0,05	3,91	min	1,31	0,09	12,56	min	1,62	0,10	15,79
max	2,98	0,21	24,01	max	2,90	0,17	22,60	max	9,28	0,24	42,81

Tuloksista nähdään, että muodonmuutosparametrien (C_c ja C_r sekä niiden suhde) luonnollinen vaihtelu on varsin suurta, luokkaa 20...50 %. Kerroksessa 3, syvyydellä $z = 6...7$ m vaihtelu on erityisen suurta (profiili Liitteessä 2). Kun kerros 3 jaetaan kahteen osaan, saadaan alla esitetyt COV -arvot (Taulukko 20).

Taulukko 20 Kerros 3, CRS-kokeella määritettävien parametrien luonnollinen vaihtelu (COV molemmissa osakerroksissa, ei normalisointia).

3C: 6,0...7 m	C_c		C_r	
3D: 7...7,8 m	3C	3D	3C	3D
N	12	7	7	6
ka	4,681	2,764	0,183	0,117
SD	2,308	0,553	0,036	0,018
COV	49,3 %	20,0 %	19,6 %	15,3 %
min	1,62	2,05	0,14	0,10
max	9,28	3,62	0,24	0,14

Nähdään, että kerroksen 3 suuri COV johtuu syvyydellä $z = 6...7$ esiintyvän merkittävän vaihtelun seurauksena.

Joidenkin ominaisuuksien tapauksessa oli havaittavissa trendi syvyyden suhteen, joten näiden parametrien tapauksessa havainnot normalisoitiin (taulukoissa ”trendi poistettu”). Normalisointi tehtiin kuten Luvussa 3.1.2 on esitetty. Normalisoitujen parametrien tuloksissa on esitetty myös trendikäyrän kulmakerroin k , vakiotermin b sekä trendikäyrän mukainen ominaisuuden arvo tarkasteltavan kerroksen keskellä, ” t ($z = ka$)”. Normalisoinnin vaikutusta tutkittiin laskemalla COV -arvon lasku prosenttiyksikköinä verrattuna tilanteeseen, jossa normalisointia ei ole tehty (”normaali käsittely”). Kerrokset 1 ja 3 jaettiin vielä kahteen alikerrokseen A ja B, sillä luokitusominaisuuksien (w , e ja γ) tapauksessa oli havaittavissa kaksi erillistä trendiä. Kerrosjako (A ja B) on merkitty syvyysprofileihin, jotka ovat Liitteessä 2.

Seuraavaksi esitellään kerroksien normalisoitujen ominaisuuksien luonnolliset vaihtelut sekä myös normaalin käsittelyn tuottamat COV -arvot (Taulukot 21-25). Jälleen on käytetty värikoodeja siten, että solu on vihreä, jos COV on pieni ja punainen, jos arvo on suuri. Lisäksi värikoodeja on käytetty alimmaisella rivillä, jossa verrataan, kuinka paljon pienempi COV on, jos normalisointi tehdään; suuri ero on merkitty vihreällä värillä ja pieni ero punaisella.

Taulukko 21 Kerrokset 1A ja 1B, luokitusominaisuuksien luonnollinen vaihtelu (COV, sekä normalisoitu että normaali käsittely).

1A: 2...3 m		e [-]		w [%]		γ [kN/m ³]	
1B: 3...3,5 m		1A	1B	1A	1B	1A	1B
trendi poistettu	N	32	21	43	27	32	21
	k	0,426	-0,999	11,756	-36,195	-0,515	1,143
	b	1,866	6,029	75,272	218,710	15,425	10,603
	t (z = ka)	3,096	2,715	108,654	98,743	13,937	14,397
	SD	0,111	0,219	5,709	7,283	0,159	0,311
	COV	3,6 %	8,1 %	5,3 %	7,4 %	1,1 %	2,2 %
normaali käsittely	ka	2,916	2,715	104,407	98,743	14,157	14,397
	SD	0,158	0,239	4,265	8,169	0,210	0,330
	COV	5,4 %	8,8 %	4,1 %	8,3 %	1,5 %	2,3 %
	min	2,63	2,13	96,48	79,70	13,70	13,97
	max	3,25	3,06	113,20	114,10	14,60	15,20
Ero [%-yks]		1,85 %	0,74 %	-1,17 %	0,90 %	0,34 %	0,13 %

Taulukko 22 Kerrokset 3A ja 3B, luokitusominaisuuksien luonnollinen vaihtelu (COV, sekä normalisoitu että normaali käsittely).

3A: 6,0...6,7 m		w [%]		e		γ [kN/m ³]	
3B: 6,7...7,8 m		3A	3B	3A	3B	3A	3B
trendi poistettu	N	18	25	15	19	15	18
	k	37,434	-12,874	1,629	-0,590	-2,019	0,423
	b	-138,758	191,007	-7,541	7,060	27,223	11,330
	t (z = ka)	102,777	98,662	2,958	2,821	14,210	14,356
	SD	29,099	5,777	0,306	0,203	0,337	0,148
	COV	28,3 %	5,9 %	10,3 %	7,2 %	2,4 %	1,0 %
normaali käsittely	ka	102,777	98,662	2,958	2,808	14,210	14,368
	SD	29,844	7,526	0,435	0,314	0,511	0,229
	COV	29,0 %	7,6 %	14,7 %	11,2 %	3,6 %	1,6 %
	min	0,00	83,00	2,02	2,30	13,62	13,93
	max	129,90	114,70	3,45	3,32	15,60	14,66
Ero [%-yks]		0,73 %	1,77 %	4,38 %	3,98 %	1,22 %	0,56 %

Taulukko 23 Kerros 1, syvyyden suhteen muuttuvien ominaisuuksien luonnollinen vaihtelu (COV, sekä normalisoitu että normaali käsittely).

KERROS 1		s _u [kPa]	s _{ur} [kPa]	w _L [%]
trendi poistettu	N	19	19	19
	k	-5,87	-0,65	-17,92
	b	30,54	2,53	131,71
	t (z = ka)	14,05	0,71	81,41
	SD	1,82	0,35	8,37
	COV	12,9 %	50,2 %	10,3 %
normaali käsittely	ka	14,51	0,76	82,79
	SD	3,08	0,45	11,29
	COV	21,2 %	59,3 %	13,6 %
	min	8,24	0,22	56,00
	max	20,30	1,86	101,30
Ero [%-yks]		8,29 %	9,11 %	3,36 %

Taulukko 24 Kerros 2, syvyyden suhteen muuttuvien ominaisuuksien luonnollinen vaihtelu (COV , sekä normalisoitu että normaali käsittely).

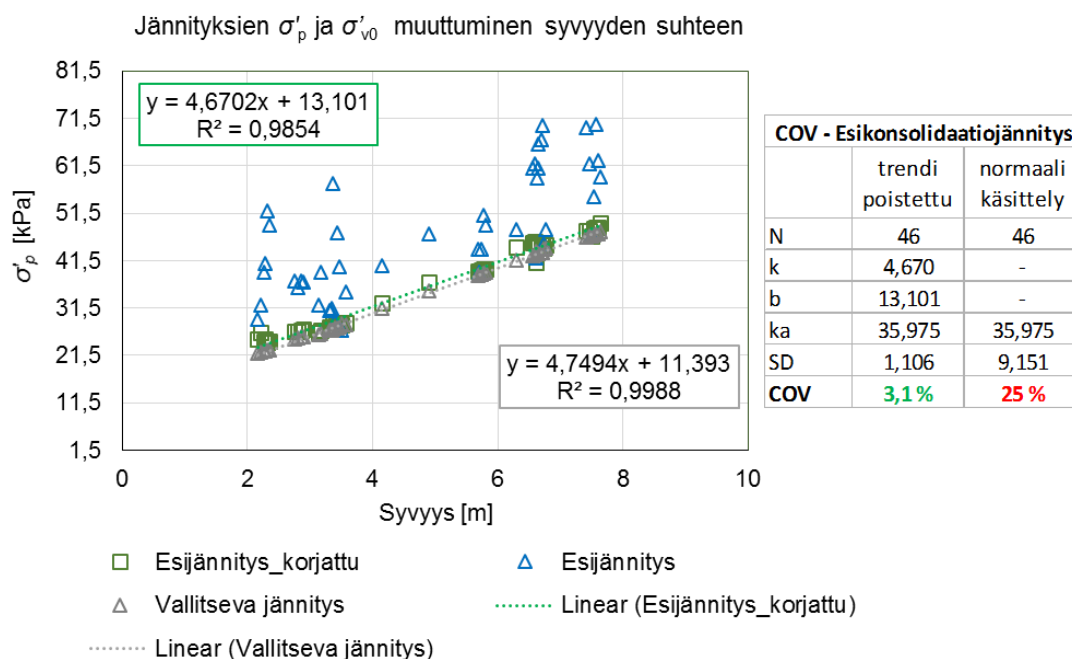
KERROS 2		s_u [kPa]	e	C_r	w_L [%]
trendi poistettu	N	33	53	8	27
	k	1,97	-0,17	-0,02	-4,41
	b	3,21	3,14	0,22	81,45
	t ($z = ka$)	12,46	2,34	0,13	60,72
	SD	1,35	0,25	0,02	8,65
	COV	10,8 %	10,7 %	18,7 %	14,2 %
normaali käsittely	ka	12,46	2,33	0,12	60,71
	SD	1,92	0,28	0,03	8,98
	COV	15,4 %	12,1 %	25,2 %	14,8 %
	min	8,24	1,73	0,09	46,07
	max	16,00	2,97	0,17	88,79
Ero [%-yks]		4,59 %	1,40 %	6,54 %	0,55 %

Taulukko 25 Kerros 3, syvyyden suhteen muuttuvien ominaisuuksien luonnollinen vaihtelu (COV , sekä normalisoitu että normaali käsittely).

KERROS 3		s_u [kPa]	s_{ur} [kPa]	C_c	C_r
trendi poistettu	N	12	11	19	14
	k	1,80	0,13	-1,77	-0,07
	b	5,06	-0,35	16,28	0,68
	t ($z = ka$)	17,39	0,55	4,13	0,17
	SD	1,49	0,12	1,89	0,03
	COV	8,6 %	21,0 %	45,7 %	17,2 %
normaali käsittely	ka	17,41	0,54	3,97	0,15
	SD	1,74	0,13	2,06	0,04
	COV	10,0 %	23,9 %	51,9 %	28,7 %
	min	14,60	0,34	1,62	0,10
	max	20,90	0,79	9,28	0,24
Ero [%-yks]		1,40 %	2,91 %	6,23 %	11,51 %

Tuloksista nähdään, että normalisointi pienentää tulkittua COV -arvoa kaikissa paitsi yhdessä tapauksessa. Vähäisin vaikutus COV -arvoon on tilavuuspainon ja vesipitoisuuden tapauksessa. Keskihajonta sen sijaan pienenee jokaisessa tapauksessa, joten taustalla voi olla myös trendikäyrän alhainen selitysaste, minkä seurauksena teoreettinen keskiarvo poikkeaa havainnoista lasketusta keskiarvosta siinä määrin, että COV pysyy näennäisesti likimain samana.

Toisaalta tulee ottaa huomioon, että normalisoinnin merkitys on sitä pienempi, mitä ohuempi tarkasteltava maakerros on. Esimerkiksi jos esikonsolidaatiojännityksen σ'_p luonnollinen vaihtelu määritetään koko syvyysprofiilille ilman normalisointia, saadaan $COV = 25$ %. Sen sijaan jos tehdään normalisointi, COV on vain 3,1 % (Kuva 26).



Kuva 26 Normalisoinnin vaikutus esikonsolidaatiojännityksen COV-arvoon.

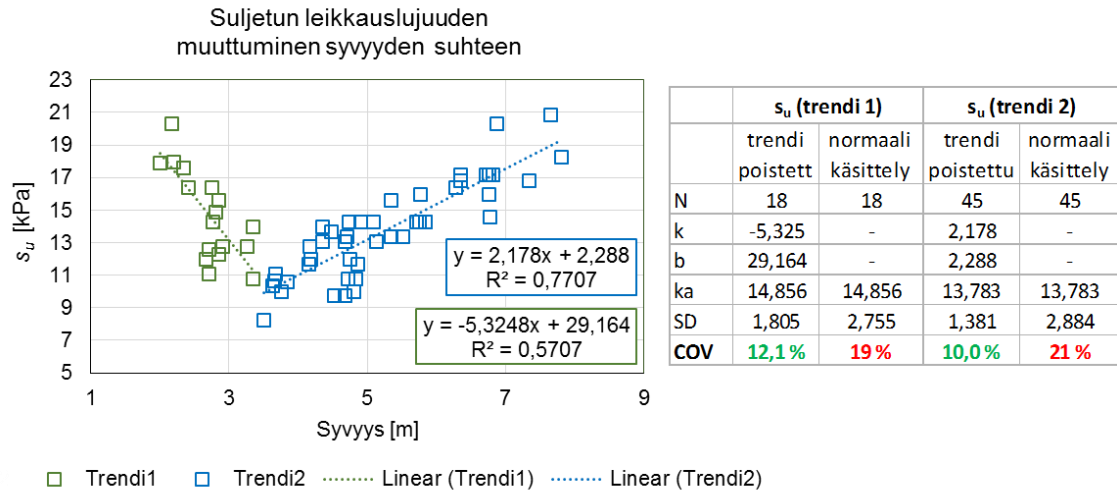
Kuvaajaan on lisätty myös ne tulkitut esikonsolidaatiojännityksen arvot, joita ei ole korjattu vastaamaan samaa nopeutta. On siten ilmeistä, että nopeuden suhteen korjaaminen on tehtävä aina, kun kyseessä on CRS-koee. Kuvaajasta myös nähdään, että tutkitulla syvyydellä savi on lähes normaalisti konsolidoitunutta: Ero vallitsevan jännitykseen on varsin pieni. OCR ja POP eivät juurikaan muutu syvyydellä $z = 2,5 \dots 8$ m, joten niille voidaan määrittää tilastolliset tunnusluvut ilman normalisointia. OCR on esikonsolidaatiojännityksen ja vallitsevan tehokkaan jännityksen suhde ja POP näiden erotus. Tulokset on esitetty alla olevassa taulukossa (Taulukko 26), ja syvyysprofiilit löytyvät Liitteestä 2.

Taulukko 26 POP- ja OCR- parametrien luonnollinen vaihtelu.

	POP	OCR
N	38	40
ka	1,258	1,046
SD	0,714	0,036
COV	56,7 %	3,5 %
min	0,029	1,001
max	2,914	1,080

Otoksesta on poistettu epärealistisen pienet arvot, eli negatiiviset POP-arvot. Myös tapaukset, joissa $OCR < 1$, on karsittu pois otoksesta. POP-arvon COV on näennäisen suuri, mutta tämä johtuu POP-arvon määritelmästä; kyseessä on esikonsolidaatiojännityksen ja vallitsevan jännityksen välinen erotus, joka on huomattavasti herkempi vaihtelulle kuin OCR, joka on kyseisten arvojen suhde.

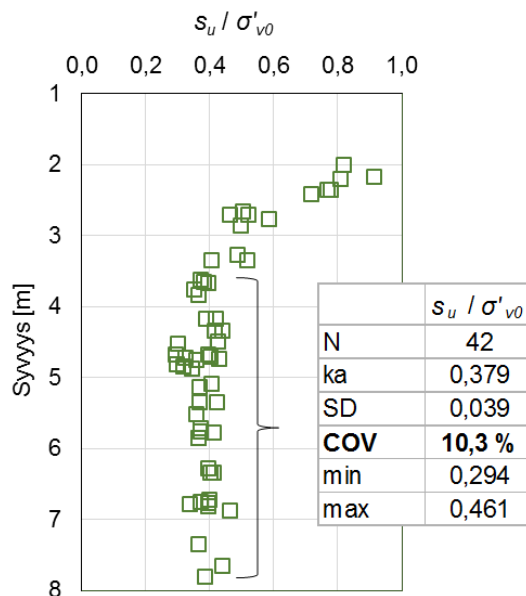
Vaikka suljetun leikkauslujuuden s_u kerroskohtaista luonnollista vaihtelua tutkittiin jo aiemmin, vastaava analyysi tehtiin myös koko syvyysprofiilille. Sovitetut trendikäyrät sekä tuloksena saadut COV-arvot on esitetty alla olevassa kuvassa (Kuva 27).



Kuva 27 Normalisoinnin vaikutus suljetun leikkauslujuuden COV-arvoon.

Tuloksien mukaan suljetun leikkauslujuuden COV alenee peräti puoleen, kun havainnot normalisoidaan. Lisäksi koska havaintojen määrä on koko profiilin osalta huomattavasti suurempi kuin kerroskohtaisessa analyysissä, yllä esitetyt COV-arvot ovat huomattavasti luotettavampia kuin kerroskohtaiset arvot.

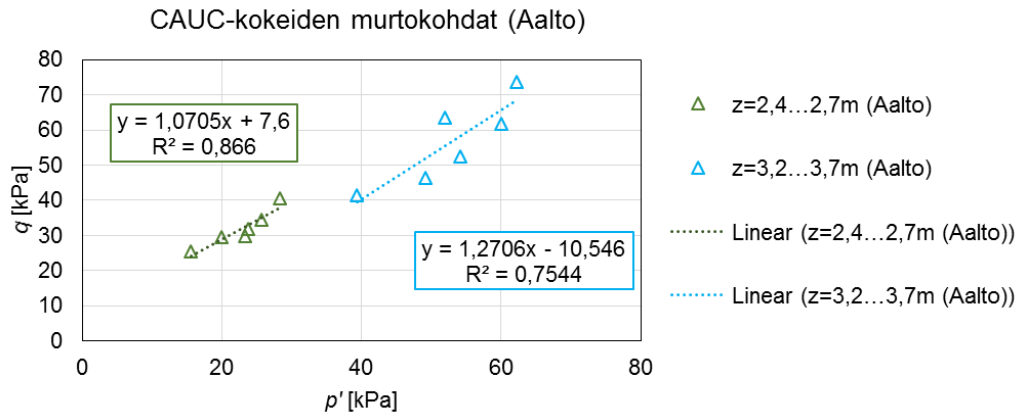
Leikkauslujuuden syvyysprofiilin lisäksi tutkittiin suhteen s_u / σ'_{v0} luonnollista vaihtelua. Alla olevassa kuvassa (Kuva 28) on suhteen syvyysprofiili sekä määritetty COV syvyydellä $z = 3,6 \dots 8$ m.



Kuva 28 Suhteen s_u / σ'_{v0} luonnollinen vaihtelu (COV, ei normalisointia).

Edellisten analyysien lisäksi tutkittiin, missä rajoissa tehokkaat lujuusparametrit tehokas kitkakulma φ' ja ja koheesio c' vaihtelevat kahden tutkitun kerroksen sisällä. Samasta kerroksesta, vierekkäisistä pisteistä poimittiin Aalto-yliopistossa tehtyjen CAUC-kokeiden tulokset. Kaikkia näytteet oli otettu samalla näyteenottimella, NGI-54mm. Tehokkaat lujuusparametrit määritettiin kolmen havainnon perusteella, regressioanalyysiä käyttäen. Erilaisia kolmen havainnon otoksia oli 7...11 kappaletta. Alla olevassa kuvaajassa

(Kuva 29) on esitetty analyysissä käytetyt havainnot, ja tulokset on koottu sen alapuolella olevaan taulukkoon (Taulukko 27).



Kuva 29 Murtokohdat, joita käytettiin tehokkaiden lujuusparametrien määrittämiseen.

Taulukko 27 Tehokkaan kitkakulman ja koheesion luonnollinen vaihtelu.

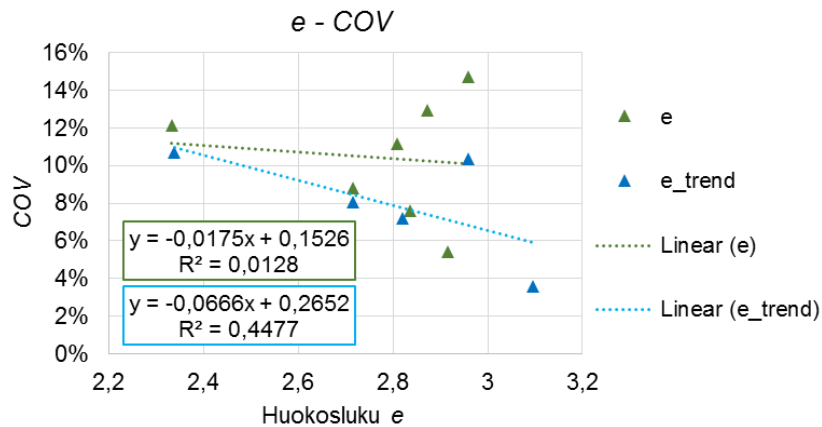
	z = 2,4...2,7 m		z = 3,2...3,7 m		Yhdistetty	
	φ' [°]	c' [kPa]	φ' [°]	c' [kPa]	φ' [°]	c' [kPa]
N	11	11	7	7	18	18
ka	22,72	5,39	20,26	6,94	21,76	5,99
SD	6,61	2,55	8,23	9,44	7,15	5,99
COV	29 %	47 %	41 %	136 %	33 %	100 %
max	33,02	10,11	26,58	25,61	33,02	25,61
min	11,11	0,99	3,59	0,35	3,59	0,35

Tuloksista nähdään, että *COV*-arvot ovat erittäin suuria. Syynä tähän voi olla regressioanalyysin käyttö, mikä johti poikkeuksellisiin lujuusparametrien arvoihin. Osa tuloksista jouduttiin karsimaan pois, sillä regressioanalyysi tuotti negatiivisen koheesion. Todellisuudessa tehokkaan kitkakulman ja koheesion luonnollinen vaihtelu on mitä todennäköisimmin pienempää. Lisäksi saaduista *COV*-arvoista tulisi vähentää mittausvirhe (johon sisältyy myös parametrien määrittämisen aiheuttama virhe), mikä saattaa kolmiakselialikkeen tapauksella olla varsin merkittävä.

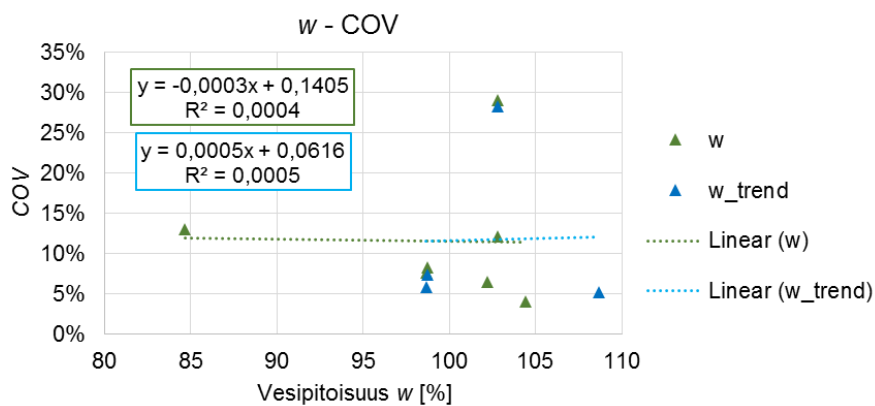
5.1.2 Tulosten koonti ja suositeltavat *COV*-arvot

Seuraavaksi selvitetään, vaikuttaako ominaisuuden keskiarvon muuttuminen tulkittuun *COV*-arvoon. Lisäksi normalisoinnin vaikutusta tutkitaan tarkemmin.

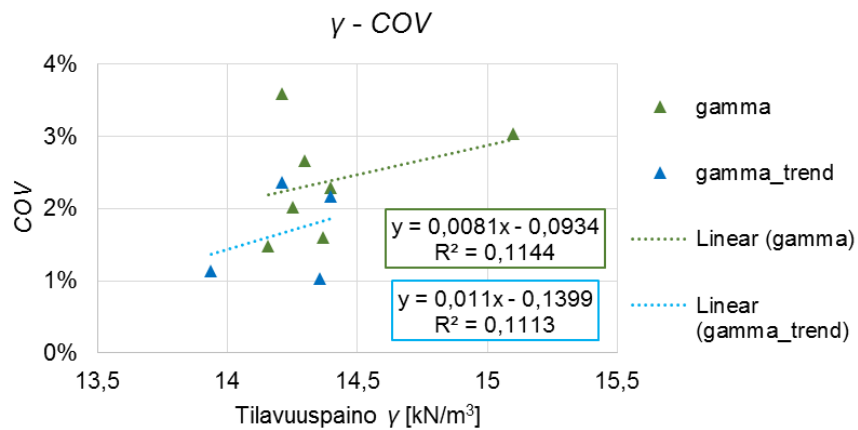
Alla olevissa kuvaajissa (Kuvat 30-35) on esitetty kunkin ominaisuuden kerroskohtaiset keskiarvot sekä vastaavat *COV*-arvot. Normalisoidut arvot on merkitty ”trend”-päätteellä. Normaalin käsittelyn sekä normalisoitujen *COV*-arvoille on myös sovitettu lineaariset regressiokäyrät. Loput kuvaajat, joita ei ole tässä esitetty, löytyvät Liitteestä 2.



Kuva 30 Huokosluvun keskiarvo – COV.

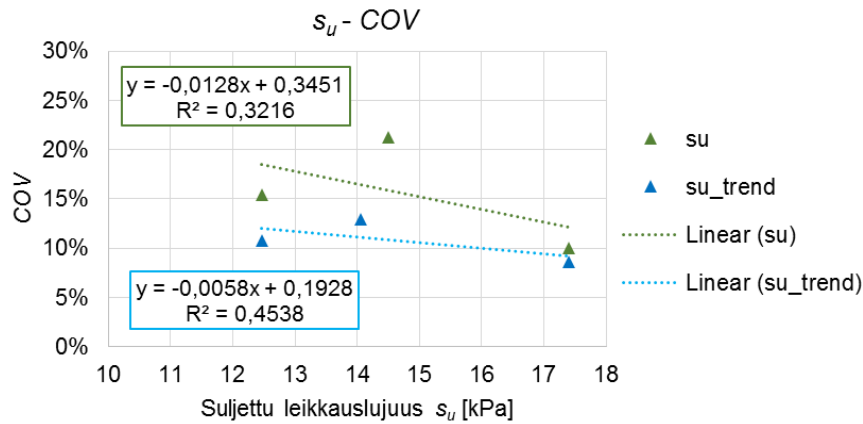


Kuva 31 Vesipitoisuuden keskiarvo – COV.

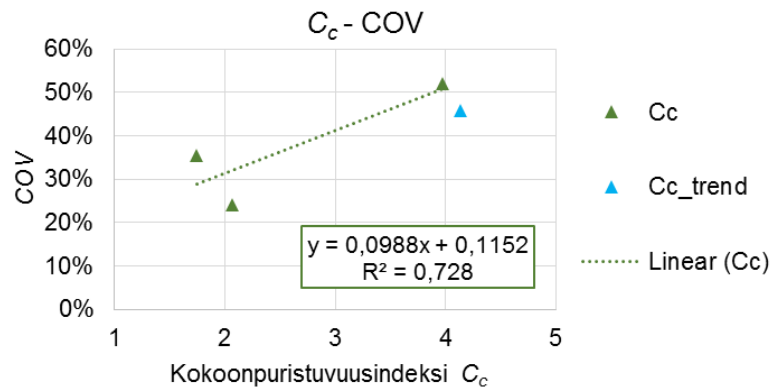


Kuva 32 Tilavuuspainon keskiarvo – COV.

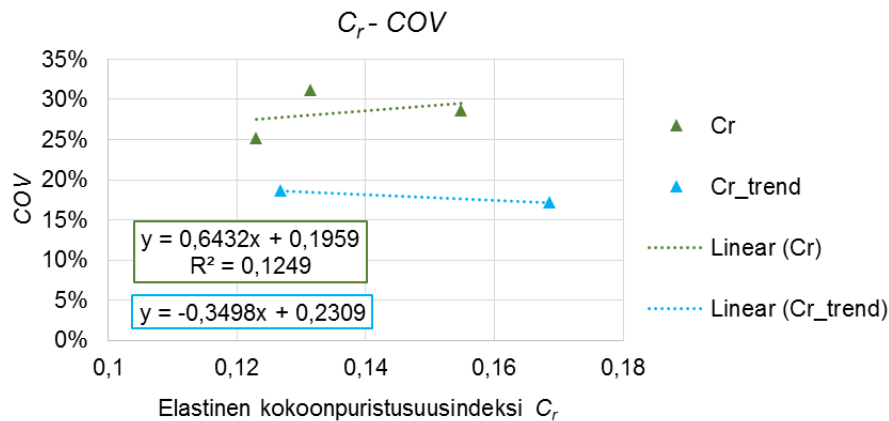
Yllä olevista kuvaajista nähdään, että normalisointi ei juurikaan vaikuta luokitusominaisuuksien COV-arvoihin. Myöskään ominaisuuden keskiarvo ei pahemmin vaikuta COV-arvoon.



Kuva 33 Suljetun leikkauslujuuden keskiarvo – COV.



Kuva 34 Kokoonpuristuvuusindeksin keskiarvo – COV.

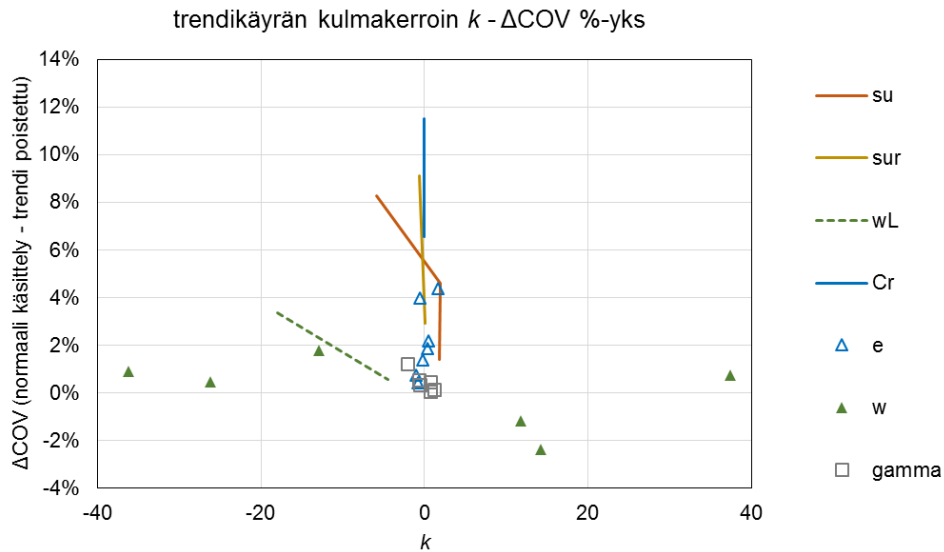


Kuva 35 Elastisen kokoonpuristuvuusindeksin keskiarvo – COV.

Lujuus – ja muodonmuutosominaisuuksien tapauksessa normalisointi on pääsääntöisesti kannattavaa. Esimerkiksi suljetun leikkauslujuuden ja kimmoisen kokoonpuristuvuusindeksin tapauksessa COV pienenee normalisoinnin seurauksena peräti 10 prosenttiyksikköä.

Kokoonpuristuvuusindeksin keskiarvon kasvu näyttäisi nostavan myös COV-arvoa jossain määrin. Syynä trendiin voi olla se, että kokoonpuristuvuusindeksin C_c suuret arvot edustavat niin sanottuja romahtavia savia, jolloin C_c :n arvo on herkkä sen suhteen, kuinka suora sovitetaan jännitys-muodonmuutos -kuvaajassa.

Seuraavaksi tutkitaan, vaikuttaako trendikäyrän kulmakertoimen suuruus normalisoinnin aiheuttamaan COV -arvon pienenemiseen. Kun kaikkien normalisointien aiheuttamat muutokset COV -arvossa ($COV(\text{normaali käsittely}) - COV(\text{normalisoitu})$) esitetään samassa kuvaajassa, saadaan alla esitetty kuva (Kuva 36).



Kuva 36 Trendikäyrän kulmakertoimen vaikutus COV -arvon muuttumiseen normalisoinnin seurauksena.

Muutokset COV -arvoissa on esitetty trendikäyrän kulmakertoimen k funktiona, mutta kulmakertoimen vaikutus on vähäinen. Jälleen huomataan, että normalisoinnin vaikutus on suurin, kun määritetään suljetun (sekä häirityn) leikkauslujuuden ja elastisen kokoonpuristuvuusindeksin COV -arvot.

Alla olevaan taulukkoon (Taulukko 28) on koottu keskeisimpien ominaisuuksien arvioitujen COV -arvot, keskiarvot joille COV -arvot pätevät, tuloksiin perustuva suositus sekä vertailuarvot kirjallisuudesta (Müller 2013, Phoon & Kulhawy 1999a).

Taulukko 28 Ominaisuuksien keskiarvojen ja COV -arvojen vaihteluvälit, tuloksiin perustuva keskiarvo sekä kansainvälinen todettu vaihteluväli (Phoon & Kulhawy 1999a).

Ominaisuus	Keskiarvo vaihteluväli	COV vaihteluväli [%]	COV suositus [%]	COV kans.välinen [%]
γ [kN/m ³]	13,9-15,1	1-4	2	<10
w [%]	84,7-109	4-29	15	8-30
w_L [%]	60,7-82,8	10-15	12	6-30
e [-]	2,33-3,09	4-15	10	25*
s_u [kPa]	12,5-17,4	9-21	15	20-40
φ_{cr} [°]	34,0-42,6	18-22	20	-
M [-]	1,35-1,85	15-28	20	-
C_c [-]	1,68-4,13	24-52	40	30*
C_r [-]	0,123-0,168	17-31	25	-
σ'_p [kPa] †	35,98	3,1	5	10-35*
OCR [-] †	1,046	3,5	5	10-35*
s_u / σ'_{v0} †	0,379	10,3	10	5-15*
φ' [°] (CAUC)	20,3-22,7	29-41	35	12-56*
c' [kPa] (CAUC)	5,39-6,94	47-136	90	-

* vaihteluväli/suositus kokonaispävarmuudelle (Müller 2013).

† Vain yksi tulos, analyysi tehty profiilille kerroksien sijaan

Suosittelut *COV*-arvot perustuvat analyysissä määritettyihin keskiarvoihin. Määritetty luonnollinen vaihtelu pätee kuitenkin vain saven ominaisuuksille, joten muille maalajeille kyseisiä arvoja ei voida käyttää. Joidenkin ominaisuuksien tapauksessa määritetty *COV*-keskiarvo on kansainvälistä ohjeellista arvoa pienempi (kuten suljettu leikkauslujuus ja huokosluku), ja näiden arvojen sijaan suositellaan käytettävän kansainvälisiä ohjeellisia arvoja; pieni *COV* voi olla tyypillinen vain Perniön savelle eikä siten välttämättä päde muissa suomalaisissa savikkokohteissa.

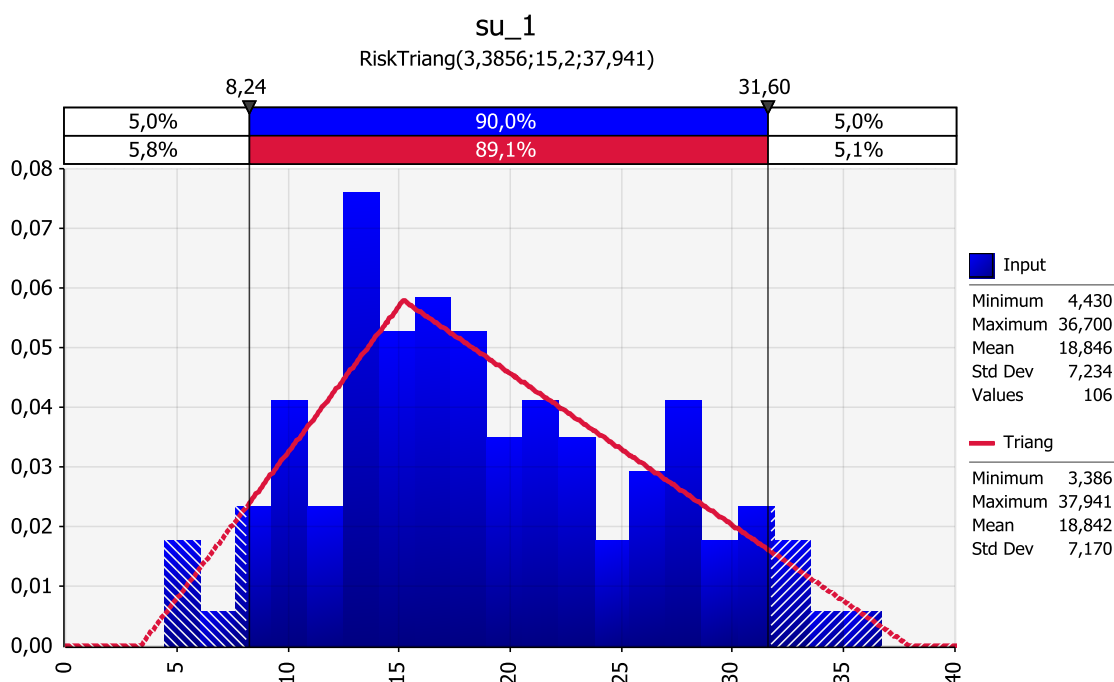
Koska yllä esitetyt suositellut *COV*-arvot perustuvat vain yksittäisen kohteen laboratorio-kokeiden tuloksiin, ei voida varauksetta olettaa, että nämä arvot soveltuvat myös muihin Suomen savikko-kohteisiin. Tarvitaankin lisää vastaavia analyysejä (eri savikko-kohteista), jotta saadaan määritettyä luotettavammia *COV*-arvot.

5.2 Maaparametrien tyypilliset arvot (a priori)

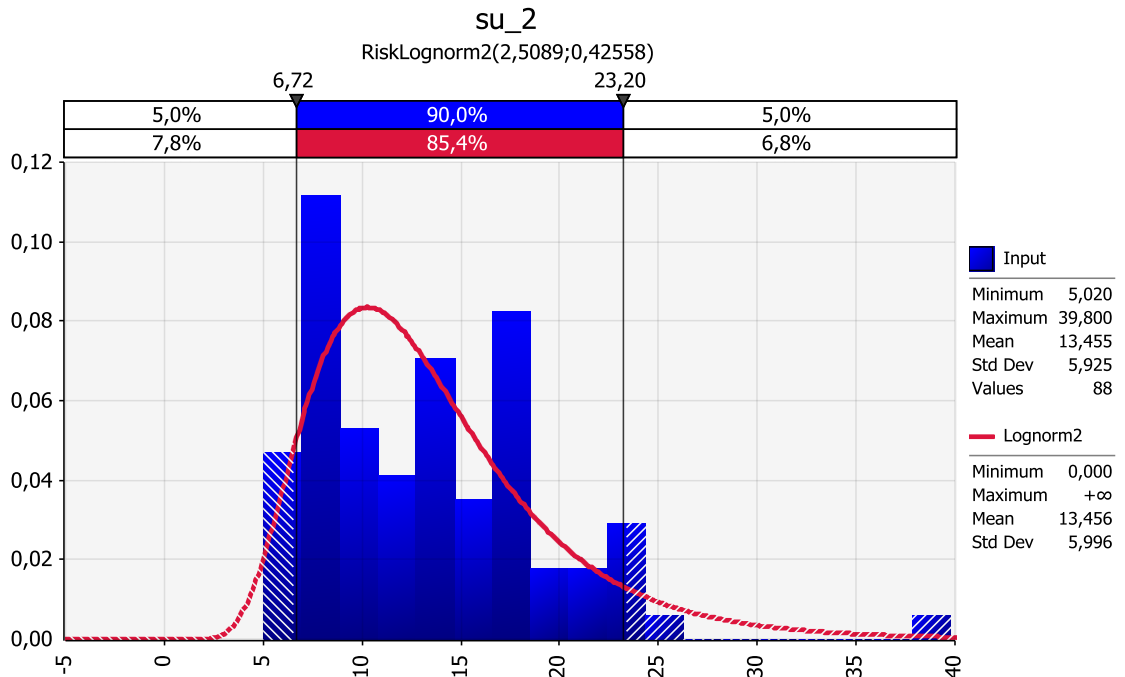
5.2.1 A priori lujuusominaisuudet

Saville tyypillinen suljettu leikkauslujuus s_u arvioitiin koko otokselle (Perniön, Vanttilan, Murrin ja Östersundomin kartiokokeiden tulokset), otokselle ilman Murrin havaintoja, Perniölle erikseen sekä otoksille 1 ja 2 (Luvussa 4.3.2 esitetty jako). Seuraavaksi esitellään vain otoksille 1 ja 2 määritetyt a priori -jakaumat, muiden otosten histogrammit sekä jakaumien sovitus löytyvät Liitteestä 3.

Alla on esitetty otoksen 1 ($46\% < w < 90\%$) eli ”laihan saven” a priori suljetun leikkauslujuuden kolmiojakauma (Kuva 37) sekä otoksen 2 ($w \geq 90\%$) eli ”lihavan saven” log-normaalijakauma (Kuva 38) (log-normaalijakauman parametrit ($\ln \mu$; $\ln \sigma$) on esitetty otsikon alla).



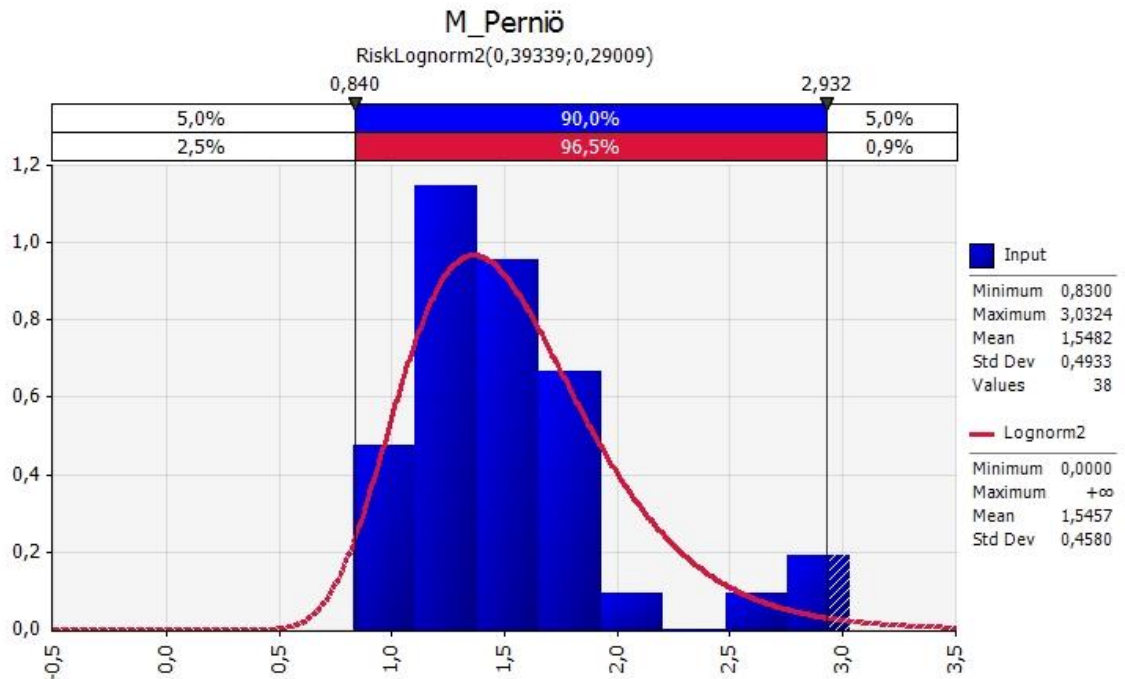
Kuva 37 A priori -kolmiojakauma ”laihan saven” ($w = 46\% \dots 90\%$) suljetulle leikkauslujuudelle.



Kuva 38 *A priori* -log-normaalijakauma ”lihavan saven” ($w \geq 90\%$) suljetulle leikkauslujuudelle.

Kuvaajasta nähdään, että ”laihan saven” s_u :n odotusarvo (keskiarvo) on 18,84 kPa kun taas ”lihavalla savella” odotusarvo on vain 13,46 kPa.

Perniön savelle on tehty runsaasti myös CAUC-kokeita, ja aineiston perusteella voidaan muodostaa *a priori* log-normaalijakauma estimoidulle kriittisen tilan jännityssuhteelle M (Kuva 39).



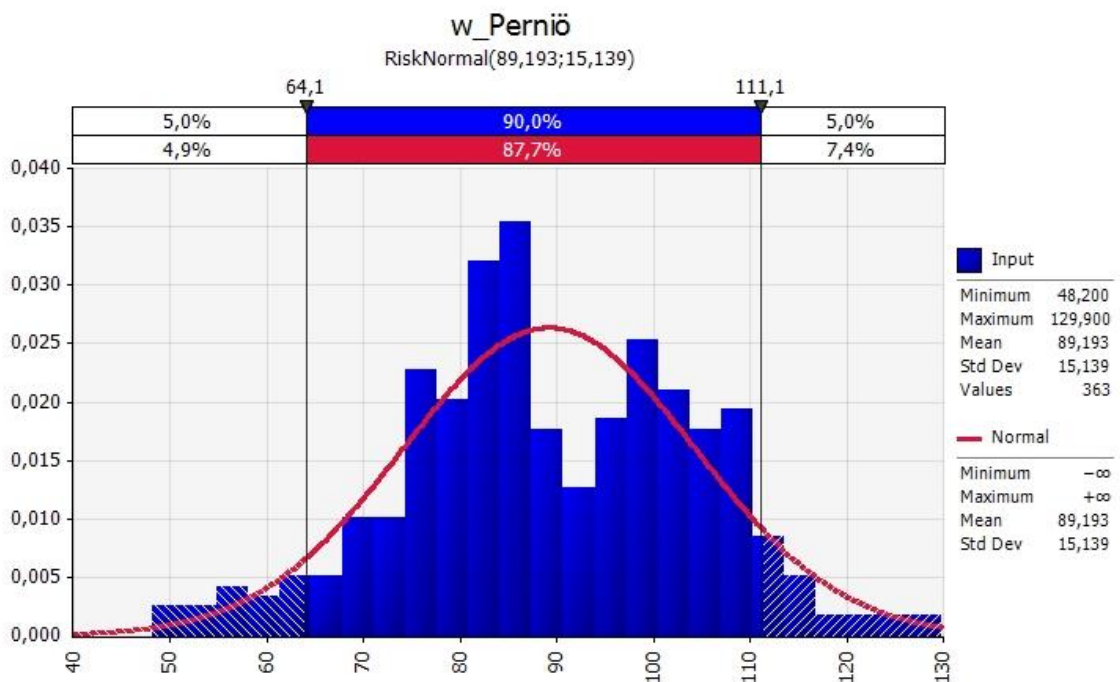
Kuva 39 Perniö, CAUC-kokeella arvioidun kriittisen tilan jännityssuhteen *a priori* -log-normaalijakauma.

Korkeimmat arvot ($M > 2$) ovat peräisin TTY:n aineistosta, ja syynä poikkeavan korkeaan arvoon saattaa olla joko suurempi näytteenottimen halkaisija (TKK-86mm) tai erilainen koejärjestely verrattuna Aalto-yliopistossa tehtyihin kokeisiin.

5.2.2 *A priori* ödometrikoikeella määritettävät parametrit

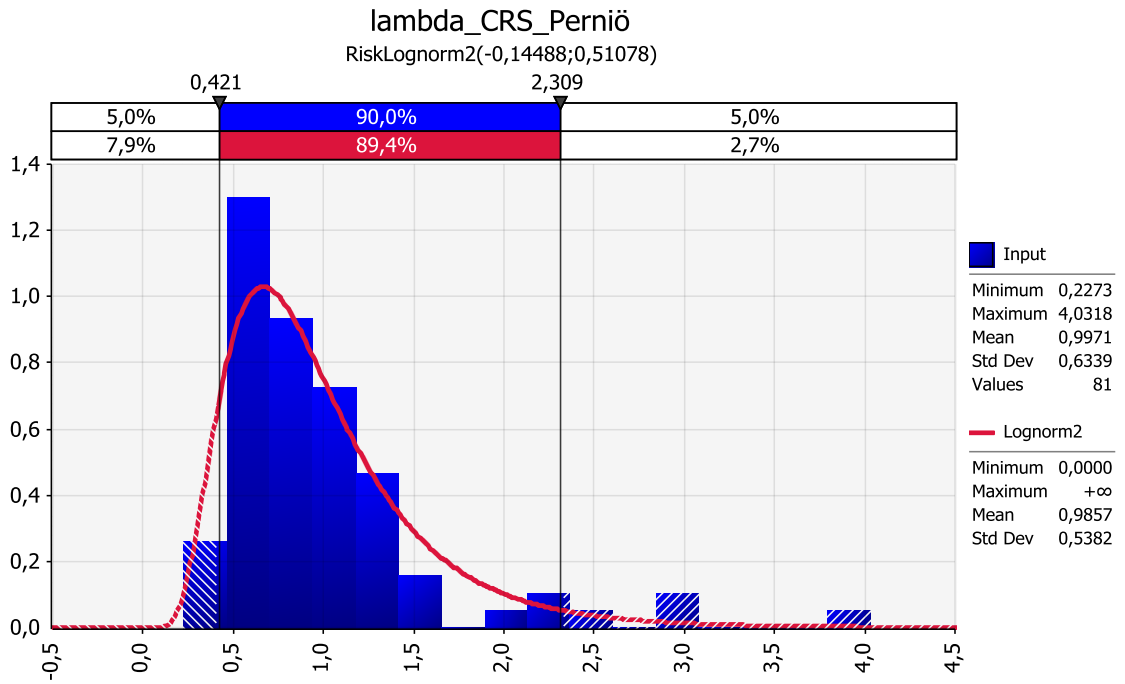
Perniössä määritettyjen λ ja κ tapauksessa havaintoja oli riittävästi otoksien 1 ja 2 käsittelyyn erikseen. Perniön suhteen vain CRS-kokeiden tulokset sisällytettiin analyysiin. Östersundomissa sen sijaan on tehty vain ILOT-kokeita, ja kyseiset havainnot käsiteltiin omana otoksenaan. Havaintoja ei kuitenkaan ole riittävästi *a priori* -jakaumien määrittämiseen, mutta Östersundomin vesipitoisuuden, λ ja κ histogrammit sekä jakaumat on esitetty Liitteessä 3.

Alla on Perniön näytteiden vesipitoisuuksien histogrammi (Kuva 40), jossa näkyy kohdassa $w = 90\%$ ilmenevä notkahdus. Otoksien 1 ja 2 käsittely erikseen soveltuu siten myös Perniön aineistoon.

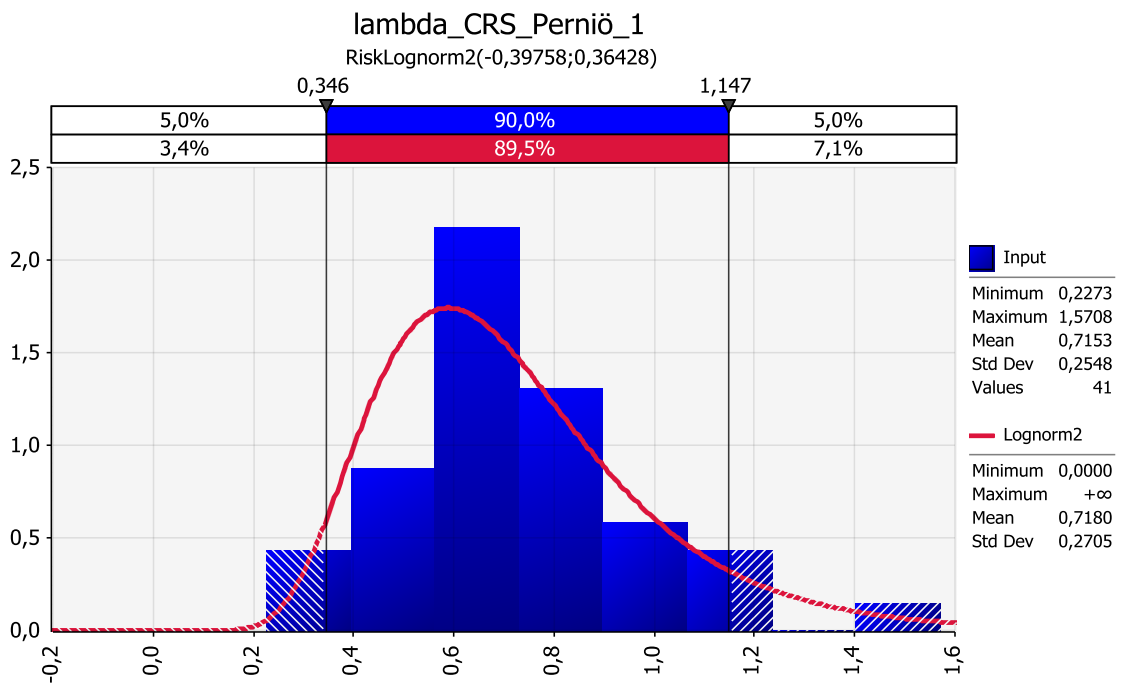


Kuva 40 Perniön näytteiden vesipitoisuuksien histogrammi ja normaalijakauma.

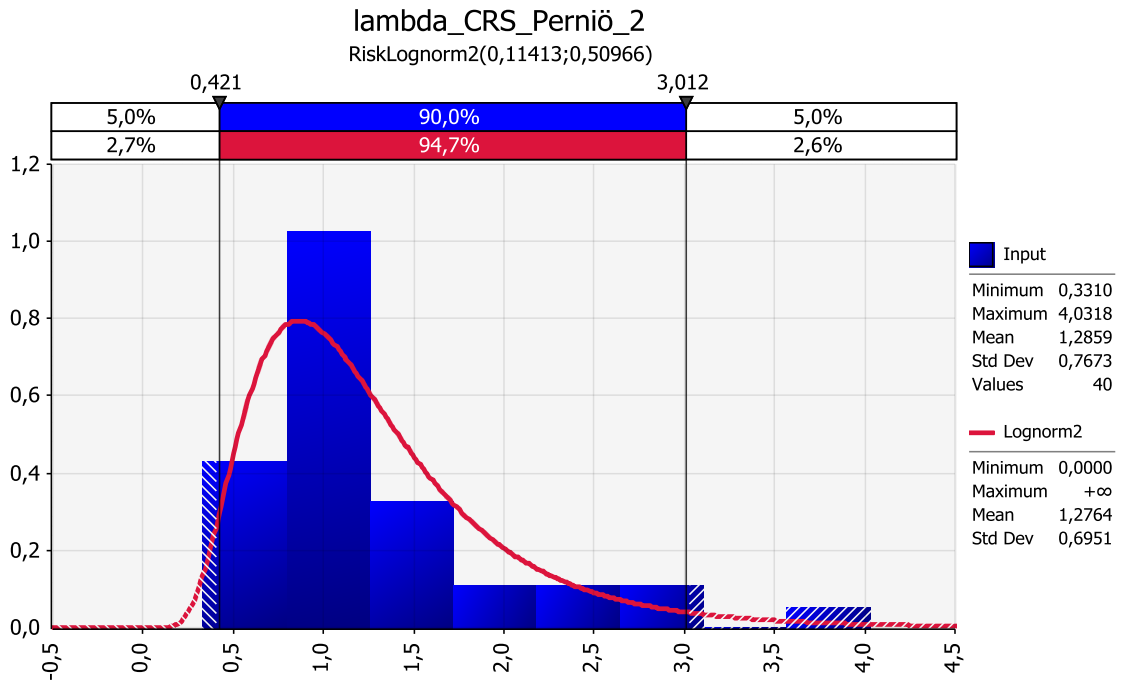
Alla on yhdistetyn otoksen sekä otoksien 1 ja 2 Perniön CRS-koetuloksista määritettyjen λ ja κ histogrammit ja log-normaalijakaumat.



Kuva 41 Perniö, yhdistetyn otoksen lambda-arvojen histogrammi sekä log-normaalijakauman sovitus.



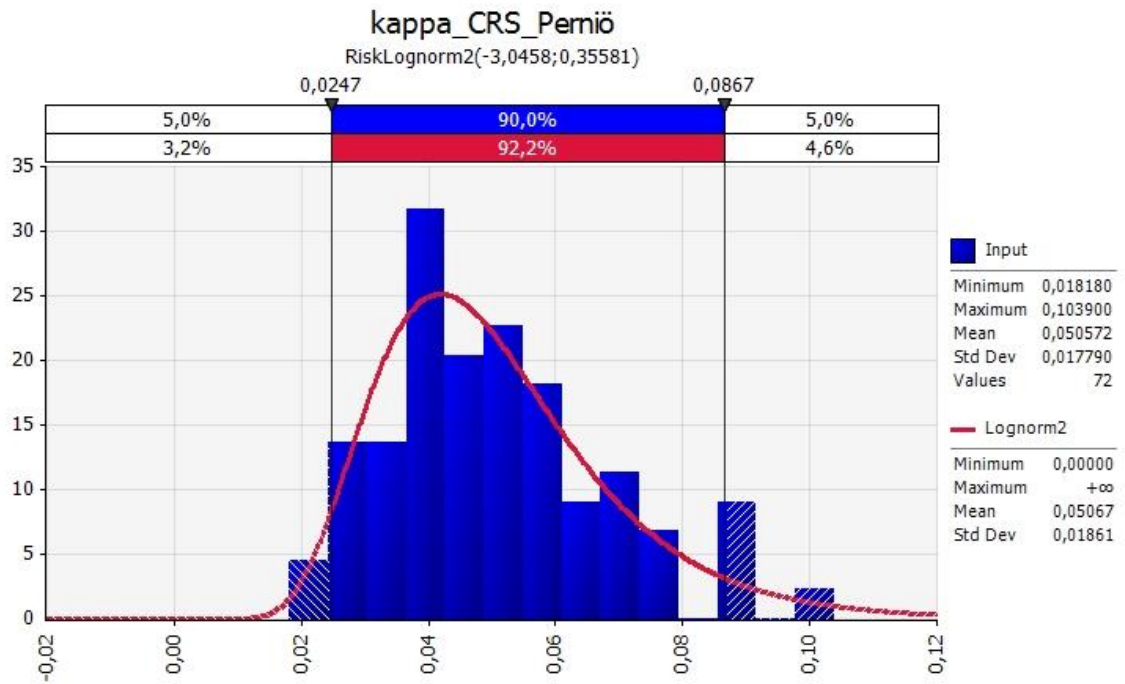
Kuva 42 Perniö, otoksen 1 eli "laihan saven" lambda-arvojen histogrammi sekä log-normaalijakauman sovitus.



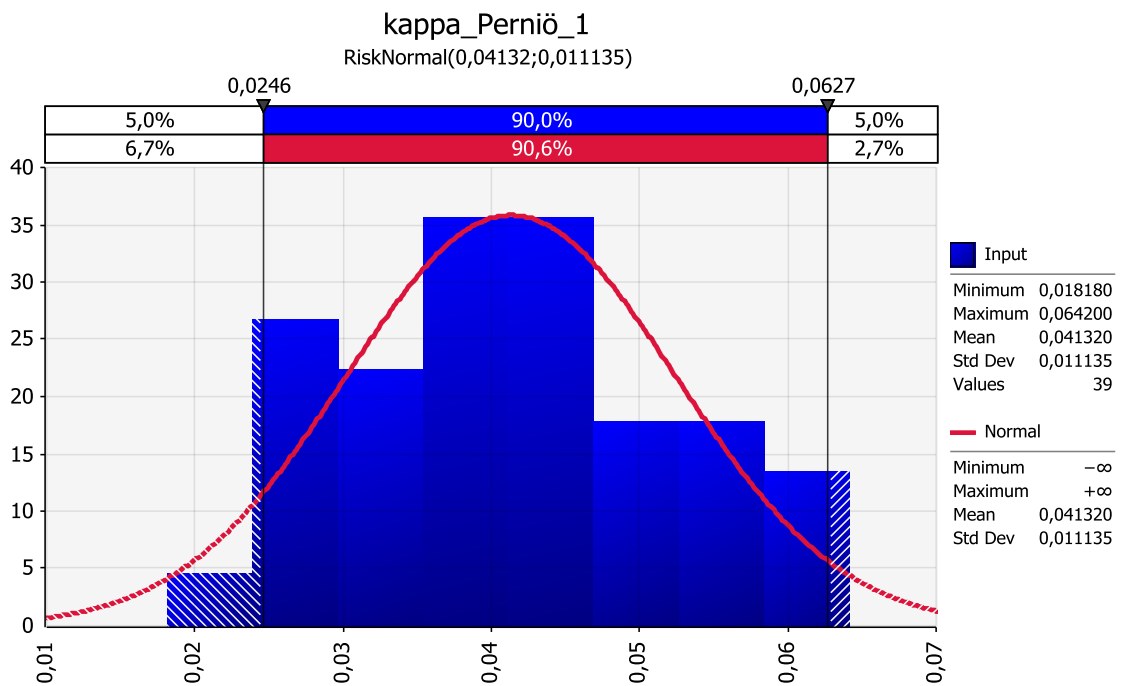
Kuva 43 Perniö, otoksen 2 eli ”lihavan saven” lambda-arvojen histogrammi sekä lognormaalijakauman sovitus.

Kuvaajista huomataan, että otoksen 2 eli ”lihavan saven” lambda-jakauman odotusarvo (1,276) on lähes puolet suurempi kuin otoksen 1 eli ”laihan saven” lambda-odotusarvo (0,718). Seuraavassa luvussa käsitellään vesipitoisuuden ja lambda-välillä korrelaatiota, jolloin ilmenee, että korkea vesipitoisuus indikoi suurempaa lambda-arvoa eli merkittävämpää kokoonpuristumista kuormituksen alaisena.

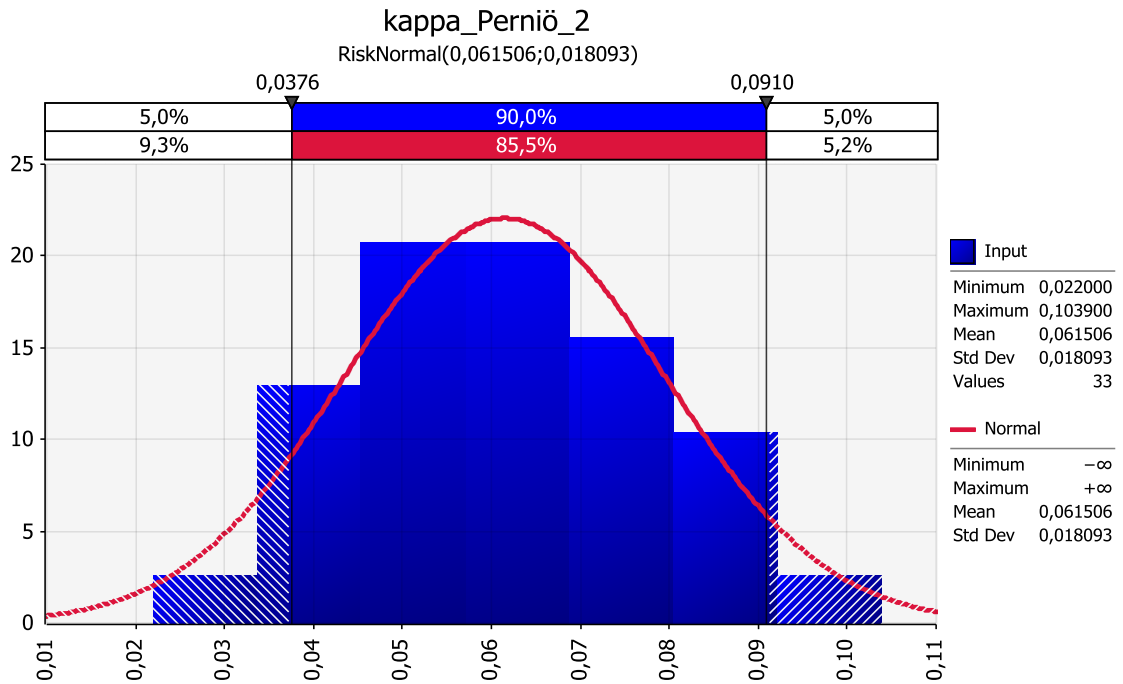
Vastaavasti Perniön CRS-kokeiden kappa-arvojen histogrammit ja sovitetut jakaumat sekä yhdistetylle otokselle että otoksille 1 ja 2 on esitetty alla.



Kuva 44 Perniö, yhdistetyn otoksen kappa-arvojen histogrammi sekä log-normaalijakauman sovitus.



Kuva 45 Perniö, otoksen 1 eli "laihan saveen" kappa-arvojen histogrammi sekä normaalijakauman sovitus.



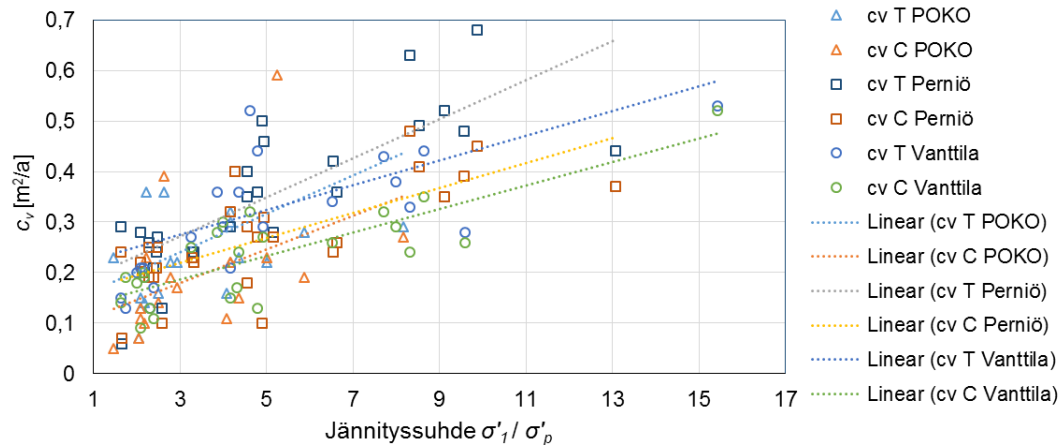
Kuva 46 Perniö, otoksen 2 eli ”lihavan saven” kappa-arvojen histogrammi sekä normaalijakauman sovitus.

Jälleen nähdään, että *a priori* -jakaumien odotusarvot vastaavat myöhemmin havaittua korrelaatiota vesipitoisuuden ja kappan välillä; otoksen 1 (”laiha savi”) kappan odotusarvo on pienempi kuin otoksen 2 (”lihava savi”).

Seuraavaksi selvitetään, millainen *a priori* -jakauma saven painuma-aika -ominaisuuksille saadaan. ILOT-kokeissa määritetään konsolidaatiokerroin erikseen jokaiselle kuormitusportaalille, sekä Taylorin (”T”) sekä Casagranden (”C”) menetelmällä. Konsolidaatiokerroin tyypillisesti kasvaa sitä mukaa, kun jännitys verrattuna esikonsolidaatiojännitykseen kasvaa. Esikonsolidaatiojännitystä pienemmällä portailla konsolidaatiokertoimet sen sijaan ovat huomattavasti suurempia, sillä savi on ylikonsolidoituneessa tilassa. Lisäksi ILOT-kokeissa määritetään porraskohtaisesti sekundääripainuman kertoimen arvo, ja koska myös tämä parametri muuttuu jännityksen kasvaessa.

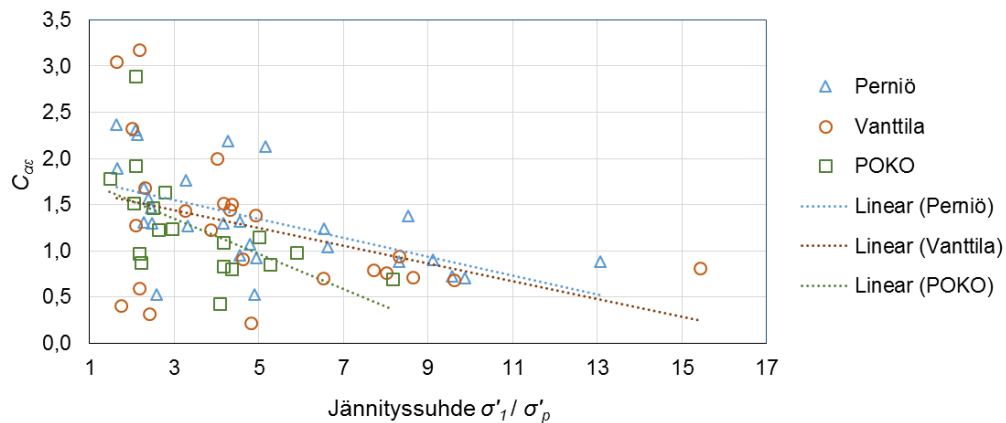
Koska konsolidaatiokerroin ja sekundääripainuman kertoimen muuttuvat jännityssuhteen kasvaessa, kaikkia havaintoja ei voida yhdistää *a priori* -jakauman määrittystä varten. Alla olevissa kuvissa on esitetty näiden kertoimien muuttuminen jännityksen suhteen (Kuvat 47-48).

Konsolidaatiokertoimen muuttuminen jännityksen suhteen



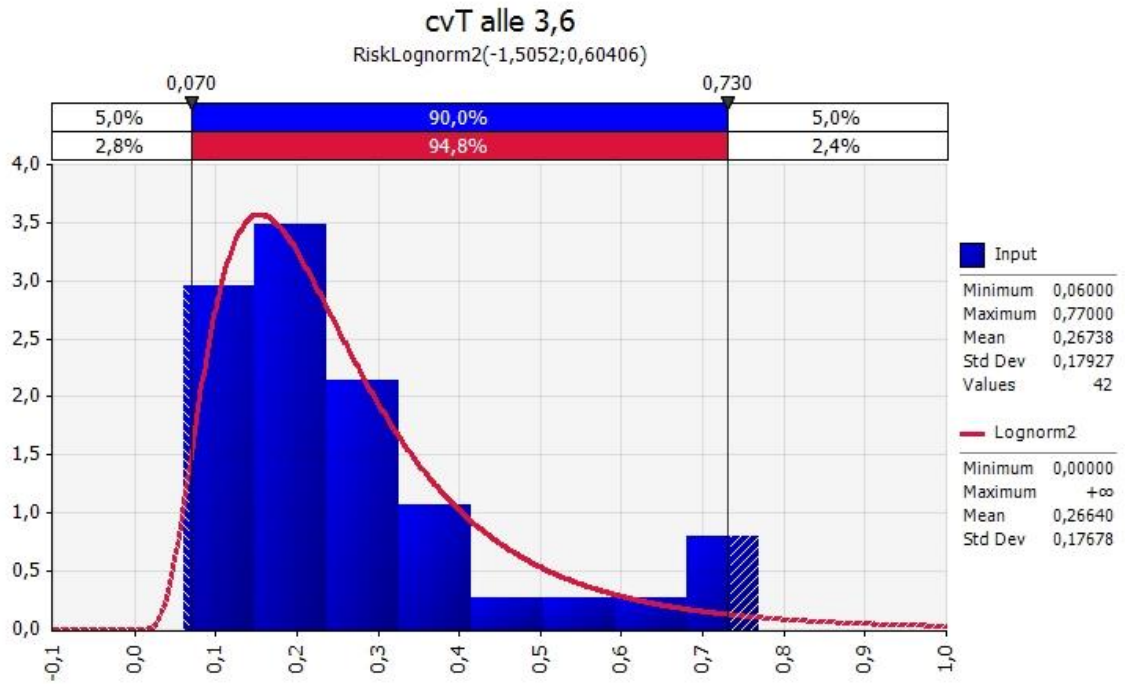
Kuva 47 Konsolidaatiokertoimen c_v muuttuminen jännityssuhteen kasvaessa.

Kertoimen $C_{\alpha\epsilon}$ muuttuminen jännityksen suhteen

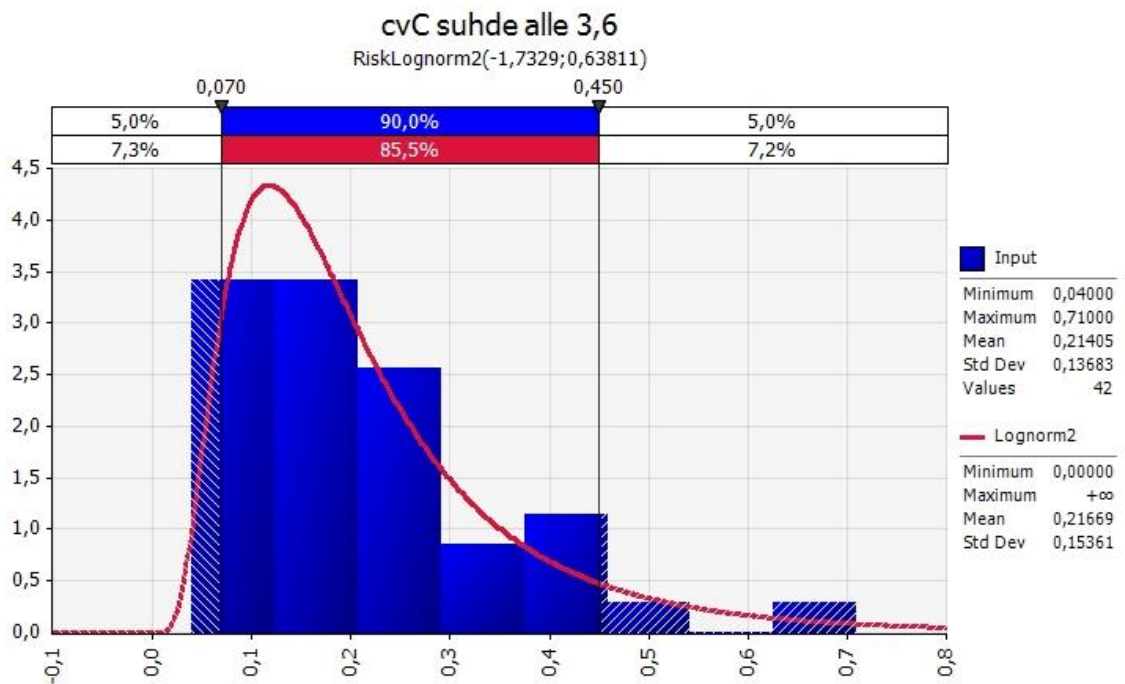


Kuva 48 Sekundääripainuman kertoimen muuttuminen jännityssuhteen kasvaessa.

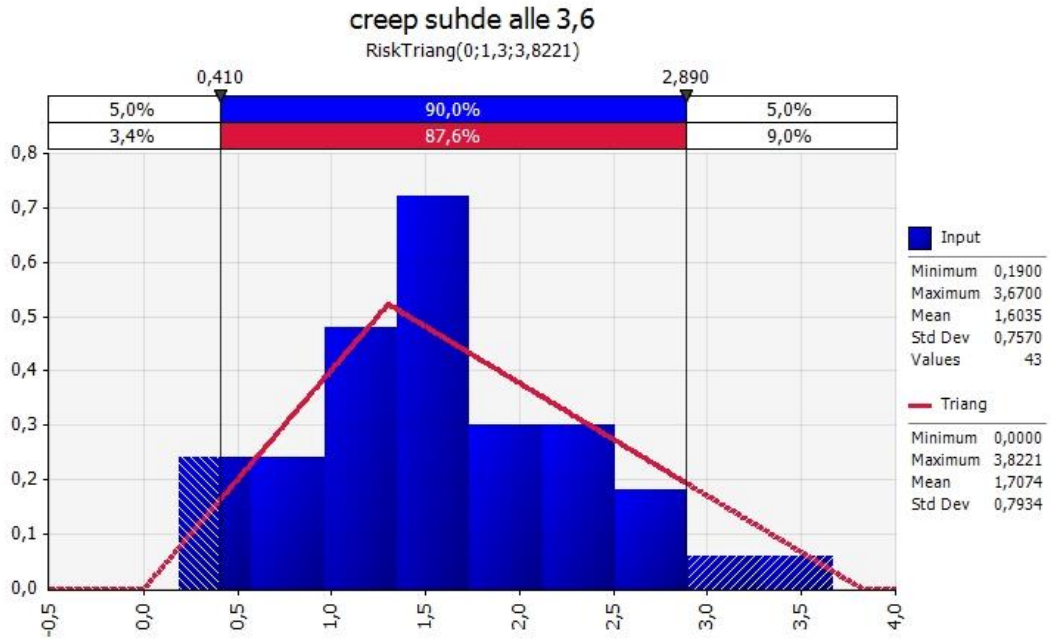
Eri kohteiden havainnoille sovitettiin myös lineaariset trendikäyrät. Trendikäyrien kulmakertoimet (k) ja vakiotermit (b) sekä niiden keskiarvot on listattu taulukkoon, joka löytyy Liitteestä 3. Kuvaajista nähdään, että kun kuormitusportaan ja esikonsolidaatiojännityksen suhde σ'_1 / σ'_p on välillä 1,4...3,6, kertoimien arvot eivät juurikaan muutu. Tämä jännityksen lisäys on myöskin samaa luokkaa kuin mitä käytännön geoteknisessä painumalaskelmassa olisi, joten kyseiset havainnot soveltuvat *a priori* -jakaumien määrittämiseen. Silttiset näytteet sekä poikkeavan suuret konsolidaatiokertoimen arvot ($c_v > 1 \text{ m}^2/\text{a}$) jätettiin kuitenkin analyysin ulkopuolelle. Alla olevissa kuvissa (Kuvat 49-51) on esitetty konsolidaatiokertoimien sekä sekundääripainuman kertoimen histogrammit ja jakaumien sovitukset.



Kuva 49 Taylorin menetelmällä määritettyjen c_v arvojen histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus (yksikkönä m^2/a).



Kuva 50 Casagranden menetelmällä määritettyjen c_v arvojen histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus (yksikkönä m^2/a).

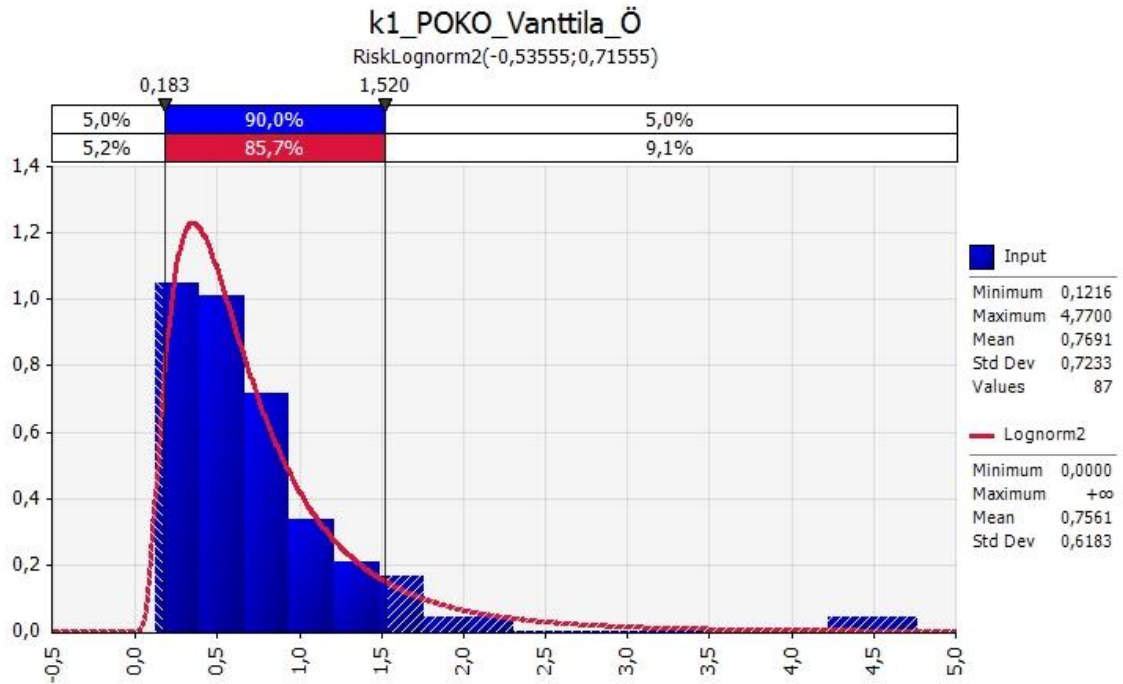


Kuva 51 Sekundääripainuman kertoimien histogrammi ja kolmiojakauman sovitus.

Taylorin menetelmällä saadaan hieman suurempia c_v -arvoja, mutta toisaalta myös hajontaa on enemmän kuin Casagranden menetelmällä määritettyjen c_v -arvojen tapauksessa. Siinä missä konsolidaatiokertoimien *a priori* -jakaumat ovat oikealle vinoja, sekundääripainuman jakauma on varsin symmetrinen.

CRS-kokeissa sen sijaan raportoidaan yleensä pienin määritetty pystysuuntainen konsolidaatiokerroin c_v , mikä ilmenee lähes aina esikonsolidaatiojännityksen jälkeisillä jännityksissä. Perniön ja POKO-savikon CRS-kokeiden minimi c_v -arvoista muodostettu histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus on esitetty Liitteessä 3.

ILOT-kokeiden porraskohtaisista c_v -arvoista pystytään määrittämään myös vedenläpäisevyys, ja interpoloimalla pystytään arvioimaan näytteen vedenläpäisevyyden arvokokeen alussa (k_l). Yhdistämällä k_l -arvot POKO-savikon, Vanttilan ja Östersundomin ILOT-kokeista, saadaan alla oleva histogrammi ja log-normaalijakauma. Tuloksista on karsittu pois näytteet, joiden vesipitoisuus on alle 46 %.



Kuva 52 Alkuvedenläpäisevyyden a priori –log-normaalijakauma savelle (yksikkö 10^{-9} m/s).

Histogrammin perusteella valtaosa alkuvedenläpäisevyyden arvoista on välillä $0,12 \dots 0,90 \cdot 10^{-9}$ m/s. Vaihteluväli vaikuttaa pieneltä, kuten myös konsolidaatiokertoimen tapauksessa. Luvun 6.2.2 herkkyysoanalyysissä kuitenkin nähdään, että näinkin ”pieni” ero painuma-aikaparametrin arvossa aiheuttaa käytännössä merkittäviä eroja painuma-ajoissa.

5.3 Maaparametrien väliset korrelaatiot

5.3.1 Luokitusominaisuuksien ja kartiokokeen tuloksien väliset korrelaatiot

Luokituskokeita ja kartiokokeita on tehty kaikissa tutkituissa kohteissa. Alla olevaan taulukkoon on listattu eri ominaisuuksien lukumäärät yhteensä sekä kohteitten mukaan eriteltyinä.

Taulukko 29 Luokituskokeiden ja kartiokokeiden tulosten lukumäärät eri kohteissa.

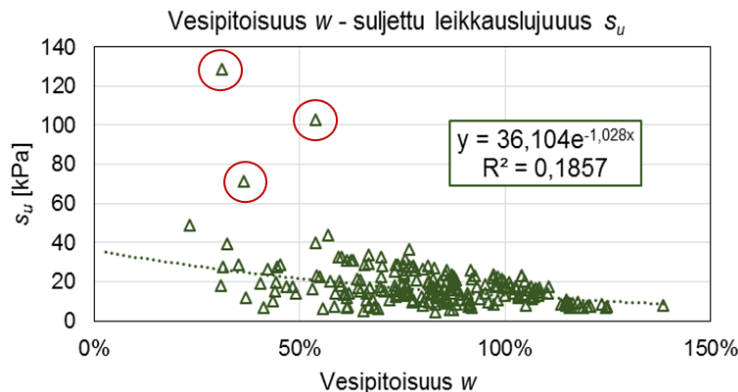
Kohde/lähde	Sa [%]	w [%]	w _L [%]	e [-]	γ [kN/m ³]	s _u [kPa]	s _{ur} [kPa]	S [-]	Yhteensä
Perniö/Aalto	29	112	59	59	76	69	59	59	522
Perniö/TTY	7	110	45	5	39	45	45	45	341
Östersundom	8	61	28	23	47	33	28	28	256
Murro	12	63	12	0	46	49	10	10	202
Vanttila	4	40	4	0	22	28	7	7	112
POKO	3	3	3	0	0	0	0	0	9
Yhteensä	63	389	151	87	230	224	149	149	1442

Analyysissä 1 verrattiin eri luokitusominaisuuksien ja kartiokokeella määritettävien parametrien välisiä korrelaatioita. Analyysi 1 käsitti seuraavien korrelaatioiden tutkimisen:

- vesipitoisuus w – suljettu leikkauslujuus s_u (kartiokoe)
- *vesipitoisuus w – häiritty leikkauslujuus s_{ur} (kartiokoe)
- *vesipitoisuus w – sensitiivisyys S (kartiokoe)
- *vesipitoisuus w – savipitoisuus S_a -%
- vesipitoisuuden ja juoksurajan suhde w/w_L – savipitoisuus S_a -%
- *suljettu leikkauslujuus s_u – sensitiivisyys S (kartiokoe)
- *häiritty leikkauslujuus s_{ur} – sensitiivisyys S (kartiokoe)
- savipitoisuus S_a -% - sensitiivisyys S (kartiokoe)
- savipitoisuus S_a -% - suljettu leikkauslujuus s_u (kartiokoe)
- savipitoisuus S_a -% - häiritty leikkauslujuus s_{ur} (kartiokoe)

Tähdellä merkityt kuvaajat löytyvät Liitteestä 4. Lisäksi määritettiin vesipitoisuuden w vaikutus huokoslukuun e sekä tilavuuspainoon γ , ja myös nämä kuvaajat löytyvät Liitteestä 4. Seuraavaksi esitellään merkittävimmät kuvaajat, regressiokäyrien yhtälöt sekä selityssasteet R^2 .

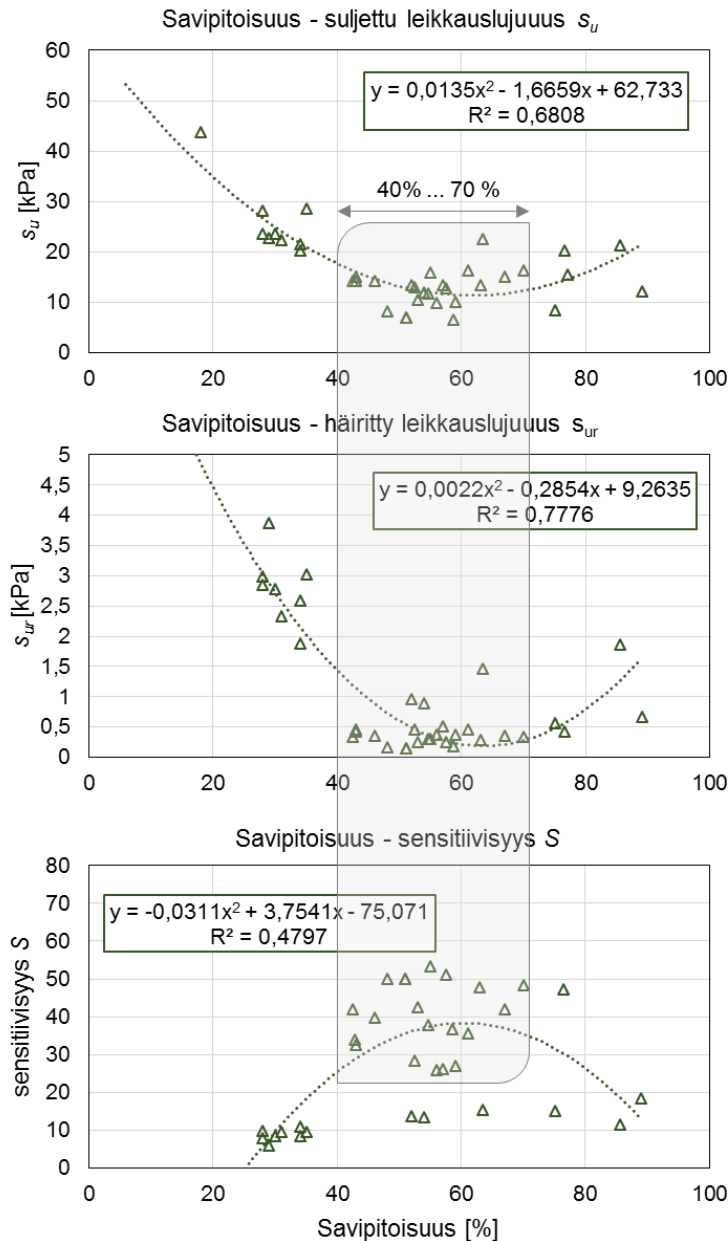
Kun tutkitaan vesipitoisuuden vaikutusta suljettuun leikkauslujuuteen, huomataan, että otoksen joukossa on kolme huomattavan suurta arvoa (ympyröity kuvaajaan) (Kuva 53).



Kuva 53 Vesipitoisuuden vaikutus suljettuun leikkauslujuuteen, kaikki havainnot.

Nämä poikkeavat arvot on karsittu pois seuraavista analyyseistä. Vaikka poikkeavat arvot on poistettu, vesipitoisuuden ja suljetun leikkauslujuuden välinen korrelaatio on edelleen heikko, vain $R^2 = 0,146$ (kuvaaja löytyy Liitteestä 4).

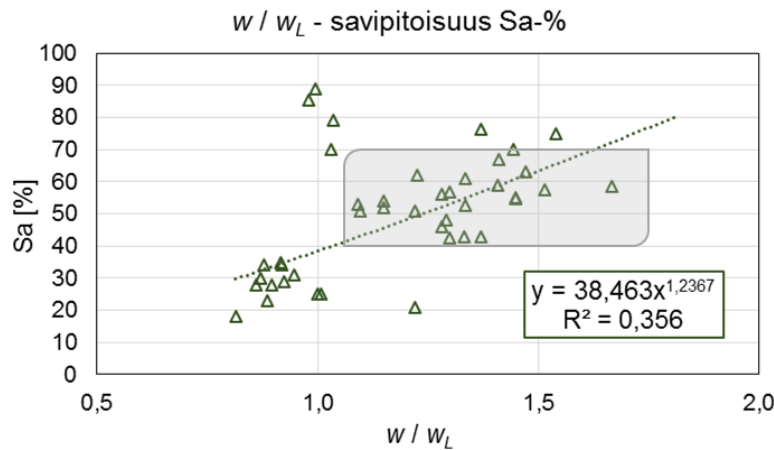
Seuraavaksi tutkitaan savipitoisuuden ja muiden luokitusominaisuuksien välisiä riippuvuuksia. Alla on esitetty kolme kuvaajaa (Kuva 54), jossa näkyy savipitoisuuden vaikutus suljettuun leikkauslujuuteen (ylin), häirittyyn leikkauslujuuteen sekä sensitiivisyyteen (alin).



Kuva 54 Savipitoisuuden vaikutus suljettuun leikkauslujuuteen, häirittyyn leikkauslujuuteen sekä sensitiivisyyteen.

Kuvaajista nähdään, että selitysasteet polynomifunktiolle ovat varsin hyviä ($R^2 = 0,48...0,78$). Hyvin pehmeille, sensitiivisille näytteille on kuvaajien mukaan tyypillistä 40...70 % savipitoisuus. Erittäin lihavat savet näyttäisivät olevan hieman lujempia. Kun näytteen savipitoisuus on alle 40 %, suljettu leikkauslujuus on yli 20 kPa ja sensitiivisyys vain $S \approx 5...10$.

Geotekniset suunnittelijat tietävät, että jos saven juoksuraja w_L on suurempi kuin vesipitoisuus w , kyseessä on mitä todennäköisimmin pehmeä ja kenties sensitiivinen savi. Kun kyseessä on suhde w / w_L , suhteen ollessa suurempi kuin yksi, savi saattaa siten olla hyvinkin pehmeää. Alla olevassa kuvaajassa (Kuva 55) on tämän suhteen vaikutus savipitoisuuteen.



Kuva 55 Vesipitoisuuden ja juoksurajan suhteen vaikutus savipitoisuuteen.

Kuvaajan mukaan savipitoisuus 40..70 % näyttäisi olevan varsin tyypillinen tällaisille ”juoksutilassa” oleville savinäytteille. Kun tutkitaan pelkän vesipitoisuuden ja savipitoisuuden välistä korrelaatiota, havaitaan siinäkin positiivinen korrelaatio. Hajonta on kuitenkin merkittävä (kuvaaja löytyy Liitteestä 4).

5.3.2 Saven luokitusominaisuuksien ja muodonmuutosparametrien väliset korrelaatiot

Saven muodonmuutosparametrit määritetään lähes aina ödometrikokeiden tuloksista. Mutta koska esimerkiksi luokituskokeisiin verrattuna ödometrikoe vaatii enemmän aikaa ja investointeja, erinäisten luokitusominaisuuksien ja muodonmuutosparametrien välisiä korrelaatioita on tutkittu geotekniikan alalla jo useita vuosikymmeniä. Seuraavaksi esitellään työssä käytetyn aineiston pohjalta määritetyt regressiokäyrät sekä selitysasteet R^2 .

Analyysissä 2 aineiston rungon muodostaa Perniössä tehdyt ILOT- että CRS-kokeet. Lisäksi aineistossa on Östersundomissa tehtyjen ILOT-kokeiden tulokset. Alla on analyysissä käytettyjen kokeiden määrät (Taulukko 30).

Taulukko 30 Analyysissä 2 käytetyt ödometrikokeiden määrät.

Kohde/lähde	Koetyyppi	Näytteenotin			Yhteensä
		TKK-86mm	NGI-54mm	ST2-50mm	
Perniö/TTY	CRS	8		32	40
Perniö/Aalto	CRS	11	36		47
Perniö/Aalto	ILOT	17	27*		44
Perniö/Aalto	ILOT_K		2*		2
Östersundom	ILOT	9		28	37
Östersundom	ILOT_K	3		2	5
Yhteensä:		48	65	62	175

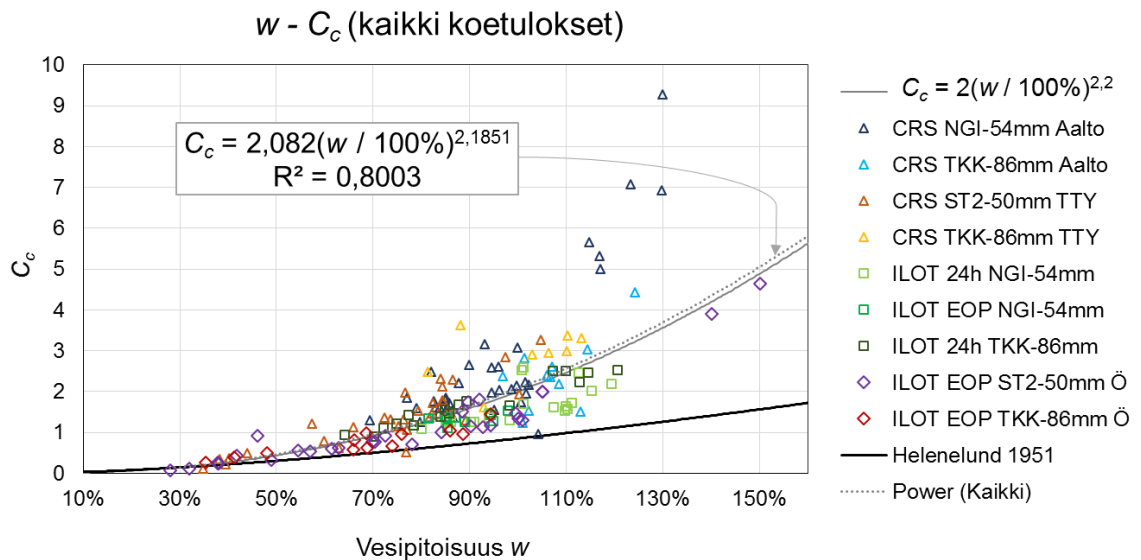
*ei EOP-analyysiä, käytetty 24 h arvoja

Analyysissä 2 tutkittiin ödometrikokeen näytteen alkuvesipitoisuuden/alkuvesipitoisuuden vaikutusta tulkittuihin muodonmuutosparametreihin. Analyysi 2 käsitti seuraavien korrelaatioiden tutkimisen:

- näytteen alkuvesipitoisuus w – kokoonpuristuvuusindeksi C_c
- *näytteen alkuvesipitoisuus w – lambda λ
- *näytteen alkuvesipitoisuus w – lambda λ^*
- *näytteen alkuhuokosluku e – kokoonpuristuvuusindeksi C_c
- *näytteen alkuhuokosluku e – lambda λ
- *näytteen alkuhuokosluku e – lambda λ^*
- näytteen alkuvesipitoisuus w – elastinen kokoonpuristuvuusindeksi C_r
- *näytteen alkuvesipitoisuus w – kappa κ
- *näytteen alkuvesipitoisuus w – kappa κ^*
- *näytteen alkuhuokosluku e – elastinen kokoonpuristuvuusindeksi C_r
- *näytteen alkuhuokosluku e – kappa κ
- *näytteen alkuhuokosluku e – kappa κ^*

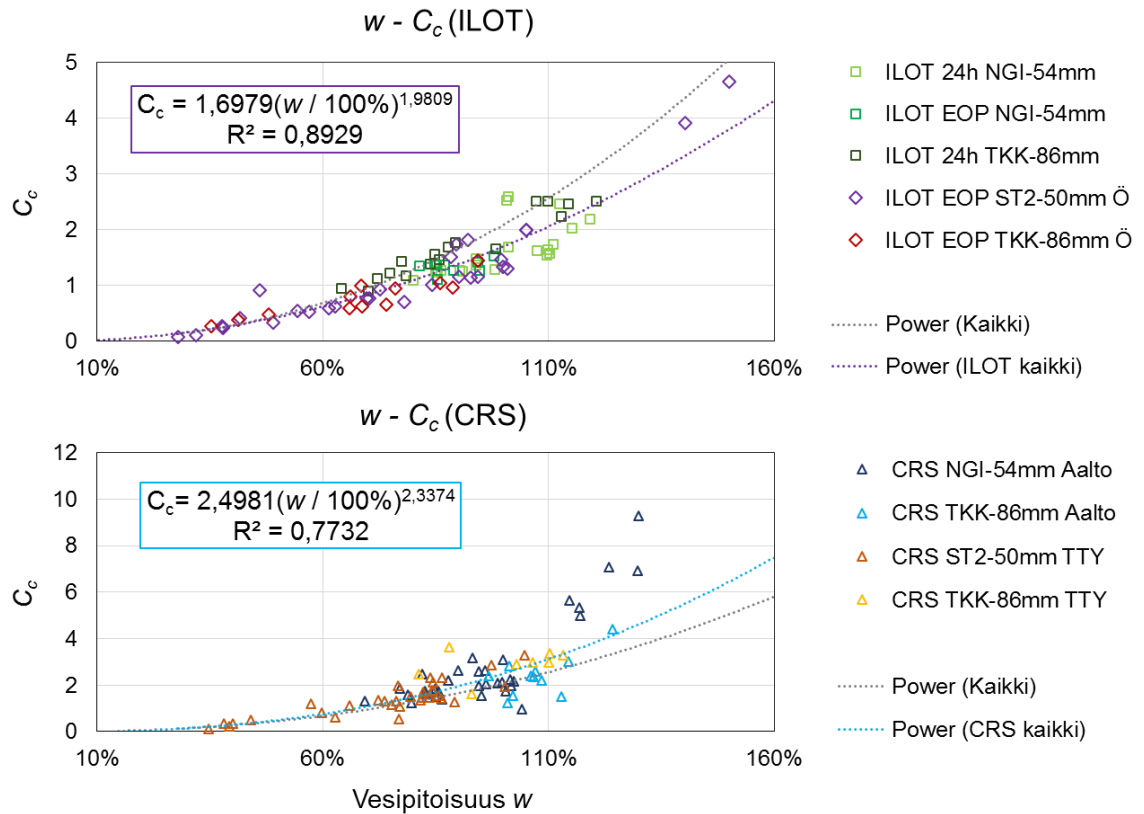
Seuraavaksi esitellään analyysin keskeisimmät tulokset; tähdellä merkityt tulokset löytyvät Liitteestä 4.

Kenties eniten tutkittu korrelaatio on kokoonpuristuvuusindeksin C_c arviointi perustuen näytteen alkuvesipitoisuuteen w . Alla olevaan kuvaajaan (Kuva 56) on koottu kaikki analyysissä käytetyt arvoparit, ja lisäksi kuvaajiin on piirretty Helenelundin (1951) ehdottama regressioyhtälö, regressioanalyysin tuloksena saatu eksponenttifunktio sekä yksinkertaisempi versio kyseistä funktiosta.



Kuva 56 Vesipitoisuuden vaikutus kokoonpuristuvuusindeksiin, kaikki havainnot (kuvaajissa Ö = Östersundom).

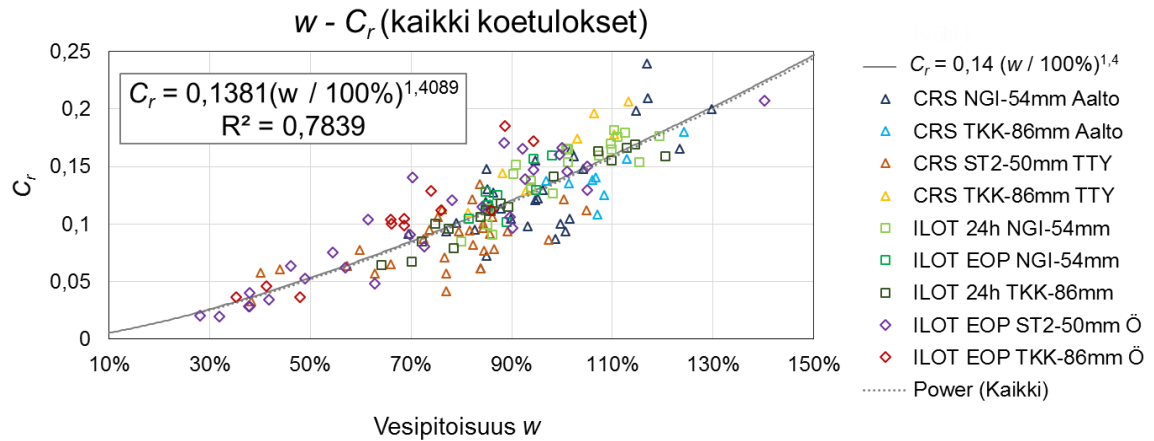
Kuvaajista (Kuva 56) nähdään, että Helenelundin ehdottama funktio aliarvioi kokoonpuristuvuusindeksiä melkoisesti. Datan perusteella määritetyn regressiokäyrän selitysaste sen sijaan on melko suuri, reilu 80 %. Lisäksi voidaan havaita, että ILOT-koetuloksista tulkitut arvot ovat keskimäärin pienempiä kuin CRS-koetuloksista tulkitut arvot. Alla olevassa kuvassa (Kuva 57) on esitetty kuvaajat, joissa on erikseen ILOT- ja CRS-kokeiden tulokset.



Kuva 57 Vesipitoisuuden vaikutus kokoonpuristuvuusindeksiin ILOT-kokeiden tapauksessa (yllä) ja CRS-kokeiden tapauksessa (alla).

Kuvaajista (Kuva 57) nähdään, että ILOT-kokeiden regressiokäyrä (violetti) on loivempi kuin kaikille havainnoille määritetty regressiokäyrä (harmaa). Vastaavasti CRS-kokeet tuottavat keskimäärin korkeampia kokoonpuristuvuusindeksin arvoja. Tämä ero koetulosten välillä johtuu osittain siitä, että ILOT-kokeen tuloksen tulos on erittäin herkkä sille, kuinka kuormitusportaot ovat sijoittuneet suhteessa esikonsolidaatiojännitykseen. CRS-kokeessa sen sijaan havaintoja on huomattavasti suurempi määrä, joten esikonsolidaatiojännitystä seuraava nyrjähdys on paremmin havaittavissa ja kulmakerroin siten suurempi. Lisäksi tulee ottaa huomioon, että osa C_c -arvoista ei ole tulkittu EOP-pisteiden mukaan, vaan 24 tunnin havaintojen mukaan. Kuvaaja, jossa on vain ILOT EOP- sekä CRS-tulokset, löytyy Liitteestä 4.

Vastaava tarkastelu tehtiin myös elastiselle kokoonpuristuvuusindeksille C_r , ja regressiokäyrä (eksponenttifunktio) on esitetty alla (Kuva 58). Lineaarinen trendikäyrä samalle otokselle löytyy Liitteestä 4. Koska C_r määritetään ylikonsolidoituneelta alueelta, EOP ja 24 h arvot eivät poikkea juurikaan. Analyysiin on siten sisällytetty kaikki tulokset. Myöskään eri koemenetelmillä (CRS versus ILOT) määritetyt arvot eivät juurikaan eroa.



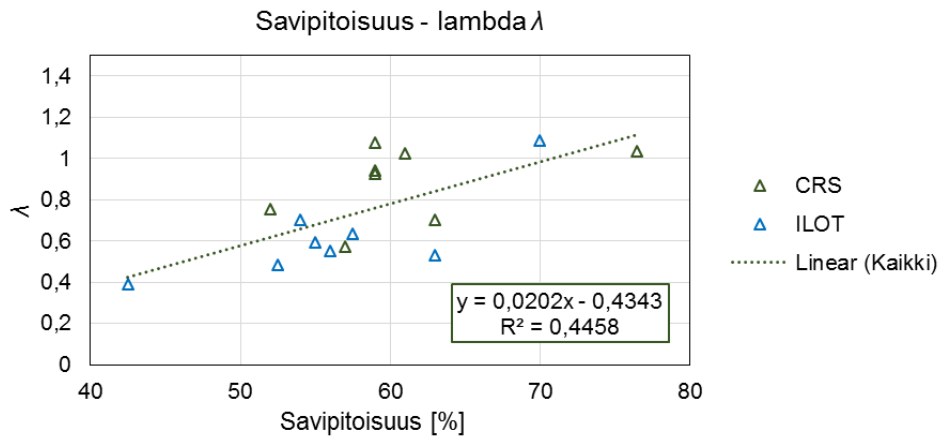
Kuva 58 Vesipitoisuuden vaikutus elastiseen kokoonpuristuvuusindeksiin, kaikki havainnot.

Analyysissä 3 tutkittiin Perniössä tehtyjen luokituskokeiden ja ödometrikokeiden tuloksien välisiä korrelaatioita. Data koostui lähekkäisissä pisteissä tehdyistä kokeista, ja näytteiden välinen etäisyys oli keskimäärin 10 cm (0...64,8 cm). Havaintopareja oli kaiken kaikkiaan 59 kappaletta, ja näistä 35 oli samasta putkesta. Muut vertailut näytteet olivat vierekkäisistä pisteistä. Havaintojen sopivuus tarkastettiin vertaamalla näytteiden vesipitoisuuden, huokosluvun ja tilavuuspainon välisiä eroja. Poikkeavuus vesipitoisuudessa oli keskimäärin 3 prosenttiyksikköä, eli näytteet ovat olleet vertailukelpoisia. Kaksi poikkeavaa CRS-kokeen λ arvoa ($>2,6$) poistettiin datasta. ILOT-kokeiden tulokset perustuvat 24h-arvoihin.

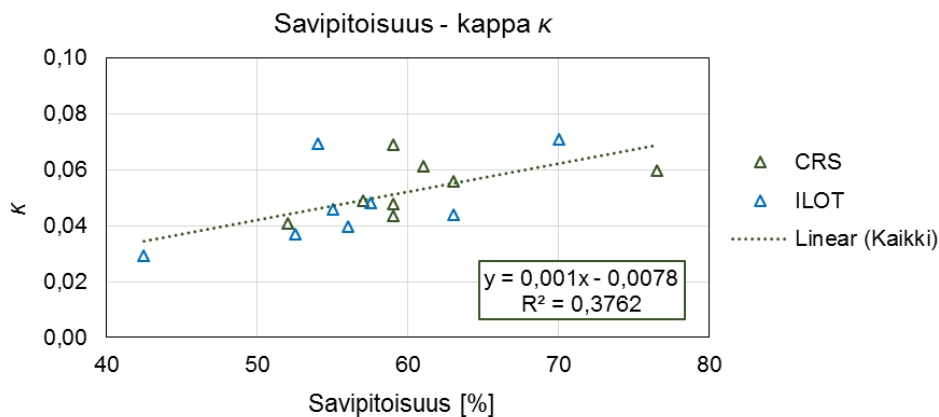
Analyysi 3 käsitti seuraavien korrelaatioiden tarkastelun (tähdellä merkittyjen tarkasteluiden kuvaajat löytyvät Liitteestä 4):

- savipitoisuus – λ
- savipitoisuus – κ
- *suljettu leikkauslujuus s_u – λ
- *häiritty leikkauslujuus s_{ur} – λ
- *vesipitoisuuden ja juoksurajan suhde w/w_L – λ

Lujuusominaisuuksien ja muodonmuutosominaisuuksien välillä ei havaittu korrelaatioita. Sen sijaan savipitoisuuden ja λ (Kuva 59) sekä kovan (Kuva 60) välillä havaitaan positiivinen korrelaatio. Koska otoksen määrä on pieni, CRS- ja ILOT -kokeiden tuloksien välillä ei havaita merkittävää eroa.



Kuva 59 Savipitoisuuden vaikutus lambdaan.

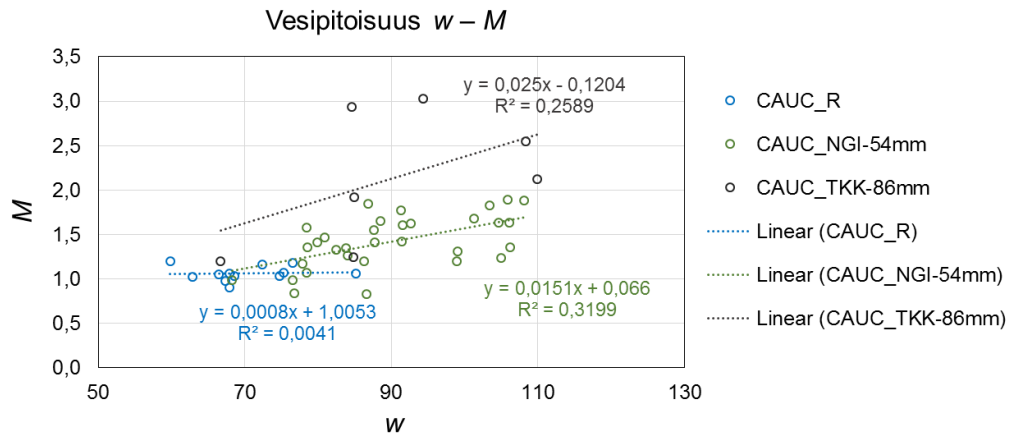


Kuva 60 Savipitoisuuden vaikutus kappaan.

Korrelaation voi aiheuttaa myös se, että savipitoisuuden kasvaessa yleensä myös vesipitoisuus on suurempi. Syynä korrelaatioon saattaa siten pikemminkin olla näytteen vesipitoisuuden vaikutus muodonmuutosparametreihin.

5.3.3 Luokitusominaisuuksien ja kolmiaksaalikokeen tuloksien väli-set korrelaatiot

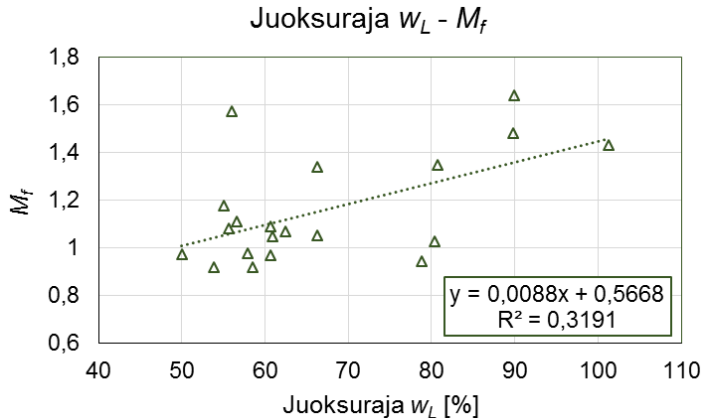
Seuraavaksi tutkitaan, vaikuttaako Perniön saven näytteen alkuvesipitoisuus w CAUC-kokeella arvioituun kriittisen tilan jännityssuhteeseen M . Alla on kuvaaja (Kuva 61), johon on eritelty TTY:llä tehdyt kokeet ("CAUC_TKK-86mm") ja Aalto-yliopistossa tehdyt kokeet sekä luonnontilaiselle savelle ("CAUC_NGI-54mm) että rakennetuille näytteille ("CAUC_R"). Rakennettu näyte on häiritty, ja konsolidoitu tämän jälkeen uudelleen. Toisin sanoen saven rakenteen sidokset on tarkoituksellisesti rikottu.



Kuva 61 Vesipitoisuuden ja näytteenottimen vaikutus kriittisen tilan jännityssuhteeseen M (R = rakennettu näyte).

Kuvaajasta huomataan, että luonnontilaisen savinäytteen vesipitoisuuden ja kriittisen tilan jännityssuhteen välillä vallitsee heikko positiivinen korrelaatio. Hajonta on kuitenkin huomattavaa. Rakennetun näytteen tapauksessa M ei muutu vesipitoisuuden suhteen. M riippuu siten pitkälti saven rakenteesta (sidoksista). Vastaava tarkastelu tehtiin myös murtokohdan jännityssuhteelle M_f , ja kuvaaja löytyy Liitteestä 4.

Samoin kuin ödometrikoe-tulosten analyysissä, myös kolmiaksaalikokeille haettiin luokituskokeiden näytepareja joko samoista putkista tai vierekkäisistä pisteistä. Alla on esitetty juoksurajan w_L vaikutus murtotilan jännityssuhteeseen M_f .



Kuva 62 Juoksurajan vaikutus murtotilan jännityssuhteeseen M_f .

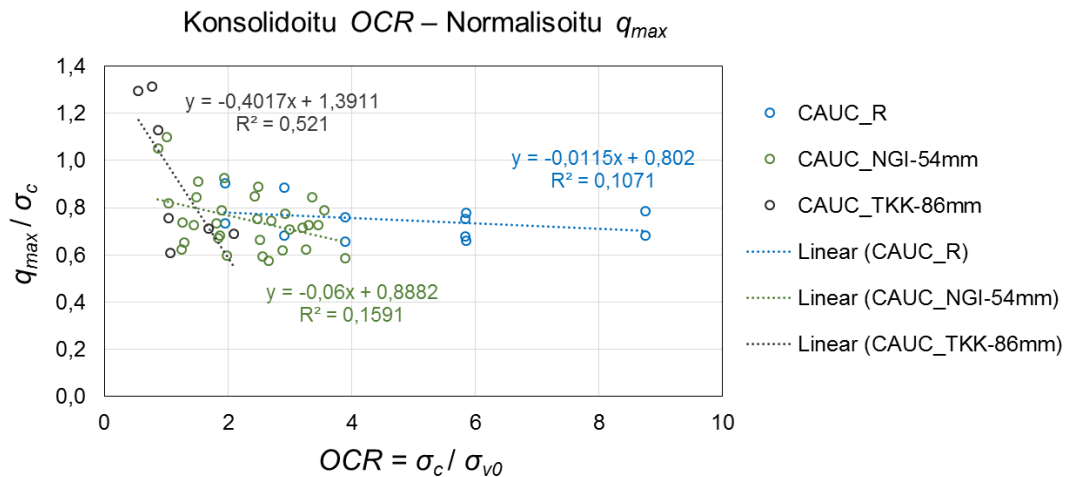
Jälleen havaitaan jonkinasteinen positiivinen korrelaatio, mutta hajonta on suurta.

5.4 Näytteenottimen ja koemenetelmän vaikutus maaparametreihin

5.4.1 Vaikutus lujuusominaisuuksiin

Tässä analyysissä pyrittiin selvittämään, missä määrin käytetty näytteenotin sekä koemenetelmä vaikuttavat lujuusparametreihin.

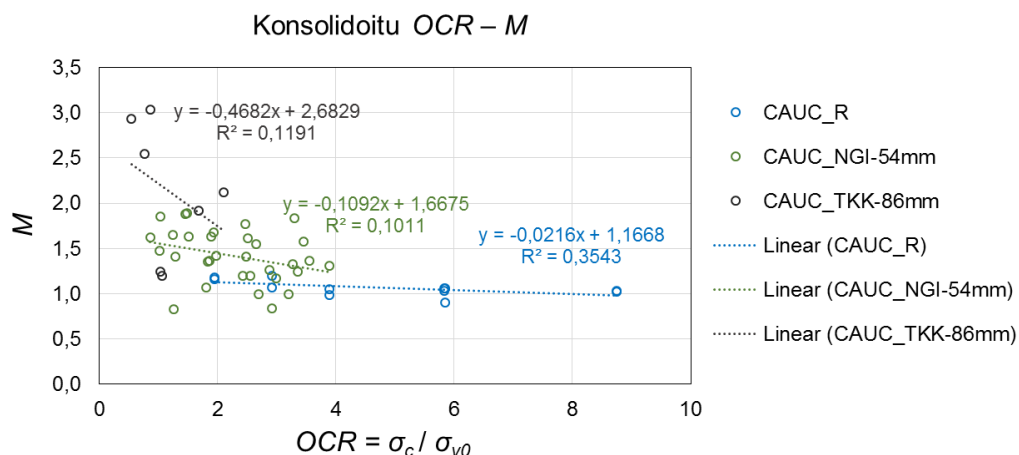
Ensin tutkitaan näytteenottimen ja koejärjestelyn vaikutusta CAUC-kokeen tuloksiin. CAUC-kokeessa jotkut näytteet konsolidoidaan reilusti yli vallitsevan tehokkaan jännityksen, joten pelkän suurimman deviatorisen jännityksen q_f (suurin mitattu q eli q_{max}) sijaan tarkastellaan normalisoitua arvoa. Kun tutkitaan CAUC-kokeessa saavutetun OCR-arvon vaikutusta normalisoituun deviatoriseen jännitykseen, saadaan alla oleva kuvaaja (Kuva 63).



Kuva 63 Näytteenottimen ja koejärjestelyn vaikutus saven leikkauslujuuteen. (R = rakennettu näyte)

Kuvaajasta huomataan, että rakennetun näytteen tapauksessa CAUC-kokeen OCR ei vaikuta lujuteen käytännössä ollenkaan. Sen sijaan luonnontilaisten näytteiden tapauksessa normalisoitu deviatorinen jännitys alenee, kun OCR kasvaa. Tämä trendi voi olla seurausta siitä, että näytteen keinotekoinen ja suhteellisen nopea konsolidointi rikkoo saven sidoksia ja aiheuttaa näytteen häiriintymistä. Normalisoitu deviatorinen jännitys laskee nopeasti sen jälkeen, kun $OCR > 1$. Suurimmat normalisoidun deviatorisen jännityksen arvot saadaan, kun käytössä on TKK-86 -näytteenotin. Toisaalta arvot myös laskevat pian muiden havaintojen tasolle, kun OCR kasvaa.

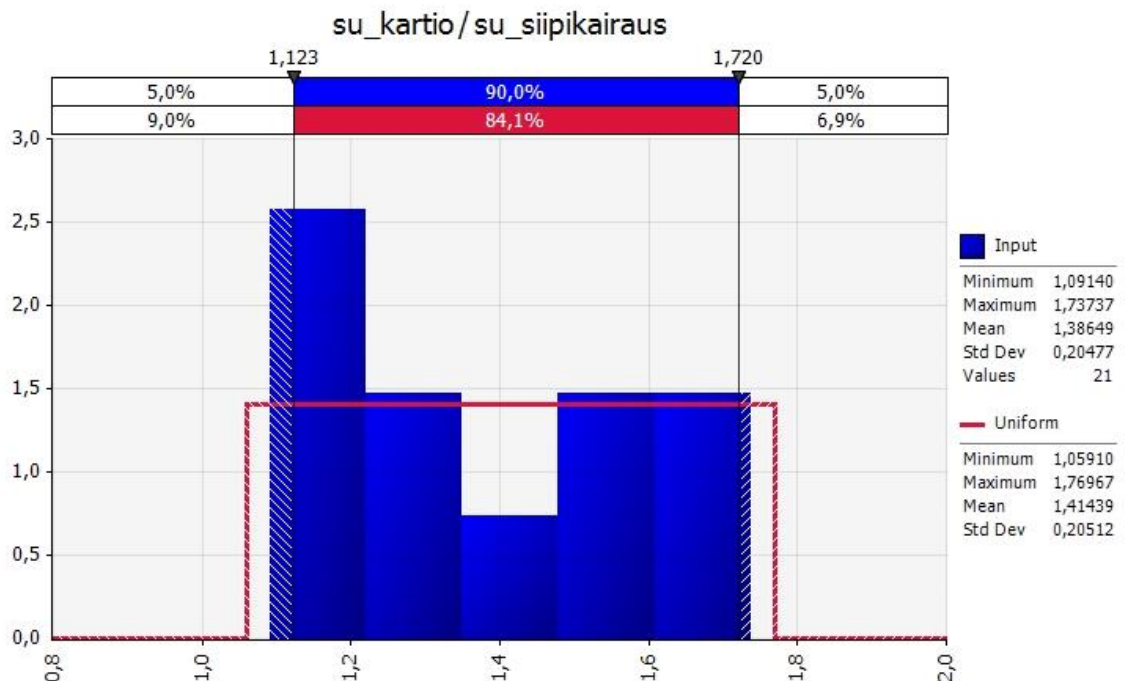
Kun vastaava tarkastelu tehdään kriittisen tilan jännityssuhteelle M , saadaan alla oleva kuvaaja (Kuva 64).



Kuva 64 Näytteenottimen ja koejärjestelyn vaikutus kriittisen tilan jännityssuhteeseen M . (R = rakennettu näyte)

Kuvaajassa nähdään samankaltaiset trendit kuin normalisoidun deviatorisen jännityksen tapauksessa. Vaikuttaisi siten siltä, että CAUC-kokeen OCR-arvon suuruudella on huomattava vaikutus arvioituun kriittisen tilan jännityssuhteeseen M . Konsolidointi reilusti yli vallitsevan jännityksen saattaa siten muuttaa saven rakennetta siten, että sen anisotropisuus muuttuu (myötöpinnan kiertyminen). Koska rakennetun näytteen tapauksessa vastaavaa ilmiötä ei havaita, luonnontilaisen saven rakenteen muuttuminen lienee todennäköisin syy havaitulle trendille.

Perniössä on tehty useita siipikairauksia sekä näytteenottoja kairauksien suhteen vierekkäisissä pisteissä. Kun verrataan siipikairauksen ja kartiokokeen antamaa suljettua leikkauslujuutta muodostamalla suhde s_u (kartiio) / s_u (siipikairaus, redusoimaton), saadaan alla esitetty histogrammi sekä tasajakauman sovitus. Suhde on laskettu tuloksille jotka ovat likimain samalta syvyydeltä, vierekkäisistä pisteistä.



Kuva 65 s_u (kartiio) / s_u (siipikairaus) -suhteen histogrammi ja tasajakauma.

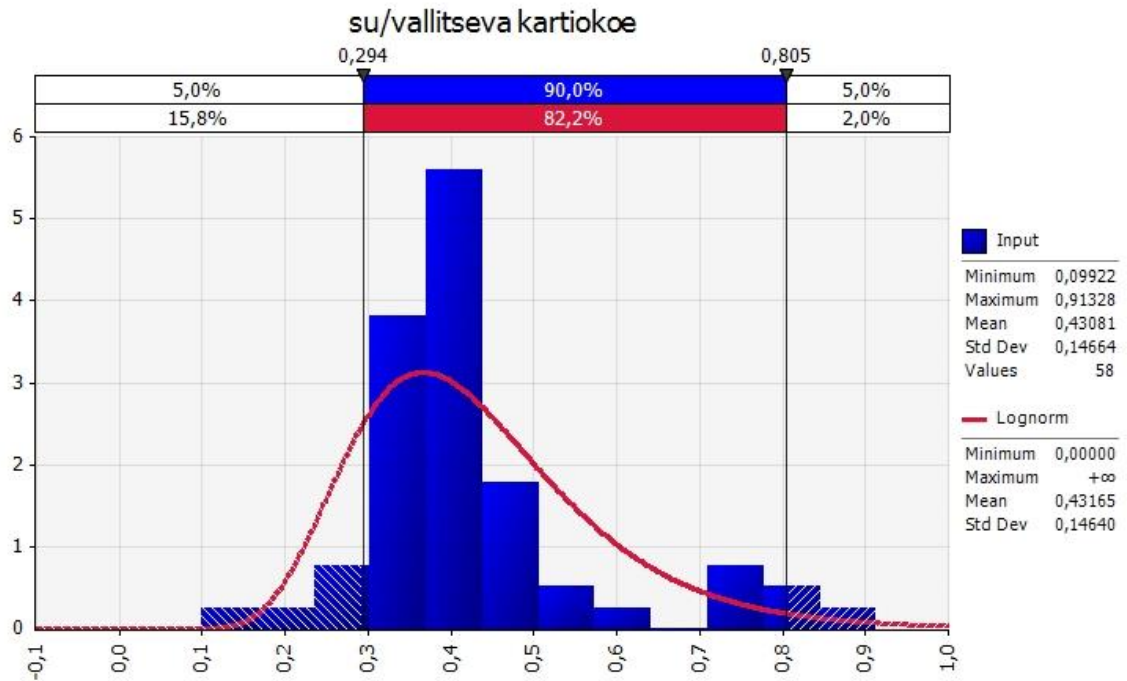
Kartiokokeen s_u on siten 1,1-1,7 -kertainen siipikairauksen tulokseen verrattuna. Hajonta on varsin suuri, mikä voi johtua siitä, että havaintoparit poikkeavat liikaa toisistaan.

Seuraavaksi tarkastellaan koemenetelmän vaikutusta suljetun leikkauslujuuden ja vallitsevan jännityksen suhteeseen s_u / σ'_{v0} Perniössä. Tarkasteltavat koemenetelmät ovat kartiokoe, siipikairaus sekä kolmiakiaaliko CAUC, jossa suljettu leikkauslujuus on arvioitu seuraavasti (Lehtonen 2015):

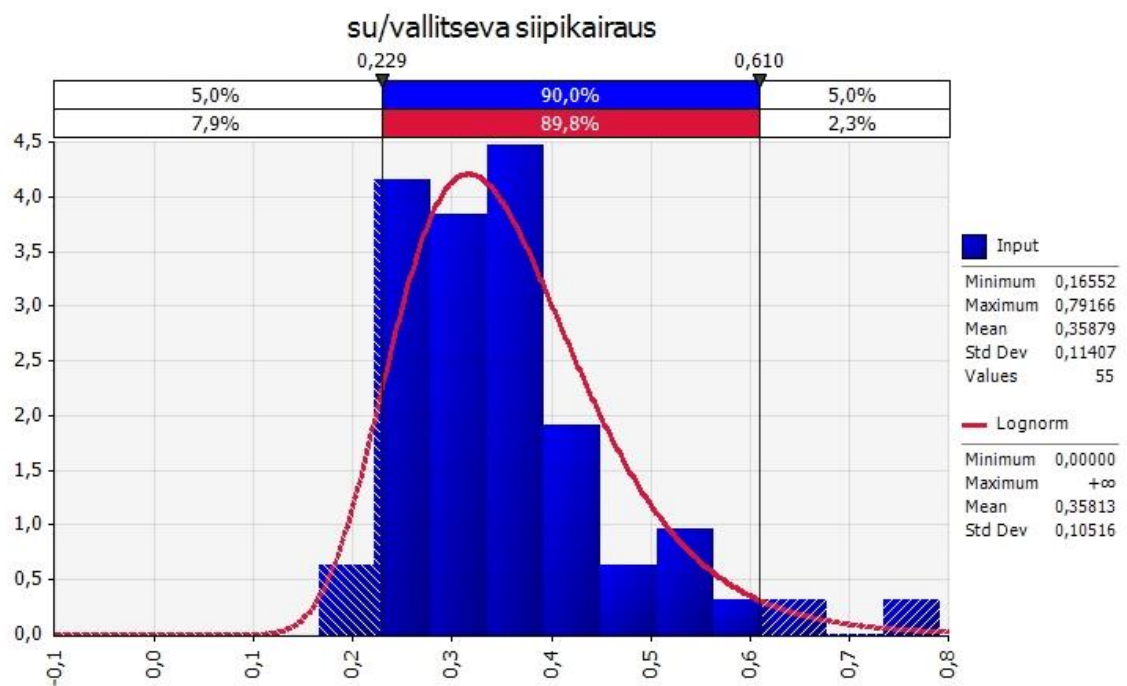
$$s_u = \frac{q_f}{2} \quad (54)$$

CAUC-kokeessa näyte konsolidoidaan usein yli vallitsevan jännityksen, joten tutkittavan s_u / σ'_{v0} suhteen määrittämisessä on käytetty sitä pystysuuntaista jännitystä, johon näyte on konsolidoitu ennen suljettua leikkausta.

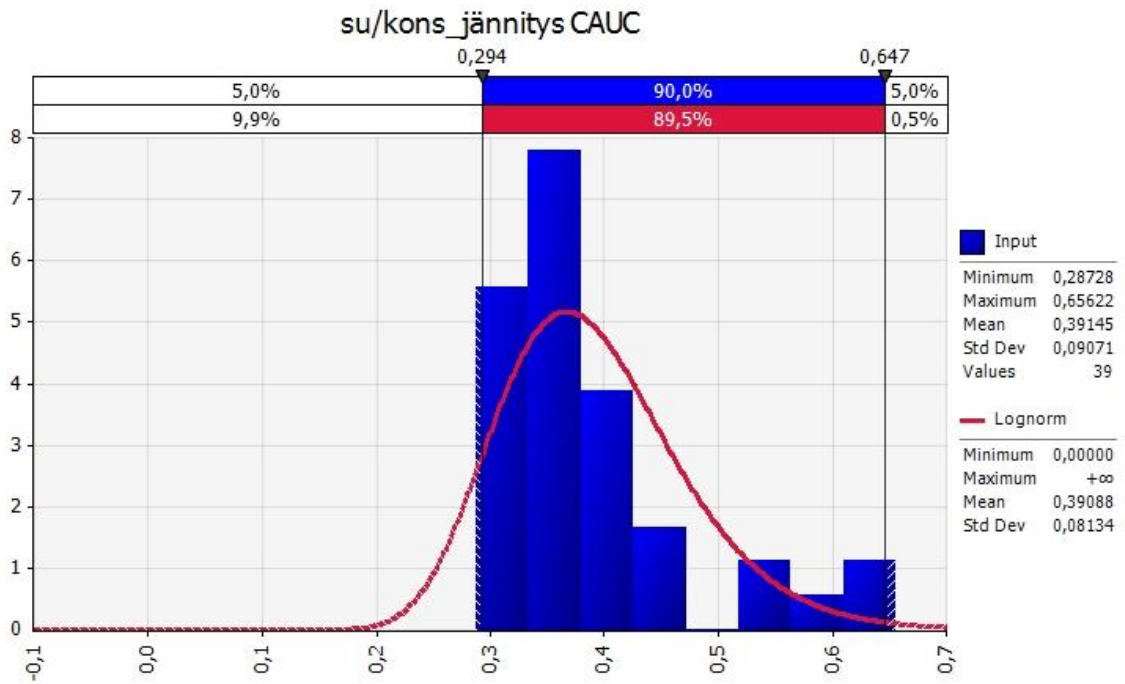
Eri kokeilla (kartiokoe, siipikairaus (redusoimaton) sekä CAUC-koe) saaduista s_u / σ'_{v0} -suhteista muodostetut histogrammit sekä log-normaalijakaumien sovitukset on esitetty alla olevissa kuvissa (Kuvat 66-68).



Kuva 66 Kartiokokeen s_u / σ'_{v0} -suhteen histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus.



Kuva 67 Siipikairauksen s_u / σ'_{v0} -suhteen histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus.



Kuva 68 CAUC-kokeen s_u / σ'_{v0} -suhteen histogrammi ja log-normaalijakauman sovitus.

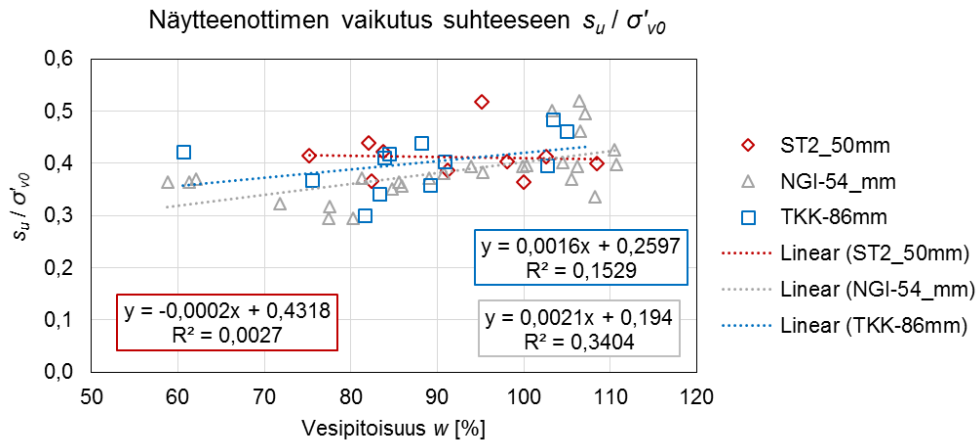
Alla olevaan taulukkoon on listattu kaikkien otoksien log-normaalijakauman sovituksen Kolmogorov-Smirnov -testin tuloksena saatu p-arvo, otoksen koko (n) sekä sovituksen odotusarvon ja keskihajonnan luottamusvälit 95 % luottamustasolla (Taulukko 31).

Taulukko 31 Suhteen s_u / σ'_{v0} odotusarvon ja keskihajonnan luottamusvälit luottamustasolla 95 % eri koemenetelmissä.

Otos	p-arvo (K-S)	n	Odotusarvon μ luottamusväli	Keskihajonnan luottamusväli
Kartiokoe	0,000	58	(0,394 , 0,469)	(0,112 , 0,179)
Siipikairaus	0,034	55	(0,330 , 0,385)	(0,081 , 0,127)
CAUC	0,053	39	(0,365 , 0,415)	(0,060 , 0,100)

Taulukon mukaan vain CAUC-kokeella määritetyn s_u / σ'_{v0} -suhteen jakauman sovituksen p-arvo on riittävän suuri (merkitsevyytensä $\alpha = 0,05$ käytettäessä). Tuloksista kuitenkin nähdään, että suhde on keskimäärin pienin siipikairauksessa ja suurin kartiokokeessa. Edellä tutkitun suhteen sijaan voidaan tarkkailla myös s_u / σ'_p -suhdetta, joka on yleensä suurusluokkaa 0,20..0,35 (Leroueil et al. 1990). Koska Perniön savi on vain lievästi ylikonsolidoitunutta, näiden suhteiden voidaan olettaa olevan likimain samat. Siipikairauksen tapauksessa s_u / σ'_{v0} -suhde vastaa likimain kansainvälisen kirjallisuuden mukaista suhdetta, mutta kartiokokeen ja CAUC-kokeen tapauksessa suhde on hieman suurempi.

Kun tutkitaan näytteen vesipitoisuuden vaikutusta kartiokokeella määritetyn s_u / σ'_{v0} -suhteeseen eri näytteenottimien tapauksessa, saadaan alla oleva kuvaaja (Kuva 69).



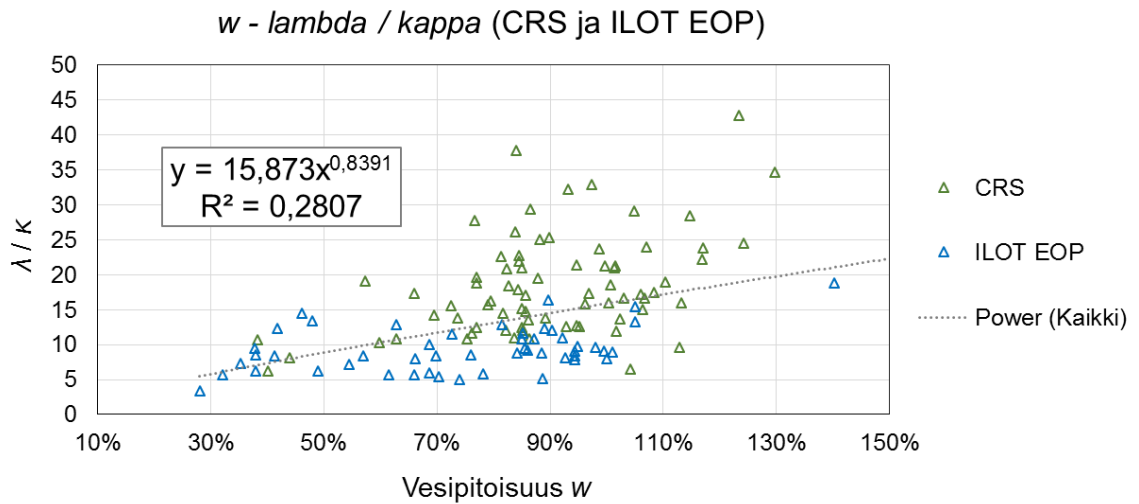
Kuva 69 Näytteen vesipitoisuuden ja näytteenottimen vaikutus kartiokokeen s_u / σ'_{v0} -suhteeseen (Perniö).

Huomataan, että ST2-näytteenottimen tapauksessa s_u / σ'_{v0} -suhde pysyy likimain vakiona, ja regressiokäyrän selitysaste on alhainen. NGI-54 - ja TKK-86 -näytteenottimien tapauksessa havaitaan heikko positiivinen korrelaatio. TKK-86 -otoksen s_u / σ'_{v0} -suhde on keskimäärin hieman suurempi kuin NGI-54 -otoksen, mikä saattaa viitata vähäisempään näytteen häiriintymiseen. Toisaalta myös ST2 -otoksen suhde on keskimäärin samaa luokkaa muiden otosten kanssa. Kaiken kaikkiaan, perustuen tähän aineistoon, merkittävää eroa eri näytteenottimien välillä ei ole havaittavissa. Syynä voi tähän olla Perniön saven erikoisuus, sillä yleisesti ottaen pienemmän halkaisijan näytteenottimien (kuten ST2) käyttö heikentää näytteen laatua pehmeiden saven tapauksessa (Leroueil et al. 1990, Löfroth 2012).

5.4.2 Vaikutus muodonmuutosominaisuuksiin

Ensimmäisessä analyysissä tarkasteltiin kokoonpuristuvuusindeksin C_c ja kimmoisen indeksin C_r suhdetta, joka vastaa myös suhdetta λ/κ (sekä suhdetta λ^*/κ^*). Analyysiin sisällytettiin vain CRS- ja ILOT EOP -tulokset. Tavoitteena oli selvittää, vaikuttaako koemenetelmä (CRS versus ILOT) tai näytteenotin λ/κ -suhteeseen

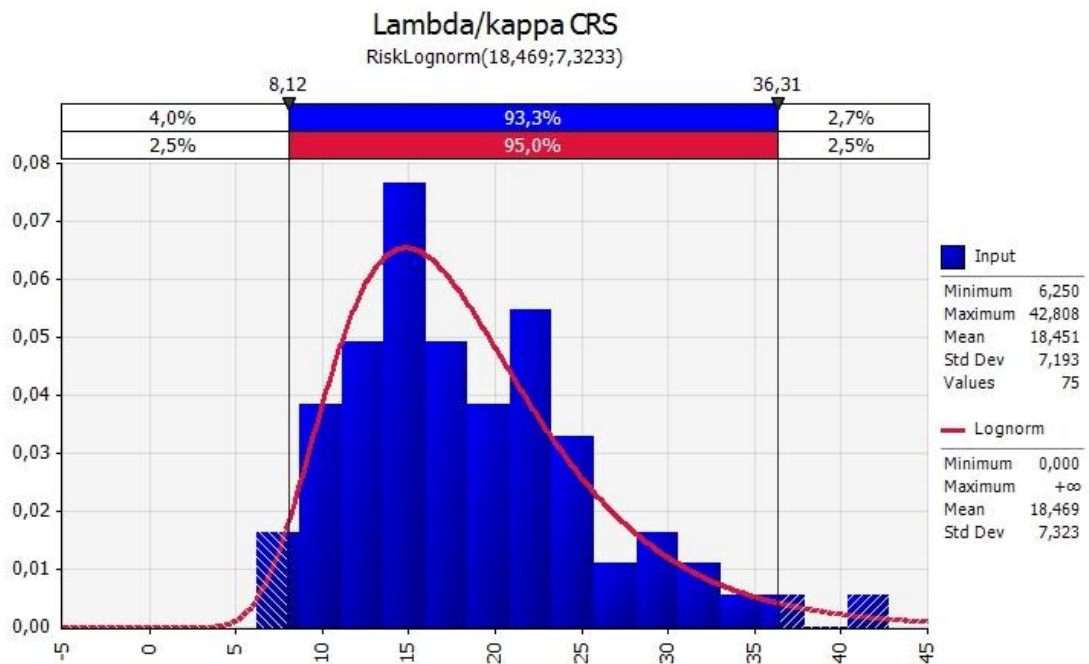
λ/κ -suhde (CRS- ja ILOT EOP) suhteessa vesipitoisuuteen on esitetty alla olevassa kuvassa (Kuva 70).



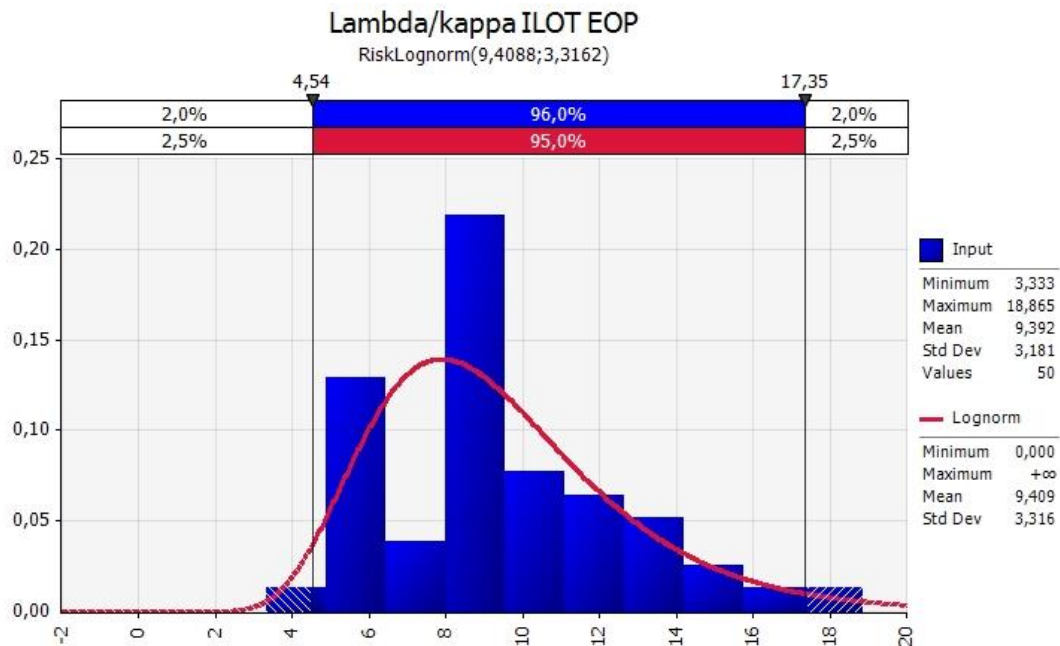
Kuva 70 Vesipitoisuuden vaikutus λ/κ -suhteeseen.

Selitysaste on varsin alhainen, joten λ/κ ei korreloi voimakkaasti luokitusominaisuuksien kanssa. Erityisesti ILOT-kokeiden tapauksessa λ/κ -suhde ei juurikaan muutu suhteessa vesipitoisuuteen. CRS-kokeiden tapauksessa jonkinlainen positiivinen korrelaatio on havaittavissa. Kuvaaja, jossa on ainoastaan CRS-kokeilla määritetyt λ/κ -suhteet, löytyy Liitteestä 5.

Kaiken kaikkiaan on kuitenkin selvää, että CRS-kokeet ja ILOT-kokeet tuottavat eri suuruusluokan λ/κ -suhteita, joten koemenetelmällä on ilmeinen vaikutus. Seuraavaksi tätä eroa tutkitaan histogrammien ja sovitettujen jakaumien avulla: Alla on suhteen histogrammit ja log-normaalijakauman sovitukset erikseen CRS- ja ILOT EOP -tuloksille (Kuvat 71-72). Yhdistetyn otoksen histogrammi sekä sovitettu jakauma löytyy Liitteestä 5.



Kuva 71 λ/κ histogrammi ja log-normaalijakauma (CRS).



Kuva 72 λ/κ histogrammi ja log-normaalijakauma (ILOT EOP).

Alla olevaan taulukkoon on listattu molempien otoksen log-normaalijakauman sovituksen Kolmogorov-Smirnov -testin tuloksena saatu p-arvo, otoksen koko (n) sekä sovituksen odotusarvon ja keskihajonnan luottamusvälit 95 % luottamustasolla.

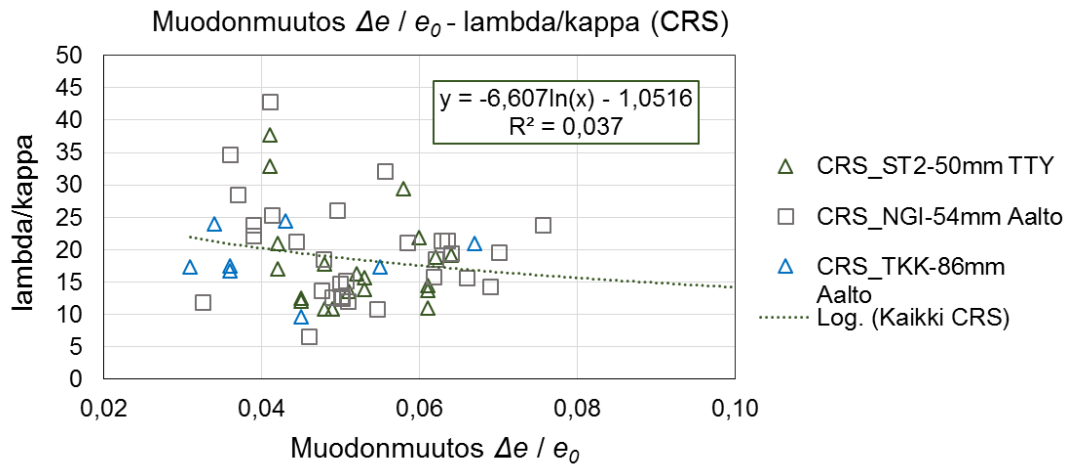
Taulukko 32 λ/κ odotusarvon ja keskihajonnan luottamusvälit luottamustasolla 95 %.

Otos	p-arvo (K-S)	n	Odotusarvon $\mu_{\lambda/\kappa}$ luottamusväli	Keskihajonnan $\sigma_{\lambda/\kappa}$ luottamusväli
CRS	0,98	75	(16,76 , 20,19)	(5,78 , 8,84)
ILOT EOP	0,16	50	(8,51 , 10,23)	(2,48 , 4,09)

ILOT EOP-otoksen p-arvo on pienin, sillä histogrammin ja sovitetun jakauman välillä on jonkin verran poikkeavuutta. Merkitsevyytensä $\alpha=0,05$ käytettäessä p-arvo on kuitenkin riittävän suuri, ja jakauman sovitus voidaan hyväksyä. Tuloksista nähdään, että CRS-kokeissa lambda/kappa-suhde on huomattavasti suurempi kuin ILOT-kokeissa. Toisaalta CRS-kokeissa myös hajonta on suurempi. Eron aiheuttanevat samat tekijät kuin poikkeavuus lambda suuruudessa eri kokeiden välillä.

CRS-kokeiden tapauksessa tutkittiin myös muodonmuutosnopeuden vaikutusta lambda/kappa -suhteeseen, mutta merkittävää korrelaatiota ei havaittu (Kuvaaja löytyy Liitteestä 5). Muodonmuutosnopeus ei siten vaikuta muodonmuutosparametreihin juurikaan.

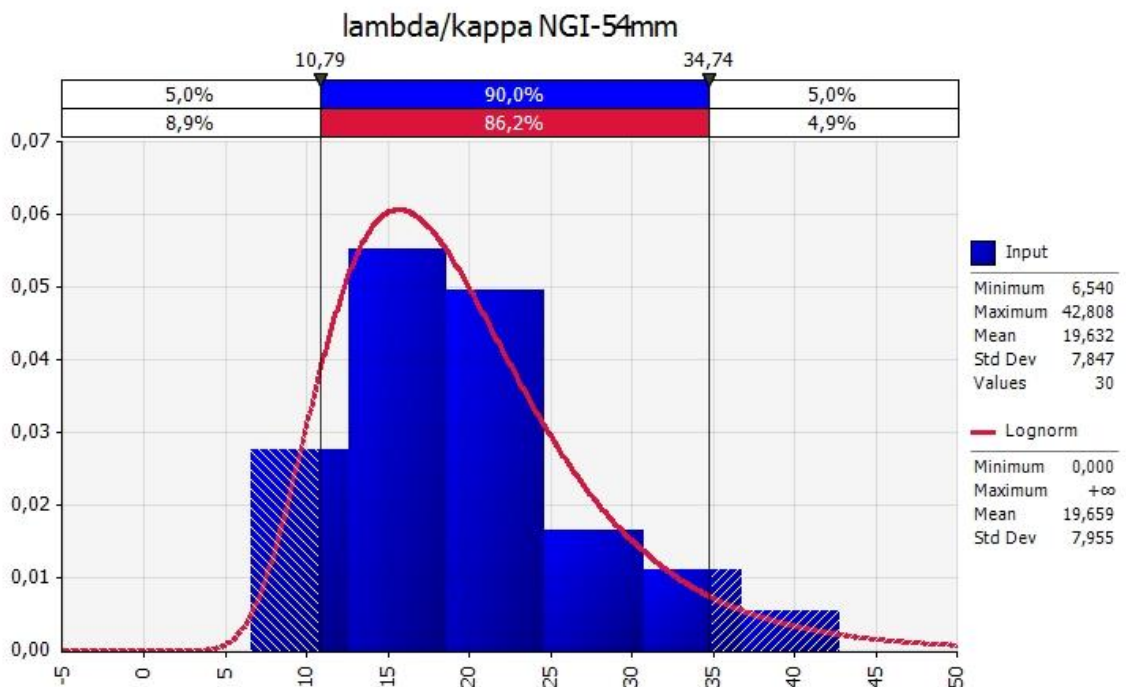
Ödometrikokeiden näytteiden laatua arvioidaan usein määrittämällä suhteellinen huokosluvun muutos $\Delta e / e_0$ vallitsevan jännityksen ja alkutilanteen välillä (Lunne et al. 1997). Pienempi muutos indikoi hyvää näytteen laatua. Kun tutkitaan muodonmuutoksen $\Delta e / e_0$ vaikutusta lambda/kappa -suhteeseen, saadaan alle esitetty kuvaaja (Kuva 73).



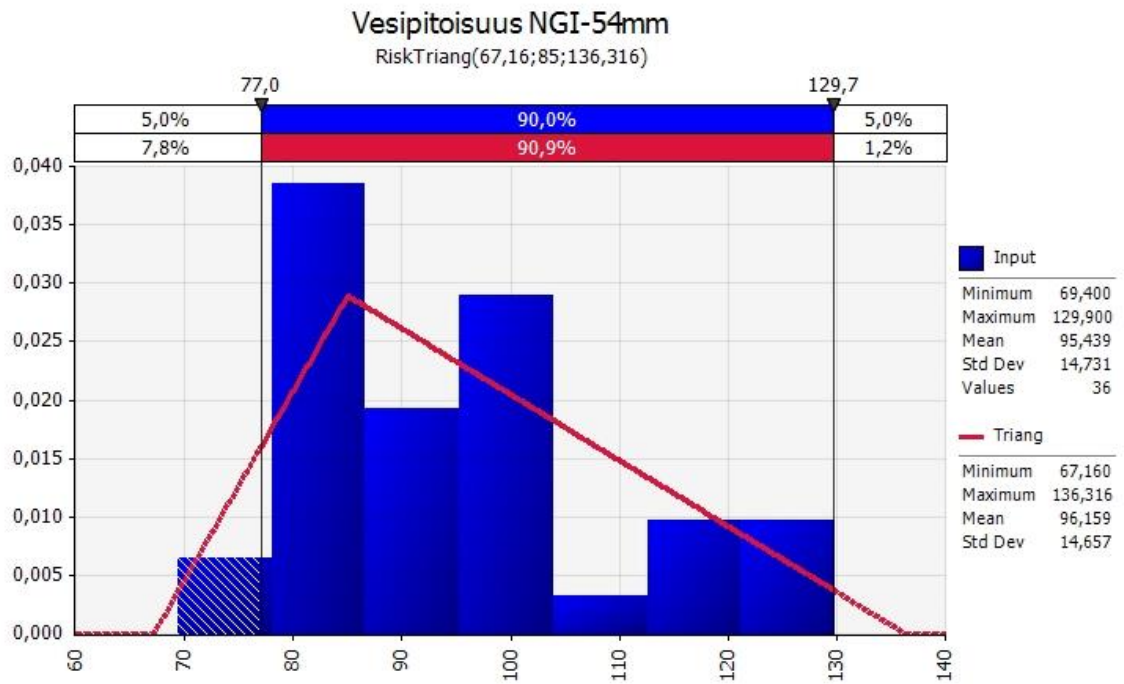
Kuva 73 CRS-kokeen laadun vaikutus lambda/kappa -suhteeseen.

Kuvaajasta nähdään, että korrelaatio on hyvin heikko. CRS-kokeiden tapauksessa näytteen alkuväpitoisuus vaikuttaa siten lambda/kappa -suhteeseen enemmän (katso Kuva 70). Toisaalta suurimmat lambda/kappa -suhteet havaitaan niissä tapauksissa, joissa näytteen tulkittu laatu on hyvä (eli $\Delta e / e_0$ on pienin). Kuvaajan (Kuva 73) mukaan myöskään näytteenotin ei juurikaan vaikuta näytteen tulkittuun laatuun. Kuten edellä todettiin, kyseessä voi olla Perniön saven piirre, sillä näytteenottimen halkaisijan tiedetään vaikuttavan näytteen laatuun pehmeiden saven tapauksessa.

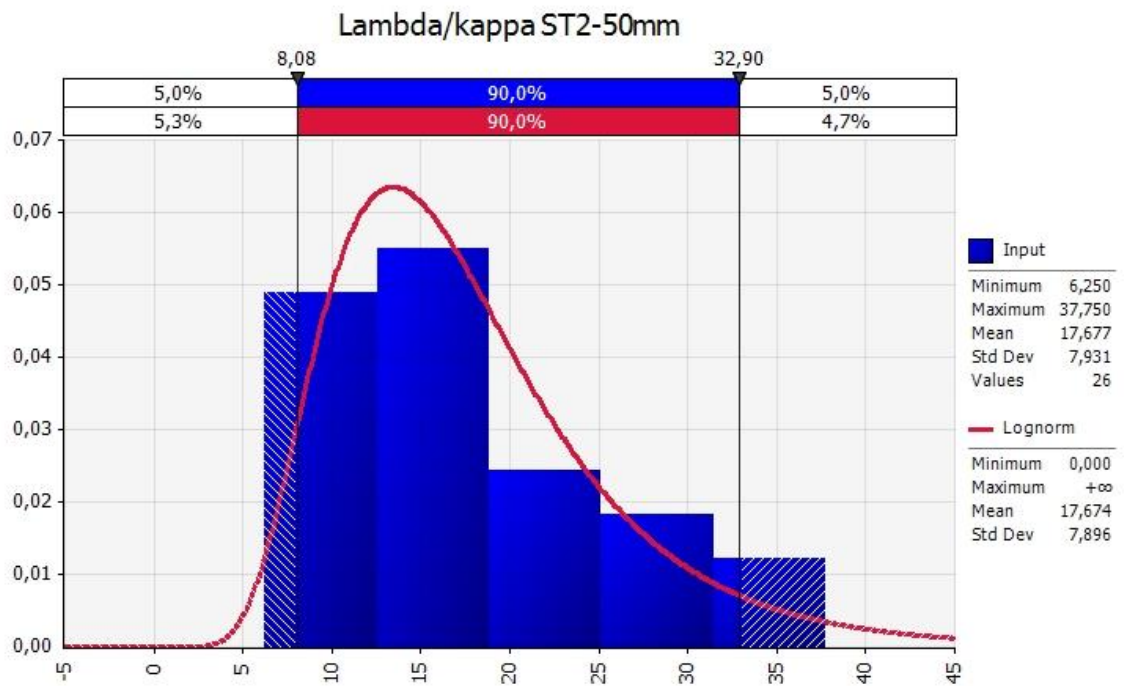
Seuraavaksi tutkitaan, vaikuttaako näytteenotin CRS-kokeen lambda-kappa -jakaumaan. Havaintoja riittää analyysiin NGI-54mm - ja ST2-50mm -näytteenottimien osalta. Otoksille (lambda/kappa) muodostettiin histogrammit ja log-normaalijakaumat (Kuvat 74 ja 76). Koska myös näytteen alkuväpitoisuus vaikuttaa jonkin verran lambda/kappa -suhteeseen, myös väpitoisuuden jakaumat eri näytteenottimien tapauksessa määritettiin (Kuvat 75 ja 77).



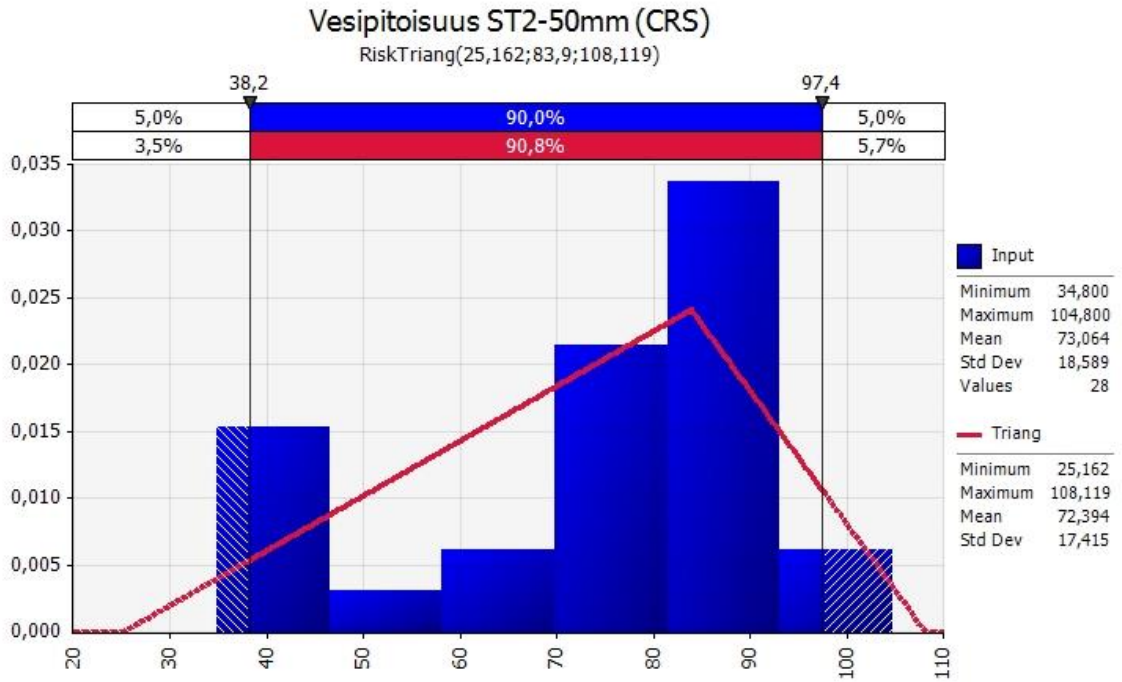
Kuva 74 λ/κ histogrammi ja log-normaalijakauma (CRS Aalto, näytteenotin NGI-54mm).



Kuva 75 NGI-54mm (Aalto) CRS-kokeiden näytteiden alkuvesipitoisuuksien histogrammi ja kolmijakauma.



Kuva 76 λ/κ histogrammi ja log-normaalijakauma (CRS TTY, näytteenotin ST2-50mm).



Kuva 77 ST2-50mm (TTY) CRS-kokeiden näytteiden alkuvesipitoisuuksien histogrammi ja kolmijakauma.

Eri otoksille määritettiin myös lambda-kappa -suhteen odotusarvon ja keskihajonnan luottamusvälit, jotka on listattu alla olevaan taulukkoon (Taulukko 33).

Taulukko 33 λ/κ odotusarvon ja keskihajonnan luottamusvälit luottamustasolla 95 %.

Otos	p-arvo (K-S)	n	Odotusarvon $\mu_{\lambda/\kappa}$ luottamusväli	Keskihajonnan $\sigma_{\lambda/\kappa}$ luottamusväli
CRS NGI-54mm	0,907	30	(16,99 , 22,64)	(5,28 , 10,88)
CRS ST2-50mm	0,825	26	(14,93, 20,91)	(5,01 , 11,23)

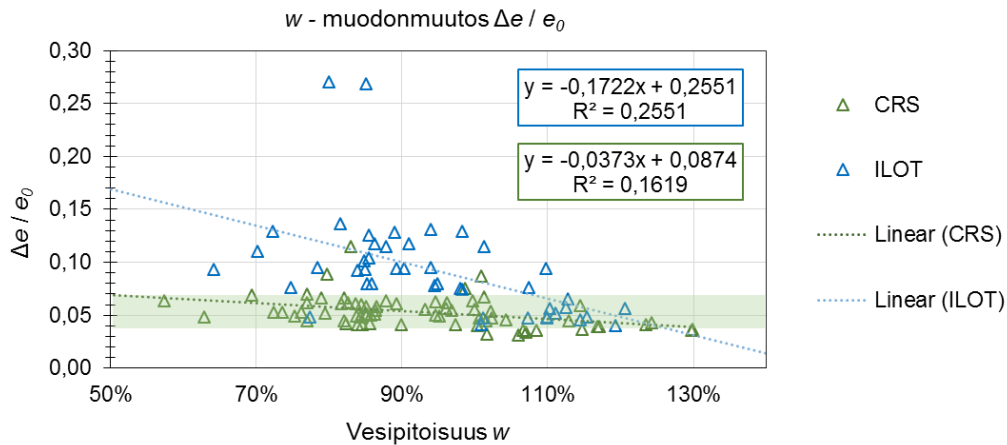
Tulokset viittaavat siihen, että suuremman halkaisijan näytteenotin NGI-54mm tuottaa suurempia lambda/kappa -suhteiden arvoja CRS-kokeissa verrattuna ST2-50mm -tuloksiin. Vesipitoisuuden jakaumista nähdään, että syynä eroon voivat olla myös näytteiden vesipitoisuudet, sillä NGI-54mm -otoksessa vesipitoisuuden odotusarvo on (kolmiojakauma-sovituksen mukaan) 96 % ja ST2-50mm tapauksessa 72 %.

Seuraavassa analyysissä tutkitaan, kuinka saven luokitusominaisuudet vaikuttavat tulkitun näytteen laatuun. Analyysi käsitti seuraavien korrelaatioiden tarkastelun

- vesipitoisuus – muodonmuutos $\Delta e / e_0$
- savipitoisuus – muodonmuutos $\Delta e / e_0$
- *suljettu leikkauslujuus s_u – muodonmuutos $\Delta e / e_0$
- *häiritty leikkauslujuus s_{ur} – muodonmuutos $\Delta e / e_0$
- *vesipitoisuuden ja juoksurajan suhde w/w_L – muodonmuutos $\Delta e / e_0$

Tähdellä merkittyjen tarkasteluiden kuvaajat löytyvät Liitteestä 5. Analyysiin on sisällytetty myös 24 h ILOT-kokeet, sillä vallitsevaa jännitystä pienemmillä jännitysportailta sekundääripainuman vaikutus voidaan olettaa suhteellisen pieneksi. Alla on kuvaaja, josta ilmenee näytteen alkuvesipitoisuuden vaikutus muodonmuutokseen $\Delta e / e_0$ (Kuva

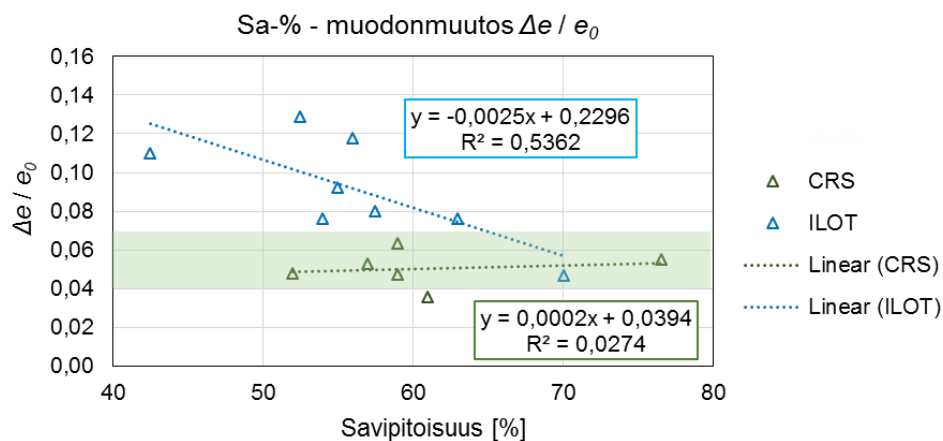
78). Kuvaajan on merkitty vihreällä laatikolla alue, jonka $\Delta e / e_0$ vastaa hyvää tai kohtuullista näytteen laatua ($0,04 < \Delta e / e_0 < 0,07$).



Kuva 78 Vesipitoisuuden ja koemenetelmän vaikutus näytteen laatuun.

Kuvaajasta huomataan, että vain CRS-kokeessa muodonmuutos $\Delta e / e_0$ vastaa pitkälti hyvän tai kohtuullisen näytteenlaadun kriteeriä. Lähes kaikki ILOT-kokeiden arvot $\Delta e / e_0$ viittaavat huonoon näytteenlaatuun ($\Delta e / e_0 > 0,07$), joskin vesipitoisuuden nousussa myös näytteen tulkittu laatu paranee. Alhaisemman vesipitoisuuden näytteet edustavat mitä todennäköisimmin laihoja savia, joiden on huomattu olevan sensitiivisempiä kuin lihavat savet, joiden vesipitoisuus on tyypillisesti suurempi.

Kun tutkitaan savipitoisuuden vaikutusta muodonmuutokseen $\Delta e / e_0$, saadaan alla esitetty kuvaaja (Kuva 79). Havainnot perustuvat vertailukelpoisiin näytepareihin.



Kuva 79 Savipitoisuuden ja koemenetelmän vaikutus näytteen laatuun.

Kuvaajasta nähdään, että ILOT-kokeiden tapauksessa savipitoisuuden kasvaessa näytteen tulkittu laatu tosiaankin paranee. Sitä vastoin CRS-kokeiden tapauksessa savipitoisuus ei näytä vaikuttavan näytteen laatuun. Toisaalta molempien kokeiden tapauksessa näyteparien määrä on varsin vähäinen. Kun tutkittiin saven lujuusominaisuuksien vaikutusta näytteen laatuun, merkittävää korrelaatiota ei havaittu (kuvaajat Liitteessä 5).

6 Painuman laskenta todennäköisyysmenetelmällä

6.1 Painumalaskentamenetelmän kuvaus

6.1.1 Lähtötiedot

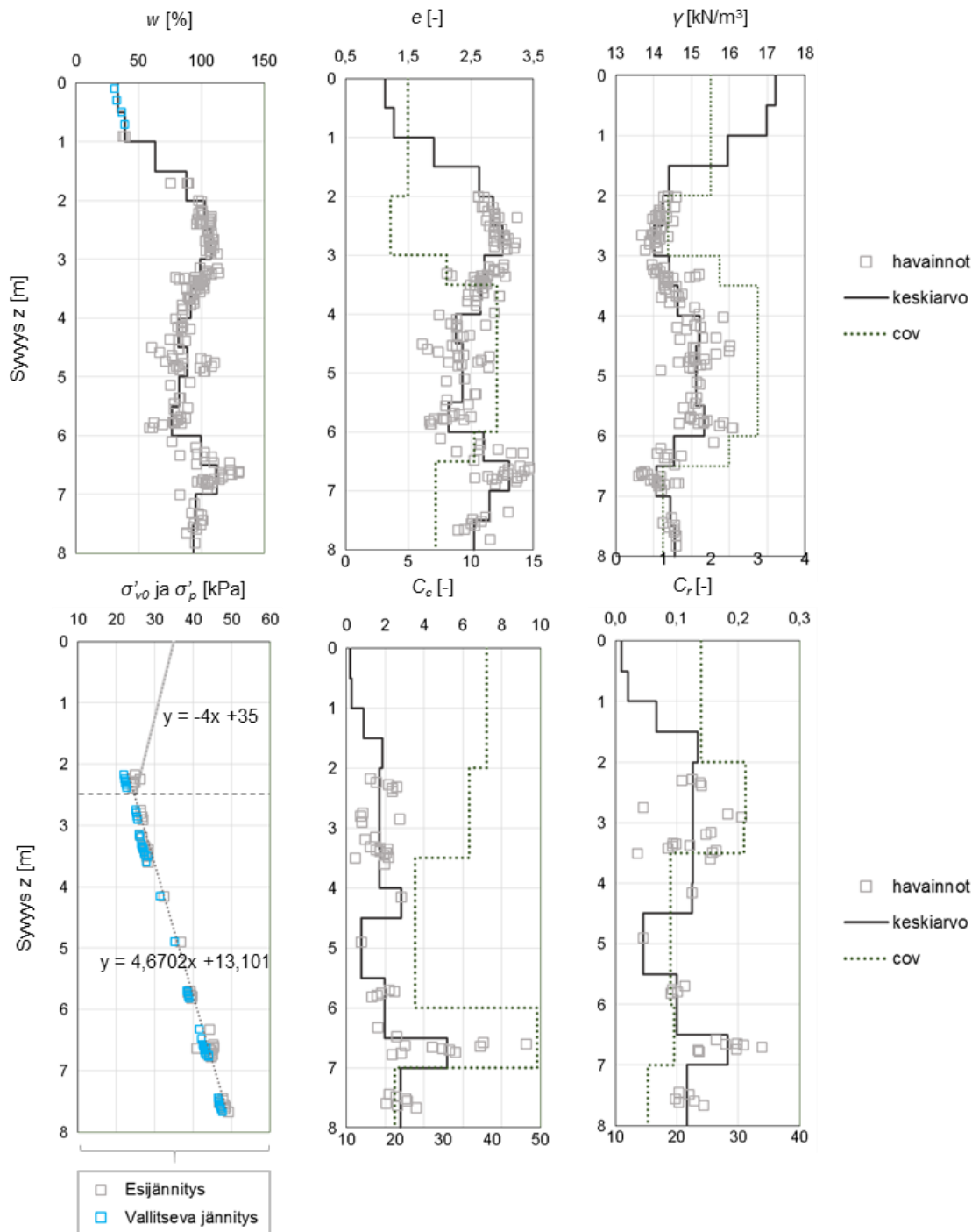
Tässä analyysissä määritettiin Perniön savikon kokonaispainuma sekä painumaerot hypoteettisen rautatiepenger-kuorman alaisena. Mallinnus tehtiin sekä sidottuja keskiarvoja käyttäen (deterministinen menetelmä, kontrollilaskelma) että todennäköisyysmenetelmällä, jossa lähtötiedot syötettiin laskentaan tiheysfunktioina (jakaumina). Painumat laskettiin käyttäen kokoonpuristuvuusindeksimenetelmää. Painuma-aika määritettiin koko kerrokselle erillisessä analyysissä käyttäen Terzaghin konsolidaatioteoriaa. Sekundääripainuman suuruus arvioitiin Buismanin empiirisen menetelmän avulla. Painumalaskelman tarkoituksena oli selvittää, missä määrin maaparametrien vaihtelu vaikuttaa kokonaispainumaan, sekä millaisia painumaeroja maaparametrien vaihtelu voi aiheuttaa.

Laskenta tehtiin Excelissä, ja todennäköisyysmenetelmän käytön mahdollisti @Risk -lisäosa, jossa lähtötietoina voidaan käyttää tiheysfunktioita vakioarvojen sijaan. Varsinaisen painumalaskelman lisäksi tehtiin herkkyysanalyysyjä, joissa selvitettiin, mitkä tekijät vaikuttavat eniten kokonaispainuman jakaumaan. Herkkyysanalyysseissa varioitiin pohjavedenpinnan korkeutta ja esikonsolidaatiojännityksen profiili määritettiin kahdella eri tavalla.

Perniön savikon luokitusominaisuuksien ja painumaparametrien (CRS) arvot valittiin samoista profiileista, joille määritettiin kerroskohtaiset COV -arvot Luvussa 5.1. Näissä tutkimuksissa profiileissa havaintoja ei kuitenkaan ollut kuivakuorisaven kohdalta ollenkaan, joten kuivakuoren osalta yhdistettiin muidenkin näytteenottoprofiilien havaintoja (merkitty sinisellä vesipitoisuuden syvyysprofiiliin, Kuva 80). Näin syvyydelle $z = 0 \dots 2$ saatiin arviot vesipitoisuudelle w , ja sen avulla taas pystyttiin määrittämään huokosluku e , tilavuuspaino γ , painumaparametrien C_c ja C_r arvot käyttäen tässä työssä määritettyjä korrelaatioita ($w - \gamma$, $w - C_c$ (CRS), $w - C_r$ (CRS)).

Lähtöarvot profiilille määritettiin siten, että koko profiili jaettiin puolen metrin kerroksiin, ja ominaisuuksille määritettiin kerroskohtaiset keskiarvot. Vastaavasti määritettiin kerroskohtaiset COV -arvot. Kun keskiarvo ja COV ovat tiedossa, voidaan määrittää laskennallinen keskihajonta. Keskiarvon (odotusarvon) ja keskihajonnan avulla voidaan määrittää kullekin parametrille tiheysfunktiot. Tilavuuspainolle γ ja huokosluvulle e oletettiin normaalijakaumat kansainvälisen suosituksen mukaisesti. Painumaparametreille C_c ja C_r sen sijaan oletettiin log-normaalijakaumat. Kun CRS-kokeen λ dalle ja kapalle arvioitiin *a priori* -jakaumat, log-normaalijakauma soveltui histogrammeihin huomattavasti paremmin kuin normaalijakauma. Voidaan siten olettaa, että myös luonnollisen vaihtelun tapauksessa log-normaalijakauma soveltuu parhaiten.

Lähtötietoina käytetyt luokitusominaisuuksien ja painumaparametrien profiilit sekä esikonsolidaatiojännityksen regressiofunktiot on esitetty alla olevassa kuvassa (Kuva 80). Profiileista ilmenevät myös määritetyt keskiarvot sekä valitut COV -arvot. Kuvaaajissa ylempi vaaka-akseli on ominaisuuden arvo ja alempi vaaka-akseli on COV -arvo prosentteina.



Kuva 80 Perniö, painumalaskelman lähtötiedot.

Esikonsolidaatiojännitys σ'_p määritettiin kuivakuorisaven ja jäykän saven osalta oletta-
 malla ylikonsolidoitunut lineaarinen profiili, joka yhtyy CRS-kokeista määritetyn profiili-
 nin kanssa syvyydellä $z = 2,5$ m. Tämän alapuolisten kerrosten esikonsolidaatiojännitys
 määritettiin laskelmissa kahdella eri tavalla;

- 1) CRS-tuloksiin perustuva lineaarinen regressiokäyrä, jonka arvoon lisätään jokai-
 sessa pisteessä virhetermi. Tämän virhetermin odotusarvo on nolla, ja keskiha-
 jonta on sama, kuin minkä avulla esikonsolidaatiojännityksen COV-arvo määri-
 tettiin. Virhetermin jakaumaksi oletettiin normaalijakauma.

- 2) Tehokas vallitseva jännitys σ'_{v0} , johon lisätään POP. Näistä molemmat ovat epä-varmoja muuttujia, sillä vallitsevan jännitys riippuu tilavuuspainon ja pohjaveden pinnan korkeuden vaihteluista. POP-arvolle oletettiin kolmiojakauma, jonka parametrit perustuivat COV-arvon laskennassa käytetyn otoksen minimin, maksimin ja keskiarvon arvoihin.

Varsinaisessa painumalaskelmassa omaksuttiin kohdan 1 mukainen menettely, mutta herkkyysanalyysissä käytettiin myös kohdan 2 menetelmää. Esikonsolidaatiojännityksen mallinnukseen käytetyt parametrit on listattu alla olevan taulukkoon (Taulukko 34).

Taulukko 34 Esikonsolidaatiojännityksen mallinnus, lähtötiedot.

Esikonsolidaatiojännitys			POP	
YK	k	-4	N	38
	b	35	ka	1,258
"NK"	k	4,6702	SD	0,714
	b	13,101	COV	57 %
virhetermi	odotusarvo	0	min	0,029
	SD	1,1063	max	2,914
	Normaalijakauma (0; 1,1063)		Kolmiojakauma (0,029; 1,258; 2,914)	

Perniön savikon mallinnuksessa on yleensä oletettu, että pohjavedenpinta sijaitsee puolen metrin syvyydellä. Painumalaskelmassa on omaksuttu tämä sama oletus. Herkkyysanalyysissä sen sijaan pohjavedenpinnan syvyys GW on mallinnettu kolmijakaumana, jonka minimi on 0,3 m, odotusarvo 0,5 m ja maksimi 1,5 m.

Painuma-ajan ja sekundääripainuman arvioinnin lähtötietoina käytettiin konsolidaatio-kertoimelle (Taylor) ja sekundääripainuman kertoimelle määritettyjä *a priori* -jakaumia (Luku 5.2.2). Käytetyn *a priori* -jakauman arvoista vain murto-osa on peräisin Perniöstä, joten painuma-ajan mallinnus on luonteeltaan hypoteettinen. Konsolidaatiokertoimen ja sekundääripainuman kertoimen jakaumien parametrit on listattu alla olevaan taulukkoon (Taulukko 35).

Taulukko 35 Konsolidaatiokertoimen ja sekundääripainuman kertoimen jakaumat.

Konsolidaatiokerroin		Sekundääripainuman kerroin	
Log-normaalijakauma		Kolmiojakauma	
		Min	0
Odotusarvo (ln)	-1,5052	Odotusarvo	0,017074
SD (ln)	0,60406	Max	0,038221

Penkereen mitat on valittu siten, että ne vastaavat yhden raiteen normaalipoikkileikkausta, jossa penkereen leveys on 5,4 m ja luiskakaltevuus 1:15 (RATO 3 2016). Penkereen korkeudeksi oletettiin 3 m ja pengertäytteen tilavuuspainoksi oletettiin 20 kN/m³. Pengerkuorma pidettiin kaikissa laskelmissa vakiona.

6.1.2 Painuman mallinnus

Tehokas vallitseva jännitys mallinnettiin käyttäen pohjavedenpinnan alapuolella tehokkaita tilavuuspainoja:

$$\gamma' = \gamma - 10 \text{ kPa} \quad (55)$$

Primääripainuma laskettiin kokoonpuristuvuusindeksimenetelmällä. Jokaisessa kerroksessa tapahtuu sekä kimmoisia että plastisia muodonmuutoksia, joten käytettiin alla olevaa kaavaa:

$$S_p = \frac{C_r H}{1+e_0} \log \frac{\sigma'_p}{\sigma'_{v0}} + \frac{C_c H}{1+e_0} \log \left(\frac{\sigma'_{v0} + \Delta\sigma_z}{\sigma'_p} \right) \quad (56)$$

missä H on tarkasteltavan kerroksen paksuus
 $\Delta\sigma_z$ on pengerkuorman aiheuttama lisäjännitys kerroksen keskellä

Laskelmassa tarkasteltavan kerroksen paksuus oli $H = 0,01$ m. Vaikka kerrosjako parametrien suhteen oli 0,5 m, esikonsolidaatiojännityksen ja penkereen aiheuttaman lisäjännityksen mallinnuksen kannalta pienemmän H -arvon käyttö lisää laskelman tarkkuutta.

Primääripainuman kesto arvioitiin Terzaghin (1925) konsolidaatioteorian avulla. Konsolidaatioasteen $U = 90$ % saavuttamiseen vaadittu aika t saadaan alla olevalla kaavalla:

$$t = \frac{0,848 \left(\frac{H}{2}\right)^2}{c_v} \quad (57)$$

missä 0,848 on aikakerroin konsolidaatioasteelle $U = 90$ %
 H on painuvan kerroksen paksuus (kuivatus molemmilta pinnoilta)
 c_v on pystysuuntainen konsolidaatiokerroin

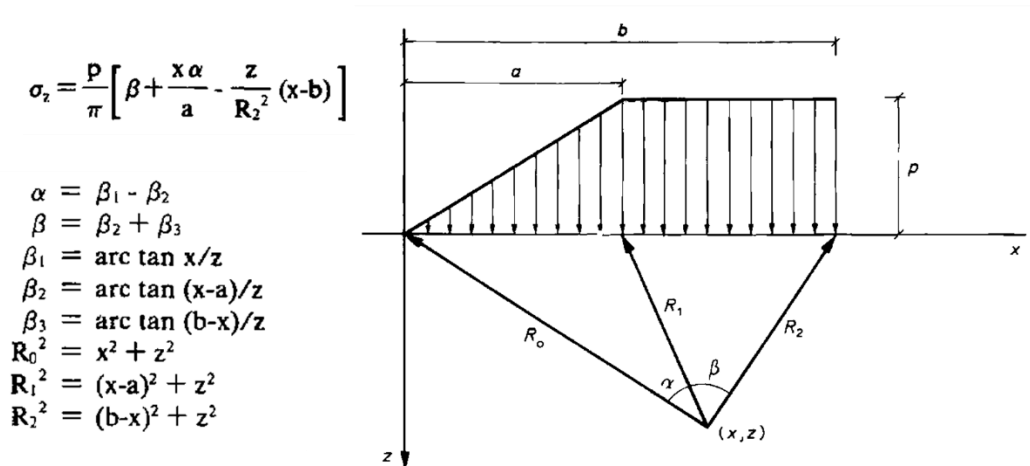
Sekundääripainuma arvioitiin Buismanin epiirisen kaavan avulla (Buisman 1936):

$$S_s = H C_{\alpha\epsilon} \log \left(\frac{t}{t_p} \right) \quad (58)$$

missä H on painuvan kerroksen paksuus
 $C_{\alpha\epsilon}$ on sekundääripainuman kerroin
 t on aika rakentamisen alusta
 t_p on konsolidaatioastetta $U = 90 \dots 95$ % vastaava aika

Sekundääripainuman laskennassa painuvan kerroksen paksuudeksi oletettiin 7 m, sillä kuivakuorisavi ei juurikaan painu.

Pengerkuorman aiheuttama pystyjännitys määritettiin käyttäen RIL 157-1 Geomekaniikka 1 -kirjassa (1985, s. 329-331) esitettyjä kaavoja (Kuva 81). Painumat laskettiin penkereen keskellä olevalle linjalle.



Kuva 81 Pengerkuormasta aiheutuvan pystysuuntaisen jännityksen laskeminen (RIL 157-1 1985, s. 329-331).

6.1.3 Vaurioitumistodennäköisyys ja herkkyyshanalyysi

Simulaatioissa määritettiin kokonaispainuman histogrammi, ja tutkittiin maaparametrien luonnollisen vaihtelun aiheuttamaa painumaeroa. Iteraatioiden (laskelmien) lukumäärä oli kaikissa simulaatioissa 1000 kappaletta. Simulaatioissa pohjavedenpinnan korkeus pidettiin vakiona ja esikonsolidaatiojännitys mallinnettiin trendikäyrien avulla. Niin sanottu vaurioitumistodennäköisyys määritettiin kokonaispainuman ja painumaeron suurimpien sallittujen arvojen avulla. RATO 3 (2016, s. 18) määrittelee suurimmat sallitut arvot kokonaispainumalle sekä pituus- ja sivuttaiskaltevuuden muutoksille eri alusrakenneluokkien radoille. Nämä arvot on listattu alla olevaan taulukkoon (Taulukko 36).

Taulukko 36 Tasaisen kokonaispainuman sekä pituus- ja sivuttaiskaltevuuden muutoksen enimmäisarvot (RATO 3 2016, s. 18)

Radan alusrakenneluokka	Painuma-aika 100 vuotta Tasainen kokonaispainuma [mm]	0-2 vuoden aikana tapahtuva painuma		2-9 vuoden aikana tapahtuva painuma	
		Pituuskaltevuuden muutos [%]	Sivuttaiskaltevuuden muutos [%]	Pituuskaltevuuden muutos [%]	Sivuttaiskaltevuuden muutos [%]
0	800	0,4	0,8	0,4	0,8
1	800	0,3	0,6	0,3	0,6
2	500	0,2	0,4	0,2	0,4
3	300	0,15	0,3	0,15	0,3
4	100	0,1	0,2	0,1	0,2

Kokonaispainuma käyttöönoton jälkeen (painuma-aika 100 vuotta) arvioitiin siten, että määritettiin kokonaispainuma, joka tapahtuu $U = 90\%$ jälkeen. Kun konsolidaatioaste U määritetään tapahtuneen painuman ja kokonaispainuman suhteena, $U = 90\%$ jälkeen tapahtuma painuma on 10% kokonaispainumasta. Tähän arvoon lisättiin sekundääripainuma sadan vuoden aikana.

Painumaero arvioitiin vähentämällä kokonaispainuman histogrammista kokonaispainuman odotusarvo. Pituuskaltevuuden muutos on tämä painumaero jaettuna tarkasteltavalla pituusvälillä, jonka arvoksi analyysissä oletettiin 20 m. Painumaeron mallinnuksessa ei otettu huomioon sekundääripainumaa, sillä raja-arvot on asetettu vain muutaman vuoden tarkastelujaksolle.

Koska osa lähtötiedoista korreloi keskenään, määritettiin kopulafunktio (englanniksi ”copula”), joka ottaa huomioon nämä korrelaatiot (Nelsen 2006). Kopulafunktio pitää huolen siitä, että kun simulaatioissa ”arvotaan” parametrien arvoja jakaumista Monte Carlo -simulaation avulla, samalle kerrokselle tulee realistinen joukko parametreja; esimerkiksi jos huokosluvun arvoksi tulee suuri luku, on tilavuuspainon arvo vastaavasti alhainen. Kopulafunktio määritettiin käyttäen CRS-kokeiden tuloksia ja näyttöiden luokitussominaisuuksia. Toisin sanoen ohjelma arvioi eri parametrien väliset korrelaatiokerroimet kyseisen datan avulla.

Herkkyysanalyysissä tutkitaan eri muuttujien vaikutusta tuloksen jakaumaan. Toisin sanoen voidaan määrittää, mikä parametri vaikuttaa tulokseen eniten. Analyysissä jokaista muuttujaa varioidaan, ja muut muuttujat pidetään vakioina (arvoina määritellyt keskiarvot). Herkkyysanalyysin tuloksensa saadaan tornado-kaavio, jossa eri muuttujat järjestetään sen mukaan, minkä vaihtelu vaikuttaa tulokseen eniten. Herkkyysanalyysistä tehtiin kaiken kaikkiaan neljä:

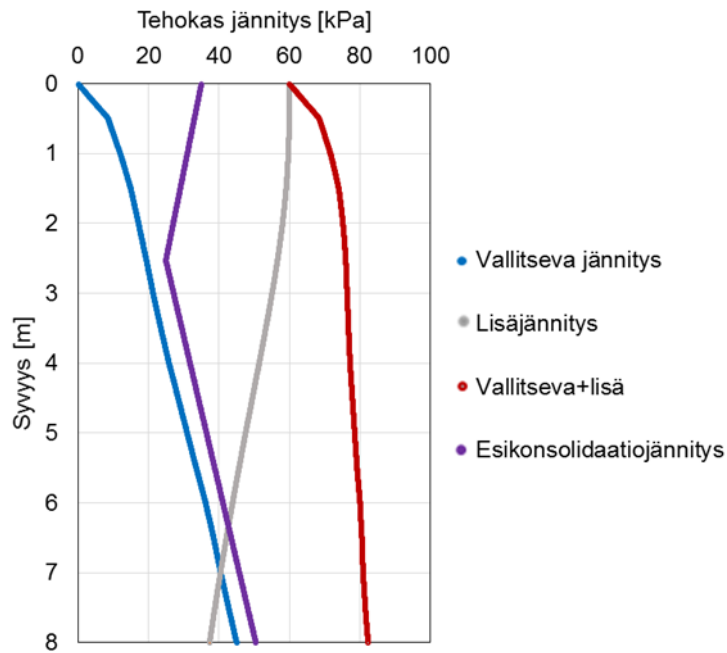
1. esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan trendikäyrien avulla ja pohjavedenpinnan korkeus pidetään vakiona
2. esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan POP-parametrin avulla ja pohjavedenpinnan korkeus pidetään vakiona
3. esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan trendikäyrien avulla ja pohjavedenpinnan korkeutta varioidaan
4. esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan POP-parametrin avulla ja pohjavedenpinnan korkeutta varioidaan

6.2 Painumalaskelman tulokset

6.2.1 Kontrollilaskelma

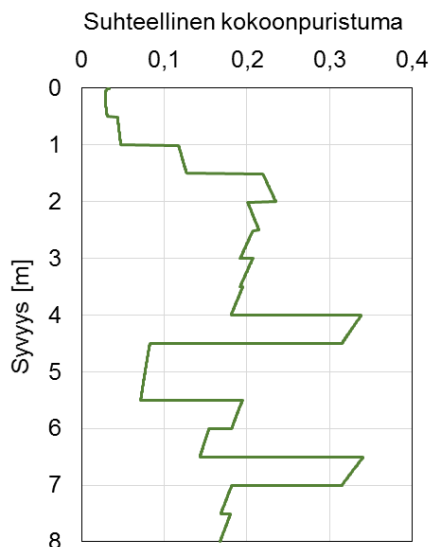
Kontrollilaskelmassa (deterministinen menetelmä) esikonsolidaatiojännitys mallinnettiin trendikäyrien avulla. Pohjavedenpinnan korkeus oli $GW = 0,5$ m.

Laskelman tehokkaat jännitykset syvyyden suhteen on esitetty alla olevassa kuvaajassa.



Kuva 82 Vallitseva tehokas jännitys, lisäjännitys, kokonaisjännitys ja esikonsolidaatiojännitys syvyyden suhteen.

Kokonaispainumaksi saatiin 1,356 m. Kerroskohtaiset suhteelliset kokoonpuristumat ovat esitetty alla olevassa kuvaajassa (Kuva 83).



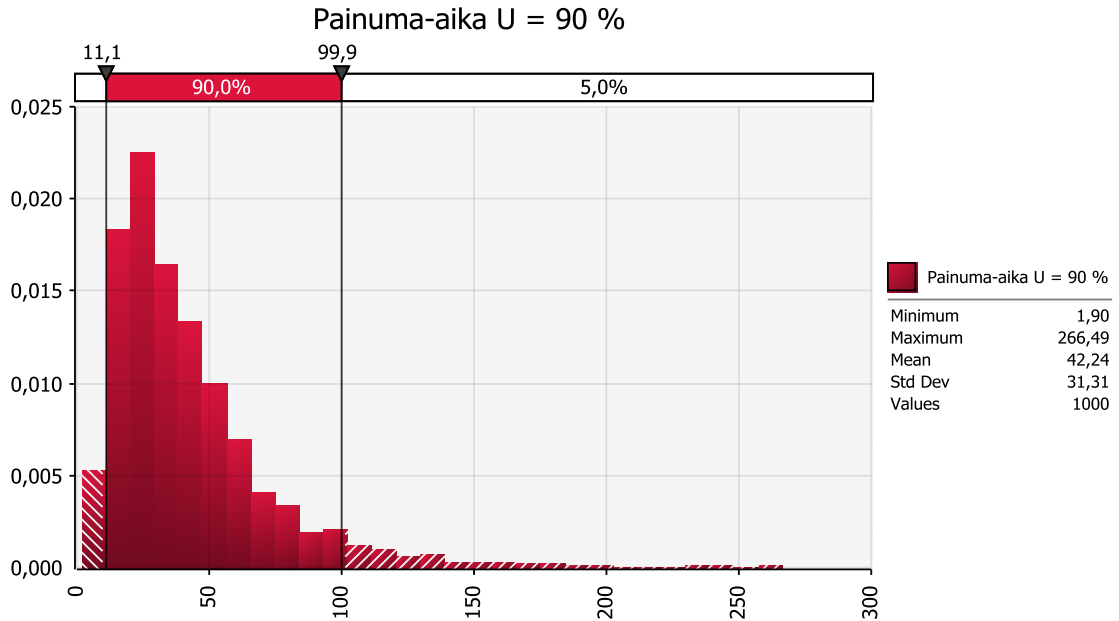
Kuva 83 Suhteellinen kokoonpuristuma syvyyden suhteen.

Kuvaajasta nähdään, että kuivakuorisavi ei juurikaan painu, mikä olikin odotettavissa. Suurimmat painumat tapahtuvat pehmeissä kerroksissa syvyydellä $z = 4 \dots 4,5$ m ja $z = 6,5 \dots 7$ m.

6.2.2 Painuma-ajan arviointi

Painuma-ajan arvioinnissa myös painuvan kerroksen paksuutta H (eli sitä myötä suotopituutta) varioitiin. H on suurimmillaan savikerroksen paksuus, mikä on Perniön tutkitun alueen tapauksessa 8 m. Savikon keskiosissa on jonkin verran silttikerroksia, joten H voi olla lyhyempikin, noin 4 m. Muuttujalle H oletettiin kolmiojakauma, jonka minimi on 4 m, odotusarvo 6 m ja maksimi 8 m.

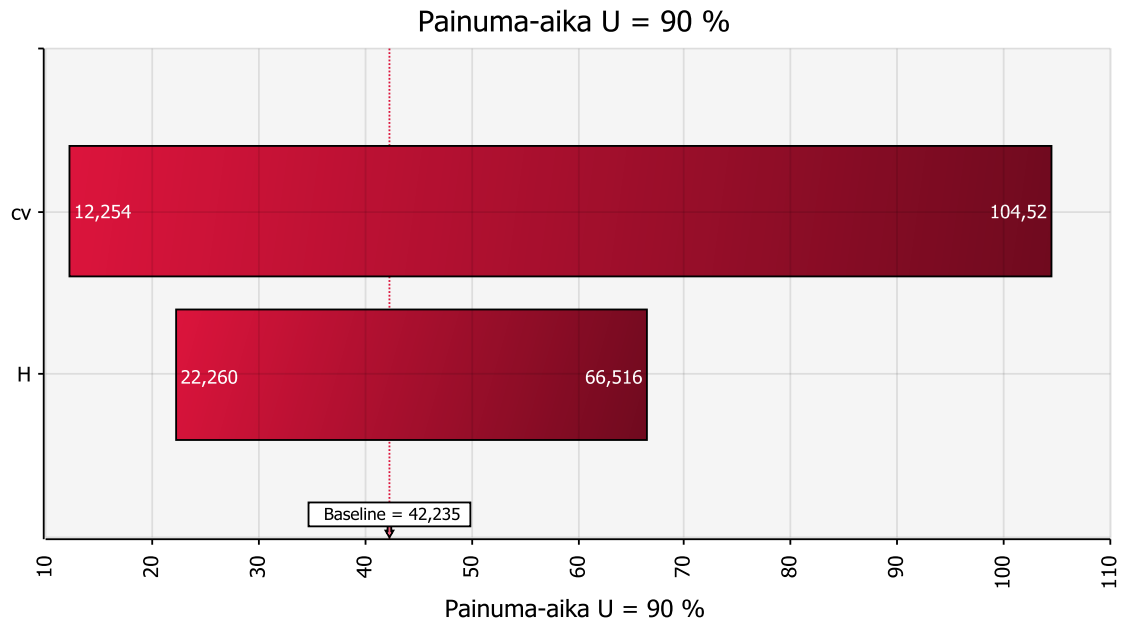
Painuma-aika ($U = 90\%$) arvioitiin todennäköisyysmenetelmällä, ja saatiin alla esitetty histogrammi.



Kuva 84 Painuma-ajan histogrammi.

Histogrammista nähdään, että painuma-aika voi vaihdella niinkin laajalla välillä kuin $t = 1,90 \dots 266$ a. Keskiarvo on 42,2 a. Jos käytettäisiin parametrien vakioarvoja (deterministinen menetelmä), eli konsolidaatiokertoimen ja painuvan kerroksen paksuuden odotusarvoja, saataisiin painuma-ajaksi tämä keskiarvo (42,4 a). Painuma-ajan histogrammi muistuttaa log-normaalijakaumaa, sillä konsolidaatiokertoimen jakaumaksi on oletettu log-normaalijakauma. Koska koko profiilille (myös kuivakuorisavalle) on oletettu sama konsolidaatiokertoimen jakauma, tulos on karkea ja mitä todennäköisimmin yliarvioi painuma-aikaa.

Kun painuma-ajalle tehdään herkkyysanalyysi, saadaan alla esitetty tornado-kaavio.

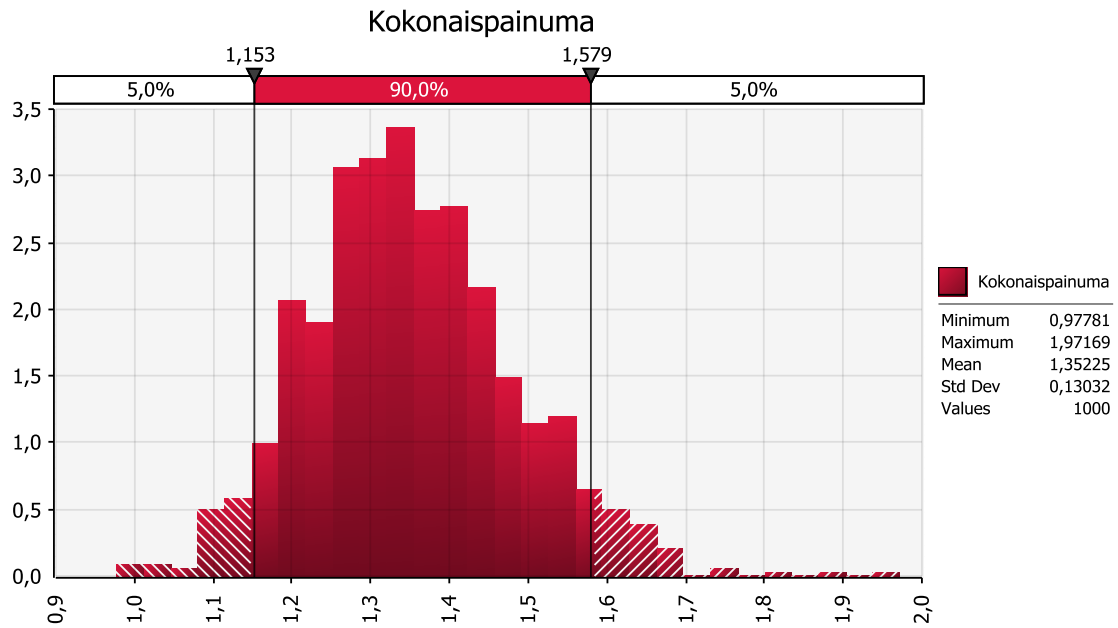


Kuva 85 Painuma-ajan herkkyyssanalyysin tulokset (tornado-kaavio).

Tornado-kaaviosta nähdään, että konsolidaatiokertoimen vaihtelu määrittää sekä lyhyimmän että pisimmän painuma-ajan. Kaaviosta nähdään, että kun painuvan kerroksen pakkaus pysyy vakiona (odotusarvo $H = 6$ m), konsolidaatiokertoimen suurin arvo voi tuottaa 12,25 vuoden painuma-ajan ja vastaavasti pienin arvo 104,5 vuoden painuma-ajan. Suotopituuden vaikutus tulokseen on vähäisempi. Syynä tähän voi olla muuttujien erilaiset jakaumat; konsolidaatiokertoimen log-normaalijakauma mahdollistaa myös erittäin pienten arvojen esiintymisen, mikä taas kasvattaa painuma-aikaa huomattavasti.

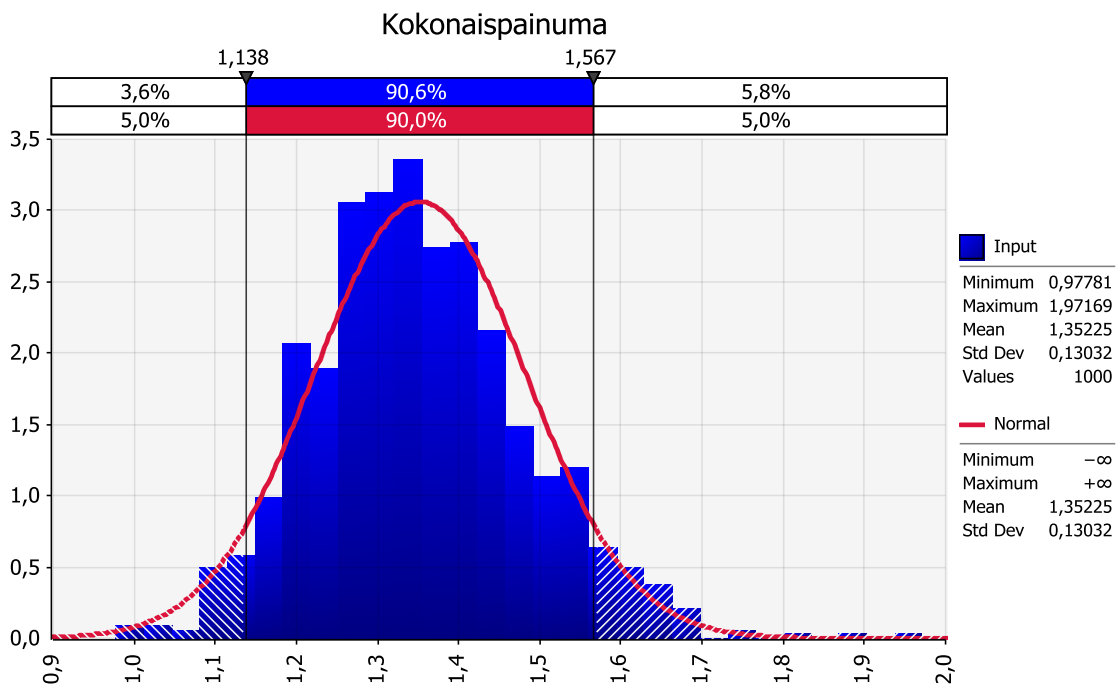
6.2.3 Kokonaispainuma ja painumaerot – vaurioitumistodennäköisyys

Tässä analyysissä pohjavedenpinnan korkeus pidettiin vakiona ($GW = 0,5$) ja esikonsolidaatiojännitys mallinnettiin trendikäyrien avulla, kuten kontrollilaskelmissakin. Kun määritetään primääripainuman lopullinen arvo, saadaan alla esitetty histogrammi (Kuva 86).



Kuva 86 Kokonaispainuman histogrammi (ei sekundääripainumaa).

Kokonaispainuma on pienimmillään 0,978 m ja suurimmillaan 1,97 m. Keskiarvo (1,35 m) on likimain sama, kuin kontrollilaskelmassa. Kun tulokseen sovitetaan log-normaalijakauma, saadaan alla esitetty kuvaaja (Kuva 87).

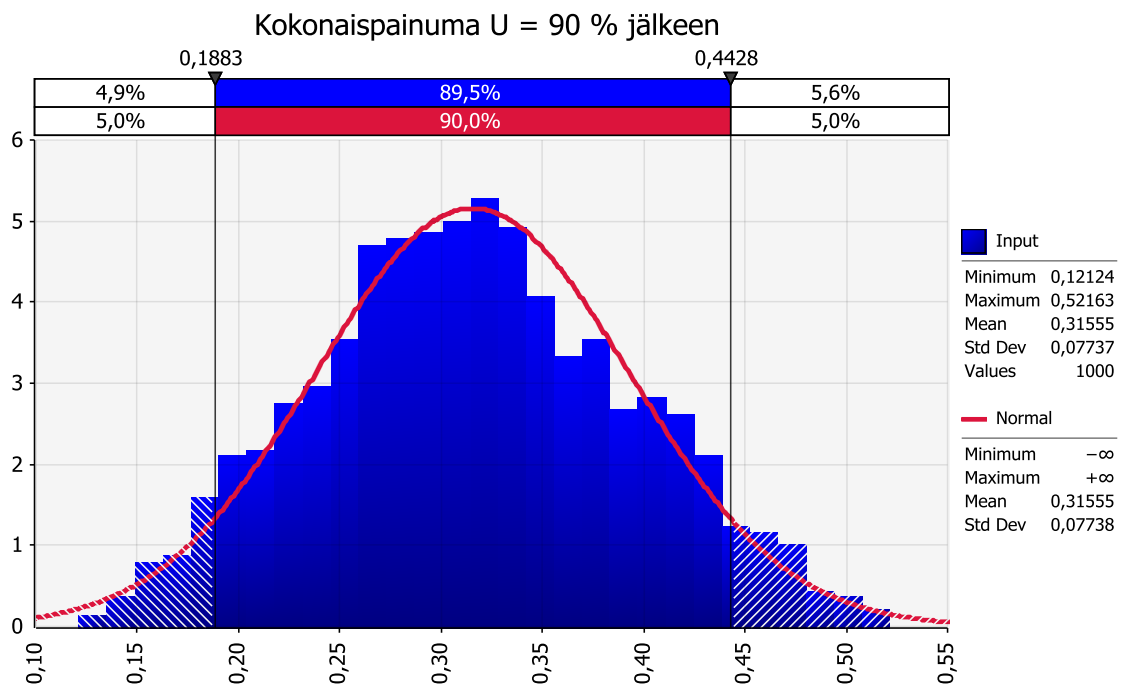


Kuva 87 Kokonaispainuman histogrammi ja sovitettu normaalijakauma.

Sovitetun normaalijakauman avulla voidaan todeta, että kokonaispainuma on 90 % todennäköisyydellä välillä 1,14...1,57 m (kuvan punainen palkki). Siinä missä deterministisellä menetelmällä saatiin vain yksi tulos (kokonaispainuma 1,356 m), todennäköisyysmenetelmän tuloksen perusteella voidaan arvioida, että 90 % todennäköisyydellä kokonaispainuma on $1,35 \text{ m} \pm 0,20 \text{ m}$.

Seuraavaksi arvioidaan kokonaispainuma $U = 90\%$ jälkeen, jotta voidaan selvittää, kuinka suurella todennäköisyydellä suurin sallittu kokonaispainuman arvo ylittyy (katso *Taulukko 36*). Kokonaispainuma koostui $U = 90\%$ primääripainumasta ja sekundääripainumasta ($t = 100$ a). Sekundääripainuman laskennassa on oletettu, että $U = 90\%$ saavuttamiseen kuluva aika on neljä vuotta ($t_p = 4$ a). Tämä arvo on lähellä painuma-ajan mallinnuksessa saatua minimiarvoa, ja voidaan omaksua olettaen, että *in situ* konsolidaatiokerroin on suurempi kuin ödometrikokeella määritetty arvo ja että laskennan yksinkertaistukset yliarvioivat todellista painuma-aikaa. Primääripainuman ($U = 90\%$ jälkeen) sekä sekundääripainuman histogrammit löytyvät Liitteestä 6. Primääripainuman ($U = 90\%$ jälkeen) jälkeen on välillä 106...185 mm, keskiarvon ollessa 135 mm. Sekundääripainuma taas on välillä 2,79...371 mm, ja keskiarvo on 180 mm.

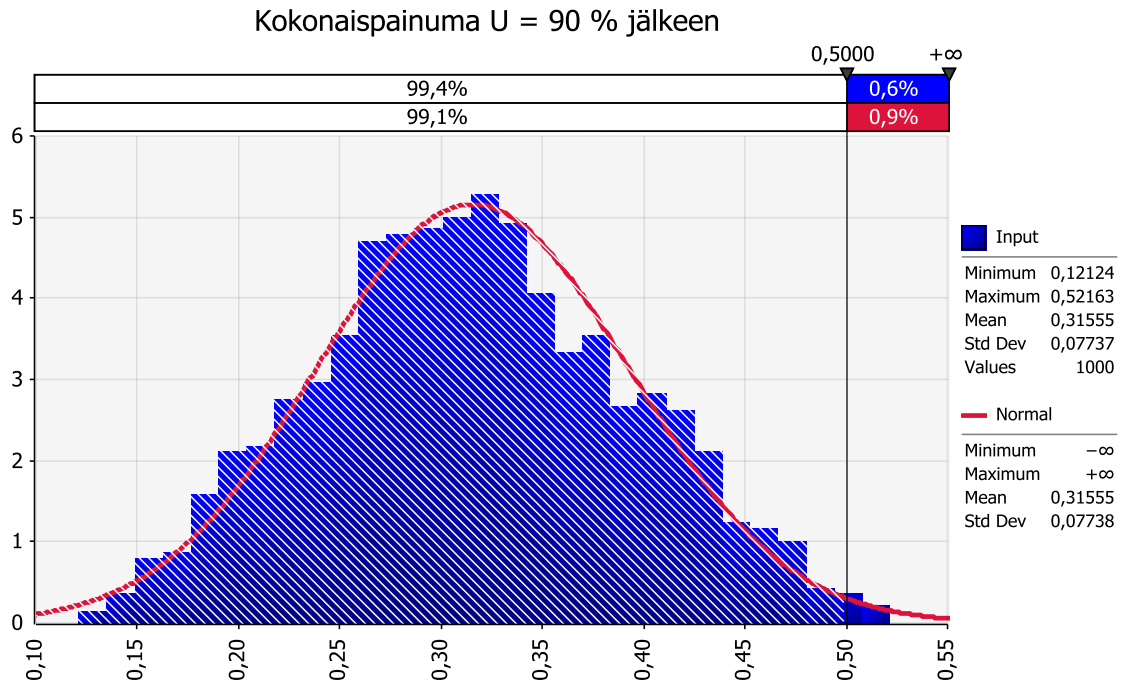
Primääripainuman ($U = 90\%$ jälkeen) ja sekundääripainuman summan eli kokonaispainuman histogrammi sekä normaalijakauman sovitus on esitetty alla olevassa kuvassa (*Kuva 88*).



Kuva 88 Primääripainuma $U = 90\%$ jälkeen + sekundääripainuma [m], histogrammi ja normaalijakauman sovitus.

Kun kokonaispainumaan on sovitettu normaalijakauma, voidaan määrittää vaurioitumistodennäköisyys p_f . Riippuen radan alusrakenneluokasta, suurin sallittu kokonaispainuma radan käyttöönoton jälkeen voi olla joko 0,3 m (luokka 3) tai 0,5 m (luokka 2). Kokonaispainuman jakaumasta nähdään, että raja-arvo 0,3 m ylittyy varsin suurella todennäköisyydellä. Kokonaispainuman normaalijakauman mukainen odotusarvo on 0,316 m, joten laskettu vaurioitumistodennäköisyys on peräti $p_f = 58\%$ (kuva löytyy Liitteestä 6). Selkeästi luokan 3 suhteen p_f on aivan liian suuri.

Kun omaksutaan luokan 2 mukainen raja-arvo, p_f on huomattavasti pienempi. Alla olevassa kuvassa on esitetty vaurioitumistodennäköisyyden määrittäminen, kun suurin sallittu kokonaispainuma on 0,5 m (*Kuva 89*).



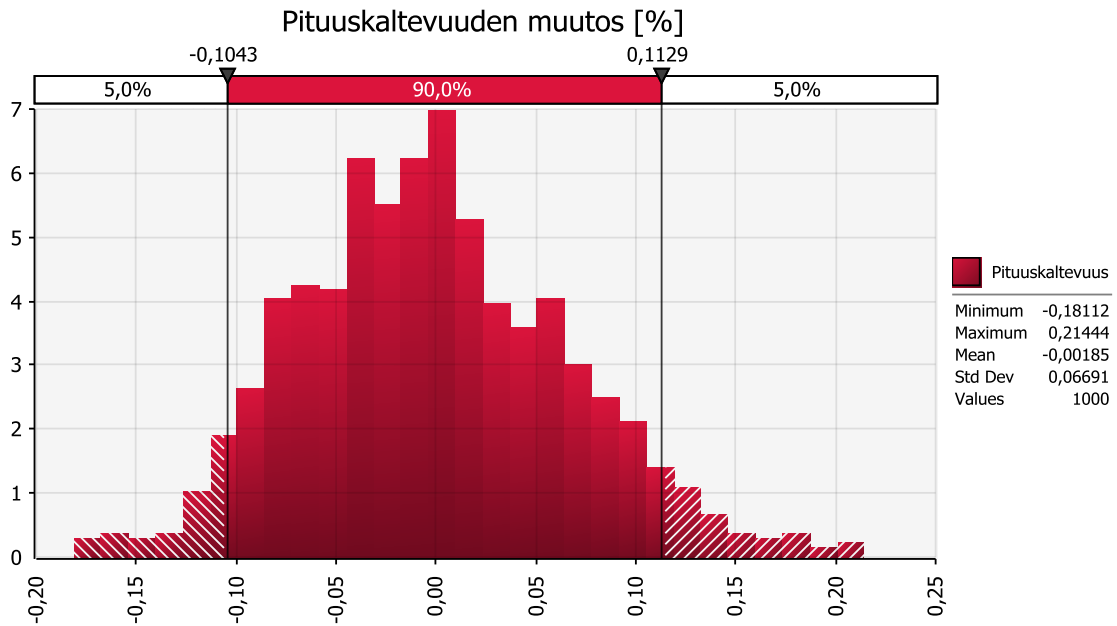
Kuva 89 Vaurioitumistodennäköisyys, kun suurin sallittu kokonaispainuma on 0,5 m.

Kuvaajasta nähdään, että kertymäfunktion arvo eli todennäköisyys sille, että kokonaispainuma on yli 0,5 m, on 0,9 % (punainen palkki, sovitettuun jakaumaan perustuva todennäköisyys). Luokan 2 tapauksessa vaurioitumistodennäköisyys on siten $p_f = 0,9\%$, mikä vastaa luotettavuusindeksin arvoa $\beta = 2,37$. Luotettavuusindeksin arvo on pienehkö, mutta painumien tapauksessa arvo voisi olla hyväksyttävä.

Seuraavaksi selvitetään, mikä on vaurioitumistodennäköisyys, kun kriteerinä käytetään suurinta sallittua pituuskaltevuuden muutosta. Oletettiin, että pituuskaltevuuden muutoksen aiheuttaa maaparametrien vaihtelusta aiheutuva painumaero kahden pisteen välillä. Painumaero määritettiin vähentämällä kokonaispainuman epävarmasta tuloksesta (maaparametrit syötetty tiheysfunktioina) kokonaispainuman deterministinen tulos eli vakioarvo.

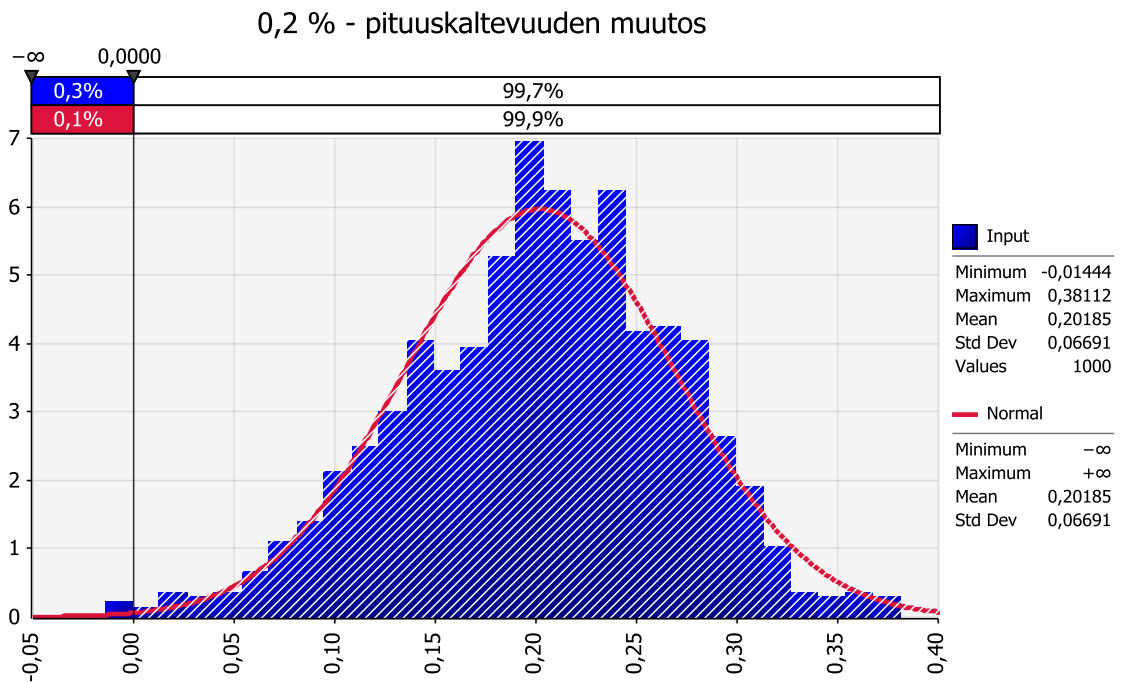
Koska pituuskaltevuuden muutoksen raja-arvo koskee radan käyttöönoton jälkeistä aikaa, vaurioitumistodennäköisyys määritettiin käyttäen primääripainumaa $U = 90\%$ jälkeen (ilman sekundääripainumaa). Maaparametrien vaihtelusta aiheutuvan painumaeron odotusarvo on luonnollisesti 0 mm, mutta suurimmaksi arvoksi saatiin 42,3 mm. Painumaeron histogrammi löytyy Liitteestä 6.

Tarkastelupituuden ollessa 20 m, painumaeron ($U = 90\%$ jälkeen) avulla määritettiin pituuskaltevuuden muutos prosentteina. Tuloksena saatu histogrammi on esitetty alla (Kuva 90).



Kuva 90 Painumaeron aiheuttama pituuskaltevuuden muutos prosentteina.

Luokassa 2 suurin sallittu pituuskaltevuuden muutos on 0,2 %, ja histogrammista nähdään, että tämä raja-arvo ylittyy vain pienellä osuudella (histogrammin oikea pääty). Pituuskaltevuuden muutokselle muodostettiin marginaalifunktio vähentämällä raja-arvosta (0,2 %) saatu tulos (jakauma). Marginaalifunktion histogrammi ja sovitettu normaalijakauma on esitetty alla (Kuva 91).



Kuva 91 Pituuskaltevuuden muutoksen marginaalifunktion histogrammi ja sovitettu normaalijakauma sekä vaurioitumistodennäköisyys.

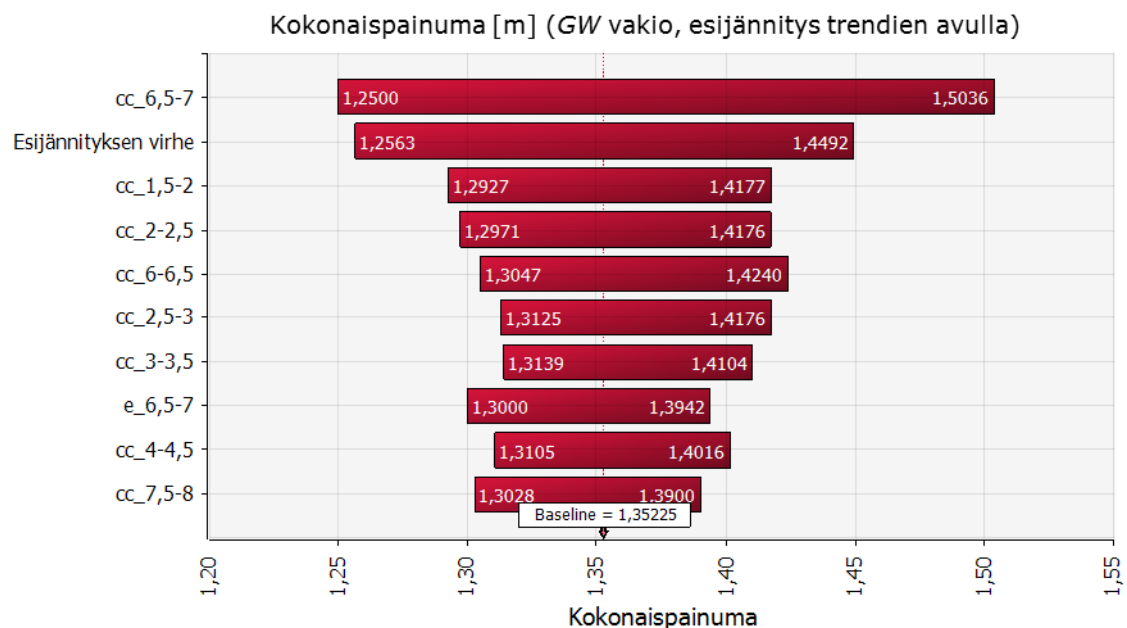
Normaalijakauman kertymäfunktion arvosta (punainen palkki) nähdään, että vaurioitumistodennäköisyys (todennäköisyys sille, että marginaalifunktion arvo on alle 0) on $p_f = 0,1\%$. Saatu arvo vastaa luotettavuusindeksin arvoa $\beta = 3,09$, eli luotettavuusindeksi on riittävän suuri. Pituuskaltevuuden muutoksen määritelmästä kuitenkin seuraa, että saatu

arvo riippuu valitusta tarkastelupituudesta L . Jos pituudeksi valitaan 10 m aiemmin käytetyn 20 metrin sijaan, saadaan $p_f = 6,8\%$ ($\beta = 1,49$). Histogrammi ja normaalijakauman sovitus tapaukselle $L = 10$ m löytyy Liitteestä 6.

6.2.4 Painumalaskelman herkkyyshanalyysi

Seuraavaksi esitellään eri herkkyyshanalyysien tuloksena saadut tornado-kaaviot. Herkkyyshanalyysissä määritettiin kokonaispainuman suuruus ($U = 100\%$, ei sekundääripainumaa). Eri analyyseissä saadut kokonaispainuman histogrammit sekä log-normaalijakauman sovitukset löytyvät Liitteestä 6.

Kun pohjavedenpinnan korkeus pidetään vakiona ($GW = 0,5$ m) ja esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan trendikäyrien avulla, saadaan herkkyyshanalyysin tuloksena alla oleva tornado-kaavio (histogrammi esitetty aiemmin, Kuva 86).

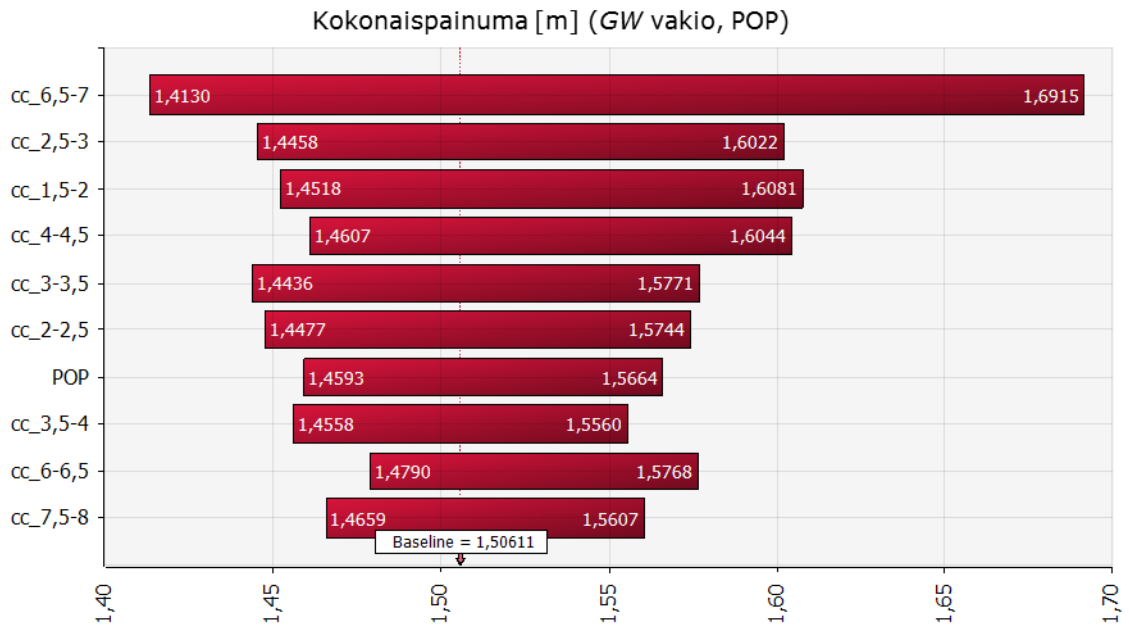


Kuva 92 Kokonaispainuman tornado-kaavio kun pohjavedenpinnan korkeus on vakio ja esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan trendien avulla.

Tornado-kaaviosta nähdään, että kokonaispainuman arvoon vaikuttaa eniten pehmeän kerroksen ($z = 6,5 \dots 7$ m) kokoonpuristuvuusindeksin arvo. Tornado-kaavion palkkien arvot on saatu siten, että kun muut parametrit pidetään vakiona, esimerkiksi kerroksen $z = 6,5 \dots 7$ m kokoonpuristuvuusindeksin C_c (kaaviossa ”cc_6,5-7”) vaihtelu tuottaa pienimmillään 1,25 m kokonaispainuman ja suurimmillaan 1,50 m kokonaispainuman. Eri parametrit on järjestetty siten, että mitä suurempi vaikutus kyseisen parametrin vaihtelulla on tuloksen vaihteluun, sitä ylempänä tämän parametrin palkki on. Tornado-kaavion alareunassa on ”Baseline”- arvo, joka on siis kokonaispainuman keskiarvo kyseisissä analyyseissä.

Tornado-kaavion mukaan toiseksi suurin vaikutus on siten esijännityksen virhetermillä. Yllättäen myös pehmeän kerroksen huokosluvulla on varsin suuri vaikutus lopputulokseen (kaaviossa ”e_6,5-7”). Syynä tähän on mitä todennäköisimmin huokosluvun e ja kokoonpuristuvuusindeksin C_c välinen korrelaatio: jos pehmeän kerroksen huokosluku e on suuri, niin myös saman kerroksen C_c on suurehko.

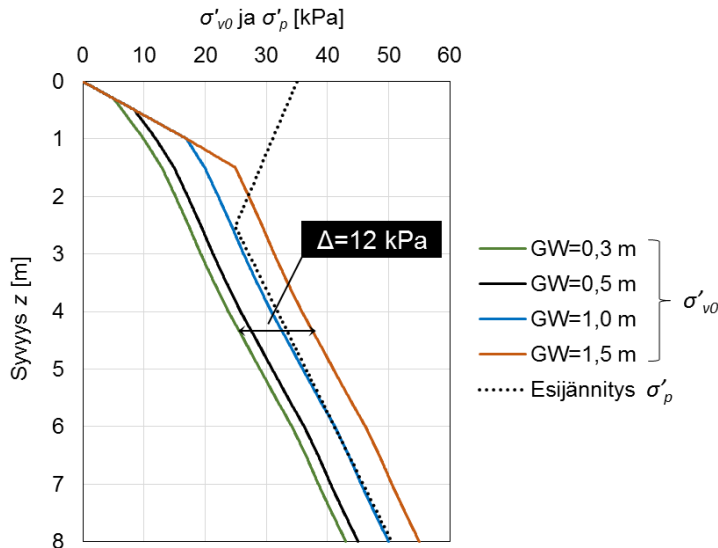
Kun ylikonsolidoituneen kerroksen alapuolisten savikerrosten esikonsolidaatiojännitykset mallinnetaan POP-arvon avulla, ja kun pohjavedenpinnan korkeus GW on vakio, saadaan alla esitetty herkkyyksianalyysin tornado-kaavio (Kuva 93).



Kuva 93 Kokonaispainuman tornado-kaavio, kun pohjavedenpinnan korkeus on vakio ja esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan POP-arvon avulla.

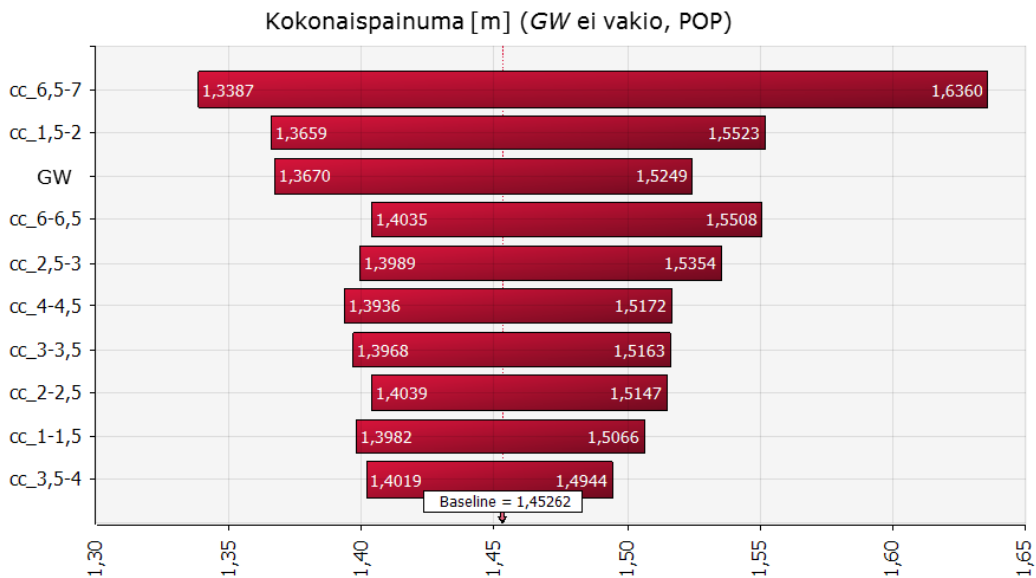
Kun esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan POP-arvon avulla, saadaan kaikista suurin kokonaispainuman keskiarvo (1,51 m), eli painuma on nyt noin 20 cm suurempi verrattuna edelliseen analyysiin. Lisäksi kokonaispainuman hajonta on tällä kertaa hieman suurempi, sillä esikonsolidaatiojännitys riippuu nyt sekä vallitsevan jännityksen että POP-arvon vaihtelusta (histogrammi on Liitteessä 6). Tornado-kaaviosta kuitenkin nähdään, että POP-arvo ei vaikuta juurikaan kokonaispainumaan, vaan pehmeän kerroksen C_c on jälleen merkittävin tekijä.

Seuraavaksi tutkitaan, missä määrin pohjavedenpinnan korkeuden GW tulkitseminen virheellisesti vaikuttaa kokonaispainumaan. Alla on kuvaaja, jossa on esitetty pohjavedenpinnan korkeuden vaikutus tehokkaaseen vallitsevaan jännitykseen sekä esikonsolidaatiojännityksen profiili (Kuva 94).



Kuva 94 Pohjavedenpinnan korkeuden vaikutus tehokkaaseen vallitsevaan jännitykseen.

Kun verrataan vallitsevan tehokkaan jännityksen σ'_{v0} minimin ja maksimin arvoja, ero on peräti 12 kPa. Kuvaajasta kuitenkin nähdään, että tilanne $GW = 1,5$ m on varsin epärealistinen, sillä tällöin tehokas vallitseva jännitys σ'_{v0} olisi esikonsolidaatiojännitystä σ'_p suurempi. Toisaalta jos ödometrikokeita ei ole tehty, ja savi oletetaan normaalisti konsolidoituneeksi, on tapauksen $GW = 1,5$ m aiheuttama virhe teoriassa mahdollinen. Jos esikonsolidaatiojännitys mallinnettisiin trendikäyrien avulla, pohjavedenpinnan korkeuden vaihtelun aiheuttama virhe olisikin varsin vähäinen. Siispä tässä analyysissä esikonsolidaatiojännitys mallinnettiin POP-arvon avulla, jolloin σ'_p määräytyy tehokkaan vallitsevan jännityksen mukaan. Alla on herkkyyksanalyysin tuloksena saatu tornado-kaavio (Kuva 95). Kokonaispainuman histogrammi löytyy Liitteestä 6.



Kuva 95 Kokonaispainuman tornado-kaavio, kun pohjavedenpinnan korkeutta varioidaan ja esikonsolidaatiojännitys mallinnetaan POP-arvon avulla.

Tornado-kaavion mukaan pohjavedenpinnan korkeudella GW on varsin suuri merkitys kokonaispainumaan. Pehmeän kerroksen kokoonpuristuvuusindeksi C_c on kuitenkin jälleen määräävin tekijä kokonaispainuman vaihtelussa.

7 Johtopäätökset

Työssä määritettiin Perniön savikon maaparametreihin liittyvä epävarmuus kvantitatiivisesti COV -arvon avulla. Todettiin, että luonnollinen vaihtelu on merkittävää jopa hyvin pienessä syvyysvälin sisällä. Pienimmät COV -arvot havaittiin luokitusominaisuuksien tapauksessa, ja arvot olivat luokkaa 2...15 %, mikä vastaa kansainvälisen kirjallisuuden mukaista suuruusluokkaa. Suljetun leikkauslujuuden COV oli keskimäärin noin 15 %, mikä on hieman pienempi verrattuna kansainvälisen kirjallisuuden arvoihin (20 % - 40 %). Muiden lujuusominaisuuksien osalta määritetyt COV -arvot vastasivat likimain kansainvälisiä arvoja; tehokkaan kitkakulman COV oli noin 35 % ja s_u / σ'_v -suhteen noin 10 %. Kokoonpuristuvuusindeksin COV vaihteli välillä 24...52 %, mikä myös vastaa kansainvälistä vertailuarvoa (30 %). Esikonsolidaatiojännityksen ja OCR-arvon tapauksessa COV oli vain noin 3..4 %, mikä on huomattavasti pienempi kuin kansainvälisen kirjallisuuden mukaiset vertailuarvot (10 % - 35 %). Syynä suureen eroon voi olla se, että näiden parametrien COV määritettiin koko profiilille, joten havaintoja oli runsaasti. Kansainvälisen kirjallisuuden COV -arvot taas saattavat perustua analyysihin, joissa tarkastellaan kerroksia koko profiilin sijaan, ja tulosten normalisointia ei ole välttämättä tehty.

Työssä määritettiin myös saven eri ominaisuuksille *a priori* -jakaumia, joita voidaan hyödyntää esimerkiksi silloin, kun halutaan arvioida laboratoriokokeiden tuloksien luotettavuutta. *A priori* -jakaumat ovat erittäin käyttökelpoisia myös silloin, kun maaparametrien keskiarvo ja keskihajonta päivitetään Bayesin menetelmän avulla. Päivitettyjä tilastollisia tunnuslukuja taas voidaan käyttää joko ominaisarvon määrittämisessä (tilastolliset menetelmät) tai suoraan RBD-laskelmissa, missä vakioarvon sijaan maaparametrit määritellään jakaumina.

Työssä määritettiin saven eri ominaisuuksien välisiä korrelaatioita, ja näitä korrelaatioita voidaan hyödyntää erityisesti alustavissa laskelmissa. Havaitut korrelaatiot eivät kuitenkaan päde jokaisessa kohteessa, joten *in situ* - ja laboratoriokokeiden arvokkuus luotettavan mitoituksen kannalta on ilmeinen.

Työssä tutkittiin myös koemenetelmän ja näytteenottimen vaikutusta maaparametreihin. Ödometrikokeen tapauksessa (CRS ja ILOT) koemenetelmällä oli ilmeinen vaikutus muodonmuutosparametrien suuruuteen. Samoin suljetun leikkauslujuuden arvo riippui selkeästi käytetystä koemenetelmästä (siipikairaus, kartiokoe ja CAUC-koe). Käytetyn aineiston tapauksessa näytteenottimen vaikutus maaparametrien suuruuteen sekä näytteen tulkittuun laatuun oli vähäinen. Syynä tähän havaintoon saattoi kuitenkin olla Perniön saven erityispiirre, sillä lukuisissa muissa tutkimuksissa on kyllä havaittu, että näytteenottimen halkaisija vaikuttaa näytteen laatuun.

Työn viimeisessä osiossa suoritettiin painumalaskelma todennäköisyysmenetelmällä sekä arvioitiin eri maaparametrien vaihtelun vaikutusta painumiin herkkyyksanalyysien avulla. Laskelmassa käytettiin työssä määritettyjä COV -arvoja Perniön saven ominaisuuksille, ja mallinnettu kuorma vastasi hypoteettista ratapengertä. Koska käytettiin todennäköisyysmenetelmää (RBD), pystyttiin arvioimaan, kuinka suurella todennäköisyydellä suurin sallittu painuma radan käyttöönoton jälkeen sekä painumaeron aiheuttama pituuskaltevuuden muutos ylittyvät.

Herkkyysanalyysien myötä havaittiin, että jopa varsin ohut pehmeä kerros voi vaikuttaa pehmeikön painumaan huomattavasti. Tällaisten painumaherkkien kerroksien havaitseminen on avainasemassa, kun pyritään arvioimaan painumat ja laskelman luotettavuus mahdollisimman tarkasti. Lisäksi tulokset osoittivat, että muodonmuutosominaisuuksien lisäksi myös vallitsevan tehokkaan jännityksen sekä esikonsolidaatiojännityksen mallinuksella on huomattava vaikutus laskelman tulokseen. Jotta painumia ei aliarvioida, on erityisen tärkeää, että pohjavedenpinnan korkeutta ei tulkita virheellisesti liian lähelle maanpintaa. Myös suhteellisen pieni vaihtelu esikonsolidaatiojännityksessä vaikuttaa painumiin huomattavasti, joten olisi suositeltavaa pelkän keskiarvon sijaan tehdä herkkyystarkasteluita minimi- ja maksimiarvojen avulla, mikäli RBD-menetelmiä ei käytetä.

RBD-menetelmät ovat erityisen hyödyllisiä etenkin vaativammassa kohteissa, joissa laskelman luotettavuus halutaan arvioida kvantitatiivisesti. Jotta menetelmien käyttö voisi yleistyä myös Suomessa, tarvitaan kuitenkin lisää tutkimustietoa liittyen maaparametrien luotettavuuteen. Erityisesti koemenetelmän aiheuttama mittausvirhe sekä muunnosmalleihin liittyvän epävarmuuden suuruus tulisi selvittää. Kansainvälisestä kirjallisuudesta löytyviä *COV*-arvoja voidaan käyttää jossain määrin, mutta paras hyöty RBD-menetelmistä saataisiin, mikäli käytössä olisi arvot, joiden on todettu soveltuvan myös Suomen olosuhteisiin. Tässä työssä määritettiin *COV*-arvot vain Perniön savikolle, joten vastaavia analyysejä myös muista savikko-kohteista. Vasta kun luonnollinen vaihtelu on määritetty usean eri aineiston avulla, voidaan laatia riittävän luotettavia ohjeellisia *COV*-arvoja geoteknisten suunnittelijoiden käyttöön.

Lähdeluettelo

Akbas, S.O. & Kulhawy, F.H. (2010). *Characterization and Estimation of Geotechnical Variability in Ankara Clay: A Case History*. Geotechnical and Geological Engineering. Vol. 28:5. S. 619-631. ISBN 09603182.

Baecher, G. & Ladd, C. (1985). *Reliability analysis of stability of embankments of soft clays*. Special Summer Course.

Baecher, G.B. & Christian, J.T. (2005). *Reliability and statistics in geotechnical engineering*. John Wiley & Sons.

Baecher, G.B. & Ladd, C.C. (1997). *Formal observational approach to staged loading*. Transportation Research Record. 1582. S. 49-52. ISBN 03611981.

Baecher, G.B. (1983). *Professional Judgement and Prior Probabilities in Engineering Risk Assessment*. Proceedings, 4th International Conference - Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering. Florence, Italy. Bologna, Italy: Pitagora Editrice. S. 635-650. ISBN 8837102690.

Benson, C.H. (1993). *Probability distributions for hydraulic conductivity of compacted soil liners*. Journal of Geotechnical Engineering. Vol. 119:3. S. 471-486. ISBN 0733-9410.

Buisman, A. (1936). *Results of long duration settlement tests*. Proceedings 1st International Conference on Soil Mechanics and Foundation Engineering, Cambridge, Mass. S. 103-107.

Cao, Z., Wang, Y. & Li, D. (2016). *Quantification of prior knowledge in geotechnical site characterization*. Engineering Geology. Vol. 203:S. 107-116. ISBN 00137952.

CEN ISO/TS. (2004a). *CEN ISO/TS 17892-5:fi. Geotekninen tutkimus ja koestus. Maan laboratoriokokeet. Osa 5: Ödometrikoe (kuorman lisäys portaittain) ja sen soveltaminen Suomessa*. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS. 27 s.

CEN ISO/TS. (2004b). *CEN ISO/TS 17892-9:fi. Geotekninen tutkimus ja koestus. Maan laboratoriokokeet. Osa 9: Konsolidoidut kolmiaksaalikokeet (vedellä kyllästetty näyte) ja sen soveltaminen Suomessa*. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS. 24 s.

Ching, J. & Phoon, K.-. (2012). *Modeling parameters of structured clays as a multivariate normal distribution*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 49:5. S. 522-545. ISBN 00083674.

Ching, J., Phoon, K.-. & Chen, Y.-. (2010). *Reducing shear strength uncertainties in clays by multivariate correlations*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 47:1. S. 16-33. ISBN 00083674.

Christian, J.T., Ladd, C.C. & Baecher, G.B. (1994). *Reliability applied to slope stability analysis*. Journal of Geotechnical Engineering. Vol. 120:12. S. 2180-2207. ISBN 0733-9410.

Duncan, J.M. (2000). *Factors of safety and reliability in geotechnical engineering*. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering. Vol. 126:4. S. 307-316.

El-Ramly, H., Morgenstern, N.R. & Cruden, D.M. (2002). *Probabilistic slope stability analysis for practice*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 39:3. S. 665-683. ISBN 00083674.

Fenton, G.A. & Griffiths, D.V. (2008). *Risk assessment in geotechnical engineering*. New Jersey: Wiley. 461 s. ISBN 978-0-470-17820-1.

Frank, R., Bauduin, C., Driscoll, M., Kavvas, M., Krebs Ovesen, N., Orr, T. & Schupener, B. (2004). *Designer's guide to EN 1997-1 Eurocode 7: Geotechnical design - general rules*. Gulvanessian, Bodmin: Thomas Telford Publishing. 216 s. ISBN 0 7277 3154 8.

Helenelund, K.V. (1951). *Om konsolidering och sättning av belastade marklager*. Helsinki. Maa- ja vesiteknillisiä tutkimuksia 6. 209 s.

Koskinen, M. (2014). *Plastic anisotropy and destructuration of soft Finnish clays*. Doctoral dissertation. Aalto University School of Engineering. Helsinki. 409 s. ISBN 978-952-60-5929-7.

Kosonen, E., Saresma, M., Ojala, A.E.K., Åberg, A., Åberg, S. & Ikävalko, O. (2015). *Hienorakeisten maalajien kerrosjärjestys ja ominaisuudet Helsingin Östersundomissa*. 104/2015. Espoo: Geologian tutkimuskeskus GTK.

Köylijärvi, S. (2015). *Saven anisotropian ja destruktuurin vaikutuksen mallintaminen Östersundomin koepenkereellä*. Diplomityö. Aalto-yliopisto. Espoo. 96+44 s.

Kulhawy, F.H. R.B. Seed & R.W. Boulanger (toim.). (1992). *On evaluation of static soil properties. Stability and performance of slopes and embankments 2*. American Society of Civil Engineers. S. 95-115.

Kulhawy, F.H. & Mayne, P.W. (1990). *Manual on estimating soil properties for foundation design*. Electric Power Research Inst., Palo Alto, CA (USA); Cornell Univ., Ithaca, NY (USA). Geotechnical Engineering Group.

Lacasse, S. & Nadim, F. (1996). *Uncertainties in characterising soil properties*. Geotechnical Special Publication. 58 I. S. 49-75. ISBN 08950563.

Lee, I.K., White, W. & Ingles, O.G. (1983). *Geotechnical Engineering*. Lontoo: Pitmans Books Limited. 508 s. ISBN 0-273-01756-X.

Lehtonen, V. (2015). *Modelling Undrained Shear Strength and Pore Pressure Based on an Effective Stress Soil Model in Limit Equilibrium Method*. Väitöskirja. Tampereen teknillinen yliopisto Tampere University of Technology. Tampere. 209 s. ISBN 978-952-15-3603-8.

- Lehtonen, V., Meehan, C., Länsivaara, T. & Mansikkamäki, J. (2015). *Full-scale embankment failure test under simulated train loading*. Géotechnique. Vol. 65:12. S. 961-974.
- Leroueil, S., Magnan, J. & Tavenas, F. (1990). *Embankments on soft clays*. Ellis Horwood.
- Li, D., Qi, X., Cao, Z., Tang, X., Zhou, W., Phoon, K. & Zhou, C. (2015). *Reliability analysis of strip footing considering spatially variable undrained shear strength that linearly increases with depth*. Soils and Foundations. Vol. 55:4. S. 866-880.
- Löfroth, H. (2012). *Sampling in normal and high sensitive clay—a comparison of results from specimens taken with the SGI large-diameter sampler and the standard piston sampler St II*. 637. Linköping: Swedish Geotechnical Institute SGI.
- Lumb, P. (1974). *Application of statistics in soil mechanics*. Soil Mechanics New Horizons.
- Lumb, P. (1971). *Precision and accuracy of soil tests*. Proceedings, 1st international conference on applications of statistics and probability in soil and structural engineering, Hong Kong. S. 329-345.
- Lunne, T., Berre, T. & Strandvik, S. (1997). *Sample disturbance effects in soft low plastic Norwegian clay*. Symposium on Recent Developments in Soil and Pavement Mechanics. Rio de Janeiro. S. 81-102.
- Lunne, T., Powell, J., Eidsmoen, T. & Quarterman, R. (1985). *Comparison of piezocones in overconsolidated clays*. Norwegian Geotechnical Institute (NGI), Oslo, Norway, and Building Research Establishment, Watford, UK. NGI/BRE Report, NGI. S. 84223-84221.
- Mansikkamäki, J. (2015). *Effective stress finite element stability analysis of an old railway embankment on soft clay*. Väitöskirja. Tampereen teknillinen yliopisto, Tampere University of Technology. Tampere. 165 s. ISBN 978-952-15-3481-2.
- Mataic, I. (2016). *On structure and rate dependence of Perniö clay*. Väitöskirja. Aalto-yliopisto Aalto University School of Engineering. Espoo. 350 s. ISBN 978-952-60-6617-2.
- Milton, J.S. & Arnold, J.C. (2002). *Introduction to probability and statistics: principles and applications for engineering and the computing sciences*. McGraw-Hill, Inc.
- Müller, R. (2013). *Probabilistic stability analysis of embankments founded on clay*. Väitöskirja. KTH Royal Institute of Technology. Tukholma. 92 s. ISBN 1650-9501.
- Nelsen, R.B. (2006). *An Introduction to Copulas*. 2. painos. New York: Springer. 269 s. ISBN 978-0-387-28659-4.
- Orchant, C., Kulhawy, F. & Trautmann, C. (1988). *Reliability-based foundation design for transmission line structures: Critical evaluation of in-situ test methods*. Report EL-5507 (2).

Ou, C.Y. & Liao, J.T. (1987). *Behaviors observed in the deep excavation site of the Taipei National Enterprise Center*. Geotechnical Engineering Research Report GT96008. Taipei, Taiwan: National Taiwan University of Science and Technology.

Ou, C. (2006). *Deep excavation: theory and practice*. CRC Press.

Phoon, K., Kulhawy, F. & Grigoriu, M. (1995). *Reliability-based foundation design for transmission line structures*. Rep.No.TR. Vol. 105000:.

Phoon, K. Phoon, K. (toim.). (2008). *Reliability-based design in geotechnical engineering: computations and applications*. New York: CRC Press. 530 s. ISBN 0-415-39630-1.

Phoon, K. & Kulhawy, F.H. (1999a). *Characterization of geotechnical variability*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 36:4. S. 612-624.

Phoon, K. & Kulhawy, F.H. (1999b). *Evaluation of geotechnical property variability*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 36:4. S. 625-639.

PLAXIS. (2016). *Material Models Manual*. Plaxis. 216 s.

Pylkkänen, J. (1973). *Hienorakeisten maalaajien painumisominaisuuksista. Geotekniikan laboratorio, Tiedonanto 7*. Otaniemi: Valtion teknillinen tutkimuskeskus.

Rackwitz, R. (2000). *Reviewing probabilistic soils modelling*. Computers and Geotechnics. Vol. 26:3-4. S. 199-223. ISBN 0266352X.

RATO 3. (2016). *Ratatekniset ohjeet (RATO) osa 3. Radan rakenne*. Helsinki: Liikennevirasto.

RIL 157-1. Harri Mäkelä (toim.). (1985). *Geomekaniikka I*. Helsinki: Suomen rakennusinsinöörien liitto. 479 s. ISBN 951-758-086-X.

RIL 207-1998. (1998). *Geotekninen suunnittelu. Euronormi*. Helsinki: Suomen Rakennusinsinöörien Liitto.

RIL 207-2009. (2009). *Geotekninen suunnittelu. Eurokoodi*. Helsinki: Hansaprint Oy. 244 s. ISBN 978-951-758-505-7.

RIL 95. J. Hartikainen (toim.). (1974). *Pohjarakennus*. Helsinki: Suomen Rakennusinsinöörien Liitto. 459 s. ISBN 951-758-003-7.

Schneider, H. (1999). *Determination of characteristic soil properties Determination des valeurs caractéristiques*. Geotechnical engineering for transportation infrastructure: theory and practice, planning and design, construction and maintenance: proceedings of the twelfth european conference on soil mechanics and geotechnical engineering, Amsterdam, Netheredlands, 7-10 June 1999. Taylor & Francis. S. 273.

SFS-EN 1990 + A1 + AC. (2006). *Eurokoodi. Rakenteiden suunnitteluperusteet*. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS. 184 s.

SFS-EN 1997-1 + AC. (2005). *Eurokoodi 7: Geotekninen suunnittelu. Osa 1: Yleiset säännöt*. 2. painos. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS. 158 s.

Terzaghi, K. & Peck, R.B. (1948). *Soil mechanics in engineering practice*. New York: Wiley.

Terzaghi, K.V. (1925). *Erdbaumechanik auf bodenphysikalischer Grundlage*. Leipzig & Wien. 399 s.

Tielaitos. (1994). *Maanvarainen tiepenger savikolla. Suunnitteluohje*. 67/1994. Helsinki: Tielaitos, Geokeskus. 50 s.

Uzielli, M., Lacasse, S., Nadim, F. & Phoon, K.K. (2007). *Soil variability analysis for geotechnical practice*. 1st International Workshop on Characterisation and Engineering Properties of Natural Soils. Singapore. S. 1653-1752. ISBN 9780415402675.

Vanmarcke, E. (1983). *Random fields: Analysis and synthesis*. Cambridge: MIT Press. 394 s.

Yoon, G.L., Kim, B.T. & Jeon, S.S. (2004). *Empirical correlations of compression index for marine clay from regression analysis*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 41:6. S. 1213-1221. ISBN 00083674.

Zhu, G., Yin, J.-. & Graham, J. (2001). *Consolidation modelling of soils under the test embankment at Chek Lap Kok International Airport in Hong Kong using a simplified finite element method*. Canadian Geotechnical Journal. Vol. 38:2. S. 349-363. ISBN 00083674.

Liiteluettelo

Liite 1. Tiheysfunktioita. 1 sivu.

Liite 2. Perniön saven luonnollisen vaihtelun arviointi. 7 sivua.

Liite 3. Maaparametrien tyypilliset arvot. 4 sivua.

Liite 4. Saven eri ominaisuuksien välisiä korrelaatioita. 8 sivua.

Liite 5. Koemenetelmän vaikutus maaparametreihin ja näytteen laatu. 2 sivu.

Liite 6. Painumalaskelman ja herkkyysanalyysien tuloksia. 4 sivua.

LIITE 1**Normaalijakauma**

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right\} \quad F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \quad \text{kun } -\infty < x < \infty$$

$$E[X] = \mu \quad \text{Var}[X] = \sigma^2$$

Log-normaalijakauma

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma_{\ln X}\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu_{\ln X}}{\sigma_{\ln X}}\right)^2\right\} \quad F(x) = \Phi\left(\frac{\ln x - \mu_{\ln X}}{\sigma_{\ln X}}\right) \quad \text{kun } 0 < x < \infty$$

$$E[X] = \mu_X = e^{\mu_{\ln X} + \frac{1}{2}\sigma_{\ln X}^2} \quad \text{Var}[X] = \sigma_X^2 = \mu_X^2 \left(e^{\sigma_{\ln X}^2} - 1\right)$$

$$\sigma_{\ln X}^2 = \ln\left(1 + \frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2}\right) \quad \mu_{\ln X} = \ln(\mu_X) - \frac{1}{2}\sigma_{\ln X}^2$$

Kolmiojakauma ($x \in [a, b]$)

$$f(x) = \frac{2(x-a)}{(b-a)(c-a)} \quad \text{kun } a \leq x < c$$

$$f(x) = \frac{2}{(b-a)} \quad \text{kun } x = c$$

$$f(x) = \frac{2(b-x)}{(b-a)(b-c)} \quad \text{kun } c < x \leq b$$

$$F(x) = \frac{(x-a)^2}{(b-a)(c-a)} \quad \text{kun } a \leq x < c$$

$$F(x) = 1 - \frac{(b-x)^2}{(b-a)(b-c)} \quad \text{kun } c \leq x \leq b$$

$$E[X] = \frac{a+b+c}{3} \quad \text{Var}[X] = \frac{a^2+b^2+c^2-ab-ac-bc}{18}$$

missä a on tiheysfunktion alaraja
b on tiheysfunktion yläraja
c on moodi

Tasajakauma ($x \in [a, b]$)

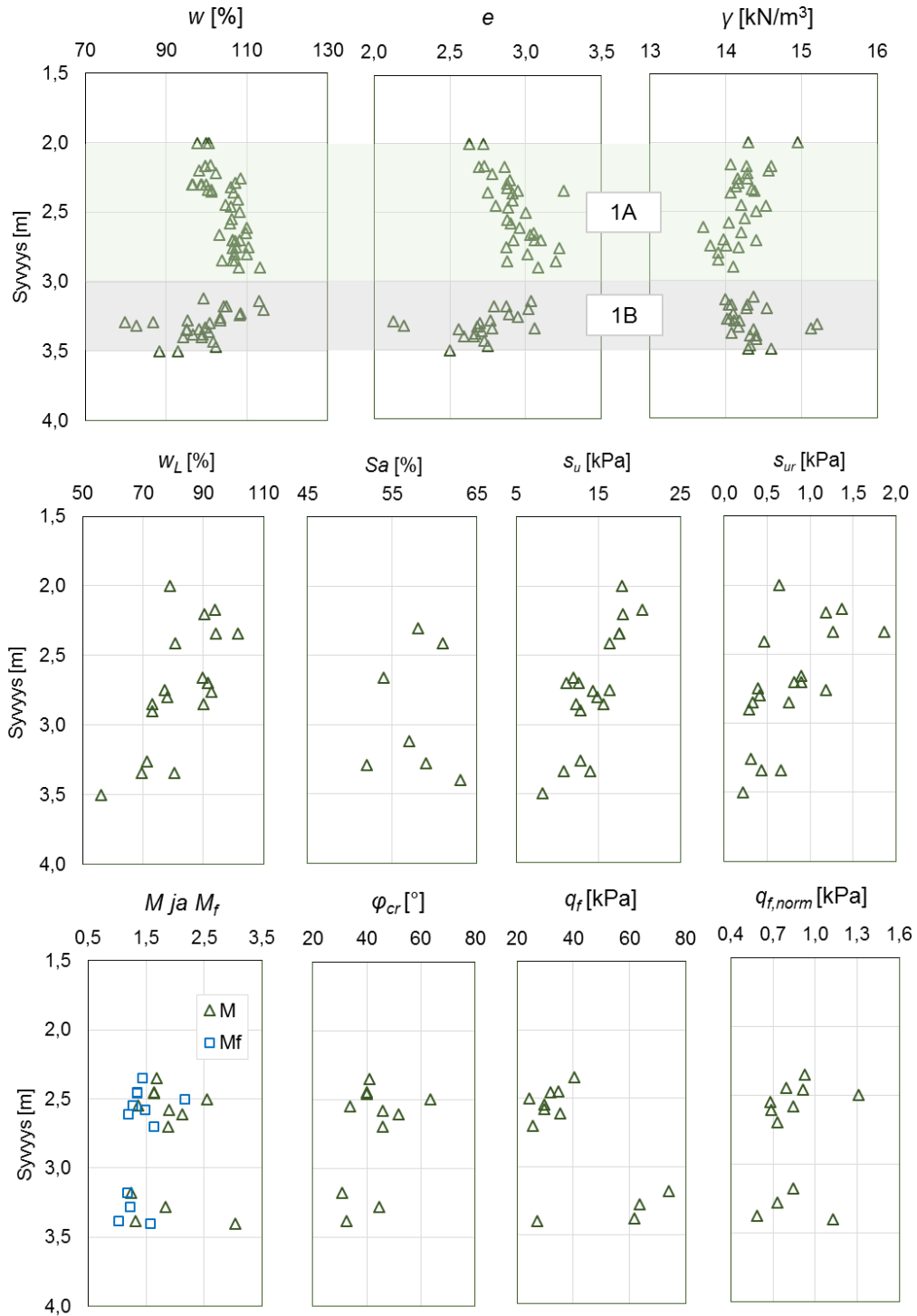
$$f(x) = \frac{1}{b-a}$$

$$F(x) = \frac{x-a}{b-a}$$

$$E[X] = \frac{(a+b)}{2} \quad \text{Var}[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$$

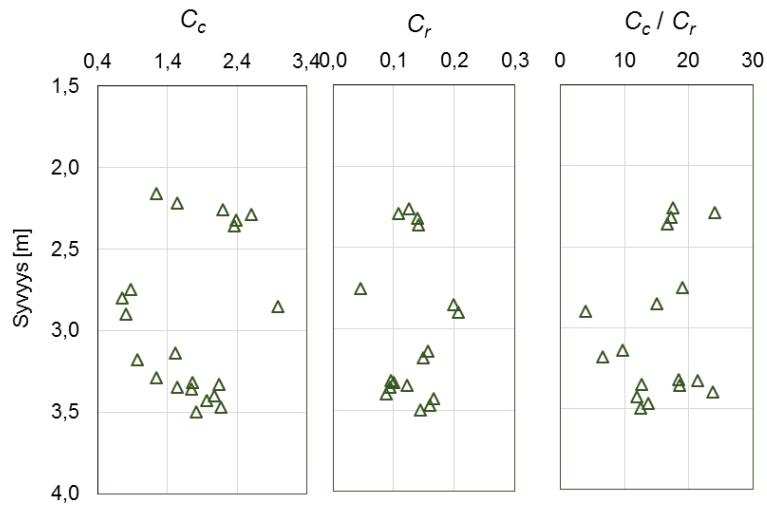
LIITE 2

KERROS 1 (z = 2...3,5 m)

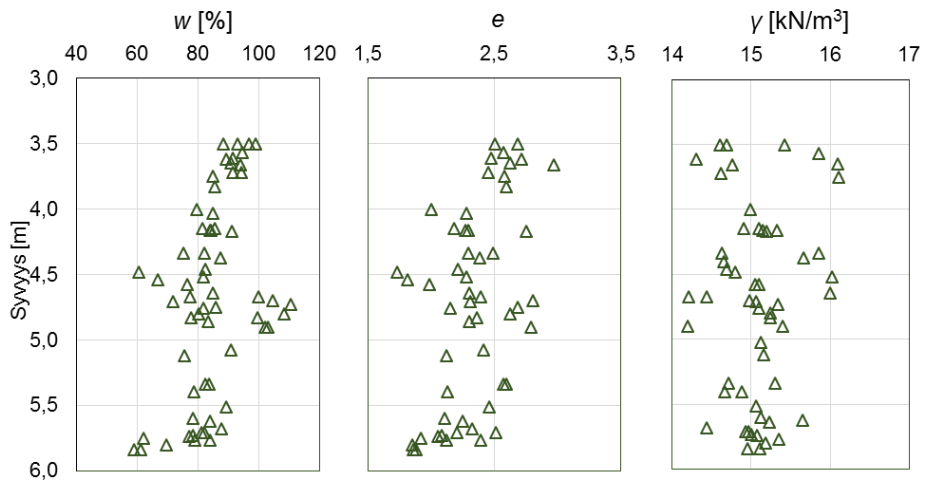


Liite 2 (2/7)

KERROS 1 (z = 2...3,5 m)

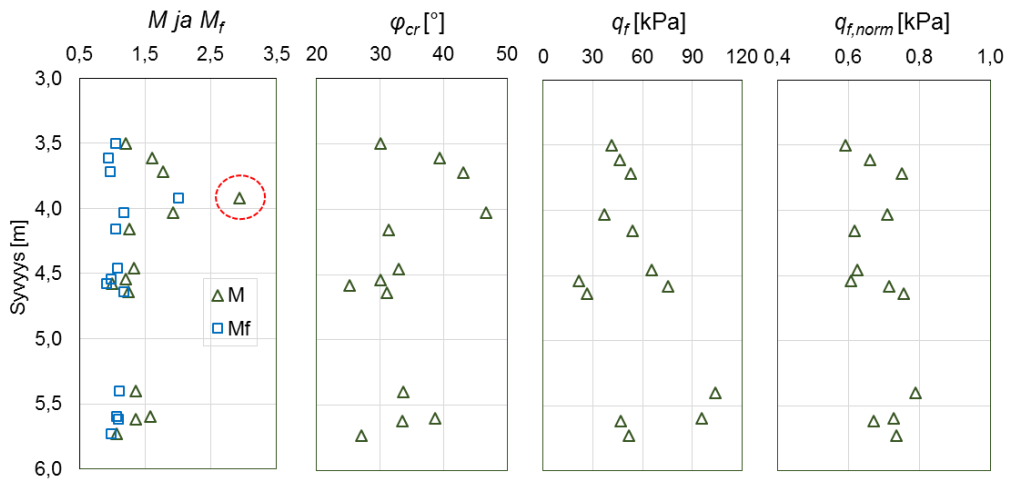
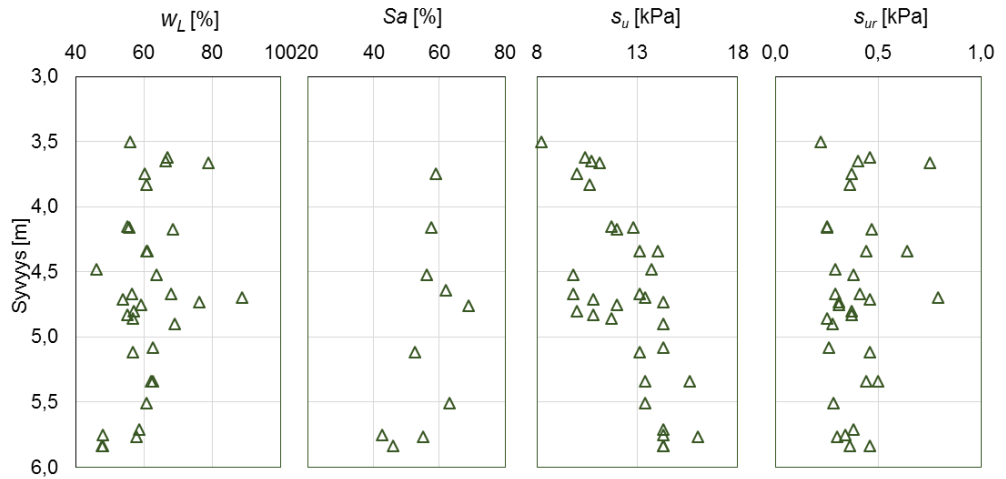


KERROS 2 (z = 3,5...6 m)

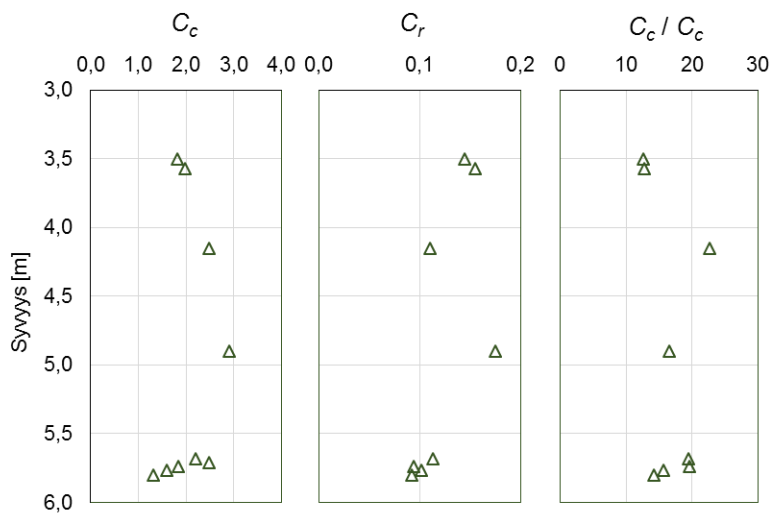


Liite 2 (3/7)

KERROS 2 (z = 3,5...6 m)

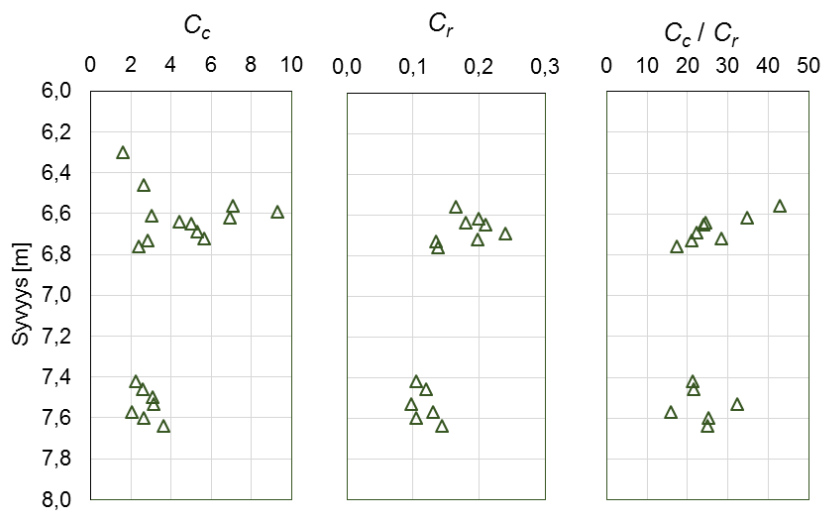
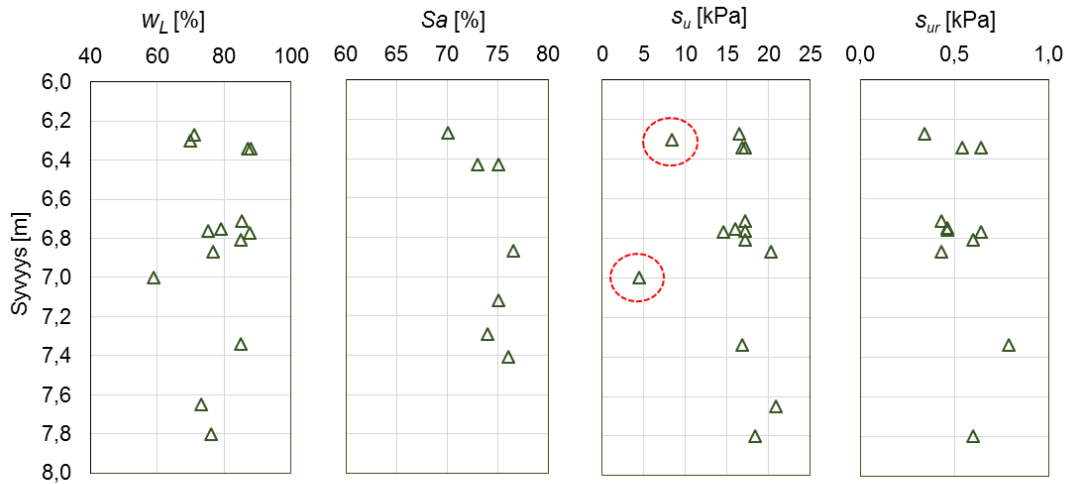
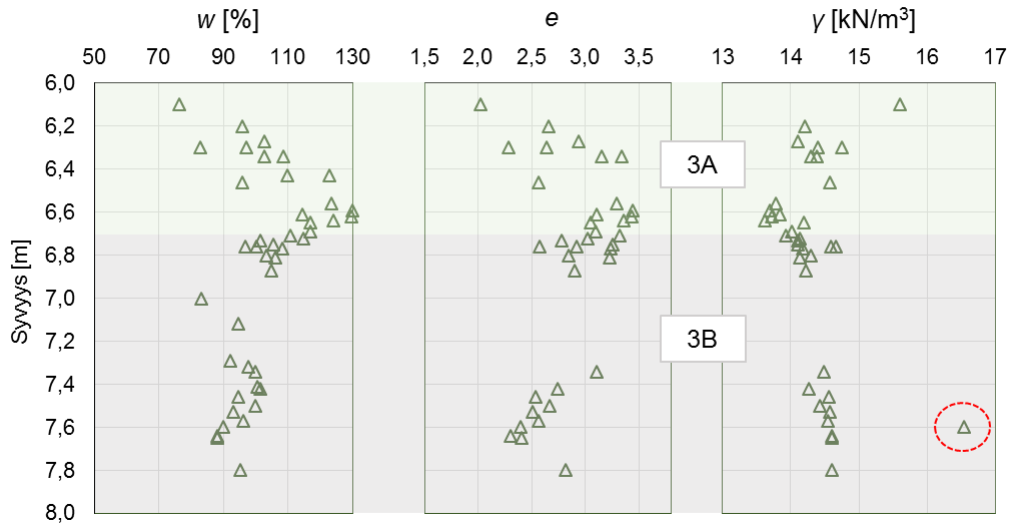


KERROS 2 (z = 3,5...6 m)

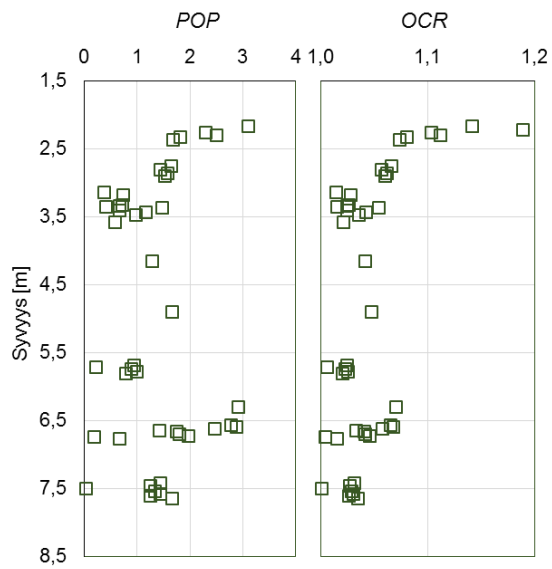


Liite 2 (4/7)

KERROS 3 (z = 6...8 m)

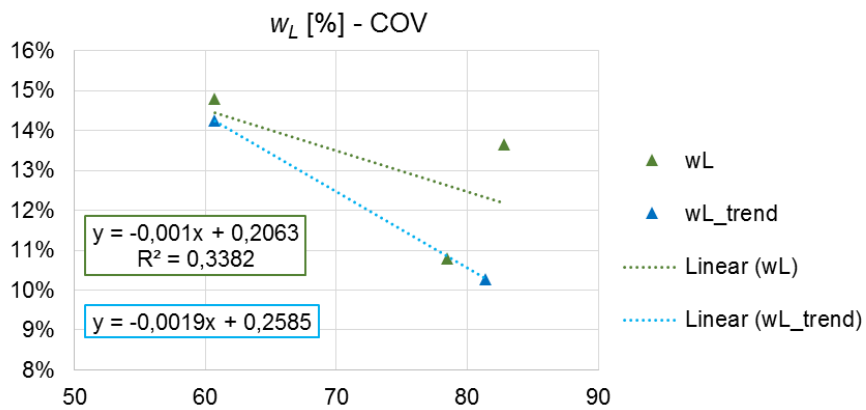


Liite 2 (5/7)

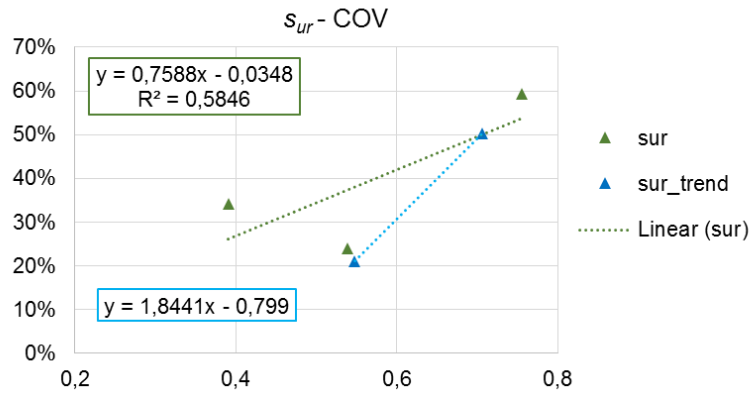
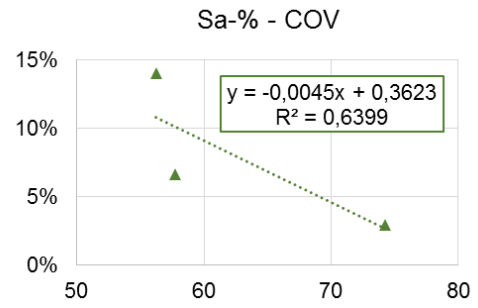
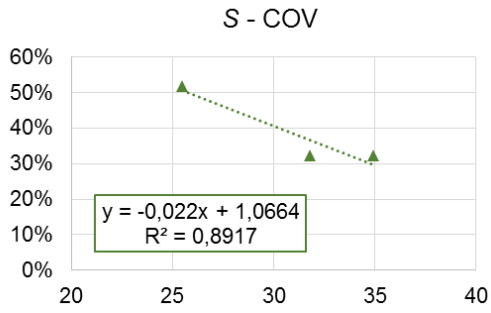


KERROS 1	CAUC					
	M	φ_{cr} [°]	$\tan \varphi_{cr}$ [°]	q_f [kPa]	$q_{f,norm}$ [kPa]	M_f
N	12	11	11	12	12	12
ka	1,85	42,64	0,98	39,80	0,85	1,41
SD	0,52	9,36	0,39	16,83	0,20	0,30
COV	28,3 %	21,9 %	40,2 %	42,3 %	24,1 %	21,0 %
min	1,24	30,92	0,60	24,28	0,59	1,03
max	3,03	63,43	2,00	73,74	1,31	2,17

KERROS 2	CAUC					
	M	φ_{cr} [°]	$\tan \varphi_{cr}$ [°]	q_f [kPa]	$q_{f,norm}$ [kPa]	M_f
N	13	13	13	13	13	13
ka	1,38	34,04	0,69	55,22	0,69	1,05
SD	0,27	6,26	0,17	24,27	0,06	0,08
COV	19,7 %	18,4 %	24,8 %	44,0 %	9,3 %	8,0 %
min	0,99	25,14	0,47	21,83	0,59	0,92
max	1,92	46,65	1,06	103,53	0,79	1,18

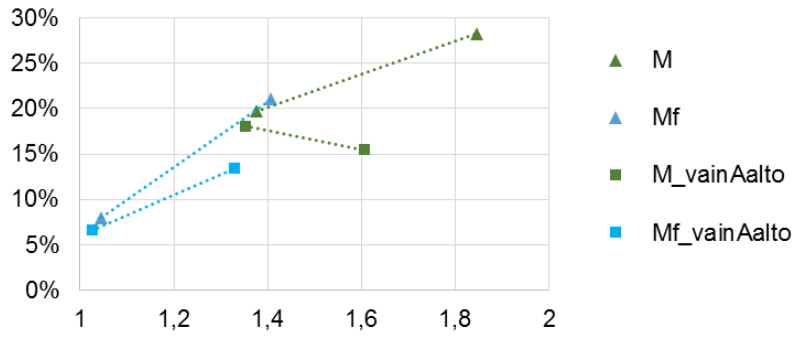


Liite 2 (6/7)

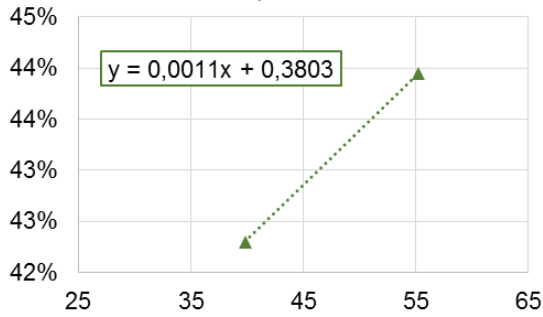


Liite 2 (7/7)

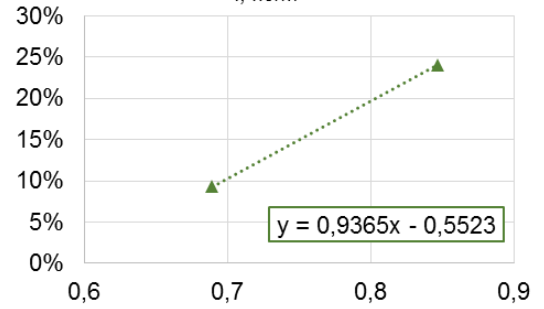
M ja M_f - COV



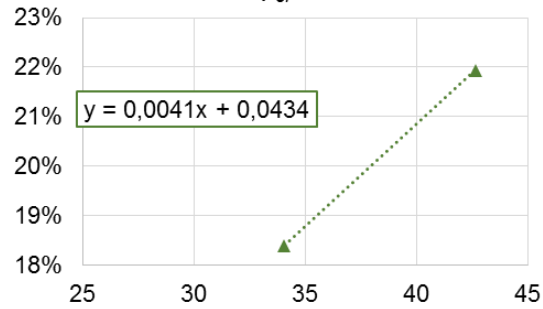
q_f - COV



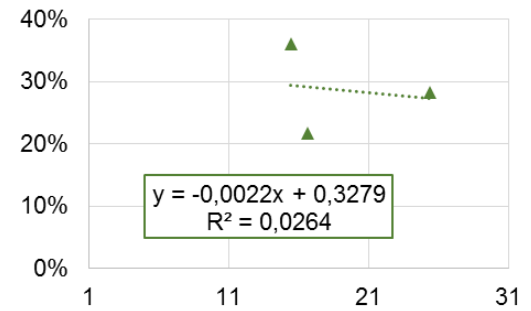
q_{f, norm} - COV



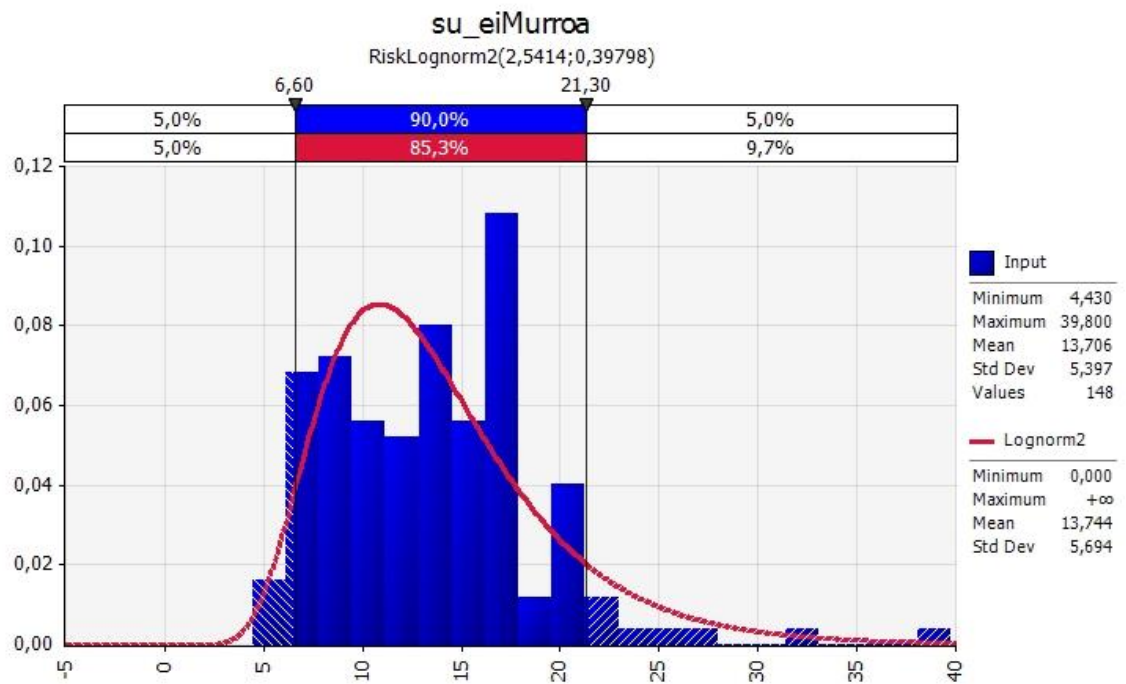
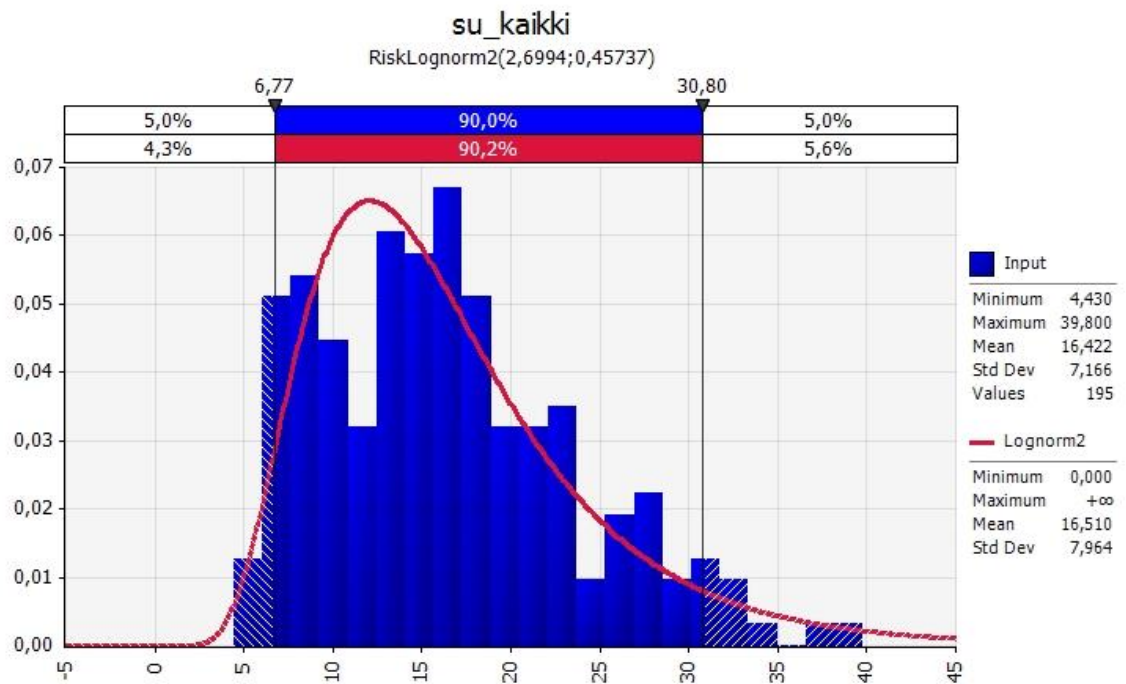
φ_{cr} - COV



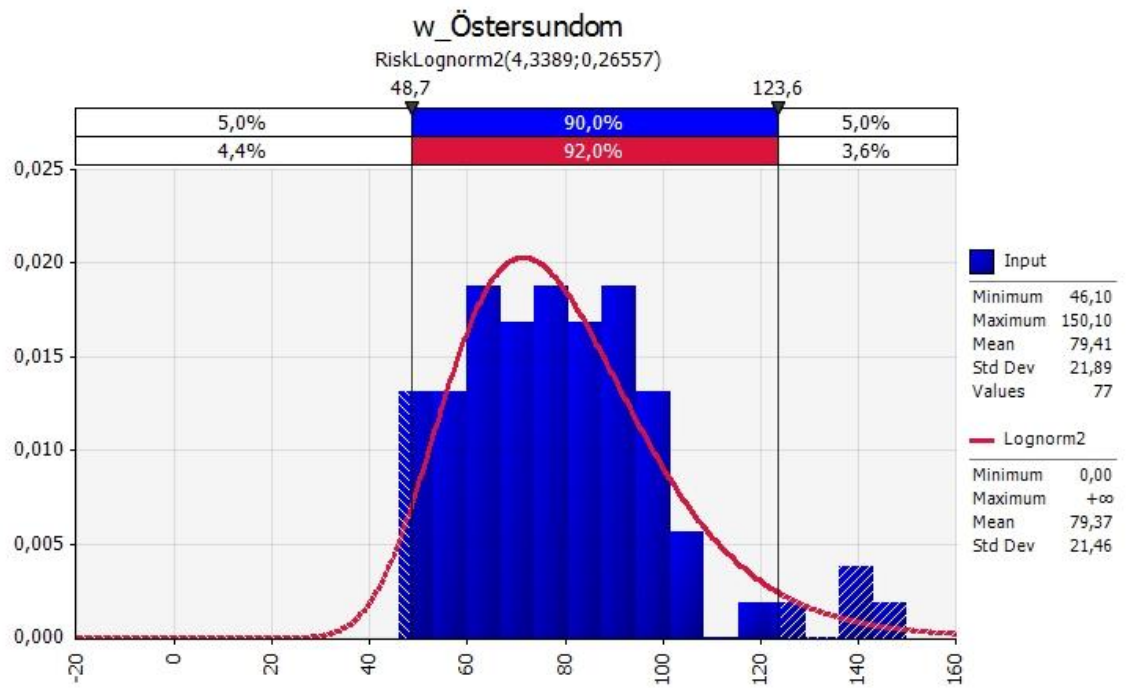
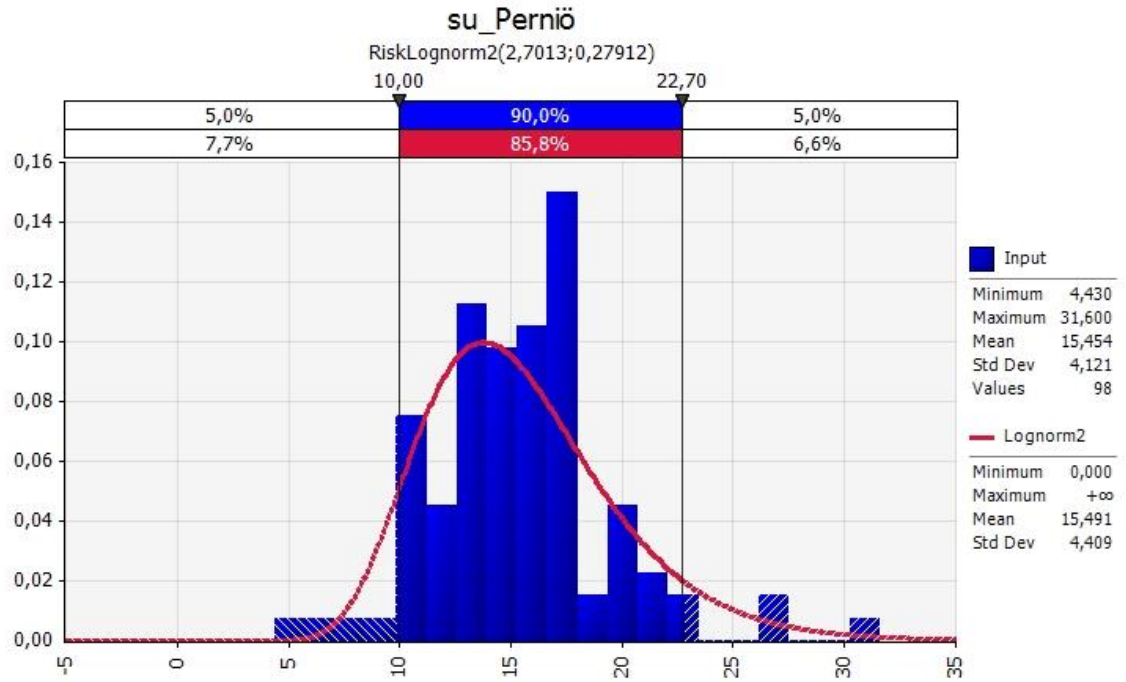
C_c / C_r - COV



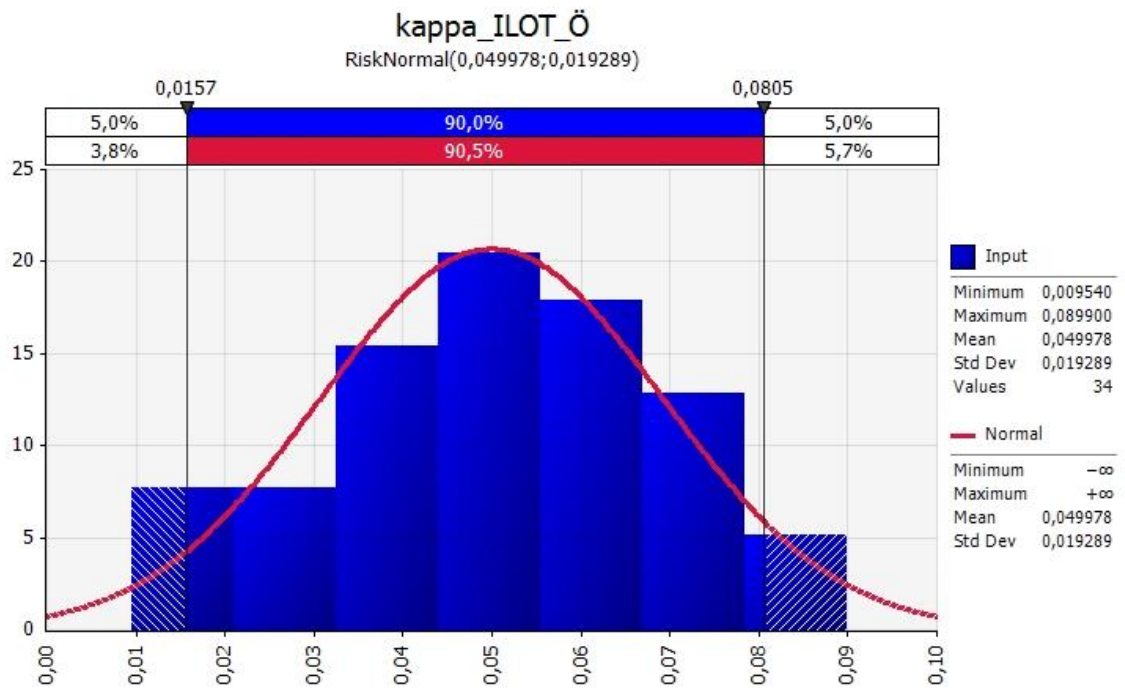
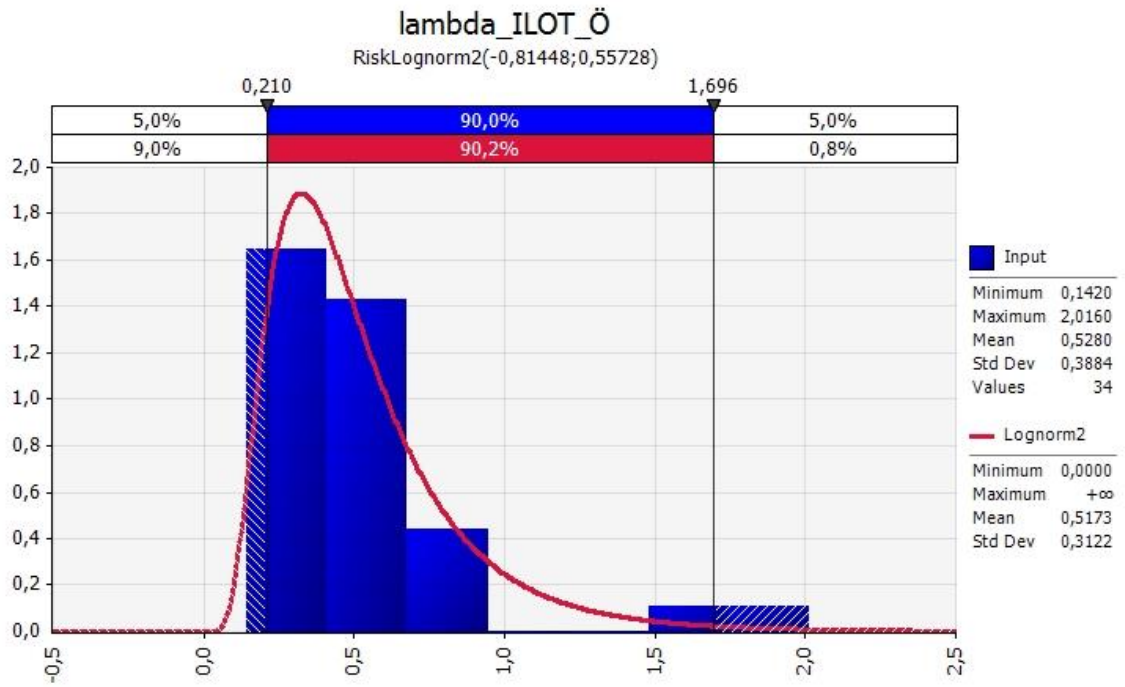
LIITE 3



Liite 3 (2/4)

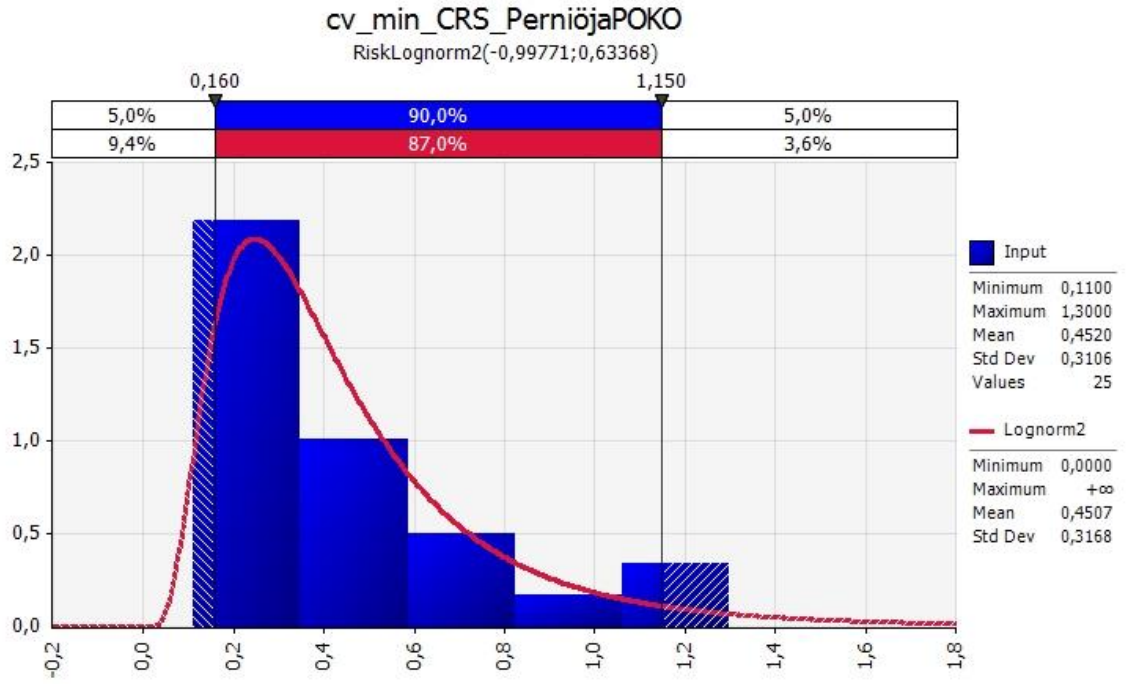


Liite 3 (3/4)

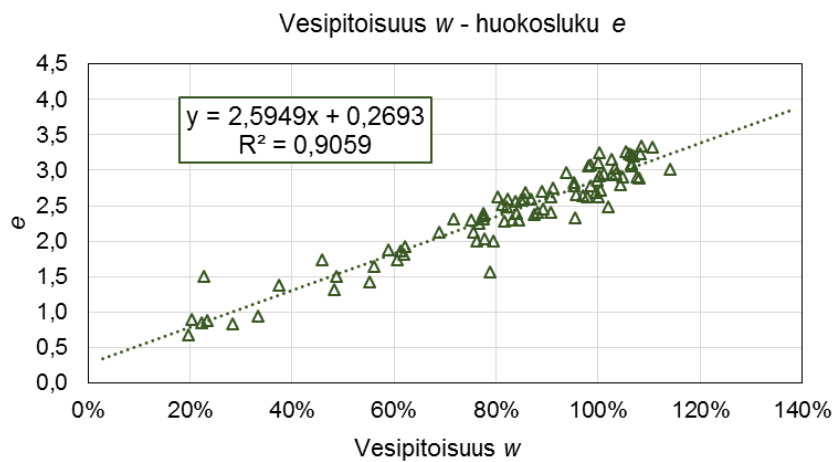
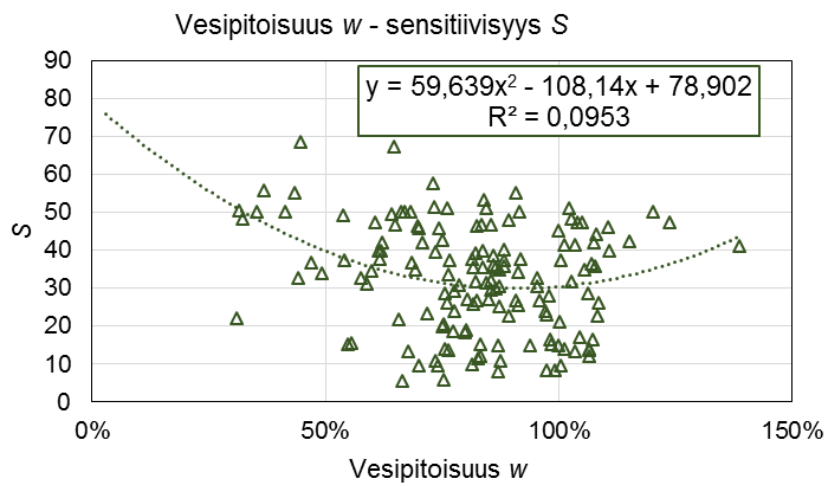
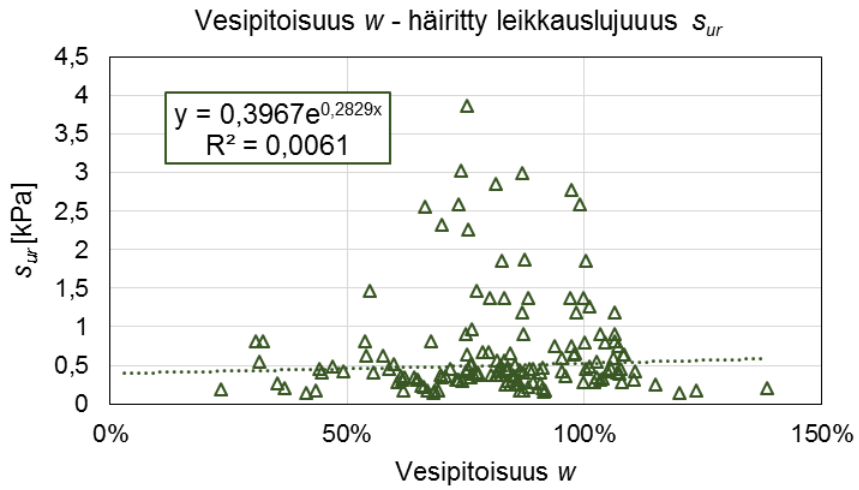


Kohde	c_v Taylor		c_v Casagrande		$C_{\alpha\epsilon}$	
	k	b	k	b	k	b
Perniö	0,0387	0,156	0,0246	0,146	-0,1016	1,852
Vanttila	0,0245	0,201	0,0232	0,117	-0,0959	1,723
POKO	0,0380	0,126	0,0334	0,079	-0,1898	1,917
Keskiarvo	0,0337	0,161	0,0271	0,114	-0,1291	1,831

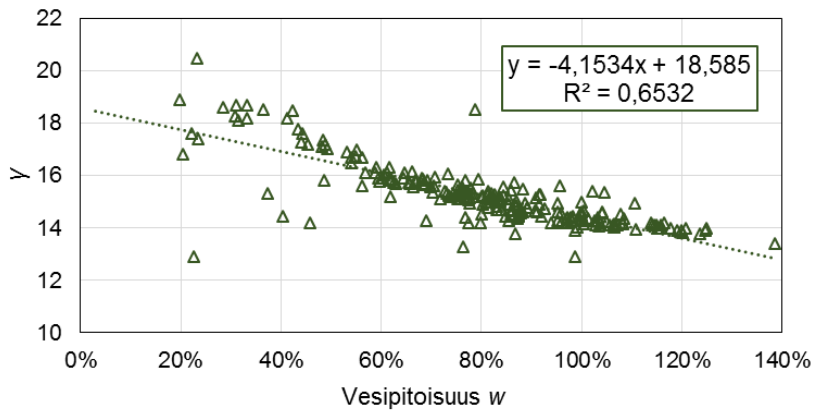
Liite 3 (4/4)



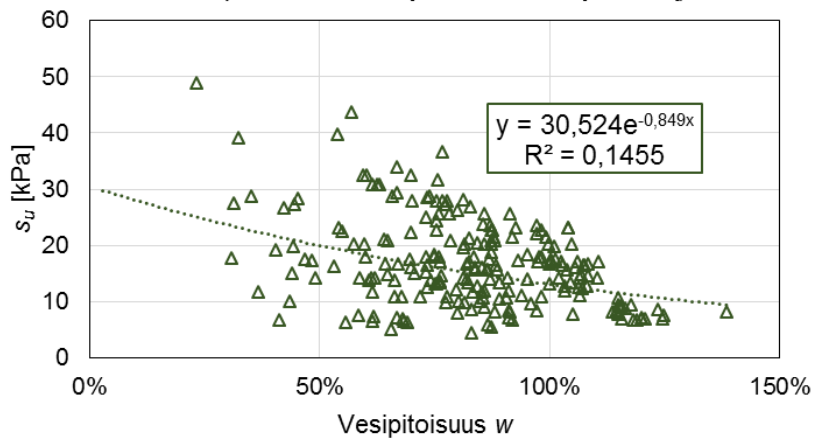
LIITE 4



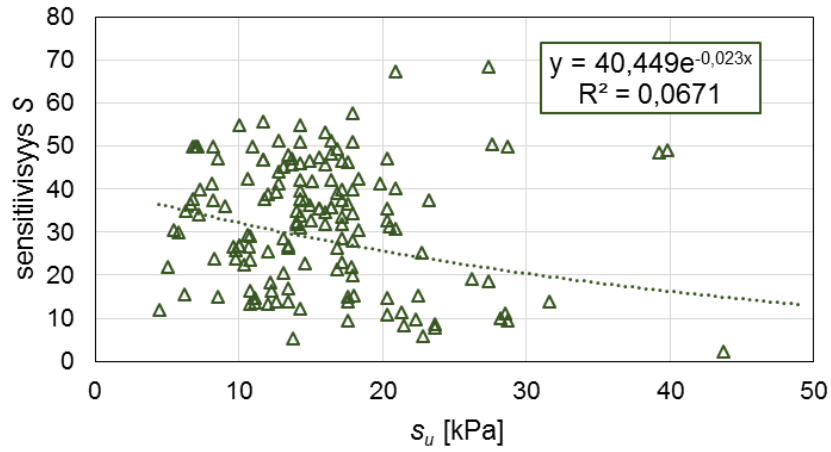
Vesipitoisuus w - tilavuuspaino γ

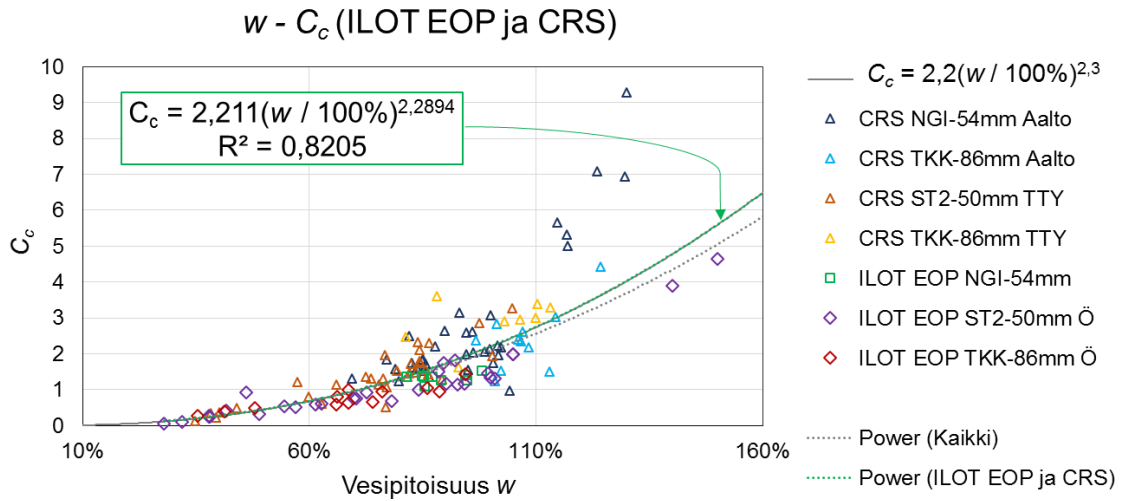
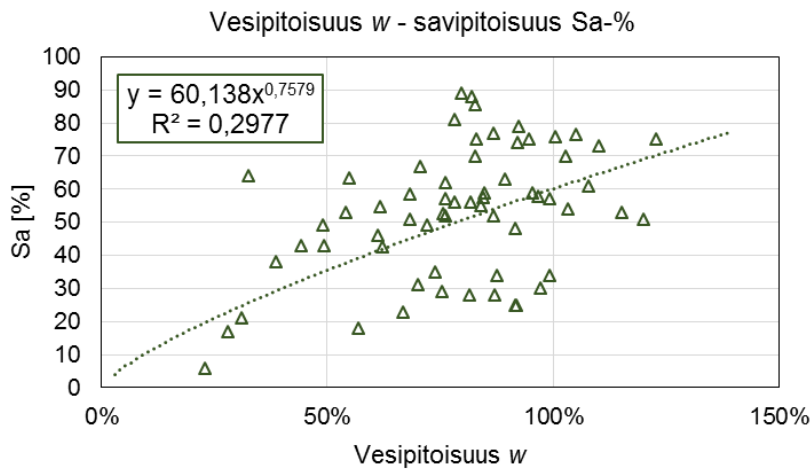
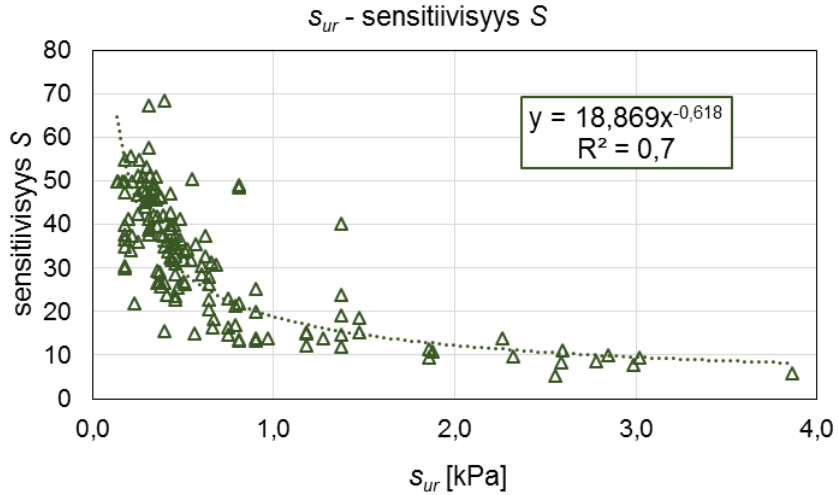


Vesipitoisuus w - suljettu leikkauslujuuus s_u

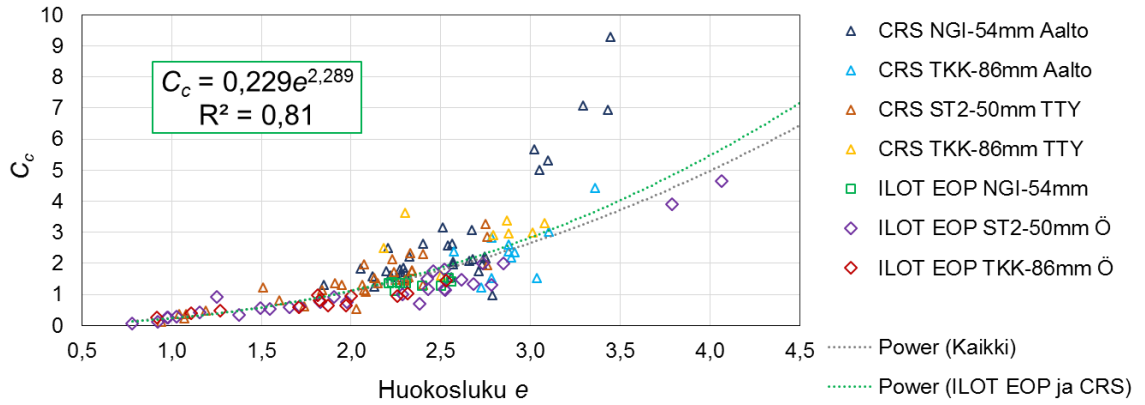


s_u - sensitiivisyys S

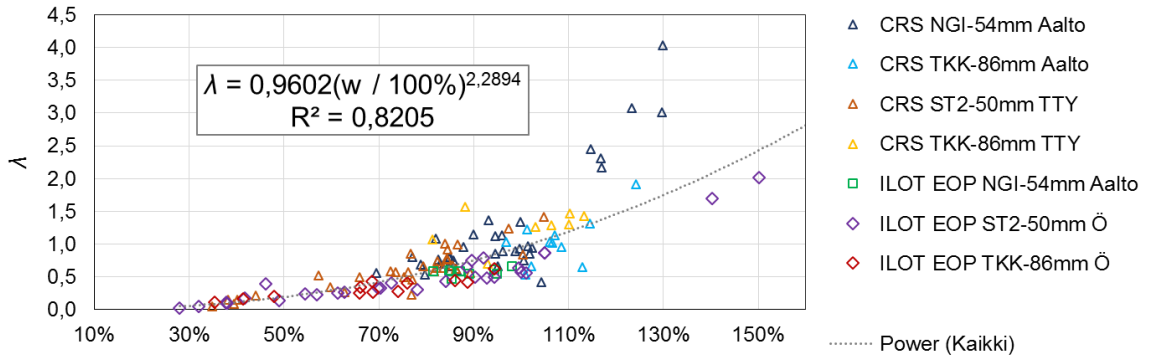




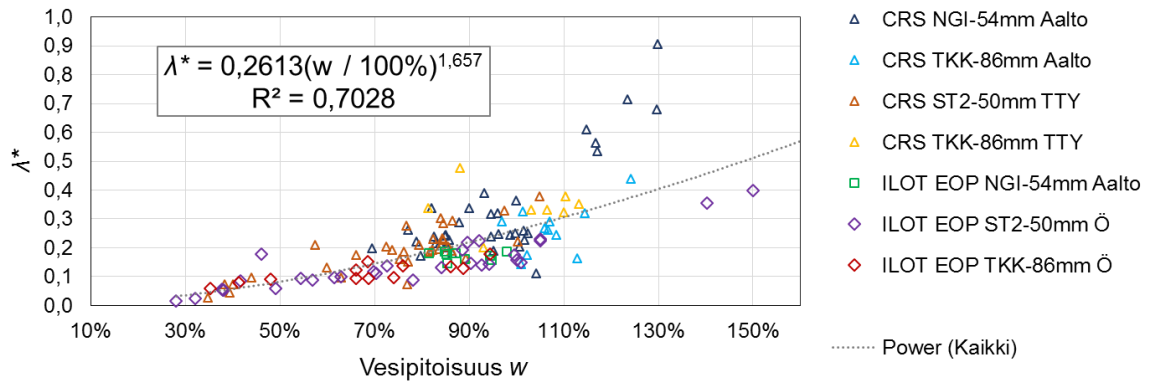
$e - C_c$ (ILOT EOP ja CRS)

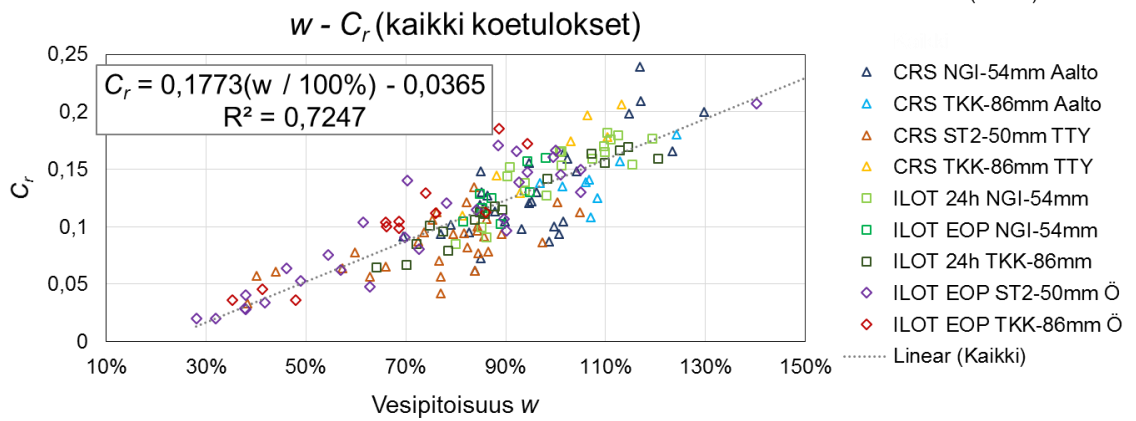
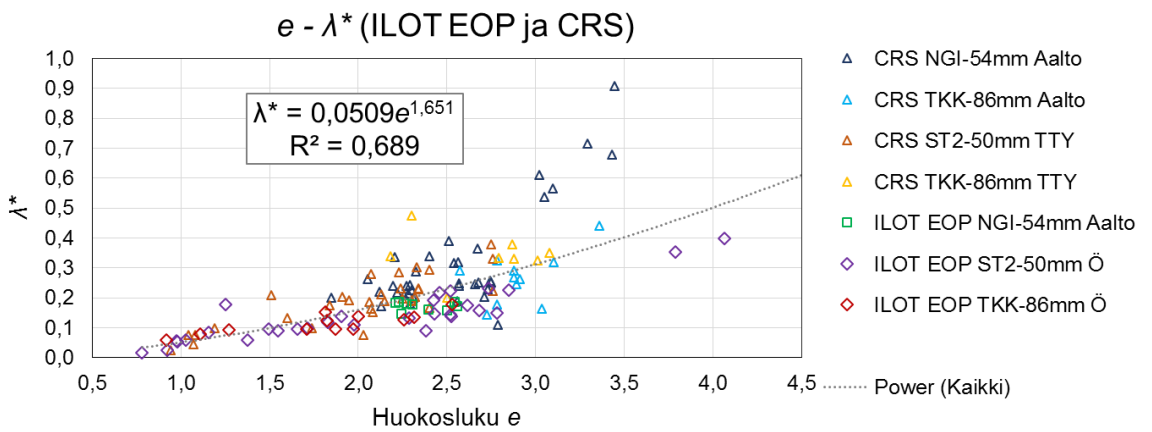
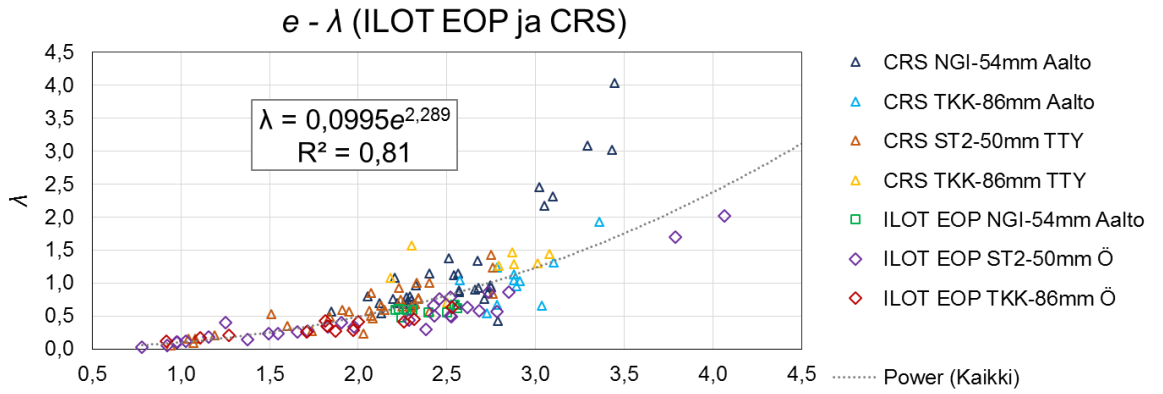


$w - \lambda$ (ILOT EOP ja CRS)

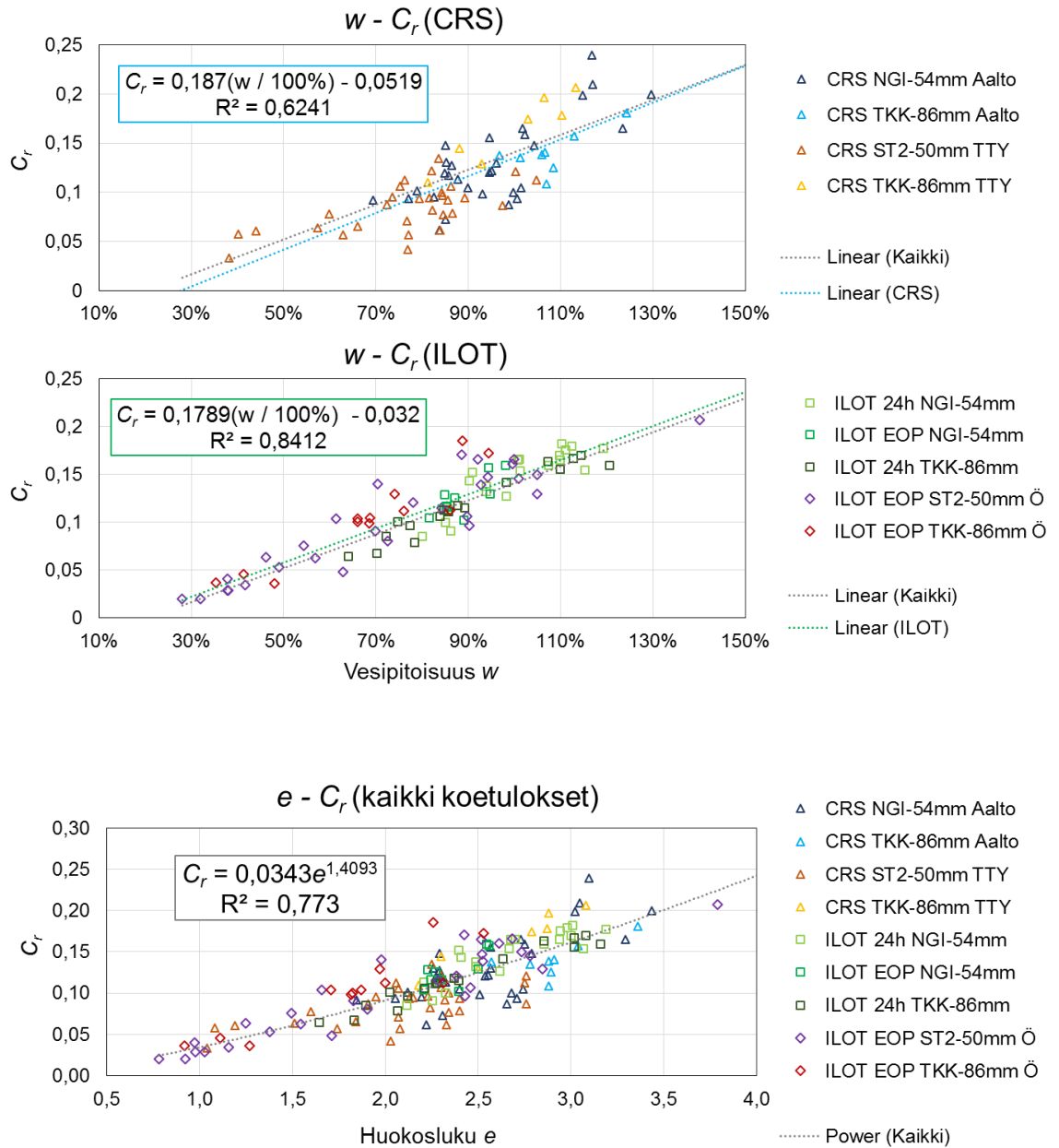


$w - \lambda^*$ (ILOT EOP ja CRS)

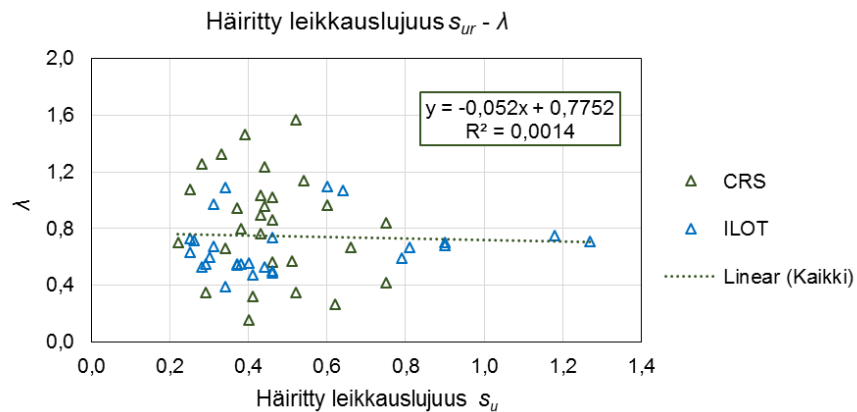
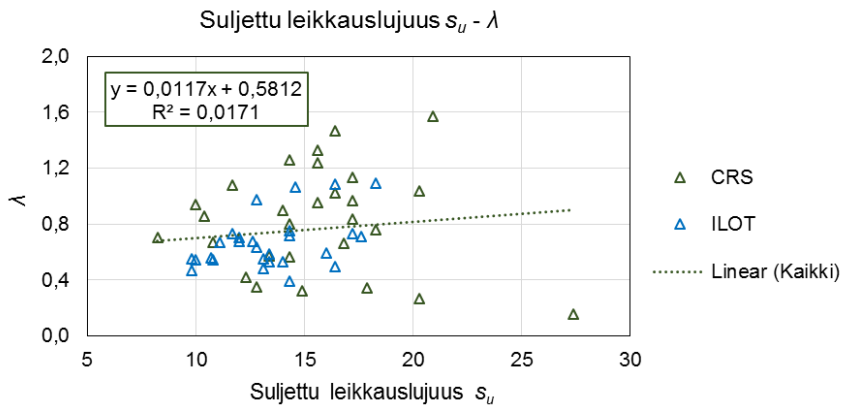
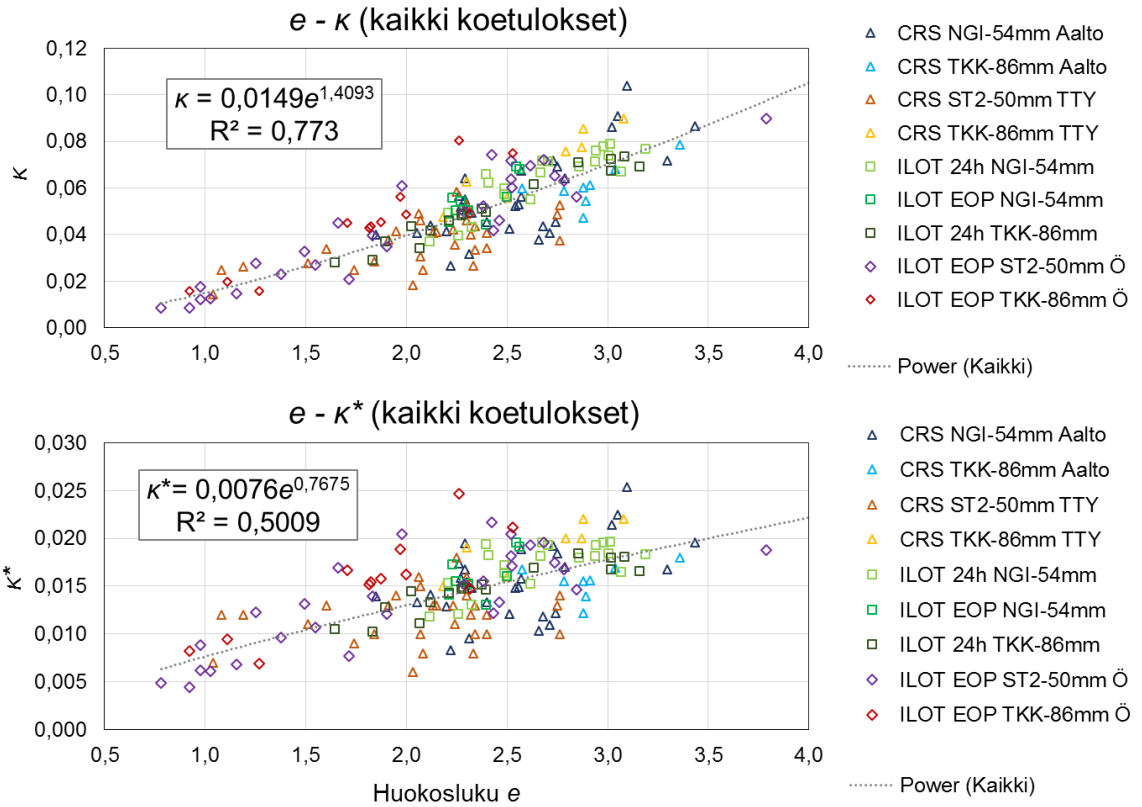




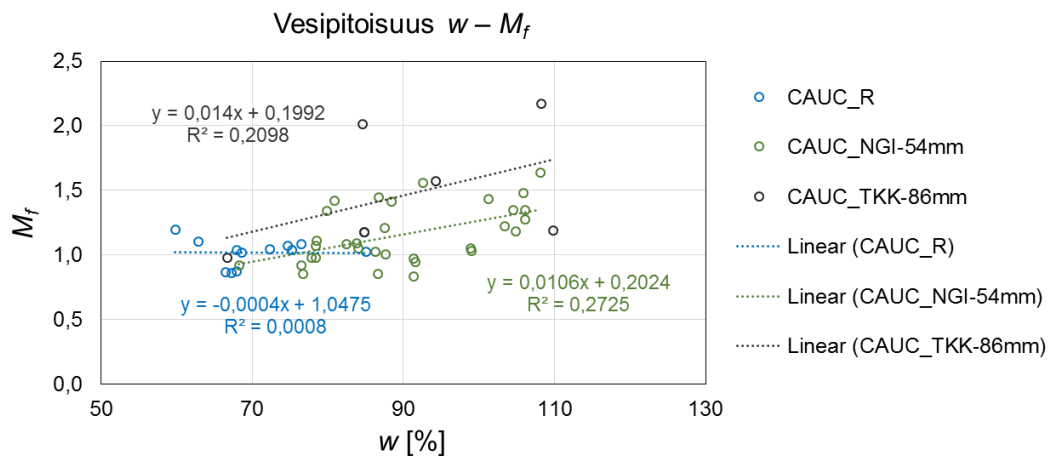
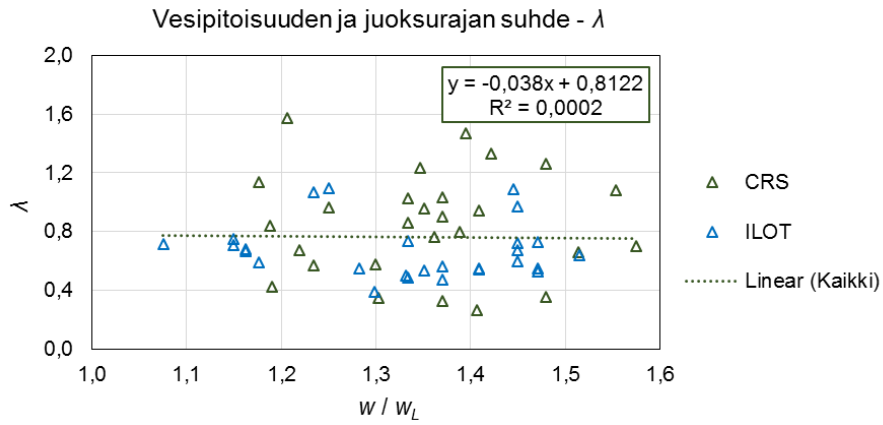
Liite 4 (6/8)



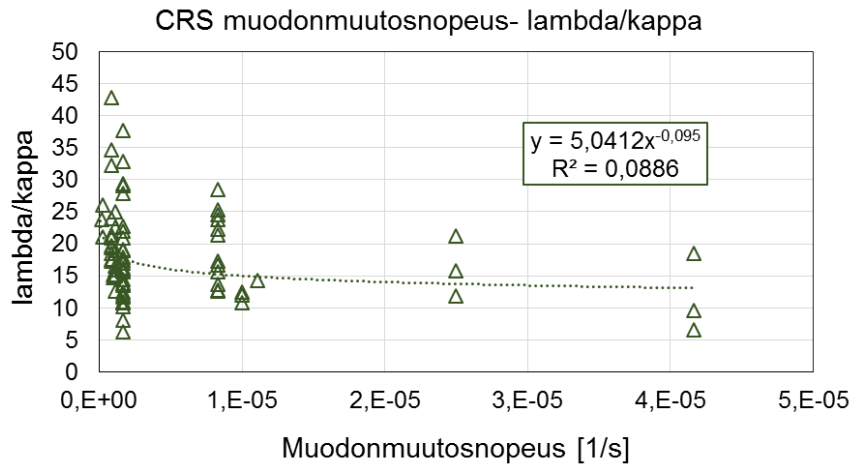
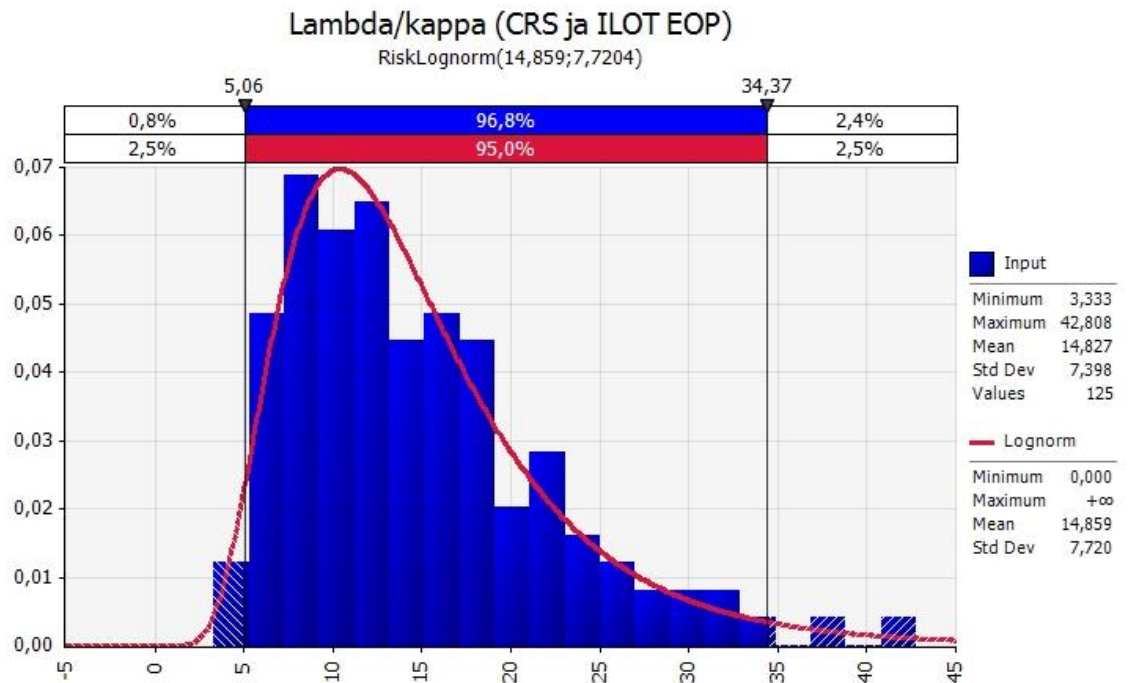
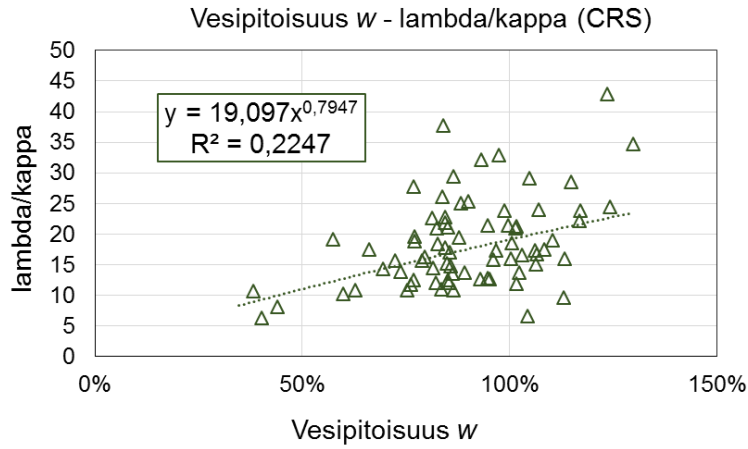
Liite 4 (7/8)



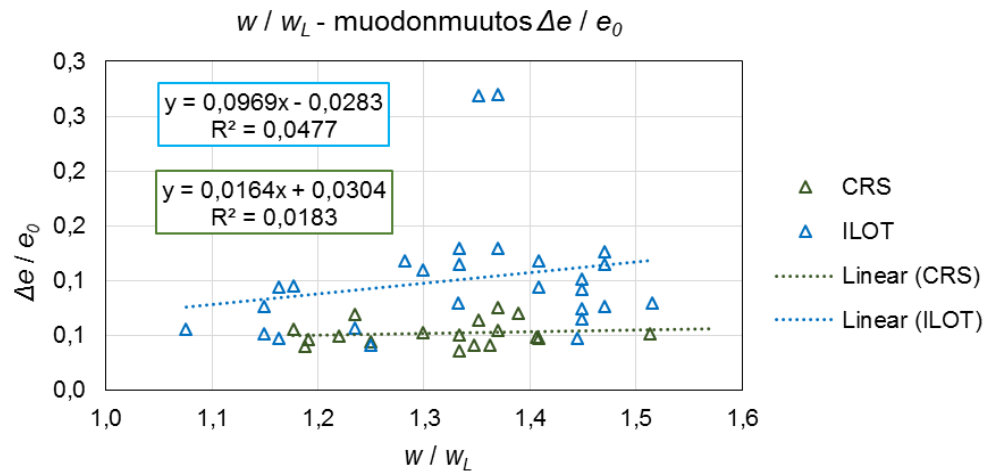
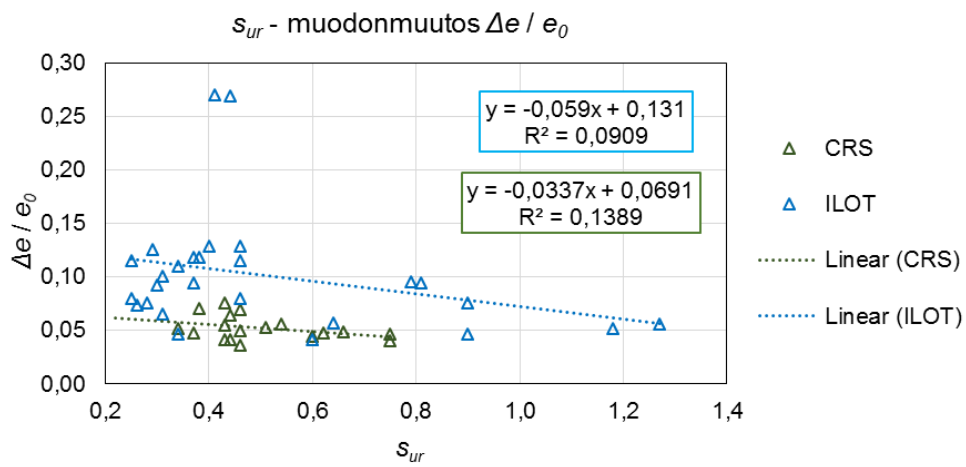
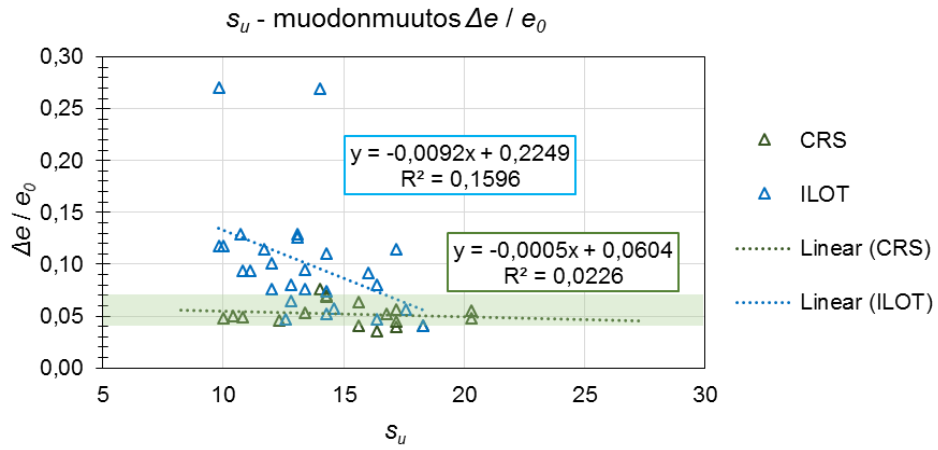
Liite 4 (8/8)



LIITE 5

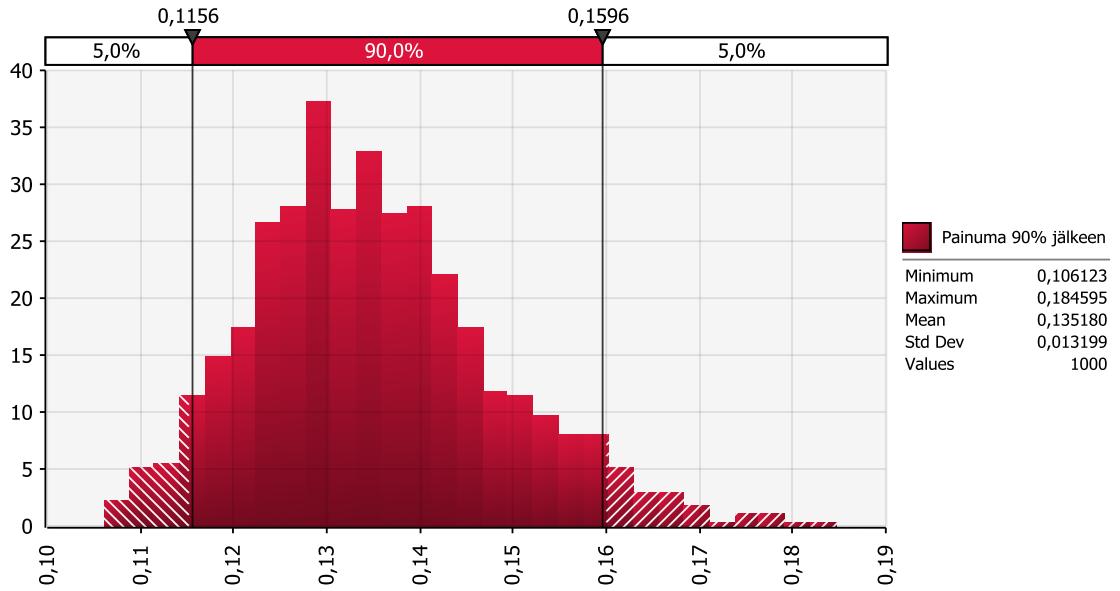


Liite 5 (2/2)

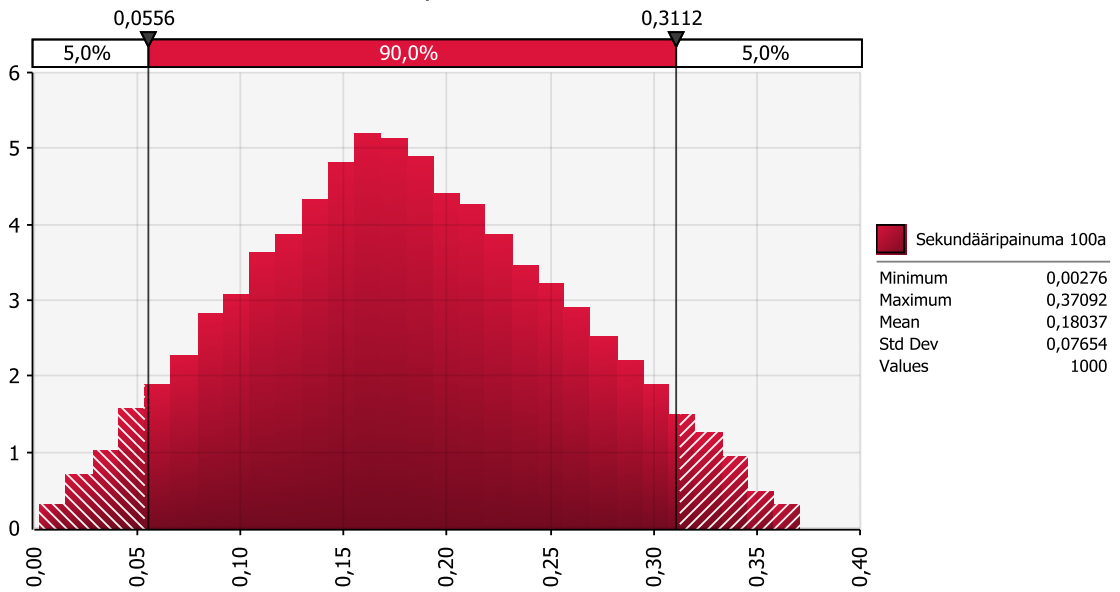


LIITE 6

Painuma 90% jälkeen

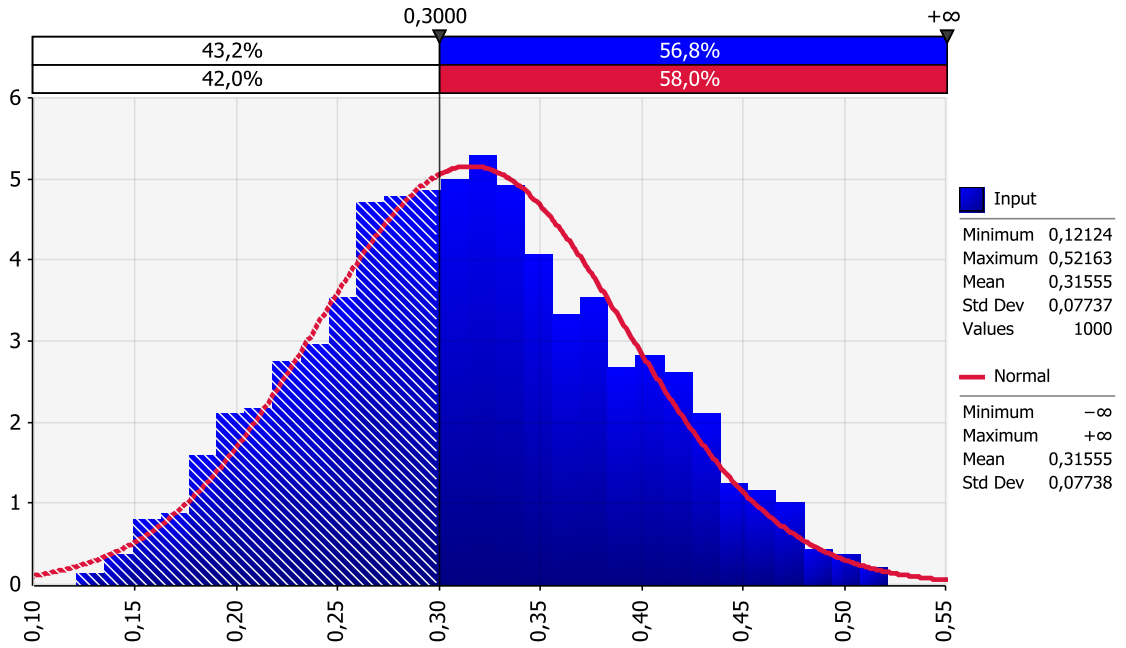


Sekundääripainuma 100a

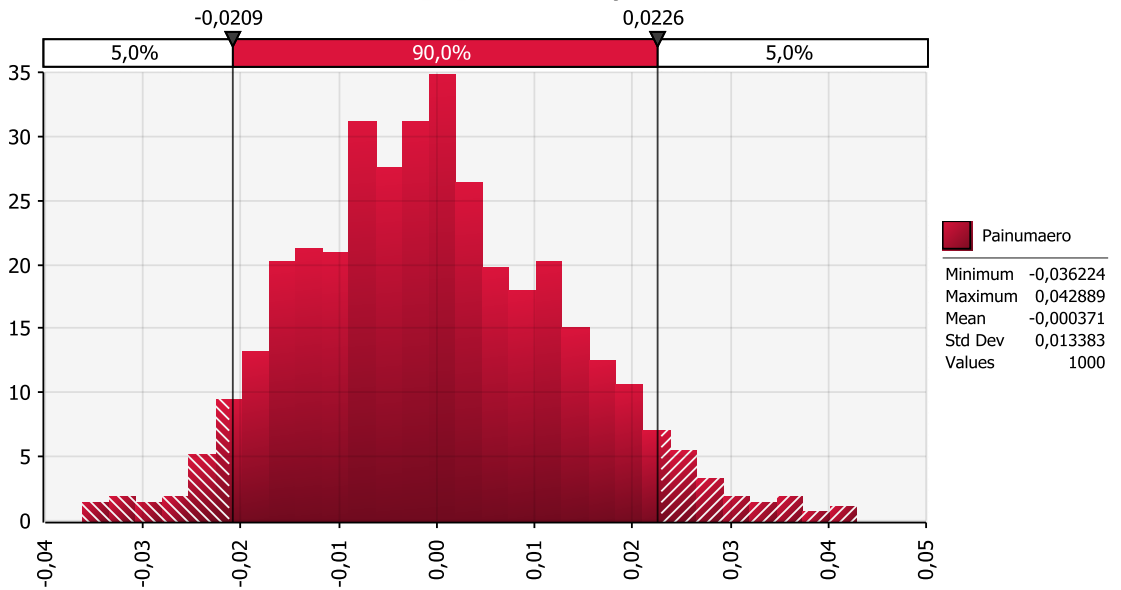


Liite 6 (2/4)

Kokonaispainuma U = 90 % jälkeen

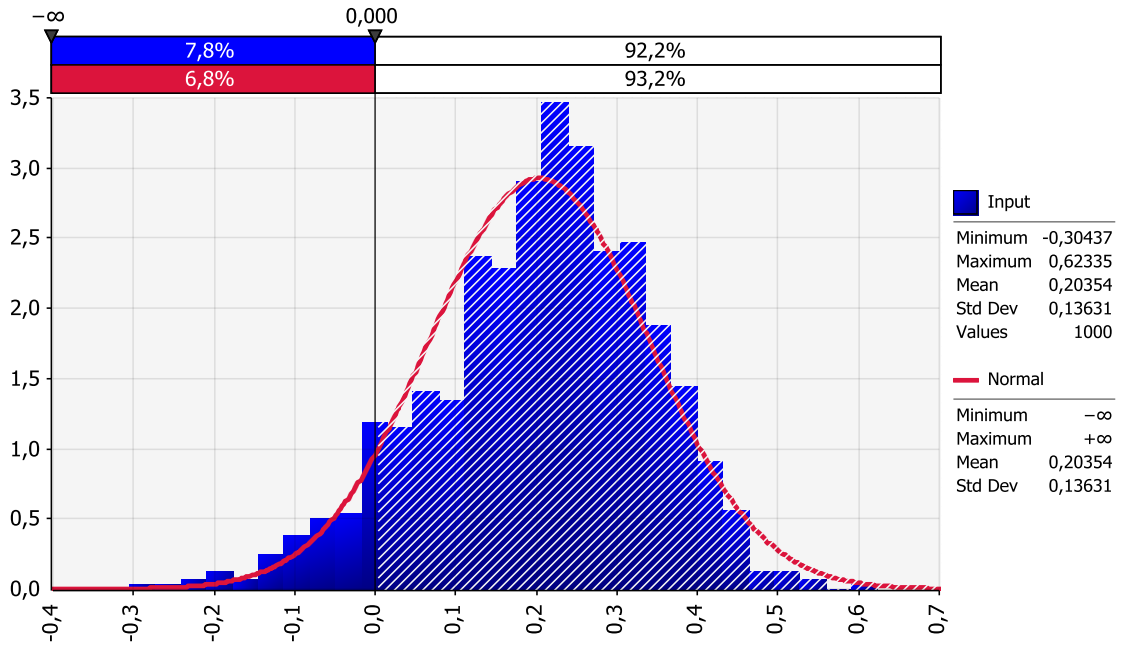


Painumaero [m] U = 90 % jälkeen

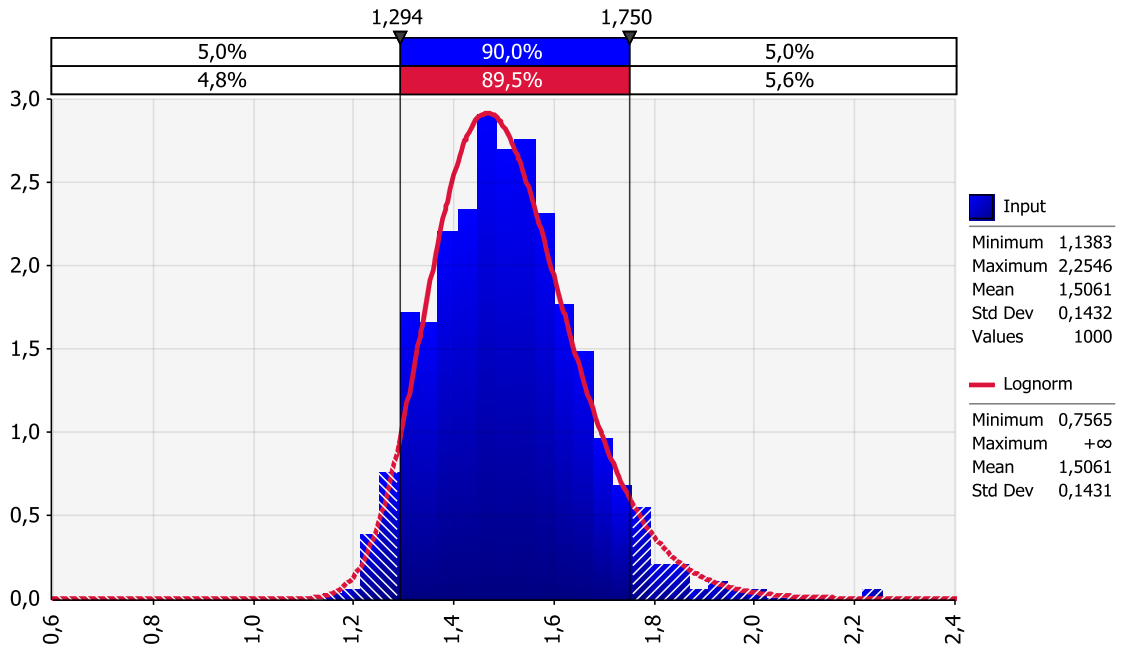


Liite 6 (3/4)

0,2 % - pituuskaltevuuden muutos (L = 10 m)



Kokonaispainuma (W vakio, POP)



Liite 6 (4/4)

