



TAMPEREEN  
AMMATTIKORKEAKOULU

## KIVIAINEKSEN LAATU

Vertailukokeiden järjestäminen ja tulosten arviointi

Ville Kinnunen

Opinnäytetyö  
Maaliskuu 2019  
Energia- ja ympäristötekniikka  
Laboriotekniikka



## TIIVISTELMÄ

Tampereen ammattikorkeakoulu  
Energia- ja ympäristötekniikka  
Laboriotekniikka

KINNUNEN, VILLE:

Kiviaineksen laatu

Vertailukokeiden järjestäminen ja tulosten arviointi

Opinnäytetyö 92 sivua, joista liitteitä 13 sivua

Maaliskuu 2019

---

Opinnäytetyö tehtiin Tampereen teknillisen yliopiston Rakennustekniikan laboratorioon Maa- ja pohjarakenteiden tutkimusryhmälle. Opinnäytetyön tulokset olivat osa Päälystealan neuvottelukunnan vuoden 2018 vertailukoetta. Vertailukokeeseen osallistui 22 laboratoriota, joissa suoritettiin kuulamylyttestit SFS-EN 1097-9 standardin mukaan kahdesta näytteestä tutkimalla molemmista kaksi yksittäistestinäytettä. Laboratorioissa suoritettiin myös standardien SFS-EN 933-3 ja 1097-6 mukaiset testit näytteille litteysluvusta sekä kiintotiheydestä, millä selvitettiin kuulamylyttestin mahdollisia poikkeamia.

Tuloksille oli tavoitteena suorittaa tilastollinen vertailu ISO 5725-2:1994 standardin mukaan laskennallisesti Cochranin ja Grubbsin testeillä sekä laskemalla toistettavuus ja uusittavuus. Tarkoituksena oli tuoda myös standardista löytävä graafinen Mandelin menetelmä mukaan tilastolliseen tarkasteluun. Ongelmina tilastollisessa tarkastelussa oli näytteiden liian pieni määrä luotettavien arvioiden ja johtopäätösten tekemiseen. Lisäksi joidenkin laboratorioiden tulosten raportoinnissa oli ongelmia niiden ollessa liian epätarkat tilastolliseen tarkasteluun.

Kuulamylyttestin tulokset olivat hyviä, koska Grubbsin testillä löytyi vain yksi tilastollisesti poikkeava tulos ja Cochranin testillä kaikkien laboratorioiden sisäisen keskihajonnan ollessa hyväksyttäviä. Lisäksi toistettavuus ja uusittavuus olivat samaa luokkaa SFS-1097-9 standardin kanssa. Mandelin menetelmällä löytyi yksi tilastollisesti poikkeava ja yksi tilastollisesti virheellinen tulos. Lisäksi sillä löydettiin kaksi tilastollisesti poikkeavaa ja yksi virheellinen laboratorioiden sisäinen keskihajonta. Mandelin menetelmällä löytyviä poikkeamia ei poistettu, koska menetelmällä on tarkoitus etsiä yhtäläisyyksiä laboratorion sisäisistä tuloksista.

Tulosten perusteella sekä eri testeihin perehtymällä voitiin todeta vertailukokeiden olleen onnistuneita ja Mandelin menetelmän tuovan lisäarvoa tilastolliseen tarkasteluun. Tulevissa vertailukokeissa sillä voitaisiin tutkia paremmin laboratorioiden sisäisiä tuloksia ja selvittää laskennallisella menetelmällä löytyviä poikkeamia. Vertailukokeet voitaisiin myös järjestää useammalle näytteelle kuten aikaisemmissakin kokeissa, jolloin Mandelin menetelmä, sekä toistettavuus että uusittavuus olisivat luotettavimmat. Kahden näytteen vertailukokeissa nämä ovat vain suuntaa antavia ja niistä ei voi tehdä varmoja päätelmiä. Lisäksi raportointipohjassa voisi olla esitettynä haluttu tarkkuus vielä selkeämmin esillä tulosten ilmoituskohdassa.

---

Asiasanat: tilastollinen vertailu, vertailukokeet, kiviaines, kuulamyly, litteysluku, kiintotiheys

## ABSTRACT

Tampereen ammattikorkeakoulu  
Tampere University of Applied Sciences  
Energy and Environmental Engineering  
Degree Programme in Laboratory Engineering

KINNUNEN, VILLE:

Quality of Aggregates

Arrangement of a Precision Experiment and an Analysis of the Results

Bachelor's thesis 92 pages, appendices 13 pages

March 2019

---

This thesis was done for the Earth and Foundation Structures research team at Tampere University of Technology's Civil Engineering laboratory. The results of the thesis were part of the precision experiment by *Päälystealan neuvottelukunta* for the year 2018. 22 laboratories participated in the precision experiment. In those laboratories, ball mill tests were performed in accordance with the SFS-EN 1097-9 standard method by researching two test samples, from which two test specimens were tested. Flakiness index and particle density tests were done for the samples in the laboratories in accordance with the SFS-EN 933-3 and SFS-EN 1097-6 standard methods. These tests were used to explain the possible outliers in the ball mill results.

The aim was to perform statistical analysis for the test results with the numerical outlier technique using Cochran's and Grubbs' tests, and to calculate repeatability and reproducibility found in the ISO 5725-2:1994 standard method. Another purpose was to bring the graphical consistency technique to the statistical analysis by using Mandel's method. The small number of test samples turned out to be a problem for making reliable estimates and conclusions about the result of the statistical analysis. In addition, there were issues with the precision of reported laboratory test results, which were not sufficient for statistical analysis.

The ball mill test results were acceptable because there was only one straggler in the data according to Grubbs' test. All the standard deviations of the laboratories were acceptable according to Cochran's test. Repeatability and reproducibility were also in line with the SFS-EN 1097-9 standard. Only one straggler and one statistical outlier were found using Mandel's method, but those results were not discarded because the purpose of Mandel's method is to look for similarities in within-laboratory results, not to search for outliers.

After examining the results with different tests, the precision experiment was considered a success and that Mandel's method was found to bring added value to the statistical analysis. In future precision experiments, Mandel's method could be used to better analyze the within-laboratory results and to better research the outliers found with the numerical outlier technique. More test samples could be used in the future, which would make Mandel's method, and repeatability and reproducibility would be more trustworthy. The intended precision of the reported test results could also be more clearly indicated in the report layout.

---

Key words: statistical analysis, precision experiment, aggregates, ball mill, flakiness index, particle density

## SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	7
2	LAADUNVARMISTUS .....	8
	2.1 Tilastollinen vertailu .....	8
	2.2 Tarkkuuden arviointi.....	10
	2.2.1 Cochranin testi .....	10
	2.2.2 Grubbsin testi .....	14
	2.2.3 Mandelin menetelmä.....	18
	2.2.4 Toistettavuus ja uusittavuus .....	20
3	MITTAUS- JA MÄÄRITYSMENETELMÄT .....	25
	3.1 Seulonta .....	25
	3.2 Kiintotiheys.....	27
	3.3 Kuulamyylly .....	28
	3.4 Litteysluku .....	32
4	VERTAILUKOKEEN TOTEUTUS .....	35
	4.1 Näytteenotto ja -jako.....	35
	4.2 Kiintotiheys.....	37
	4.3 Kuulamyylly .....	38
	4.4 Litteysluku .....	43
5	TULOKSET JA TULOSTEN TARKASTELO .....	46
	5.1 Kuulamyylly .....	46
	5.2 Kiintotiheys.....	64
	5.3 Litteysluku .....	69
6	AIKAISEMMAT VERTAILUKOKEET .....	74
7	POHDINTA.....	77
	LÄHTEET .....	79
	LIITTEET .....	80
	Liite 1. Cochranin testin kriittiset arvot.....	80
	Liite 2. Grubbsin testin kriittiset arvot .....	81
	Liite 3. Mandelin testin kriittiset h- ja k-arvot .....	82
	Liite 4. Raportointipohja .....	83
	Liite 5. Omien tulosten laskut .....	84
	Liite 6. Näyte 1 kuulamyyllyn tulokset ja laskut.....	85
	Liite 7. Näyte 2 kuulamyyllyn tulokset ja laskut.....	86
	Liite 8. Mandelin muuntoarvot.....	87
	Liite 9. Veden tiheys eri lämpötiloissa .....	88
	Liite 10. Näyte 1 kiintotiheyden tulokset ja laskut.....	89

Liite 11. Näyte 2 kiintotiheyden tulokset ja laskut.....	90
Liite 12. Näyte 1 litteysluvun tulokset ja laskut.....	91
Liite 13. Näyte 2 litteysluvun tulokset ja laskut.....	92

## LYHENTEET JA TERMIT

$A_N$	kuulamyllyarvo
$FI$	litteysluku (flakiness index)
fraktio	raekokolajite $d_i/D_i$ ilmoitettuna alemman $d_i$ ja ylemmän $D_i$ seulakoon avulla
kriittinen arvo	raja-arvo, johon tilastollisessa tarkastelussa saatuja arvoja verrataan
MPR	Maa- ja pohjarakenteet
PANK ry	Päällystealan neuvottelukunta
$r$	toistettavuus (repeatability), saman suureen peräkkäisten mitaustulosten paikkansapitävyys, kun ne suoritetaan toistettavissa olosuhteissa lyhyellä aikavälillä samassa laboratoriossa
$R$	uusittavuus (reproducibility), saman suureen mittaustulosten yhtäpitävyys, kun ne suoritetaan samasta näytteestä, samalla menetelmällä eri laboratorioissa
TTY	Tampereen teknillinen yliopisto
vakiomassa	peräkkäisissä vähintään tunnin välein mitatuissa punnituksissa todettu massojen erotus on korkeintaan 0,1 %.
vaihteluväli	millä välillä tulosten arvot ovat, suurimman ja pienimmän tuloksen erotus
yksittäistestinäyte	yhteen määrittämiseen käytettävä näyte, kun testimenetelmä edellyttää ominaisuudesta useamman kuin yhden määrittämisen

## 1 JOHDANTO

Tämä opinnäytetyö tehdään Tampereen teknillisen yliopiston Rakennustekniikan laboratorioon Maa- ja pohjarakenteiden tutkimusryhmälle. Opinnäytetyössä tarkastellaan laadunvarmistusta kiviaineksen ja asfaltin testausmenetelmille vertailukokeilla. Tavoitteena on määrittää testausmenetelmien toistettavuus ja uusittavuus vertailemalla laboratorioiden saamia arvoja keskenään.

Laboratorioiden käyttämien testausmenetelmien laadunvarmistus on oleellinen osa niiden toimintaa. Työssä perehdytään laadunvarmistuksen teoreettiseen taustaan kirjallisuuden avulla. Oleellisena osana työtä vertaillaan laboratorioiden vertailukokeiden tuloksia ISO 5725-sarjan standardien mukaan. Vertailukokeiden tuloksille lasketaan tilastolliset muuttujat, joiden avulla arvioidaan luotettavuutta. Laskenta-aineistona käytetään aikaisempien vertailukokeiden tuloksia sekä vuonna 2018 Tampereen Teknillisen yliopiston järjestämän vertailukokeen tuloksia.

Työn tuloksilla lisätään entisestään tietämystä kiviaineksen laadunvarmistuksesta ja tulosten tilastolliseen tarkasteluun mukaan graafisen Mandelin menetelmän laskennallisen tarkastelun rinnalle. Opinnäytetyö lisää tietoa kiviaineksen laadun vaihtelusta ja laboratorioiden työskentelytapojen eroista.

## 2 LAADUNVARMISTUS

Laadunvarmistaminen tarkoittaa, että laboratoriossa toimitaan standardimenetelmien mukaan, sen laitteet on kalibroitu sekä tarkastettu ja siellä saadaan testeistä luotettavia tuloksia. Laadunvarmistus tehdään usein tilastollisella vertailulla joko laboratorion sisäisesti tai yhdessä muiden laboratorioden kanssa vertailukokeilla. Oleellisena osana laadunvarmistusta on vertailu muiden laboratorioden saamiin tuloksiin.

### 2.1 Tilastollinen vertailu

Tilastollisessa vertailussa tarkastellaan laboratorioden testituloksia. Laboratorioihin lähetetään identtiset tai niin samanlaiset näytteet kuin mahdollista riippuen testattavasta materiaalista (ISO 5725-2:1994, 3). Esimerkiksi vertailukoetta varten valmistettu kemiallinen näytteseos saadaan identtiseksi kaikille laboratorioille, kun taas kiviaineksista on mahdotonta saada identtisiä näyteitä eri laboratorioille kiviaineksen heterogeenisuudesta ja raekoon vaihtelusta johtuen, joten laboratorioihin jaetaan mahdollisimman samanlaiset näytteet.

Näytemateriaalia on lähetettävä riittävästi laboratorioille, koska on otettava huomioon mahdollinen testien uusiminen ja materiaalille tapahtuva hävikki testien yhteydessä. Testeille on asetettava aikaraja, mihin mennessä testien pitää olla suoritettuna. Tämä voi olla tarpeellista varsinkin, jos näyte on pilaantuvaa tai muuttuu ajan myötä. (ISO 5725-2:1994, 3)

Laboratoriot ottavat näytteistä osanäytteet eri testejä varten ja suorittavat näytteille testit menetelmästandardeja seuraten omien toimintatapojensa mukaan. Näytteet voidaan jakaa laboratorion sisällä yksittäistestinäytteisiin testimenetelmän sitä vaatiessa, jolloin on mahdollista tarkastella myös laboratorion sisäistä vaihtelua ja testimenetelmän toistettavuutta. Muuten tarkastellaan vain laboratorioden välistä vaihtelua ja testimenetelmän uusittavuutta. (ISO 5725-2:1994, 3)



Yksittäistestinäytteisiin jaettaessa testintekijän on käsiteltävä niitä kuin ne olisivat eri näytteitä, vaikka hän tietääkin niiden olevan samaa näytettä. Testin tarkoituksena on määrittää millaisia eroavaisuuksia testituloksissa voi ilmetä testausvaiheessa. On huomiotava, ettei testintekijä antaisi aikaisempien testitulosten vaikuttaa seuraaviin testitulosten tulkintaan. Tällöin yksittäistestinäytteet voidaan nimetä niin, että testintekijä ei tiedä mistä näytteestä yksittäistestinäyte on. Tämä saattaa vaikeuttaa toistettavuusolosuhteiden pysymistä samoina toistojen välillä. Tämä on mahdollista vain, kun kaikkien näytteiden yksittäistestinäytteet pystytään mittaamaan lyhyessä aikavälissä. (ISO 5725-2:1994, 3)

Eri näytteet voidaan käsitellä eri päivinä, mutta samasta näytteestä otetut yksittäistestinäytteet täytyy testata lyhyessä aikavälissä. Testintekijän on oltava kokenut henkilö ja hänen toimenkuvaansa on kuuluttava kyseiset työtehtävät, joita vertailukokeessa tarkastellaan. Näin saadaan mahdollisimman luotettava testitulos laboratorion ja erot laboratorion välillä ei johtuisi kokemattomuudesta. Testintekijän on oltava sama testin kaikille näytteille, mutta tarvittaessa voi olla eri testintekijä eri näytteille. Testintekijän vaihdos on raportoitava testitulosten yhteydessä. Samasta näytteestä otetuilla yksittäistestinäytteillä on oltava sama testintekijä. Kaikki näytteet on tutkittava aina samalla laitteistolla ja yksittäistestinäytteitä tutkittaessa laitetta ei pidä uudelleen kalibroida yksittäistestinäytteiden välillä, ellei tämä ole oleellinen osa testinsuoritusta. (ISO 5725-2:1994, 3)

Tilastollisessa vertailussa testitulokset on ilmoitettava yhtä desimaalia tarkemmin kuin standardimenetelmässä (ISO 5725-2:1994, 3). Testituloksia tarkasteltaessa on otettava huomioon, että laboratorion lähettämät testitulokset eivät aina vastaa oletuksia. Testituloksia voi olla liikaa, niitä voi puuttua tai ne voivat olla virheellisiä. Jos testituloksia on liikaa, pitää selvittää laboratorion, miksi näin tehtiin ja mitkä ovat oikeat testitulokset. Jos kaikki testitulokset kyseisestä laboratorion ovat päteviä, näistä valitaan satunnaisesti tarvittava määrä testituloksia vertailuun. Kokonaan puuttuvat testitulokset jätetään huomioimatta tarkastelussa ja osittain puuttuvat testitulokset voidaan ottaa mukaan, jos kyseinen tarkastelutapa mahdollistaa sen. Muussa tapauksessa nekin jätetään huomioimatta.

Virheelliset testitulokset pidetään mukana, jos ne eivät ole täysin sopimattomia muiden testitulosten kanssa. Selkeästi virheelliset testitulokset poistetaan aina. Jos samassa laboratoriossa on testituloksissa paljon virheitä, laboratorio voidaan todeta tilastollisesti virheelliseksi (statistical outlier) ja sen saamat testitulokset voidaan poistaa vertailusta joko

kokonaan tai osittain. Testitulosten tai laboratorioiden poiston tarkastelusta päättää vertailukokeiden vastuuhenkilö. Virheelliset tulokset pitäisi aina tutkia ja joko korjata tai hylätä. (ISO 5725-2:1994, 7)

## 2.2 Tarkkuuden arviointi

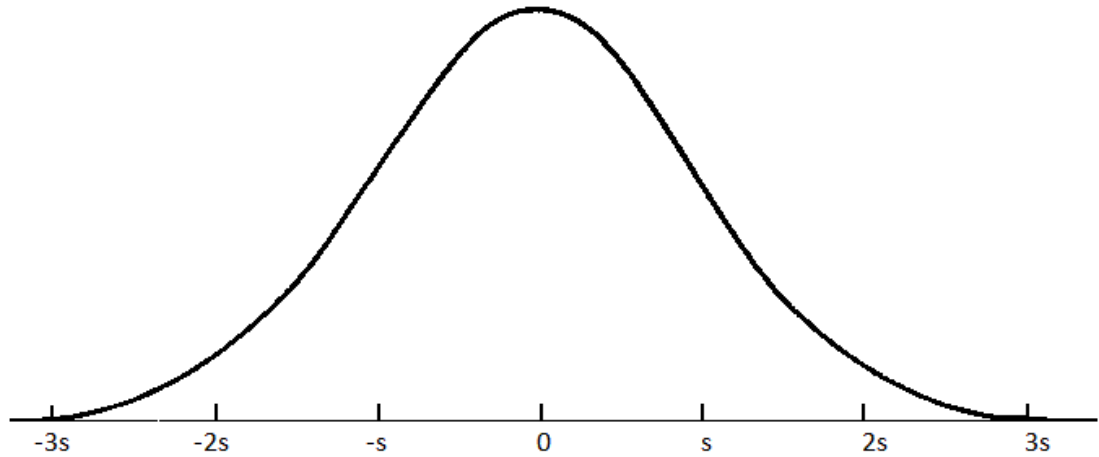
Vertailukokeiden tarkkuutta voidaan arvioida laskennallisesti Cochranin ja Grubbsin testeillä tai graafisesti Mandelin menetelmällä. Näillä tutkitaan testituloksista mahdollisesti löytyviä tilastollisesti poikkeavia (straggler) tai tilastollisesti virheellisiä (statistical outlier) arvoja. Jos virheellisiä arvoja löytyy, tutkitaan johtuvatko ne teknisestä virheestä kuten testauksen aikana tapahtuneesta käsittelyvirheestä, laskuvirheestä, tulosten virheellisestä kirjaamisesta tai väärän näytteen analysoimisesta. Kun virheen aiheuttanut syy löydetään, virheellinen testitulos olisi korvattava oikealla arvolla. Jos virhettä ei pystytä selittämään, niin se hylätään tilastollisesti virheellisenä testituloksena ja poistetaan tarkastelusta, ellei vertailukokeiden vastuuhenkilöllä ole hyvää syytä pitää niitä tarkastelussa mukana. (ISO 5725-2:1994, 10) Tarkkuutta voidaan myös arvioida laskemalla testituloksista toistettavuus ja uusittavuus, joita voidaan verrata menetelmästandardeista löytyviin toistettavuuden ja uusittavuuden arvoihin, jos tällaiset standardista löytyvät (ISO 5725-2:1994, 13).

### 2.2.1 Cochranin testi

Cochranin testillä tutkitaan, onko jonkin laboratorion yksittäistestinäytteiden tuloksissa poikkeavan suuria keskihajontoja (Laaksonen, Laukkanen & Alkio 2008, 18). Cochranin testi keskittyy laboratorioiden sisäiseen testitulosten vaihteluun ja sillä tarkistetaan, että eroaako minkään laboratorion sisäiset testitulokset liikaa toisistaan. Cochranin testi tehdään ennen muita testejä. Jos tilastollisesti virheellisiä (statistical outlier) testituloksia löytyy, ne on korjattava tai poistettava. Cochranin testi uusitaan tarvittaessa tämän jälkeen, kunnes tilastollisesti virheellisiä testituloksia ei ilmene. (ISO 5725-2:1994, 11)

ISO 5725-2:1994 standardissa oletetaan, että laboratorioiden välillä on vain pieniä eroja laboratorioiden sisäisessä vaihtelussa. Muitakin kuin Cochranin testiä voitaisiin käyttää

tähän tarkoitukseen, mutta se on valittu ISO 5725-2:1994 standardin mukaiseksi menetelmäksi. (ISO 5725-2:1994, 11) Cochranin testin oletuksena on, että testitulokset noudattavat normaalijakaumaa (kuvio 1).



KUVIO 1. Normaalijakauma

Cochranin testillä tutkitaan, onko suurimman keskihajonnan saaneen laboratorion keskihajonta liian suuri verrattuna muiden keskihajontaan. Keskihajonnan merkinä käytetään yleensä  $\sigma$ , mutta tilastollisessa tarkastelussa se on  $s$ . Merkintä muutetaan, koska keskihajonta on arvioitu keskihajonta, eikä täysin tarkka. Keskihajonta kertoo kuinka paljon testitulokset eroavat keskimäärin keskiarvosta. (ISO 5725-2:1994, 2, 11) Laboratorioiden sisäinen ja välinen keskihajonta lasketaan arvioidulla keskihajonnalla kaavalla (1)

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

missä  $s$  on otoskeskihajonta,  $n$  on toistomittausten lukumäärä (tai  $p$  on laboratorioiden määrä, jos lasketaan laboratorioiden välistä keskihajontaa),  $x_i$  on yksittäinen havaintoarvo ja  $\bar{x}$  on otoskeskiarvo. Keskihajontaa merkitään  $s$ , eikä  $\sigma$ , koska se ei ole tarkka keskihajonta, vaan arvio. (ISO 5725-2:1994, 2, 9)

Keskihajonnan kaava (1) voidaan yksinkertaistaa muotoon kaava (2) kun lasketaan keskihajontaa kahden yksittäistestinäytteen välillä.

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

$$n = 2$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{2-1} \sum_{i=1}^2 (y_i - \bar{y})^2}$$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^2 (y_i - \bar{y})^2}$$

$$= \sqrt{(y_I - \bar{y})^2 + (y_{II} - \bar{y})^2}$$

$$= \sqrt{y_I^2 - 2y_I\bar{y} + \bar{y}^2 + y_{II}^2 - 2y_{II}\bar{y} + \bar{y}^2}$$

$$= \sqrt{y_I^2 + y_{II}^2 - 2y_I\bar{y} - 2y_{II}\bar{y} + 2\bar{y}^2}$$

$$\bar{y} = \frac{y_I + y_{II}}{2}$$

(2)

$$s = \sqrt{y_I^2 + y_{II}^2 - 2y_I \frac{y_I + y_{II}}{2} - 2y_{II} \frac{y_I + y_{II}}{2} + 2 \left( \frac{y_I + y_{II}}{2} \right)^2}$$

$$= \sqrt{y_I^2 + y_{II}^2 - y_I(y_I + y_{II}) - y_{II}(y_I + y_{II}) + 2 \frac{y_I^2 + 2y_I y_{II} + y_{II}^2}{4}}$$

$$= \sqrt{y_I^2 + y_{II}^2 - y_I^2 - y_I y_{II} - y_I y_{II} - y_{II}^2 + y_I y_{II} + \frac{y_I^2}{2} + \frac{y_{II}^2}{2}}$$

$$s = \sqrt{\frac{y_I^2}{2} + \frac{y_{II}^2}{2} - y_I y_{II}} \quad || \cdot 2$$

$$2s = 2 \sqrt{\frac{y_I^2}{2} + \frac{y_{II}^2}{2} - y_I y_{II}}$$

$$2s = \sqrt{4 \left( \frac{y_I^2}{2} + \frac{y_{II}^2}{2} - y_I y_{II} \right)}$$

·  
·  
·

$$\begin{aligned}
 & \cdot \\
 & \cdot \\
 & \cdot \\
 2s &= \sqrt{2y_I^2 + 2y_{II}^2 - 4y_I y_{II}} && \|(C)^2 \\
 2^2 s^2 &= 2y_I^2 + 2y_{II}^2 - 4y_I y_{II} && \||: 2 \\
 2s^2 &= y_I^2 + y_{II}^2 - 2y_I y_{II} \\
 2s^2 &= (y_I - y_{II})^2 && \||\sqrt{\phantom{x}} \\
 \sqrt{2}s &= |y_I - y_{II}| && \||:\sqrt{2} \\
 s &= \frac{|y_I - y_{II}|}{\sqrt{2}}
 \end{aligned}$$

missä  $s$  on otoskeskihajonta,  $n$  on toistomittausten lukumäärä,  $y_i$  on yksittäistestinäyte,  $\bar{y}$  on yksittäistestinäytteiden keskiarvo,  $y_I$  on yksittäistestinäyte 1 ja  $y_{II}$  on yksittäistestinäyte 2.

Cochranin testin statistiikka lasketaan kaavalla (3)

$$C = \frac{s_{max}^2}{\sum_{i=1}^p s_i^2}, \quad (3)$$

missä  $C$  on Cochranin testin statistiikka,  $s_{max}$  on otannan suurin keskihajonta,  $p$  on laboratorioiden lukumäärä ja  $s_i$  on laboratorion sisäinenkeskihajonta. (ISO 5725-2:1994, 11)

Cochranin testin statistiikkaa verrataan Cochranin testin kriittisiin arvoihin (liite 1) ja katsotaan, onko tulos tilastollisesti poikkeava (straggler) tai tilastollisesti virheellinen (statistical outlier). Jos Cochranin testin statistiikka on sama tai alle kuin sen 5 % kriittinen arvo, testattu osio hyväksytään virheettömäksi. Cochranin testin statistiikan ollessa yli sen 5 % kriittisen arvon, mutta sama tai alle sen 1 % kriittisen arvon, testatun osion katsotaan olevan tilastollisesti poikkeava ja tulos merkitään asteriskilla \*. Cochranin testin statistiikan ollessa yli sen 1 % kriittisen arvon, testatun osion katsotaan olevan tilastollisesti virheellinen ja tulos merkitään kahdella asteriskilla \*\*. (ISO 5725-2:1994, 11, 21)

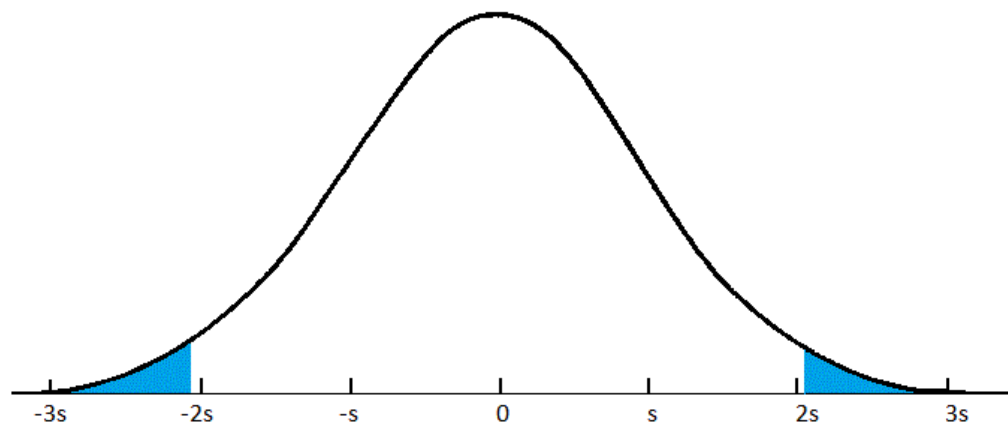
Cochranin kriteeri soveltuu tarkasti vain niissä tilanteissa, kun keskihajonnat on johdettu samasta määrästä otantoja. Käytännössä voi tulla tilanteita, milloin näin ei ole puuttuvan

tai hylättyjen testitulosten takia. ISO 5725-2:1994 standardissa oletetaan, että testit on organisoitu hyvin ja nämä vaihtelut ovat rajallisia ja ne voidaan sivuuttaa. Silloin Cochranin kriteeriä sovelletaan käyttäen sitä toistomittausten lukumäärää, mitä on valtaosassa testituloksissa ilmoitettu. (ISO 5725-2:1994, 11)

Cochranin kriteeri testaa ainoastaan suurimman keskihajonnan arvon. Se ei testaa onko jokin laboratorio saanut virheellisen testituloksen, jos sen toistomittaukset ovat olleet lähellä toisiaan ja niiden keskihajonta on ollut pieni. Tosin pienet keskihajonnan arvot voivat johtua testitulosten pyöristämisestä, milloin Cochranin testillä ei löydy poikkeavuuksia. Myöskään ei voida hylätä sellaisen laboratorion testituloksia, jonka keskihajonta oli suurempi kuin muiden, vain sen takia, koska siellä ilmoitettiin tulokset tarkemmin kuin muissa laboratorioissa. (ISO 5725-2:1994, 11)

### 2.2.2 Grubbsin testi

Grubbsin testillä tutkitaan, onko jonkin laboratorion yksittäistestinäytteiden keskiarvoissa poikkeavan suuria arvoja (Laaksonen, Laukkanen & Alkio 2008, 18). Grubbsin testillä voidaan tutkia, onko testitulosten ääriarvoissa tilastollisesti poikkeavia (straggler) tai tilastollisesti virheellisiä (statistical outlier) arvoja. Grubbsin testillä voidaan tutkia joko suurinta ja pienintä arvoa tai vaihtoehtoisesti kahta suurinta ja kahta pienintä arvoa. Grubbsin testin oletuksena on, että testitulokset noudattavat normaalijakaumaa. Yhden arvon tarkastelussa Grubbsin testillä tarkistetaan ovatko testitulosten ääriarvot normaalijakauman ääripäissä (kuvio 2). (ISO 5725-2:1994, 12)



KUVIO 2. Grubbsin testi tarkastelee sijoittuvatko testitulokset normaalijakauman ääripäihin

Ennen Grubbsin testin aloittamista kaikkien laboratoriodien testitulosten keskiarvot  $x_i$ , missä  $i = 1, 2, \dots, p$ , olisi käytännön syistä hyvä järjestää nousevaan suuruusjärjestykseen. Tämä helpottaa laskemista ja kaavojen ymmärtämistä. Sen jälkeen tarkastellaan yksittäisiä arvoja ja selvitetään, onko suurin ja/tai pienin arvo virheellinen. (ISO 5725-2:1994, 12) Suurimman arvon Grubbsin statistiikka lasketaan kaavalla (4)

$$G_p = (x_p - \bar{x})/s, \quad (4)$$

missä  $G_p$  on suurimman arvon Grubbsin statistiikka,  $x_p$  on suurin arvo,  $\bar{x}$  on otoskeskiarvo ja  $s$  on otoskeskihajonta. (ISO 5725-2:1994, 12)

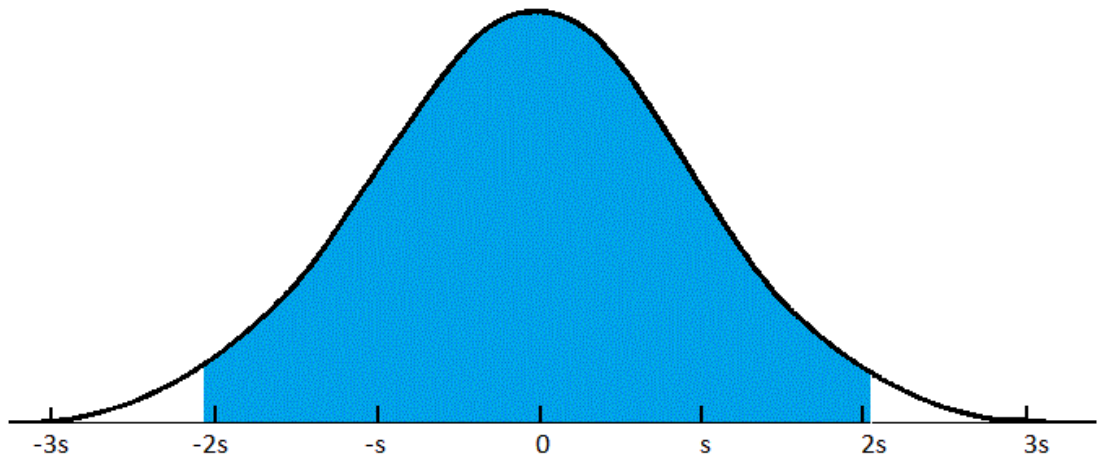
Pienimmän arvon Grubbsin statistiikka lasketaan kaavalla (5)

$$G_1 = (\bar{x} - x_1)/s, \quad (5)$$

missä  $G_1$  on pienimmän arvon Grubbsin statistiikka,  $\bar{x}$  on otoskeskiarvo,  $x_1$  on pienin arvo ja  $s$  on otoskeskihajonta. (ISO 5725-2:1994, 12)

Grubbsin testin statistiikkaa verrataan Grubbsin testin kriittisiin arvoihin (liite 2) ja katsotaan, onko tulos tilastollisesti poikkeava (straggler) tai tilastollisesti virheellinen (statistical outlier). Grubssin testin statistiikkaa luetaan samalla tavalla kuin Cochranin testin sekä tulokset indikoidaan samalla tavalla. (ISO 5725-2:1994, 12, 22)

Kun tarkastellaan kahta suurinta ja/tai kahta pienintä arvoa Grubbsin testillä, tutkitaan ovatko muut arvot poissa normaalijakauman ääripäistä, kun kaksi suurinta tai pienintä arvoa poistetaan tarkastelusta (kuvio 3). (ISO 5725-2:1994, 12)



KUVIO 3. Kahta ääriarvoa tarkasteltaessa Grubbsin testi tarkastelee pysyvätkö muut arvot poissa normaalijakauman ääripäistä

Kun tarkastellaan kahta suurinta arvoa, Grubbsin testin statistiikka lasketaan kaavalla (6)

$$G_{p-1,p} = s_{p-1,p}^2 / s_0^2, \quad (6)$$

missä

$$s_0^2 = \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2, \quad (7)$$

ja

$$s_{p-1,p}^2 = \sum_{i=1}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{p-1,p})^2, \quad (8)$$

missä

$$\bar{x}_{p-1,p} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i, \quad (9)$$

joissa  $G_{p-1,p}$  on Grubbsin statistiikka tarkastellessa onko kaksi suurinta havaintoarvoa virheellisiä,  $s_{p-1,p}^2$  on varianssi ilman kahta suurinta havaintoarvoa,  $s_0^2$  on otosvarianssi,



$p$  on laboratorioiden lukumäärä,  $x_i$  on yksittäinen havaintoarvo,  $\bar{x}$  on otoskeskiarvo ja  $\bar{x}_{p-1,p}$  on keskiarvo ilman kahta suurinta havaintoarvoa. (ISO 5725-2:1994, 12)

Kun tarkastellaan kahta pienintä arvoa, Grubbsin testin statistiikka lasketaan kaavalla (10)

$$G_{1,2} = s_{1,2}^2 / s_0^2, \quad (10)$$

missä

$$s_{1,2}^2 = \sum_{i=3}^p (x_i - \bar{x}_{1,2})^2, \quad (11)$$

missä

$$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i, \quad (12)$$

joissa  $G_{1,2}$  on Grubbsin statistiikka tarkastellessa onko kaksi pienintä havaintoarvoa virheellisiä,  $s_{1,2}^2$  on varianssi ilman kahta pienintä havaintoarvoa,  $s_0^2$  on otosvarienssi,  $p$  on laboratorioiden lukumäärä,  $x_i$  on yksittäinen havaintoarvo ja  $\bar{x}_{1,2}$  on keskiarvo ilman kahta suurinta havaintoarvoa. (ISO 5725-2:1994, 12)

Kahta ääriarvoa tarkasteltaessa Grubbsin statistiikalla poikkeavat tulokset saavat suuremman arvon ja niitä verrataan Grubbsin testin kriittisiin arvoihin (liite 2) ja katsotaan, onko tulos tilastollisesti poikkeava (straggler) tai tilastollisesti virheellinen (statistical outlier). Jos Grubbsin testin statistiikka on sama tai yli kuin sen 5 % kriittinen arvo, testattu osio hyväksytään virheettömäksi. Grubbsin testin statistiikan ollessa alle sen 5 % kriittisen arvon, mutta sama tai yli sen 1 % kriittisen arvon, testatun osion katsotaan olevan tilastollisesti poikkeava ja tulos merkitään asteriskilla \*. Grubbsin testin statistiikan ollessa alle sen 1 % kriittisen arvon, testatun osion katsotaan olevan tilastollisesti virheellinen ja tulos merkitään kahdella asteriskilla \*\*. (ISO 5725-2:1994, 12, 22)

### 2.2.3 Mandelin menetelmä

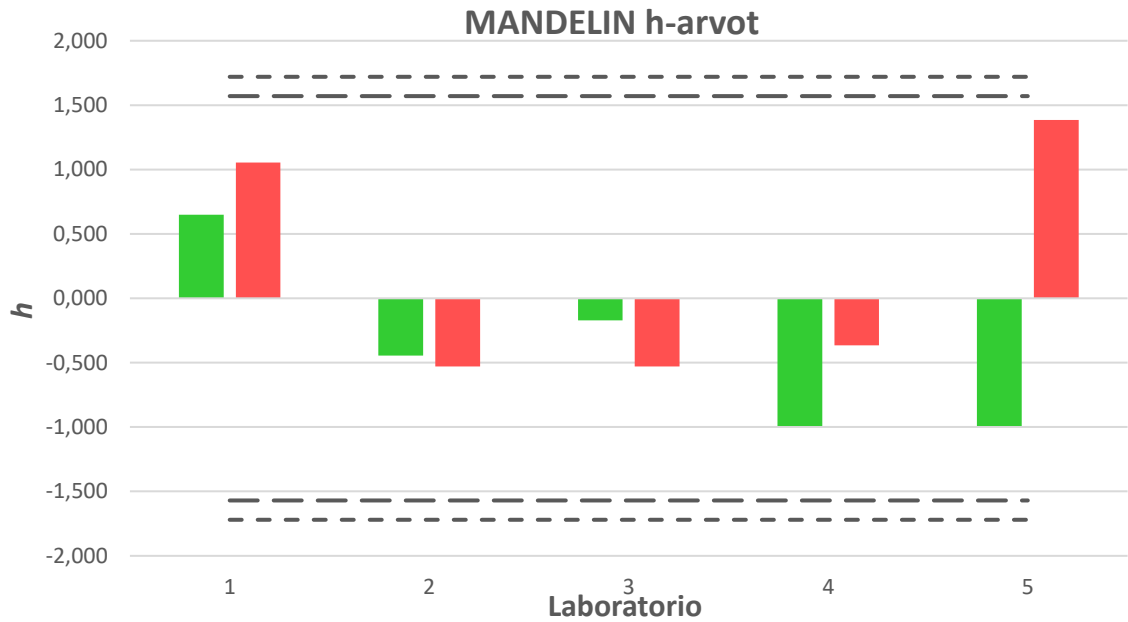
Mandelin menetelmässä käytetään h- ja k-statistiikkaa, joista h-statistiikalla tutkitaan laboratorioden tulosten sisäisen keskiarvon eroa näytteen keskiarvosta ja k-statistiikalla verrataan laboratorioden sisäisiä keskihajontoja keskenään. Menetelmässä muutetaan laboratorioden tulosten sisäiset keskiarvot ja keskihajonnat h- ja k-arvoiksi, milloin eri laboratorion näytteiden tulokset ovat vertailukelpoisia keskenään vaikka niillä olisi eroa tulosten vaihteluvälissä. Siten voidaan tarkastella laboratoriota siellä saatujen tulosten perusteella ja katsoa laboratorio kohtaisesti onko eri näytteiden tuloksissa yhtäläisyyksiä, jotka voisivat selittää laboratorion poikkeavia tuloksia. Lisäksi statistiikan arvoja voidaan verrata kriittisiin arvoihin (liite 3), jolloin voidaan tarkastella, onko laboratorion arvot tilastollisesti poikkeavia (straggler) niiden ollessa yli 5 % kriittisen arvon tai tilastollisesti virheellisiä (statistical outlier) niiden ollessa yli 1 % kriittisen arvon.

Mandelin menetelmässä h-statistiikalla tutkitaan laboratorioden välistä johdonmukaisuutta ja siinä verrataan laboratorioden sisäisen keskiarvon eroa näytteen keskiarvoon. Sillä tutkitaan saako joku laboratorio kaikista näytteistä tasaisesti keskiarvosta huomattavasti pienempiä tai suurempia tuloksia, milloin laboratoriossa käytettävässä menetelmässä voisi olla jotain korjattavaa. Jos laboratorion näytteiden tulosten sisäiset keskiarvot eroavat huomattavasti molempiin suuntiin niiden ollessa pienempiä ja suurempia, voidaan olettaa laboratorion tarkkuudessa olevan ongelmia. (ISO 5725-2:1994, 9-10) Mandelin h-statistiikka lasketaan kaavalla (13)

$$h_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (\bar{x}_i - \bar{x})^2}}, \quad (13)$$

missä  $h_i$  on laboratorion h-arvo,  $x_i$  on laboratorion sisäinen keskiarvo,  $\bar{x}$  on koko näytteen keskiarvo ja  $p$  on laboratorioden lukumäärä. (ISO 5725-2:1994, 9)

Kun kaikille laboratoriolle on laskettu h-arvo jokaisesta näytteestä, siitä voidaan piirtää kaavio ja verrata laboratorioden arvoja kriittisiin arvoihin (liite 3) sekä tarkastella löytyykö laboratorioden sisäisistä tuloksista yhtäläisyyksiä (kuvio 4). Kaaviossa (kuvio 4) näyte 1 on esitetty vihreällä palkilla, näyte 2 punaisella palkilla, 5 % kriittinen arvo pitkällä katkoviivalla ja 1 % kriittinen arvo lyhyellä katkoviivalla.



KUVIO 4. Mandelin h-arvojen esimerkkikaavio

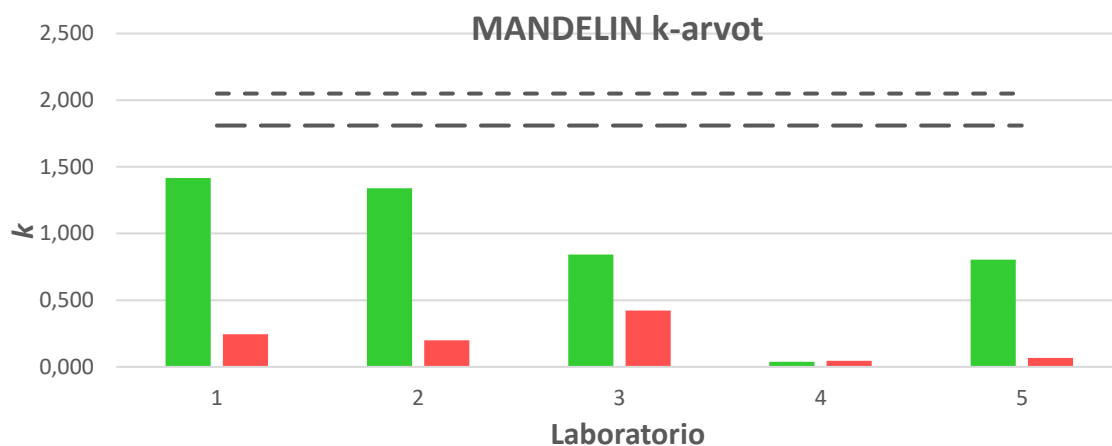
Esimerkkikaaviosta (kuvio 4) voidaan tulkita kaikkien laboratorioiden tulosten olleen hyväksyttäviä niiden h-arvojen ollessa alle 5 % kriittisen arvon. Esimerkkilaboratorion 5 sisäisten keskiarvojen h-arvot erosivat näytteiden keskiarvosta eri suuntiin, joten laboratorion tarkkuuteen olisi kiinnitettävä huomiota.

Mandelin menetelmässä k-statistiikalla tutkitaan laboratorion sisäistä johdonmukaisuutta ja verrataan laboratorioiden sisäistä keskihajontaa laboratorioiden välillä. Menetelmällä vertaillaan saako jokin laboratorio huomattavan suuri keskihajontoja useimmilla näytteillä, jolloin laboratoriossa olisi kiinnitettävä huomiota tarkkuuteen. Sillä voidaan myös tarkastella näytteitä. Esimerkiksi, jos jonkin näytteen keskihajonta on korkea melkein kaikilla laboratorioilla, näyte ei sovellu vertailukokeeseen sen ollessa liian epätasalaatuista. (ISO 5725-2:1994, 10) Mandelin k-statistiikka lasketaan kaavalla (14)

$$k_i = \frac{s_i \sqrt{p}}{\sqrt{\sum_{i=1}^p s_i^2}}, \quad (14)$$

missä  $k_i$  on laboratorion k-arvo,  $s_i$  on laboratorion sisäinen keskihajonta ja  $p$  on laboratorioiden lukumäärä. (ISO 5725-2:1994, 9)

Kun kaikille laboratoriolle on laskettu k-arvo jokaisesta näytteestä, siitä voidaan piirtää kaavio ja verrata laboratorioden arvoja kriittisiin arvoihin (liite 3) sekä tarkastella löytyykö laboratorioden sisäisistä tuloksista yhtäläisyyksiä (kuvio 5). Kaaviossa (kuvio 5) näyte 1 on esitetty vihreällä palkilla, näyte 2 punaisella palkilla, 5 % kriittinen arvo pitkällä katkoviivalla ja 1 % kriittinen arvo lyhyellä katkoviivalla.



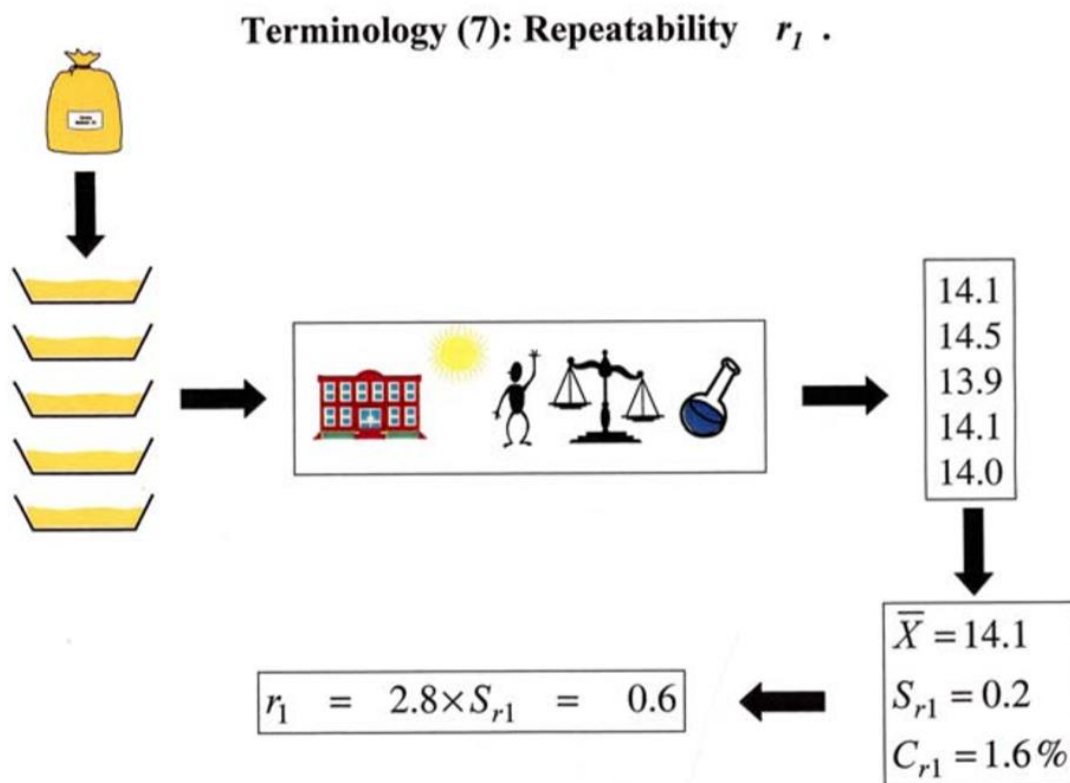
KUVIO 5. Mandelin k-arvojen esimerkkikaavio

Esimerkkikaaviosta (kuvio 5) voidaan tulkita kaikkien laboratorioden tulosten olleen hyväksyttäviä niiden h-arvojen ollessa alle 5 % kriittisen arvon. Esimerkkinäyte 1 sai huomattavan korkeat k-arvot useimmilla laboratorioilla, joten sen soveltuvuutta vertailukokeeseen on pohdittava.

#### 2.2.4 Toistettavuus ja uusittavuus

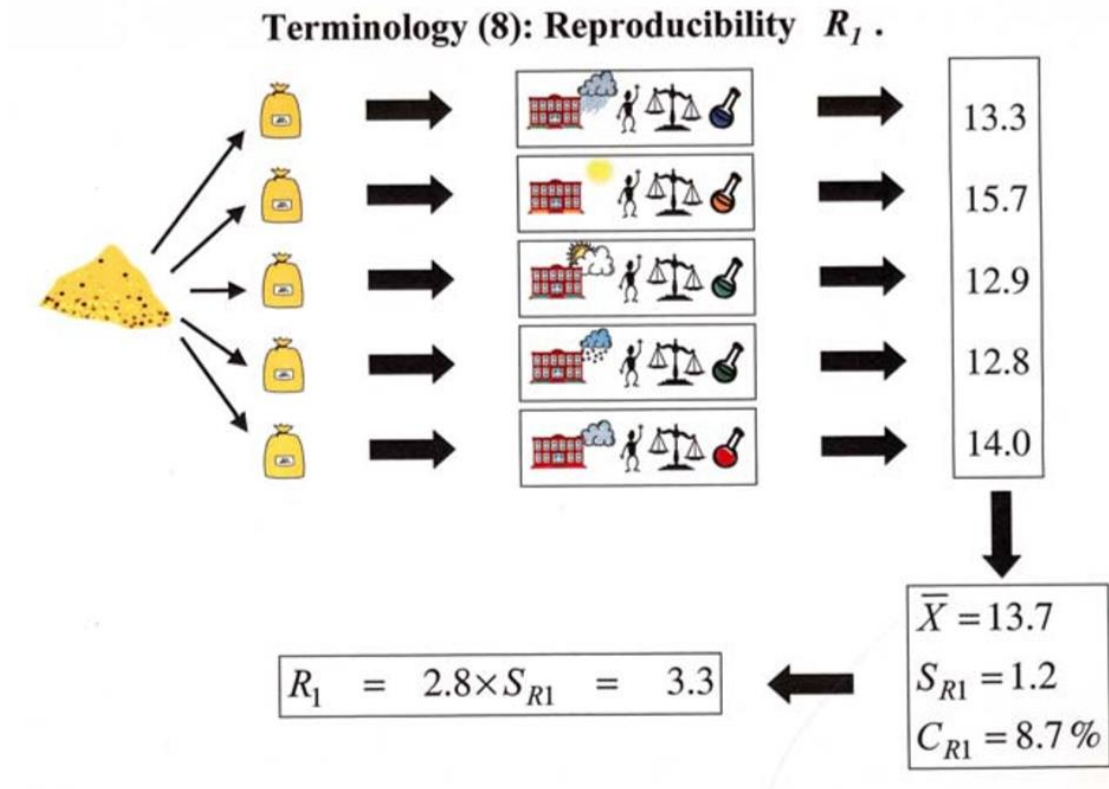
Toistettavuudella tarkoitetaan täsmällisyyttä, kun havaintoarvojen määrittäminen tehdään toistettavuusolosuhteissa. Toistettavuusolosuhteilla (kuva 1) tarkoitetaan, että määrittäminen tekee sama tekijä, samoilla laitteilla, samasta materiaalista samoilla reagensseilla ja mitattavalla lyhyessä aikavälillä samassa ympäristössä (sama laboratorio, sama lämpötila jne.). (MIKES 2005, 37) Samaksi tekijäksi voidaan hyväksyä työryhmä, jos se työskentelee yhdessä ja jokainen on vastuussa tietystä testin työvaiheesta. Lyhyellä aikavälillä tarkoitetaan tapausta, jossa kokeen suorittaminen kestää viikkoja, kuukausia tai vähemmän riippuen testistä, kunhan testitulokset on saatu toistettavissa olosuhteissa eli kokeet on aloitettu lyhyen aikavälin kuluessa toisistaan ja ne lopetetaan lyhyen aikavälin kulu-

essa toisistaan. (SFS EN 932-6, 4) Toistettavuudella määritetään saman mitattavan suureen peräkkäisten testitulosten paikkansapitävyys, kun mittaukset suoritetaan lyhyellä aikavälillä toistettavissa olosuhteissa eli toistettavuus kuvaa laboratorion sisäistä tarkkuutta (Laaksonen, Laukkanen & Alkio 2008, 12).



KUVA 1. Toistettavuus (Tiehallinto, 2008)

Uusittavuudella tarkoitetaan sitä täsmällisyyttä, kun mittaukset suoritetaan samasta näytteestä, samalla menetelmällä eri laboratorioissa eri laitteiden välillä (kuva 2). Testimenetelmien uusittavuutta tutkitaan laboratorioden välisin vertailukokein. Yksittäisen laboratorion sisäistä uusittavuutta sen käyttämästä testimenetelmästä voidaan tutkia tekemällä pitkän ajan kuluessa useita määrittämiä samasta näytteestä. (MIKES 2005, 37) Uusittavuudella määritetään saman mitattavan suureen testitulosten yhtäpitävyys, kun mittaukset suoritetaan samasta näytteestä, samalla menetelmällä eri laboratorioissa (Laaksonen, Laukkanen & Alkio 2008, 12).



KUVA 2. Uusittavuus (Tiehallinto 2008)

Tilastollisessa vertailussa lasketaan jokaiselle tutkittavalle testimenetelmälle toistettavuus ja uusittavuus ilman Cochranin ja Grubbsin testillä poistettuja havaintoarvoja (Laaksonen, Laukkanen & Alkio 2008, 18). Saatua toistettavuutta ja uusittavuutta voidaan verrata menetelmästandardeista usein löytyviin toistettavuuden ja uusittavuuden arvoihin.

Toistettavuuden ja uusittavuuden varianssit  $s_r^2$  ja  $s_R^2$  saadaan laskettua ISO 5725-2:1994 standardin avulla, joista voidaan laskea toistettavuus  $r$  ja uusittavuus  $R$  laskemalla neliöjuuri niiden varianssista ja kertomalla se SFS-EN 932-6 standardista saadulla lukuarvolla 2,8, jolla saadaan menetelmän toistettavuus ja uusittavuus 95 % todennäköisyydellä. Näin toistettavuudelle saadaan kaava (15)

$$r = \sqrt{s_r^2} \cdot 2,8, \quad (15)$$

missä

$$s_r^2 = \frac{\sum_{i=1}^p (n_i - 1) s_i^2}{\sum_{i=1}^p (n_i - 1)}, \quad (16)$$

joissa  $r$  on menetelmän toistettavuus,  $s_r^2$  on toistettavuusvariassi, 2,8 on muuntokerroin,  $p$  on laboratorioiden lukumäärä,  $n_i$  on toistomittausten lukumäärä ja  $s_i$  on sisäinenkeskihajonta. (SFS-EN 932-6, 4) (ISO 5725-2:1994, 13)

Uusittavuus lasketaan kaavalla (17)

$$R = \sqrt{s_R^2 \cdot 2,8}, \quad (17)$$

missä

$$s_R^2 = s_r^2 + s_L^2, \quad (18)$$

missä

$$s_L^2 = \frac{s_d^2 - s_r^2}{\bar{n}}, \quad (19)$$

missä

$$\bar{n} = \frac{1}{p-1} \left[ \sum_{i=1}^p n_i - \frac{\sum_{i=1}^p n_i^2}{\sum_{i=1}^p n_i} \right], \quad (20)$$

ja

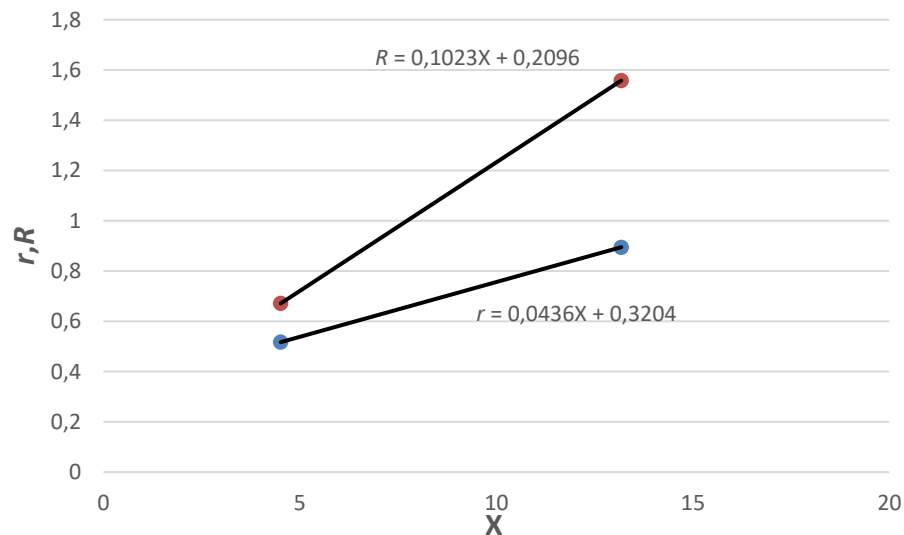
$$s_d^2 = \frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p n_i (x_i - \bar{x})^2, \quad (21)$$

missä

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^p n_i x_i}{\sum_{i=1}^p n_i}, \quad (22)$$

joissa  $R$  on menetelmän uusittavuus,  $s_R^2$  on uusittavuusvarianssi, 2,8 on muuntokerroin,  $s_r^2$  on toistettavuusvarianssi,  $s_L^2$  on laboratorioiden välinen varianssi,  $\bar{n}$  on toistomittausten lukumäärän kehitetty keskiarvo,  $p$  on laboratorioiden lukumäärä,  $n_i$  on toistomittausten lukumäärä,  $s_d^2$  on otosvarianssi,  $x_i$  on toistomittausten keskiarvo ja  $\bar{x}$  on toistomittausten kehitetty keskiarvo (painotettu aritmeettinen keskiarvo). (SFS-EN 932-6, 4) (ISO 5725-2:1994, 13-14)

Menetelmästandardin testille lasketaan yleensä useampi toistettavuuden ja uusittavuuden tulos eri näytteistä, jonka jälkeen niistä piirretään kuvaaja sijoittamalla havaintoarvot kuvaajaan näytteen toistettavuuden ja uusittavuuden arvot suhteessa otoskeskiarvoon ja piirtämällä suuntaviiva kulkemaan mahdollisimman lähellä havaintoarvoja. Suuntaviivojen kaavoista (kulmakerroin ja leikkauspiste) saadaan kaavat toistettavuudella ja uusittavuudelle (kuvio 6). (ISO-5725-2:1994, 14, 41)



KUVIO 6. Toistettavuuden ja uusittavuuden esimerkkikuvaaja

Kuvaajasta saatuja toistettavuuden ja uusittavuuden kaavoja voidaan verrata standardeista löytyviin kaavoihin ja laskea niiden avulla arvoja tuloksille, joiden välillä standardin toistettavuus ja uusittavuus ovat määritetty. Vertaamalla testin ja standardin toistettavuuden ja uusittavuuden kaavoilla laskettuja tuloksia keskenään voidaan nähdä alittavatko testin tulokset standardin arvot eli ovatko toistettavuus ja uusittavuus paremmat kuin standardissa esitetyt.



### 3 MITTAUS- JA MÄÄRITYSMENETELMÄT

Vuonna 2018 PANK-laboratoriotoimikunnan järjestämiin vertailukokeisiin osallistui 22 laboratoriota. Tampereen teknillisen yliopiston Maa- ja pohjarakenteiden yksikkö vastasi vertailukokeiden järjestämisestä ja tulosten tarkastelusta. Vuoden 2018 vertailukokeissa tarkasteltiin SFS-EN 1097-9 kuulamylystandardin ja SFS-EN 933-3 litteyslukustandardin mukaisia testejä. Näitä tuloksia tarkasteltiin ISO 5725-2:1994 standardin mukaisesti tilastollisella menetelmällä.

Lisäksi laboratoriot olivat ilmoittaneet kiviaineksista mittaamansa kiintotiheyden, jonka avulla määritetään kuulamylytestin testinäytteiden massat ja siten kiintotiheys voi vaikuttaa kuulamylytestissä saatuihin tuloksiin. Opinnäytetyössä tarkasteltiin myös litteyslukua, koska sen avulla voidaan tarkastella, aiheutuuko laboratorion kuulamylytestin mahdollinen tilastollisesti poikkeava (staggler) tai tilastollisesti virheellinen (statistical outlier) tulos litteysluvun vaihtelusta. Laboratorioiden litteysluvun raekokolajitteisiin jaon seulonnasta pystyttiin tekemään seulonnassa käytettyjen seulojen kiviaineksen läpäisykäyrät jokaiselle laboratoriolle, jonka avulla tarkasteltiin laboratorioiden litteysluvun mahdollista tilastollisesti poikkeavaa tai tilastollisesti virheellistä tulosta.

#### 3.1 Seulonta

Laboratorioseulat voivat olla aukon koosta riippuen reikä- tai verkkoseuloja. Reikäseulat muodostuvat levystä, jossa on symmetrisesti samanlaisia neliömäisiä aukkoja (kuva 3). Verkkoseulat taas muodostuvat ristikkäin kudotuista langoista, jotka muodostavat neliömäisiä aukkoja (kuva 3). Seulojen aukot saavat olla vain neliömäisiä. Seulojen pitää olla reikäseuloja, kun aukkokoko on 4 mm tai suurempi. Alle 4 mm seulojen tulee olla verkkoseuloja. Myös suuremmat seulat voivat olla verkkoseuloja, jos on voitu osoittaa korrelatio reikäseuloilla saatuihin tuloksiin. (SFS-EN 933-2, 3)



KUVA 3. Reikä- ja verkkoseula

Näyttemateriaali jaetaan seulasarjan avulla useisiin kooltaan yhä pieneneviin raekoko-  
luokkiin. Seulojen lukumäärä ja aukkojen koot valitaan näytteen ominaisuuksien ja vaa-  
dittavan tarkkuuden mukaisesti. (SFS-EN 933-1, 5). Raekokolajite ilmoitetaan muodossa  
 $d_i/D_i$ , missä  $d_i$  on lajitteen pienin raekoko ja  $D_i$  on suurin raekoko, eli kiviaines läpäisee  
suuremman seulan  $D_i$ , mutta jää pienemmälle seulalle  $d_i$ . (SFS-EN 933-3, 4). Esimerkiksi  
raekokolajitteen ollessa 16/20 mm, rakeet läpäisevät 20 mm seulan, mutta jäävät  
16 mm seulalle.

Seulonnassa on käytettävä oikean kokoista testinäytettä, jonka koon määrittää näytteen  
maksimi raekoko (taulukko 1). Testinäytteen koon on oltava suurempi kuin vähimmäis-  
koko. Kiviaineksille, joilla on suurempi kiintotiheys kuin  $3,00 \text{ Mg/m}^3$ , tarvittava korjaus  
testinäytteiden massoihin tehdään tiheyksien suhteessa siten, että saadaan likimäärin tila-  
vuudeltaan yhtä suuri näyte. (SFS-EN 933-1, 5-6)

TAULUKKO 1. Testinäytteiden vähimmäiskoot seulonnassa

Raekoko $D_i$ (korkeintaan) mm	Kiviainesten massa kg	Kevytkiviainesten tilavuus (litraa)
90	80	-
32	10	2,1
16	2,6	1,7
8	0,6	0,8
$\leq 4$	0,2	0,3

Testinäytteen koon ollessa pienempi kuin taulukossa 1 esitetty arvo voi testimenetelmän tarkkuus heikentyä. Tällöin testinäytteen massa olisi kirjattava testiraporttiin. (SFS-EN 933-1, 5) Muille alle 90 mm reakoolle testinäytteen vähimmäismassa interpoloidaan taulukon 1 massoista kaavalla (23)

$$M \text{ kg} = (D_i/10)^2, \quad (23)$$

missä  $M$  on testinäytteen vähimmäismassa kilogrammoina ja  $D_i$  on suurin raekoko millimetreinä. (SFS-EN 933-1, 5)

### 3.2 Kiintotiheys

Kiviaineksen kiintotiheys on näytteen massan suhde sen syrjäyttämään vesimäärän massaan. Kiintotiheys määritetään verkkokorimenetelmällä tai pyknometrinenetelmällä. Yleensä verkkokorimenetelmää käytetään kiviaineksille, jotka läpäisevät 63 mm testiseulan ja jäävät 31,5 mm testiseulalle, ja pyknometrinenetelmää kiviaineksille, jotka läpäisevät 31,5 mm testiseulan ja jäävät 0,063 mm testiseulalle. Verkkokorimenetelmää voidaan myös käyttää vaihtoehtona pyknometrinenetelmälle kiviaineksilla, jotka läpäisevät 31,5 mm testiseulan ja jäävät 4 mm testiseulalle. Jos testin tulos on kiistanalainen, tulisi pyknometrinenetelmää käyttää referenssimenetelmänä. (SFS-EN 1097-6, 4) Kuulamyllytestin kiintotiheyden määrittämisessä käytetään yleensä verkkokorimenetelmää SFS-EN 1097-6 liitteen A mukaan (SFS-EN 1097-9, 8).

Kiintotiheys lasketaan massan suhteesta tilavuuteen. Massa määritetään punnitsemalla testinäyte ja tilavuus määritetään sen veden massasta, jonka näyte syrjäyttää verkkokorimenetelmässä. Verkkokorin on oltava korroosion kestävä rei'itetty astia, jonka läpi vesi pääsee hyvin kulkeutumaan näytteeseen (kuva 4). Veden pitää olla lämpötilaltaan  $22 \pm 3$  °C ja vapaa epäpuhtauksista ja liuenneesta ilmasta, joka voisi vaikuttaa huomattavasti tiheyteen. Veden on oltava tarpeeksi isossa säiliössä, johon verkkokorin voi vapaasti upottaa siten, että sen ja säiliön seinämien väliin jää vähintään 50 mm tilaa. (SFS-EN 1097-6, 6-7)



KUVA 4. MPR-laboratoriossa käytössä oleva verkkokori

Kun näyte on punnittu sekä ilmassa että vedessä, kiintotiheys lasketaan kaavalla (24)

$$\rho_p = \rho_w \frac{M_1}{M_1 - (M_2 - M_3)}, \quad (24)$$

missä  $\rho_p$  on kiintotiheys megagrammoina kuutiometriä kohden,  $\rho_w$  on veden tiheys megagrammoina kuutiometriä kohden,  $M_1$  on näytteen kuivapaino grammoina,  $M_2$  on näytteen upotettu paino grammoina ja  $M_3$  on verkkokorin upotettu paino tyhjänä. Tulos ilmoitetaan kahden desimaalin tarkkuudella. (SFS-EN 1097-6, 11)

### 3.3 Kuulamyly

Kuulamylyjä käytetään materiaalin kuluttamiseen tai murskaamiseen. Kuulamylyn toimintaperiaate perustuu pyörivään rumpuun, jonka sisällä murskattava materiaali pyörii yhdessä kuulien kanssa. Myllyn pyöriessä kuulat nousevat sylinterin sisäpuolta pitkin ylöspäin tippuen murskattavan materiaalin päälle. Kuulien aiheuttama impakti jauhetta-vaan materiaaliin aiheuttaa sen kulumista ja murskautumista. Kuulamylyn pyörimisnopeus on riippuvainen myllyn halkaisijasta ja kuulien painosta. Liian suuri pyörimisnopeus estää kuulien tippumisen sylinterin seinästä materiaalin päälle ja liian pieni taas ei saa

kuulia nousemaan sylinterin seinää pitkin. (Lynch & Rowland 2009, 107, 109, 114, 121, 124)

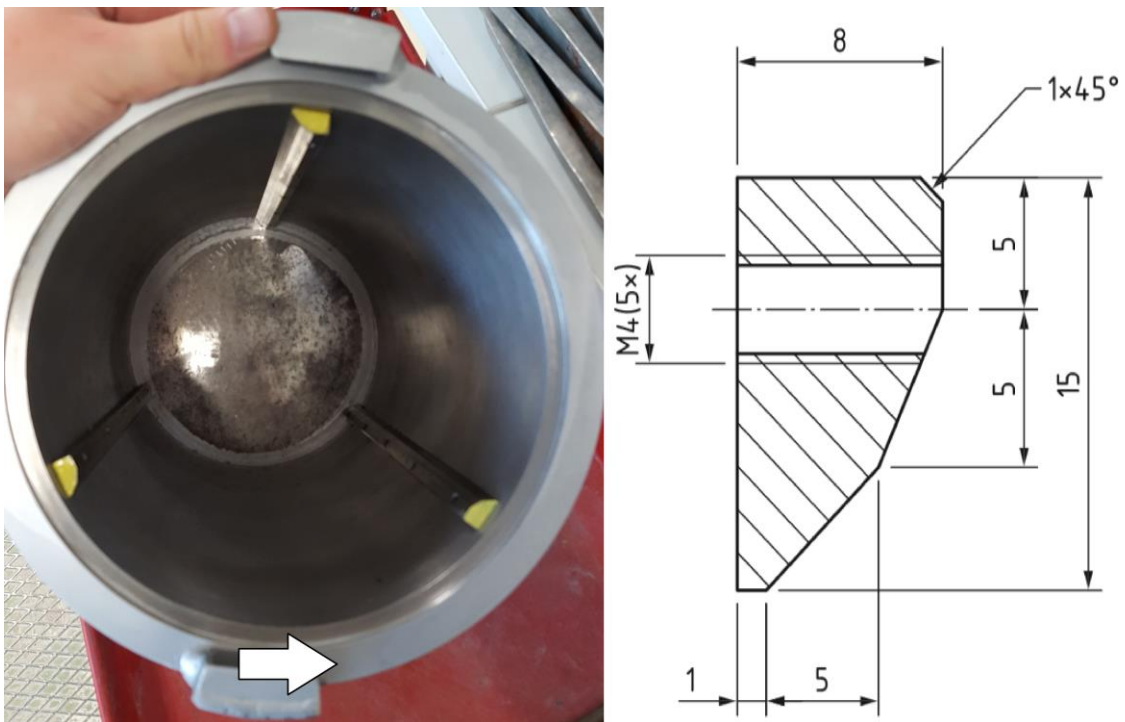
Kiviaineksen ominaisuuksia testataan kuulamylyllä kuten kulutuskestävyyttä. Vertailukokeessa keskityttiin SFS-EN 1097-9 standardiin, jolla määritetään kiviaineksen nastarengaskulutuskestävyyttä. Nastarengaskulutuskestävyys on tärkeää määrittäessä kiviaineksen soveltuvuutta asfalttikäyttöön pohjoismaissa.

Kuulamyly koostuu veden pitävästä ontosta rummusta, joka on valmistettu saumattomasta teräsputkesta (kuva 5). Rummun pohja on suljettu ja yläosan tulee olla suljettavissa vähintään 8,0 mm kannella. Rummun sisähalkaisija on  $206,5 \pm 2,0$  mm ja sisäpituus pohjan reunasta kannen reunaan mitattuna  $335 \pm 1$  mm. Rummun seinämän paksuus tulee olla vähintään 6,0 mm. (SFS-EN 1097-9 2014, 6)



KUVA 5. Kuulamyly nostettuna täyttöasentoon kannen ollessa kiinni

Rummun sisäpinnalla on tasavälein laitettu kolme teräspalkkia (kuva 6). Jokaisen palkin pituus on  $333 \pm 1$  mm, leveys on  $15,0 \pm 0,5$  mm ja korkeus on  $8 \pm 0,5$  mm. Teräspalkit ovat muotoiltu pyörimissuuntaan viistosti pudotusreunan ollessa pystysuora. Pudotusreuna on hiottu  $1 \pm 0,5$  mm leveydeltä koko pituudelta  $45^\circ$  kulmaan (kuva 6). Kuvasta 6 voidaan nähdä myös tarkemmin teräspalkin yksityiskohdat. Palkit ovat kiinnitetty rumpuun vähintään kolmella M4-uppokantaruuvilla. Ennen käyttöönottoa kuulamylylle ja palkeille tulee suorittaa esikulutus, jonka kesto on  $24 \pm 1$  tuntia. Palkkien tehtävä on tehostaa kiviaineksen ja teräskuulien sekoittumista nostamalla niitä rummun pyöriessä irti reunasta. (SFS-EN 1097-9 2014, 7-8)



KUVA 6. Teräspalkkien sijoittelu ja muoto, valkoinen nuoli kertoo rummun pyörimissuunnan

Kuulamylyssä pyöritetään noin 1 kg tasarakeista 11,2 – 16,0 mm kiviainenäytettä teräsrummussa yhdessä hiontakuumen kanssa. Hiontakuumen sisältää  $7000 \pm 10$  g teräskuulia, joiden halkaisija on  $15,0 + 0,1/-0,5$  mm, ja  $2,00 \pm 0,01$  l vettä. Kovuudeltaan kuulat ovat standardin ISO 3290-1 mukaisesti 60 HRC ja 67 HRC välillä. (SFS-EN 1097-9 2014, 6-7) Rumpua pyöritetään  $5400 \pm 10$  kierrosta nopeudella  $90 \pm 3$  kierrosta minuutissa. Käytössä rumpu on kyljellään akselien päällä, joita sähkömoottori pyörittää. (SFS-EN 1097-9 2014, 9)

Kuulamylytestissä käytettävä kiviainesnäyte valmistetaan 11,2/14 mm ja 14/16 mm fraktioista. Näytemäärä riippuu kiviaineksen kiintotiheydestä eli ominaispainosta. Ominaispainosta johtuva korjaus lasketaan kaavoilla (25 & 26) erikseen kummallekin fraktiolle

$$m_1(11,2/14) \text{ g} = \frac{650 \cdot \rho_p}{2,65} \quad (25)$$

ja

$$m_2(14/16) \text{ g} = \frac{350 \cdot \rho_p}{2,65}, \quad (26)$$

joissa  $m_1(11,2/14)$  on 11,2/14 mm fraktion massa grammoina,  $m_2(14/16)$  on 14/16 mm fraktion massa grammoina ja  $\rho_p$  on kiintotiheys.

Määrätyn kierrosluvun jälkeen kuulamyly tyhjenetään ja kiviaines erotellaan hionta-kuormasta. Kiviaines pestään ja seulotaan 2 mm seulalla. Yli 2 mm raekoot punnitaan kiviaineksen kulumisen selvittämiseksi prosentuaalisena painohävikkinä, joka lasketaan kaavalla (27)

$$A_N = \frac{100 \cdot (M_1 - M_2)}{M_1}, \quad (27)$$

missä  $A_N$  on kuulamylyarvo,  $M_1$  on kuivatun yksittäistestinäytteen alkuperäinen massa grammoina ja  $M_2$  on kuivattujen yli 2 mm kiviainesrakeiden massa kulutuskokeen jälkeen grammoina. Kuulamylyarvon  $A_N$  tulosta ei ilmoiteta prosentteina vaan ilman yksikköä. Tulos ilmoitetaan yhden desimaalin tarkkuudella. (SFS-EN 1097-9 2014, 9)

Kuulamylyarvon määrittäminen tehdään aina kahdesta yksittäistestinäytteestä. Tuloksena ilmoitetaan kahden määrittäksen keskiarvo. Yksittäistestinäytteiden välinen ero ei saa olla yli 10 %.

### 3.4 Litteysluku

Kiviaineksessa rakeiden muoto vaihtelee hyvin paljon. Rakeet ovat muotonsa mukaan ryhmiteltävissä kolmeen päätyyppiin: vakioläpimittäisiin, litteisiin ja puikkoiisiin (kuva 7). Raemuoto vaikuttaa kiviaineksen tiiviyteen, kokoon puristuvuuteen ja lujuusominaisuuksiin. (Rantamäki, Jääskeläinen & Tammirinne 1979, 71-72) Litteät rakeet murtuvat paljon helpommin kuin vakioläpimittaiset ja siten paljon litteitä rakeita sisältävästä murskeesta valmistettu asfaltti on alttiimpaa deformaatiolle (Torppa & Räsänen 2008, 2-3).



KUVA 7. Vakioläpimittainen, litteä ja puikkoinen rae (vasemmalta alkaen)

Litteysluvulla määritetään murskatun kiviaineksen litteiden kivien määrää koko lajitteesta prosentteina. Litteysluku kuvastaa kuinka monta prosenttia raekoon massasta on alle 60 % sen keskiarvo tilavuudesta. Määrittämisessä käytetään välppäseuloja, joissa on yhdensuuntaisia pyöreitä tankoja kuva (8). Litteät kivet mahtuvat tankojen muodostamien rakojen läpi. Välppäseulan rakokokoo on puolet siinä testattavan raekokolajitteen maksimi koosta. Esimerkiksi raekokolajite 16/20 mm testataan 10 mm välppäseulalla. (SFS-EN 933-3 2012, 5)





KUVA 8. Välppäseula

Litteysluvun määrittämisessä on kaksi seulontavaihetta. Ensimmäiseksi näyte jaetaan testi-seuloilla eri raekokolajitteisiin  $d_i/D_i$  taulukon (2) mukaisesti. Seuraavaksi jokainen raekokolajite  $d_i/D_i$  seulotaan vastaavilla välppäseuloilla, joissa on yhdensuuntaisia  $D_i/2$  kokoisia rakoja. (SFS-EN 933-3 2012, 5)

TAULUKKO 2. Välppäseulat

Raekokolajite (mm)	Välppäseulojen rakokoko (mm)
80/100	50
63/80	40
50/63	31,5
40/50	25
31,5/40	20
25/31,5	16
20/25	12,5
16/20	10
12,5/16	8
10/12,5	6,3
8/10	5
6,3/8	4
5/6,3	3,15
4/5	2,5

Näyte pestään ja kuivataan  $110 \pm 5^\circ\text{C}$  lämpötilassa vakiomassaan, jonka jälkeen sen annetaan jäähtyä ja se punnitaan. Näyte seulotaan raekokolajitteisiin  $d_i/D_i$ , joista jokaisesta punnitaan seulalle jäänyt materiaali. Yli seulasarjan olevat fraktiot hylätään ja punnitaan erikseen. Myöskin seulasarjan läpäisseet alle 4 mm fraktiot eivät kuulu testattaviin, mutta myös ne punnitaan erikseen. Jokainen raekokolajite  $d_i/D_i$  seulotaan vastaavilla välppäseuloilla  $D_i/2$  ja välppäseulan läpäissyt materiaali punnitaan jokaisesta. Näytteen litteysluku määritetään laskemalla välppäseulat läpäisseiden rakeiden kokonaismassa prosentteina koko seulottujen raekokolajitteiden massasta kaavalla (28)

$$FI = (M_2/M_1) \cdot 100, \quad (28)$$

missä  $FI$  on litteysluku,  $M_2$  on raekokolajitteiden, jotka läpäisevät raekokolajitteita vastaavat välppäseulat  $D_i/2$ , summa grammoina ja  $M_1$  on raekokolajitteiden  $d_i/D_i$  summa grammoina. Litteysluvun  $FI$  tulosta ei ilmoiteta prosentteina vaan ilman yksikköä. Tulos pyöristetään lähimpään kokonaislukuun. (SFS-EN 933-3, 7) Tarvittaessa voidaan kunkin raekokolajitteen  $d_i/D_i$  litteysluku määrittää laskemalla vastaavan välppäseulan  $D_i/2$  läpäisseiden kivirakeiden massa prosentteina koko kyseisen raekokolajitteen  $d_i/D_i$  massasta samalla kaavalla. (SFS-EN 933-3, 7)

Jos raekokolajitteiden  $d_i/D_i$  massojen summa  $M_1$  yhteenlaskettuna alle 4 mm rakeiden ja hylättyjen lajitteiden massojen kanssa eroaa enemmän kuin 1 % ennen seulontaa punnitusta näytteen massasta, testi on uusittava käyttäen toista testinäytettä. (SFS-EN 933-3, 7) Massojen muutos lasketaan kaavalla (29)

$$\Delta M = \frac{M_0 - (M_1 + M_{<4\text{ mm}} + M_{\text{hylätty}})}{M_0} \cdot 100 \%, \quad (29)$$

missä  $\Delta M$  on massojen muutos,  $M_0$  on näytteen massa ennen seulontaa grammoina,  $M_1$  on raekokolajitteiden  $d_i/D_i$  massojen summa grammoina,  $M_{<4\text{ mm}}$  on alle 4 mm rakeiden massa grammoina ja  $M_{\text{hylätty}}$  on hylättyjen lajitteiden massojen summa grammoina. (SFS-EN 933-3, 9)

## 4 VERTAILUKOKEEN TOTEUTUS

Jokaisessa vertailukokeeseen osallistuneessa laboratoriossa suoritettiin testit niiden omien toimintatapojen mukaan standardien SFS-EN 933-3 ja SFS-EN 1097-9 menetelmällä. Standardit SFS-EN 933-3 ja SFS-EN 1097-9 vaativat myös muiden standardien menetelmien käyttöä (taulukko 3).

TAULUKKO 3. Menetelmästandardeissa viitatus standardit

Menetelmästandardi	Viitatus standardit
SFS-EN 933-3	SFS-EN 932-2
	SFS-EN 932-5
	SFS-EN 933-1
	SFS-EN 933-2
SFS-EN 1097-9	SFS-EN 932-2
	SFS-EN 932-5
	SFS-EN 933-1
	SFS-EN 933-2
	SFS-EN 1097-6

Laboratorioissa testitulokset raportoitiin niille jaetuilla raportointipohjilla (liite 4) TTY:n MPR-laboratoriolle, jossa oltiin vastuussa vertailukokeiden järjestämisestä ja tulosten tarkastelusta. MPR-laboratoriossa testit suoritettiin laboratorion työohjeiden mukaan, jotka perustuivat yllä mainittujen standardien menetelmiin.

### 4.1 Näytteenotto ja -jako

Tampereen teknillisen yliopiston MPR-laboratorio vastasi näytteenotosta ja -jakamisesta. Tämä oli suoritettu jo keväällä ennen opinnäytetyön aloittamista. Tiedot näytteenotosta ja -jakamisesta saatiin haastatteluilla käyttöinsinööri Tero Porkalta ja tutkimusapulainen Marko Peltomäeltä.

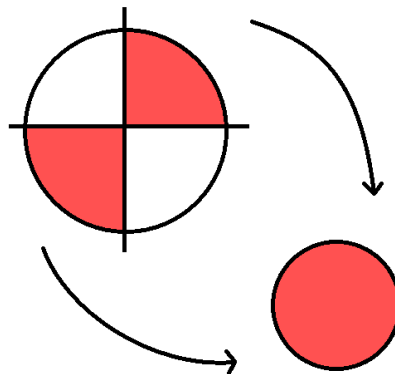
Näytteet haettiin murskaamolta, missä oli varastokasoissa valmiiksi murskattuna meta-vulkaniittia (näyte 1) ja sarvivälkegabroa (näyte 2). Kivien louhintapaikka ja murskaamo pidettiin vertailukokeessa salaisena niiden tietojen käytön estämiseksi testitulosten vertailemiseksi laboratorioissa. Nämä pysyivät salaisena myös opinnäytetyössä. (Porkka, 2018)

Kiviainesten varastokasoista otettiin molemmista omat osanäytteet lapioidamalla kiviainesta 12 näytelaatikkoon noin 60 kg jokaiseen (kuva 9). Laatikot kuljetettiin TTY:n MPR-laboratorioon, missä suoritettiin osanäytteiden jako. (Peltomäki, 2018)



KUVA 9. Näyte 1 ja näyte 2 laatikoissa (näyte 1 vasemmalla)

MPR-laboratoriossa osanäytteet jaettiin laatikoista lapioidamalla aina yhdestä laatikosta kahteen uuteen laatikkoon täyttäen niitä vuorotellen jakolaatikosta. Näistä kahden laatikon pareista kiviaines jaettiin samalla tavalla kolmeen laatikkoon, mistä lopullinen jako laboratorioille tehtiin neliöimällä eli näytemateriaalista tehtiin kasa, joka jaettiin lapiolla neljään osaan ja vastakkaiset osat yhdistettiin (kuva 10). Neliöimällä jaon jälkeen näytteet lähetettiin säkeissä laboratorioille. (Porkka, 2018)



KUVA 10. Neliöimällä jako

## 4.2 Kiintotiheys

Kiviaineksen kiintotiheyden määrittäminen oli oleellinen osa kuulamylytestiä ja sillä saatiin määritettyä oikeankokoinen testinäyte kuulamylyttesteihin. Molemmista kiviaineksista seulottiin näytteet kuivaseulontana määrittäystä varten 11,2 mm, 14 mm ja 16 mm laboratorioseuloilla. Seulonta suoritettiin kasaamalla seulat päällekkäin seulontalaitteeseen, missä kiviainesta seulottiin 10 minuuttia. Seulonta varmistettiin vielä käsin, koska seulontalaite ei pysynyt kunnolla käynnissä laitevian takia.

Kiviaines jaettiin kolmeen osaan taulukon (4) mukaisesti. Ominaispainofraktio valmistettiin raekooltaan yli 16 mm kivistä ja fraktioiden 11,2/14 mm ja 14/16 mm kiviaineksesta, kun niitä oltiin saatu tarvittavat massat omiin fraktioihinsa. Raekooltaan alle 11,2 mm kiviaines hylättiin. Tässä vaiheessa massoilla ei vielä ollut merkitystä, kunhan molemmista kiviaineksista saatiin tarpeeksi suuret määrät näytteitä varten. Seulotut fraktiot pestiin 4 mm seulalla, jonka jälkeen ne kuivattiin uunissa 110 °C vakiopainoon yön yli.

TAULUKKO 4. Kiviaineksen jakaminen

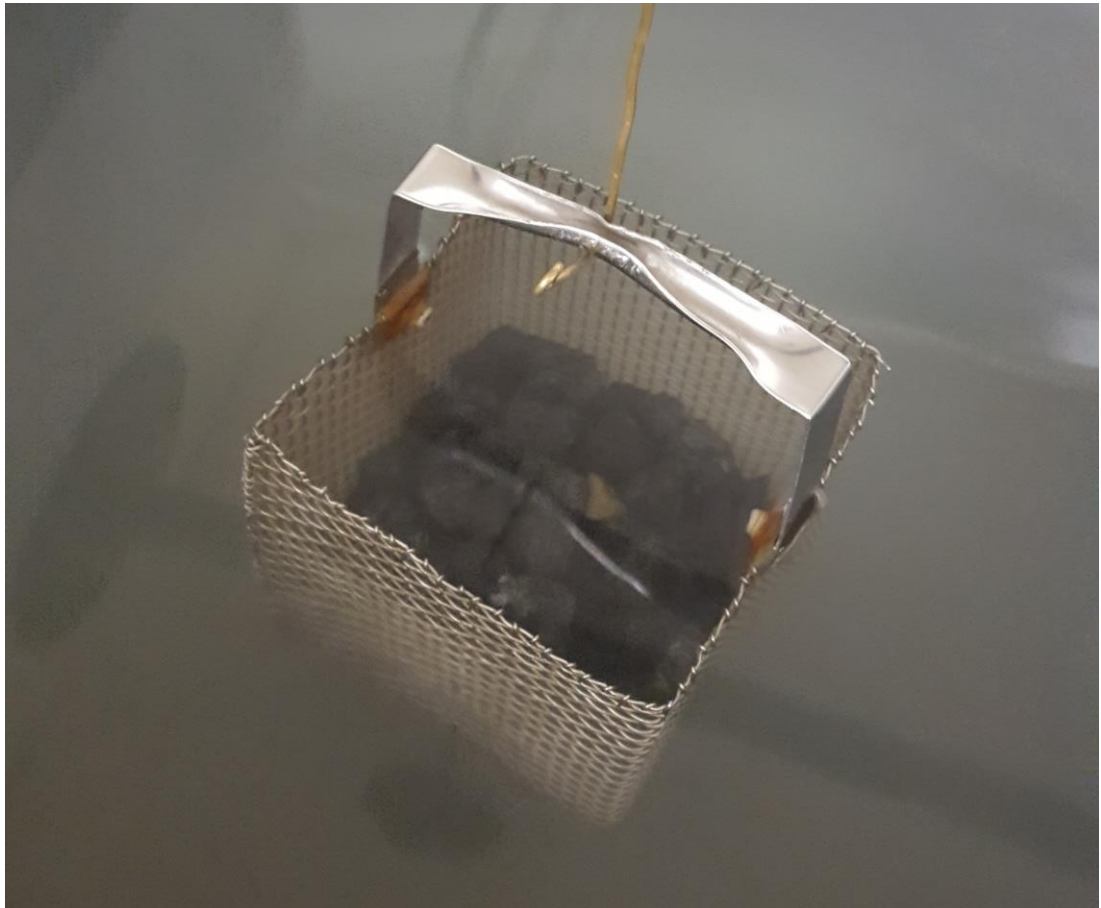
Raekokolajite (mm)	Massa (kg)
11,2/14	1,8
14/16	1
>11,2	2

Ominaispainofraktioista selvitetään molemmille kiviaineksille kiintotiheys. 11,2/14 mm ja 14/16 mm fraktioita käytettiin myöhemmin kuulamylynäytteiden valmistamiseen. Ominaispainofraktioista jaettiin molemmille näytteille kaksi n. 1 kg yksittäistestinäytettä, jotka punnittiin sekä ilmassa että veteen upotettuna (taulukko 5). Yksittäistestinäytteet punnittiin mahdollisimman tarkasti lähelle 1 kg, jonka jälkeen poistettiin ja lisättiin eri kokoisia kiviä punnitusastiasta, kunnes saatiin gramman tarkkuudella tulos.

TAULUKKO 5. Ominaispainon punnitukset

Näyte #	Yksittäistestinäyte #	Kuiva $M_1$ (g)	Upotettu $M_2$ (g)
1	I	1000,30	628,64
	II	1000,16	628,69
2	I	1000,66	658,61
	II	1000,69	658,60

Vesipunnitusta varten verkkokoria ravistettiin 25 kertaa veden alla ilmakuplien poistamiseksi, jonka jälkeen verkkokori ripustettiin vaa'asta roikkuvaan koukkuun ja vaaka taa-rattiin eli nollattiin korin painon poistamiseksi. Tämän jälkeen yksittäistestinäyte laitettiin koriin ja ravistettiin uudestaan 25 kertaa veden alla ilmakuplien poistamiseksi näytteestä. Kori nostettiin vaa'asta roikkuvaan koukkuun ja näyte punnittiin (kuva 11).



KUVA 11. Näytteen 2 punnitus vedessä

Kuivasta ja upotetusta painosta laskettiin jokaiselle yksittäistestinäytteelle kiintotiheys, joiden keskiarvoista saatiin kunkin näytteen kiintotiheys. Veden lämpötilaksi mitattiin 19 °C.

### 4.3 Kuulamyly

Kuulamylyllä tehtiin molemmista näytteistä kaksi yksittäistestinäyte ajoa. Yksittäistesti-näytteet valmistettiin kiintotiheyden yhteydessä seulotuista 11,2/14 mm ja 14/16 mm

fraktioista. Näytteeseen vaadittavat fraktioiden massat laskettiin kiviaineksen kiintotiheyden avulla (liite 5) kaavoilla (25 & 26), esimerkkinä näyte 1 ominaispainosta johtuvasta korjauksesta:

$$\begin{aligned} m_1(11,2/14) \text{ g} &= \frac{650 \cdot \rho_p}{2,65} \\ &= \frac{650 \cdot 2,69 \text{ Mg/m}^3}{2,65} \\ &= 659,811 \text{ g} \\ &\approx 659,81 \text{ g}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} m_2(14/16) \text{ g} &= \frac{350 \cdot \rho_p}{2,65} \\ &= \frac{350 \cdot 2,69 \text{ Mg/m}^3}{2,65} \\ &= 355,283 \text{ g} \\ &\approx 355,28 \text{ g}. \end{aligned}$$

Yksittäistestinäytteeseen punnittiin vaa'alla ensin punnitusastia, jonka jälkeen vaaka taarattiin. Tämän jälkeen vaa'alla punnittiin tarvittava määrä 11,2/14 mm fraktiota ja se siirrettiin punnitusastian toiseen reunaan, jonka jälkeen vaaka taarattiin uudestaan. Näin voitiin nopeammin punnita tarvittava määrä 14/16 mm fraktiota. 14/16 mm fraktioi ka-sattiin vastakkaiseen reunaan ja varottiin kivien sekoittumista keskenään (kuva 12).



KUVA 12. Näytteen 1 yksittäistestinäytteen II punnitus (keskeneräinen)

Molemmat fraktiot punnittiin mahdollisimman lähelle laskettua arvoa (taulukko 6), jonka jälkeen vaihdeltiin eri kokoisia kiviä punnitusastiasta, kunnes tulos saatiin gramman tarkkuudella. Tämä tehtiin molemmille fraktioille erikseen omilla punnituksissa.

TAULUKKO 6. Kiintotiheydestä johtuva korjaus

Näyte #	Yksittäistesti- näyte #	Laskettu		Mitattu		Yhteensä $M_1$ (g)
		$m_1$ (11,2/14) (g)	$m_2$ (14/16) (g)	$m_1$ (11,2/14) (g)	$m_2$ (14/16) (g)	
1	I	659,81	355,28	659,72	355,64	1015,36
	II			659,38	355,45	1014,83
2	I	716,22	385,66	716,01	385,75	1101,76
	II			716,02	385,39	1101,41

Punnitusten jälkeen yksittäistestinäytteet kuvattiin, että niitä pystyttäisiin vertaamaan ennen ja jälkeen kuulamylytestin mahdollisten poikkeavien tulosten arvioimiseksi. Yksittäistestinäyte kaadettiin ämpäriin, johon lisättiin 7000 g teräskuulia ja 2,00 l vettä. Ämpäriin sisältö kaadettiin kuulamylyyn, kansi suljettiin ja kuulamyly laskettiin täyttöasennosta kyljelleen ajoasentoon (kuva 13).





KUVA 13. Näytteen 1 yksittäistestinäyte II valmiina kuulamylytettiin

Kuulamylyn käyttötuntimäärät kirjattiin ylös, koska teräspalkit tulee vaihtaa 150 h välein. Näytteelle 2 tuntimäärä oli ylittynyt jo ennen yksittäistestinäytteiden ajoa, mutta teräspalkkeja ei vielä vaihdettu. Kuulamyly testi suoritettiin näytteelle 2 vanhoilla teräspalkeilla, että saatiin pidettyä toistettavuusolosuhteet.

Kuulamylyn annettiin pyöriä 5400 kierrosta, jonka jälkeen kierroslaskuri pysäytti myllyn automaattisesti. Myllyn pysähtyttyä sen sisältö tyhjennettiin kaatamalla ämpäriin ja mylly huuhdeltiin vedellä kaiken kiviainesnäytteen talteen saamiseksi. Käyttötuntimäärät kirjattiin uudestaan ylös.

Kiviaines, vesi ja kuulat kaadettiin suorakaiteen muotoiselle isolle 14,5 mm välppäseulalle, jonka alla oli suojavati kiviaineksen keräämistä varten. Kiviaines ja kuulat huuhdottiin vedellä välppäseulalla, joka keräsi kuulat antaen suurimman osan kivistä pudota alla olevaan suojavatiin. Kuulat kerättiin välppäseulalta magneetilla talteen ja ne laitettiin uuniin kuivumaan ruostumisen estämiseksi. Välppäseulalle jäänyt ja suojavatiin tippunut kiviaines kaadettiin 2 mm verkkoseulalle, missä siitä pestiin alle 2 mm kiviaines pois. Pesty kiviaines kuivattiin uunissa 110 °C vakiopainoon yön yli, jonka jälkeen se punnittiin (taulukko 6) sekä kuvattiin ennen ja jälkeen vertailun vuoksi (kuva 14).



KUVA 14. Näyte 2 ennen ja jälkeen kuulamylytestin, yksittäistestinäytteet merkattu KM1 ja KM2

Näyte 2 yksittäistestinäyte I sisälsi kolme näytteestä eroavaa kiveä (kuva 14). Kivet jätettiin yksittäistestinäytteeseen, koska ei tiedetty mistä ne olivat päätyneet näytteeseen. Kiviaines on koostumukseltaan heterogeenista ja murskattava kallioperä voi sisältää eri kivilajeja tai louhoksella käsitellään eri murskeita lähekkäin ja testimurskeen joukkoon on jostain muusta lähteestä päätynyt eri kiviainesta. Eroavat kivet jätettiin yksittäistestinäytteeseen, koska mahdolliset laatuvirheet kuuluu jättää testinäytteeseen, ja kolme kiveä ei olisi muuttanut yksittäistestinäytteen massaa huomattavasti, vaikka ne olisivat täysin tuhoutuneet kuulamylytestissä.

#### 4.4 Litteysluku

Litteysluvun määrittämisessä arvioitiin kiviainesten koostuvan pääosin raekooltaan alle 20 mm rakeista, koska kiviainekset oltiin alun perin murskattu sen kokoiseksi. Seulontaan valittiin standardista poiketen 20 mm ja sitä pienemmät seulat (taulukko 7). Raekooltaan yli 20 mm kiviaines hylättiin, eikä sitä otettu mukaan tarkasteluun. Menetelmästandardin mukaisesti myöskään alle 4 mm kiviainesta ei otettu mukaan tarkasteluun.

TAULUKKO 7. Seulat ja välppäseulat

Raekokolajite (mm)	Välppäseulojen rakokoko (mm)
16/20	10
12,5/16	8
10/12,5	6,3
8/10	5
6,3/8	4
5/6,3	3,15
4/5	2,5

Näyte kuivaseulottiin eikä kiviainesta pesty tai kuivattu vakiomassaan ennen testiä, koska kiviaines oli kuivaa ja pölytöntä, milloin esikäsitteilyn pois jättö nopeutti litteysluvun selvittämistä. Litteysluvun arvo on muutenkin epätarkka ja ilmoitetaan tilastollisessa vertailussa yhden desimaalin tarkkuudella, joten kiviaineksen pölyn ei katsottu vaikuttavan sen arvoon huomattavasti. Lisäksi suurin osa pölystä irtosi kiviaineksestä seulonnan aikana ja päätyi alle 4 mm tulokseen. Seulonnan hyväksyttävyyttä voitiin tarkastaa kaavalla (28), kun raekokolajitteiden, hylättyjen ja alle 4 mm massojen summa ei eronnut yli 1 % ennen seulontaa punnitusta alkuperäismassasta (SFS-EN 933-3, 7).

Taulukosta (7) luettiin vähimmäismäärä raekooltaan maksimissaan 16 mm kiviainekselle, mutta seulonnassa huomattiin kiviaineksen sisältävän 16/20 mm fraktiota. Vähimmäismassaksi valittiin 2,6 kg, joka oli vähimmäismäärä raekooltaan maksimissaan 16 mm kiviainekselle, ja päätettiin punnita noin 3 kg kiviainesta molempiin näytteisiin. Liian pienestä näytemäärästä johtuen testimenetelmän tarkkuus voi heikentyä, joten tes-

tinäytteen koko on aina kirjattava testiraporttiin (SFS-EN 933-1, 5). Testiä ei tehty uudelleen, koska kiviaines oli määritelty 0/16 mm raekokoluokkaan. Näytteiden vähimmäismassa olisi pitänyt interpoloida taulukosta (1) kaavalla (23)

$$\begin{aligned} M \text{ kg} &= (D_i/10)^2 \\ &= (20 \text{ mm}/10)^2 \\ &= 4 \text{ kg} . \end{aligned}$$

Kiviaineksista jaettiin ja punnittiin näyte 1, jonka massa oli 3007,1 kg sekä näyte 2, jonka massa oli 3009,5 kg. Näytteet seulottiin taulukon (7) mukaisesti laboratorioseuloilla. Jokaiselle seulalle jäänyt kiviaines kerättiin talteen ja punnittiin erikseen. Myös yli 20 mm ja alle 4 mm raekooltaan olevat kiviainekset punnittiin seulonnan luotettavuuden tarkastelua varten. Yli 20 mm kiviaines siirrettiin hylätyihin. Tämän jälkeen jokaiselle seulalle jäänyt kiviaines seulottiin vastaavalla välppäseulalla (taulukko 7). Välppäseulojen läpi mennyt materiaali kerättiin talteen ja punnittiin. Tulokset kirjattiin ylös testiraporttiin, laskettiin lajitteen ja välppäseulojen läpäisseen materiaalin massojen summa  $M_1$  ja  $M_2$ , ja kerättiin kaikki mittaus ja lasku tulokset taulukkoon (8).

TAULUKKO 8. Litteysluvun seulonta

Raekoko $d_i/D_i$ (mm)	Lajitteen massa		Välppäseula $D_i/2$ (mm)	Läpäissyt massa	
	Näyte 1 (g)	Näyte 2 (g)		Näyte 1 (g)	Näyte 2 (g)
16/20	209,1	401,1	10	0	56,0
12,5/16	805,5	1263,1	8	67,1	73,1
10/12,5	897,8	859,0	6,3	54,3	61,7
8/10	853,7	398,0	5	78,8	27,5
6,3/8	190,4	65,8	4	15,1	4,7
5/6,3	7,8	7,3	3,15	0	0,5
4/5	1,1	0,6	2,5	0	<0,1
Summa $M_1$	2965,4	2994,9	Summa $M_2$	215,3	223,5
Ennen $M_0$	3007,1	3009,5			
<4 mm	12,0	13,2			
Hylätty	26,7	0			

Tarkistettiin seulontojen hyväksyttävyyttä (liite 5), kun jätettiin näytteiden pesu ja vakio-massan kuivaus pois, kaavalla (29), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} \Delta M &= \frac{M_0 - (M_1 + M_{<4 \text{ mm}} + M_{\text{hylätty}})}{M_0} \cdot 100 \% \\ &= \frac{3007,1 \text{ g} - (2965,4 \text{ g} + 12,0 \text{ g} + 26,7 \text{ g})}{3007,1 \text{ g}} \cdot 100 \% \\ &= 0,0998 \% \\ &\approx 0,1 \% . \end{aligned}$$

Seulonnat olivat hyväksyttäviä molempien näytteiden massojen muutoksen ollessa alle 1 %. Näytteen 1 massan muutos seulonnassa oli 0,1 % ja näytteen 2 oli 0,05 %.

## 5 TULOKSET JA TULOSTEN TARKASTELU

Tulokset laskettiin jokaiselle testille ja niitä verrattiin muiden vertailukokeeseen osallistuneiden laboratorioden kesken tilastollisessa tarkastelussa. Vertailukokeisiin osallistuneiden laboratorioden tulokset laskettiin uudelleen kuulamylyn ja litteysluvun osalta, koska muutamasta laboratoriodesta tulosten ilmoitustarkkuus ei ollut riittävä. Joistakin laboratoriodista tulokset oli ilmoitettu standardien vaatimalla tarkkuudella, mutta ei tilastollisen tarkastelun vaatimalla yhden desimaalin tarkemmalla tarkkuudella, vaikka testiraporttipohjassa näin pyydettiin. Laskemalla tulokset uudelleen saatiin tarkasteltua myös laboratorioden mahdolliset lasku- ja pyöristysvirheet. Kiintotiheydestä ei oltu pyydetty mittaustuloksia vaan pelkkä testitulos, joten sitä ei pystytty laskemaan uudelleen. Kaikki laskut suoritettiin Excel-ohjelmalla, jolloin pystyttiin käyttämään tarkkoja arvoja. Tässä osiossa olevat esimerkkilaskujen välivaiheet ovat pyöristettyjä, mutta tulokset ovat Excel-ohjelmasta otettuja pyöristämättömillä arvoilla laskettuja ja täten esimerkkilaskuilla voi tulla eri tulos kuin mikä niissä on ilmoitettuna. Tulosten tilastollisessa tarkastelussa keskityttiin pääsääntöisesti kuulamylyyn, koska se oli vertailukokeiden kohde. Litteysluvusta ja kiintotiheydestä tulosten käsittely esitetään lyhyempänä.

### 5.1 Kuulamyly

Kuulamylytestissä testattiin molemmista näytteistä kaksi yksittäistestinäytettä. Laboratoriodista oltiin tulokset ilmoitettu standardin mukaisesti yhden tai vertailukokeen vaatimalla kahden desimaalin tarkkuudella. Raporttipohjassa oltiin pyydetty ilmoittamaan tulokset kahden desimaalin tarkkuudella, mutta kaikki eivät sitä olleet huomanneet ja siksi toimivat standardimenetelmän mukaan. Tulokset laskettiin kaavalla (27) molempien näytteiden yksittäistestinäytteille (liite 5), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned}
 A_N &= \frac{100 \cdot (M_1 - M_2)}{M_1} \\
 &= \frac{100 \cdot (1015,36 \text{ g} - 968,63 \text{ g})}{1015,36 \text{ g}} \\
 &= 4,60.
 \end{aligned}$$

Myös kaikkien muiden laboratorioden yksittäistestinäytteiden tulokset laskettiin (liitteet 6 & 7) uudelleen vertailukokeen vaatimien arvojen saamiseksi. Koottiin ilmoitetut ja lasketut kuulamylyarvot taulukkoon (9) mahdollisten lasku- tai pyöristysvirheiden tarkastelemiseksi.

TAULUKKO 9. Ilmoitetut ja uudelleen lasketut kuulamylyarvot

Laboratorio #	Näyte 1				Näyte 2			
	Ilmoitettu $A_N$		Laskettu $A_N$		Ilmoitettu $A_N$		Laskettu $A_N$	
	$KM_1$	$KM_2$	$KM_1$	$KM_2$	$KM_1$	$KM_2$	$KM_1$	$KM_2$
1	4,32	4,42	4,32	4,42	13,15	12,68	13,15	12,68
2	4,31	4,83	4,31	4,83	13,5	13,95*	13,46	13,97
3	4,77	4,49	4,77	4,49	13,55	13,38	13,55	13,38
4	4,3	4,2	4,27	4,21	11,4	11,7	11,35	11,71
5	4,19	4,2	4,19	4,20	12,63	12,19	12,63	12,19
6	4,75	4,36	4,75	4,36	13,61	13,06	13,61	13,06
7	4,50	4,80	4,50	4,80	13,16*	13,30	13,14	13,30
8	4,6	4,5	4,62	4,52	13,8	13,8	13,76	13,76
9	4,5	4,8	4,50	4,78	13,4	13,5	13,43	13,51
10	4,4	4,7	4,37	4,73	13,4	13,0	13,41	12,99
11	5,1*	5	5,04	4,95	14,0*	14,1	13,94	14,13
12	4,3	4,4	4,32	4,41	13,4	12,7	13,40	12,72
13	4,83	4,46	4,83	4,46	13,84	13,73	13,84	13,73
14	4,6	4,2	4,60	4,25	12,8	12,9	12,83	12,92
15	4,37	4,59	4,37	4,59	12,78	12,97	12,78	12,97
16	4,32	4,31	4,32	4,31	12,98	12,96	12,98	12,96
17	4,42	4,21	4,42	4,21	13,96	13,99	13,96	13,99
18	4,60	4,44	4,60	4,44	12,15	13,12	12,15	13,12
19	4,6	4,7	4,56	4,74	13,2	13,4	13,16	13,39
20	4,8	4,7	4,75	4,69	13,7	13,6	13,70	13,56
21	4,00**	4,40**	3,97	4,37	12,1	13,3	12,09	13,29
22	4,60	4,90	4,60	4,90	13,27	12,98	13,27	12,98

Taulukossa (9) yksittäistestinäytteet nimettiin  $KM_1$  ja  $KM_2$ . Tuloksiin merkattiin yhdellä asteriskilla lasku- ja pyöristysvirheet. Niitä löytyi laboratorion 11 näytteen 1 yksittäistestinäytteelle I sekä näytteen 2 yksittäistestinäytteelle I, laboratorion 2 näytteen 2 yksittäistestinäyte II ja laboratorion 7 näytteen 2 yksittäistestinäyte I tuloksissa. Laboratorion 14 näytteen 1 yksittäistestinäytteen II tuloksessa ei ole pyöristys virhettä, vaikka taulukon (9) perusteella niin näyttääkin. Tarkka laskettu tulos on 4,247 joka pyöristyy 4,2 tai 4,25 riippuen pyöristystarkkuudesta.

Taulukkoon (9) merkattiin tuloksiin kahdella asteriskilla laboratorion 21 näytteen 1 molemmat yksittäistestinäytteet. Laboratorion tulokset oltiin ilmoitettu vertailukokeen vaatimalla kahdella desimaalilla, mutta silti pyöristetty yhden desimaalin tarkkuuteen. Menettely antaa väärän kuvan laboratorion tarkkuudesta ja pahimmassa tapauksessa tulokset

eivät tule esiin tilastollisessa vertailussa, jos ne olisivat virheelliset. Tätä ei olisi huomattu ilman jokaisen laboratorion tulosten uudelleenlaskemista.

Joidenkin laboratorioden ilmoittamat tulokset ovat voineet olla vertailukokeiden vaatimalla kahden desimaalin tarkkuudella, mutta ovat saattaneet muuttua yhden desimaalin tarkkuudelle raporttipohjaa täytettäessä Excel-ohjelmalla sen pyöristäessä tuloksia. Excel-ohjelma pyöristää tulokset varsinkin niiden päättyessä pilkun jälkeen nolnaan. Tämän huomasi selvästi laboratorion 5 näytteen 1 yksittäistestinäytteen II tuloksesta, joka oli ainoa kyseisen laboratorion yhden desimaalin tarkkuudella ilmoittama tulos.

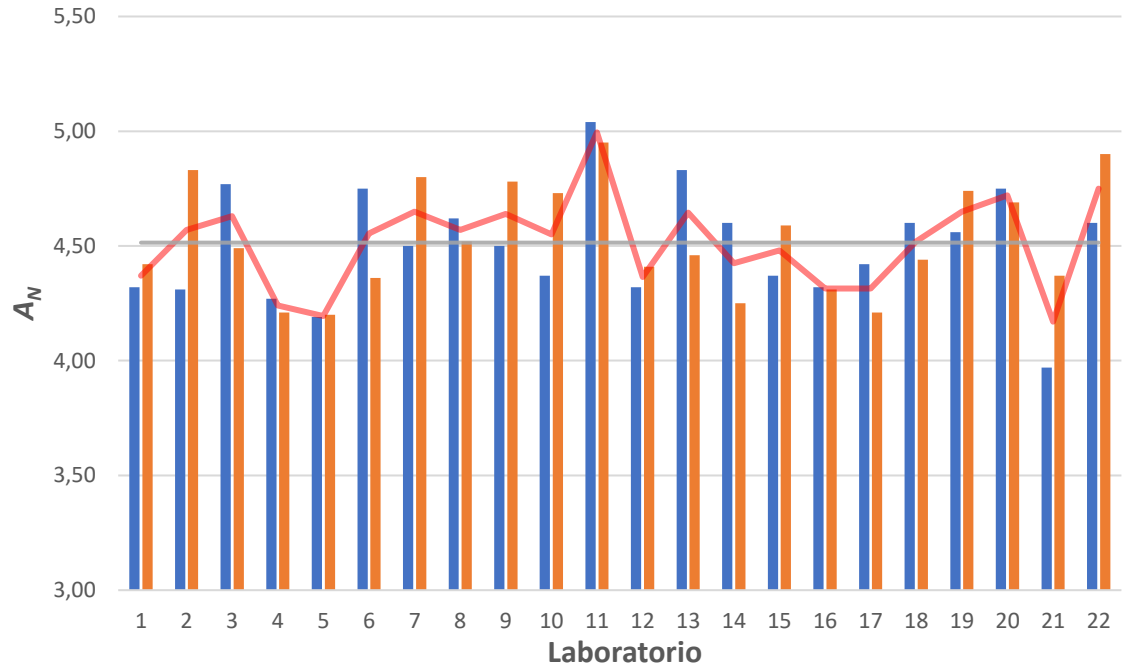
Ennen tilastollista vertailua näytteille laskettiin keskiarvot, keskihajonnat ja vaihteluväli (liitteet 6 & 7). Keskihajonta lasketaan kaavalla (1), esimerkkinä näytteen 1 keskihajonta:

$$\begin{aligned}
 s &= \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2} \\
 &= \sqrt{\frac{1}{22-1} \cdot [(4,37 - 4,51)^2 + (4,57 - 4,51)^2 + \dots + (4,75 - 4,51)^2]} \\
 &= 0,201 \\
 &\approx 0,20 .
 \end{aligned}$$

Näytteistä piirrettiin sen jälkeen kaaviot vertailukokeiden raporttia varten (kuvio 7 & 8). Niistä voitiin myös silmämääräisesti tarkastella, jos laboratorion tulos olisi ollut selvästi virheellinen, milloin tulos oltaisiin voitu poistaa jo ennen tilastollista tarkastelua. Kaavioissa sininen palkki on yksittäistestinäytteen I tulos, oranssi palkki on yksittäistestinäytteen II tulos, punainen viiva on laboratorion sisäinen keskiarvo ja harmaa viiva on koko näytteen keskiarvo.



### NÄYTE 1: KUULAMYLLY SFS-EN 1097-9

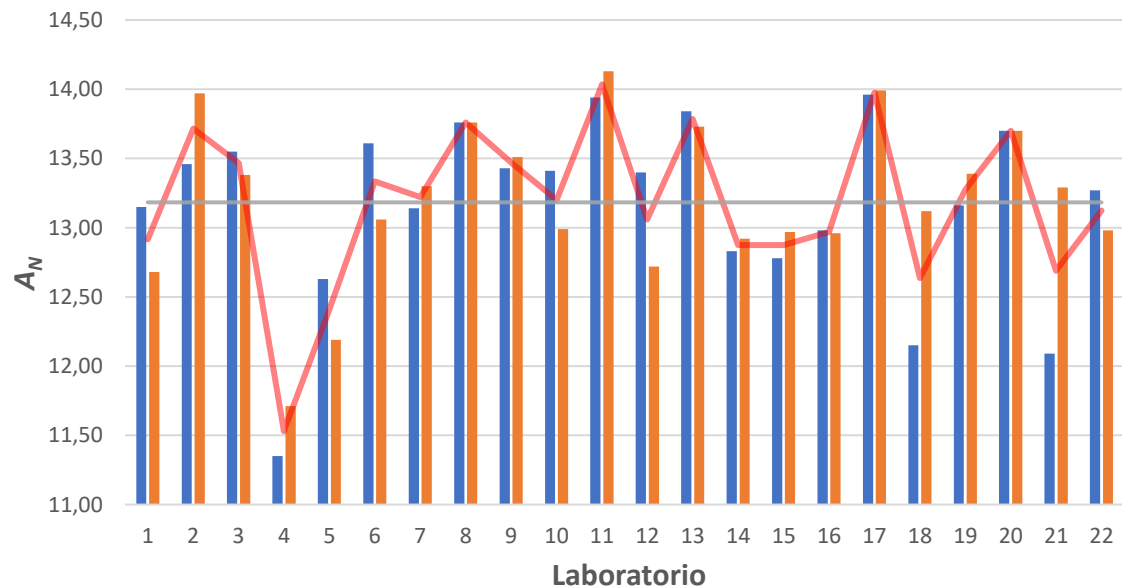


Näyte 1: Keskiarvo 4,51 Keskihajonta 0,20 Vaihteluväli 0,83

KUVIO 7. Näyte 1 kuulamylyarvo

Kuviosta (8) huomattiin laboratorioiden sisäisen keskiarvon olevan lähellä näytteen 1 keskiarvoa. Yksittäistestinäytteet olivat lähellä keskiarvoa tai korkeintaan 0,54 päässä siitä.

### NÄYTE 2: KUULAMYLLY SFS-EN 1097-9



Näyte 2: Keskiarvo 13,18 Keskihajonta 0,57 Vaihteluväli 2,51

KUVIO 7. Näyte 2 kuulamylyarvo

Kuviosta (7) huomattiin yksittäistestinäytteiden eroavan hyvinkin paljon näytteen keskiarvosta, mutta laboratorion sisäinen keskiarvo oli silti pääsääntöisesti hyvä. Ainoastaan laboratorio 4 oli saanut huomattavan pienet arvot kummankin yksittäistestinäytteen tulokseksi. Laboratorion sisäinen vaihtelu oli suurimmaksi osaksi pientä paitsi laboratorioissa 18 ja 21.

Tilastollinen vertailu kuulamylyarvoille suoritettiin Cochranin ja Grubbsin testillä sekä laskemalla sille toistettavuus ja uusittavuus. Toistettavuuden ja uusittavuuden arvoja verrattiin SFS-EN 1097-9 standardista löytyviin arvoihin.

Cochranin testiä varten molemmille näytteille laskettiin jokaiselle laboratoriolle sisäinen keskihajonta (liitteet 6 & 7) kaavalla (2). Tämän jälkeen laskettiin Cochranin testin statistiikka molemmille näytteille (liitteet 6 & 7) kaavalla (3), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned}
 C &= \frac{s_{max}^2}{\sum_{i=1}^p s_i^2} \\
 &= \frac{0,37^2}{0,07^2 + 0,37^2 + \dots + 0,21^2} \\
 &= 0,180 .
 \end{aligned}$$

Cochranin testin statistiikan arvot koottiin taulukkoon (10) ja niitä verrattiin Cochranin testin kriittisiin arvoihin (liite 1). (ISO 5725-2:1994, 21)

TAULUKKO 10. Cochranin testin statistiikka

	Näyte 1	Näyte 2
$C$	0,180	0,324
1 %	0,450	
5 %	0,365	

Cochranin testillä minkään laboratorion sisäinen keskihajonta ei ollut liian suuri. Molempien näytteiden Cochranin testin statistiikka oli hyväksyttävä.

Grubbsin testillä tarkasteltiin laboratorioden sisäisen keskiarvon tuloksia yksittäistestinäytteiden sijasta, koska laboratorioden sisäinen vaihtelu oli vähäistä (ISO 5725-2:1994, 34). Jokaiselle laboratoriolle laskettiin molemmille näytteille sisäinen keskiarvo (liitteet

6 & 7), jonka jälkeen laskettiin Grubbsin testin statistiikka molemmille näytteille tarkastellen yksittäisiä ja kahta ääriarvoa (liitteet 6 & 7) kaavoilla (4, 5, 6 & 10). Näytteille laskettiin erikseen Grubbsin testin statistiikka molemmilla tavoilla vertaillen sekä yksittäisiä ääriarvoja että kahta pienintä tai suurinta ääriarvoa. Grubbsin testin statistiikka suurimmalle havaintoarvolle laskettiin (liitteet 6 & 7) kaavalla (4), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} G_p &= (x_p - \bar{x})/s \\ &= (5,00 - 4,51)/0,201 \\ &= 2,390 . \end{aligned}$$

Grubbsin testin statistiikka pienimmälle havaintoarvolle laskettiin (liitteet 6 & 7) kaavalla (5), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} G_1 &= (\bar{x} - x_1)/s \\ &= (4,51 - 4,17)/0,201 \\ &= 1,714 . \end{aligned}$$

Grubbsin testin statistiikkaa laskettaessa kahdelle suurimmalle tai pienimmälle arvolle tarvitsi ensimmäiseksi laskea otosvarianssi (liitteet 6 & 7) kaavalla (7), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} s_0^2 &= \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2 \\ &= (4,17 - 4,51)^2 + (4,20 - 4,51)^2 + \dots + (5,00 - 4,51)^2 \\ &= 0,849 . \end{aligned}$$

Tämän jälkeen laskettiin keskiarvot erikseen ilman kahta suurinta ja pienintä havaintoarvoa (liitteet 6 & 7) kaavoilla (9 & 12), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} \bar{x}_{p-1,p} &= \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i \\ &= \frac{1}{22-2} \cdot (4,17 + 4,20 + \dots + 4,72) \\ &= 4,479 . \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{x}_{1,2} &= \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i \\ &= \frac{1}{22-2} \cdot (4,24 + 4,32 + \dots + 5,00) \\ &= 4,548.\end{aligned}$$

Keskiarvojen laskemisen jälkeen laskettiin varianssit ilman kahta suurinta ja pienintä havaintoarvoa (liitteet 6 & 7) kaavoilla (8 & 11), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned}s_{p-1,p}^2 &= \sum_{i=1}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{p-1,p})^2 \\ &= (4,17 - 4,479)^2 + (4,20 - 4,479)^2 + \dots + (4,72 - 4,479)^2 \\ &= 0,537.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}s_{1,2}^2 &= \sum_{i=3}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{1,2})^2 \\ &= (4,24 - 4,548)^2 + (4,32 - 4,548)^2 + \dots + (5,00 - 4,548)^2 \\ &= 0,606.\end{aligned}$$

Tämän jälkeen verrattiin saatuja variansseja otosvarianssiin Grubbsin testin statistiikkojen selvittämiseksi ilman kahta suurinta tai pienintä havaintoarvoa (liitteet 6 & 7) kaavoilla (6 & 10), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned}G_{p-1,p} &= s_{p-1,p}^2 / s_0^2 \\ &= 0,537 / 0,849 \\ &= 0,714.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}G_{1,2} &= s_{1,2}^2 / s_0^2 \\ &= 0,606 / 0,849 \\ &= 0,632.\end{aligned}$$

Grubbsin testin statistiikan arvot koottiin taulukkoon (11) ja niitä verrattiin Grubbsin testin kriittisiin arvoihin (liite 2). (ISO 5725-2:1994, 22) Taulukossa (11) näytteiden tulokset

jaoteltiin erikseen, riippuen tarkastellaanko yksittäisiä (Single) vai kahta (Double) ääriarvoa, jotka vuorostaan jaoteltiin pienimmän arvon (Low) ja suurimman arvon (High) mukaan. Kriittiset arvot 1 % ja 5 % ovat samat pienimmälle ja suurimmalle arvolle molemmissa tarkasteluissa. (ISO 5725-2:1994, 22)

TAULUKKO 11. Grubbsin testin statistiikka sisäisistä keskiarvoista

	Single		Double	
	Low	High	Low	High
Näyte 1	1,714	2,390	0,714	0,632
Näyte 2	2,873*	1,490	0,479	0,783
1 %	3,060		0,393	
5 %	2,758		0,471	

Tuloksista huomattiin Grubbsin testin statistiikan olevan tilastollisesti poikkeava (straggler) näytteen 2 pienimmälle sisäisen keskiarvon tulokselle sen ollessa yli 5 % kriittisen arvon, mutta kumminkin alle 1 % kriittisen arvon. Poikkeava tulos merkattiin yhdellä asteriskilla ISO 5725-2:1994 standardin mukaisesti. Näytteen 1 tulokset olivat hyväksyttäviä Grubbsin testin statistiikan arvojen jäädessä yksittäisen ääriarvon tarkastelussa alle 5 % kriittisen arvon ja kahden ääriarvon tarkastelussa niiden olevan yli 5 % kriittisen arvon.

Näytteelle 2 päätettiin suorittaa Grubbsin testi uudestaan poistamalla pienin yksittäistestinäyte, milloin pienin sisäinen keskiarvo nousee 11,53:stä 11,70:ään. Laboratorion 4 yksittäistestinäytteen I tulos 11,35 poistettiin ja laskettiin Grubbsin testin statistiikka uudestaan näytteelle 2 (liite 7). Laboratorion 4 yksittäistestinäytteen I tuloksen poiston jälkeen Grubbsin testin statistiikan arvot olivat hyväksyttäviä (taulukko 12). Grubbsin testin kriittiset arvot eivät muuttuneet yksittäistestinäytteen poiston jälkeen, koska koko laboratoriota ei poistettu tarkastelusta. Näytteen 2 keskiarvo muuttui 13,23, keskihajonta ja vaihteluväli paranivat arvoihin 0,55 sekä 2,42 (liite 7).

TAULUKKO 12. Grubbsin testin statistiikka laboratorion 4 yksittäistestinäyte I tuloksen poiston jälkeen näytteelle 2

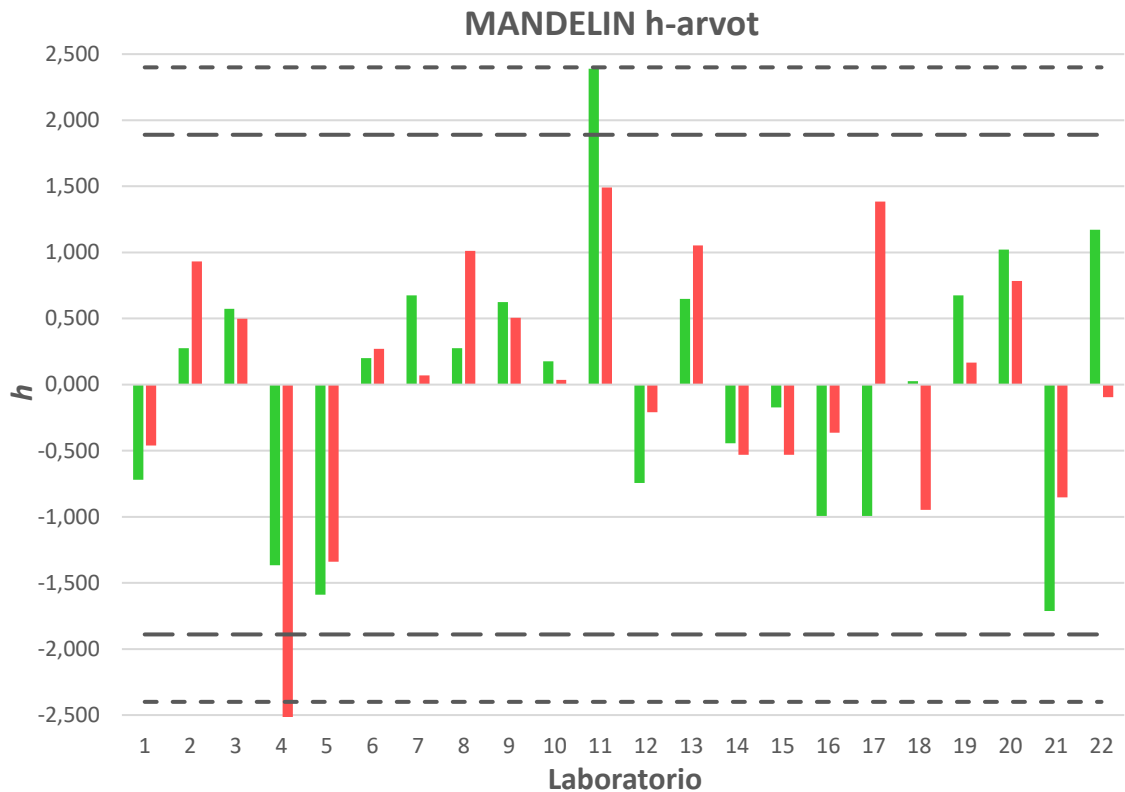
	Single		Double	
	Low	High	Low	High
Näyte 1	1,714	2,390	0,714	0,632
Näyte 2	2,685	1,539	0,522	0,769
1 %	3,060		0,393	
5 %	2,758		0,471	

Laskennallisen tilastollisen tarkastelun jälkeen suoritettiin graafinen tarkastelu Mandelin menetelmällä, jolla etsittiin yhtäläisyyksiä laboratorioiden sisäisistä tuloksista. Yhtäläisyyksillä voitaisiin mahdollisesti selittää laskennallisessa tilastollisessa tarkastelussa löytyviä poikkeavuuksia. Mandelin h- ja k-arvot laskettiin (liitteet 6 & 7) kaavoilla (13 & 14), esimerkkinä h- ja k-arvot laboratoriolle 1 näytteelle 1:

$$\begin{aligned}
 h_i &= \frac{x_i - \bar{x}}{\sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (\bar{x}_i - \bar{x})^2}} \\
 &= \frac{4,37 - 4,51}{\sqrt{\frac{1}{22-1} \cdot [(4,37 - 4,51)^2 + (4,57 - 4,51)^2 + \dots + (4,75 - 4,51)^2]}} \\
 &= -0,413
 \end{aligned}$$

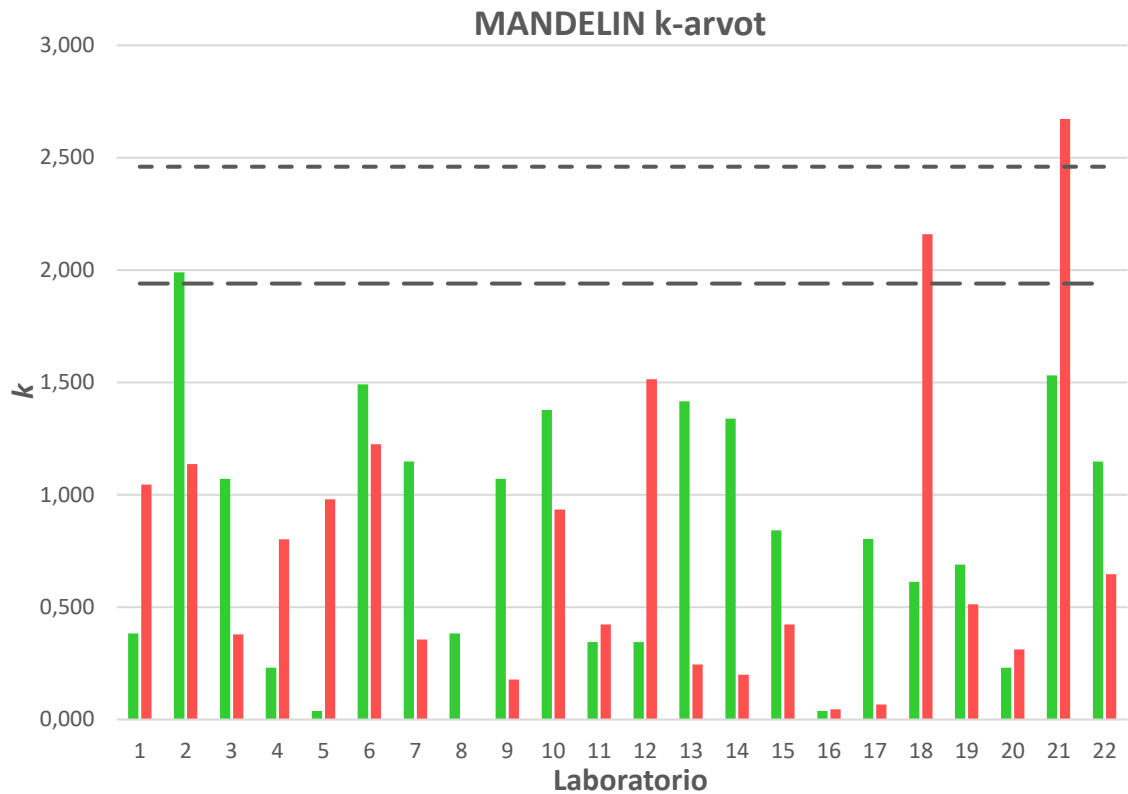
$$\begin{aligned}
 k_i &= \frac{s_i \sqrt{p}}{\sqrt{\sum_{i=1}^p s_i^2}} \\
 &= \frac{0,07 \cdot \sqrt{22}}{\sqrt{0,07^2 + 0,37^2 + \dots + 0,21^2}} \\
 &= 0,383.
 \end{aligned}$$

Mandelin menetelmällä laskettiin sekä h- että k-arvot kaikille laboratoriolle ja niistä piirrettiin kuvaajat (kuvio 8 & 9) kriittisine arvoineen. Kuvaajissa näyte 1 on vihreällä, näyte 2 on punaisella, 5 % kriittinen arvo on pitkä katkoviiva ja 1 % kriittinen arvo on lyhyt katkoviiva.



KUVIO 8. Testitulosten keskiarvon Mandelin h-arvo

Kuviosta (8) huomattiin laboratorion 4 näytteen 2 h-arvon olevan liian matala sen alittessa 1 % kriittisen arvon viivan ja siten näytteen keskiarvon olevan tilastollisesti virheelinen (statistical outlier). Myös laboratorion 11 näytteen 1 h-arvo oli Mandelin menetelmän mukaan liian suuri sen ylittäessä 5 % kriittisen arvon viivan ja siten näytteen keskiarvon olevan tilastollisesti poikkeava (straggler). Kuviosta (8) sen huomattiin jäävän alle 1 % kriittisen arvon, mikä tarkistettiin vertaamalla laskettua h-arvoa laboratorion 11 näytteelle 1 Mandelin menetelmän 1 % kriittiseen arvoon, 2,390 & 2,400 vastaavasti (liite 6). Yhtäläisyyksiä tarkastellessa laboratorioden 4 ja 5 molempien näytteiden tulos oli huomattavasti alle keskiarvon sekä laboratorion 11 molempien näytteiden tulos oli huomattavasti yli keskiarvon. Tästä voitiin arvioida laboratorion menetelmän tai laitteiston aiheuttavan tämän. Laboratorion 17 tulokset näytteille erosivat keskiarvosta eri suuntiin, milloin voitaisiin arvioida laboratorion tarkkuudessa olevan ongelmia. Näytteiden pienestä määrästä johtuen tätä ei voitu kuitenkaan luotettavasti päätellä.



KUVIO 9. Testitulosten keskihajonnan Mandelin k-arvo

Kuviosta (9) huomattiin laboratoriollla 21 olevan liian suuri keskihajonta näytteelle 2 sen k-arvon ylittäessä 1 % kriittisen arvon ja siten sen olevan tilastollisesti virheellinen (statistical outlier). Myös laboratoriossa 2 oli näytteelle 1 ja laboratoriossa 18 näytteelle 2 oli suuri keskihajonta niiden k-arvojen ylittäessä 5 % kriittisen arvon ja siten niiden olevan tilastollisesti poikkeavia (straggler). Laboratorio 21 sai molemmille näytteille huomattavan suuren keskihajonnan, milloin voitaisiin arvioida laboratorion tarkkuudessa olevan ongelmia. Luotettavasti kahdesta näytteestä tätä ei voida päätellä ja määritykset olisi pitänyt tehdä useammasta näytteestä.

Mandelin menetelmän kaaviot voivat aiheuttaa sekaannusta niitä tulkittaessa, koska niissä on laboratorioden keskiarvon ja keskihajonnan h- ja k-arvot. Ne voivat sekoittaa laboratorioden tulosten keskiarvoon ja keskihajontaan. Tämän vuoksi kehitettiin molemmille arvoille kaavat, joilla saadaan laskettua muuntokerroin, jolla saadaan kriittiset arvot muutettua keskiarvoksi ja keskihajonnaksi. Kaavat todettiin toimivaksi, koska jokaisen laboratorion näytteen tulokselle saatiin sama muuntokerroin (liite 8). Muuntokerroimet on laskettava molemmille näytteille erikseen, koska niissä on erilaiset tulokset. Muuntokerroin h-arvolle lasketaan jakamalla jonkin laboratorion keskiarvon ero näytteen keskiarvosta saman laboratorion h-arvolla (kaava 30).



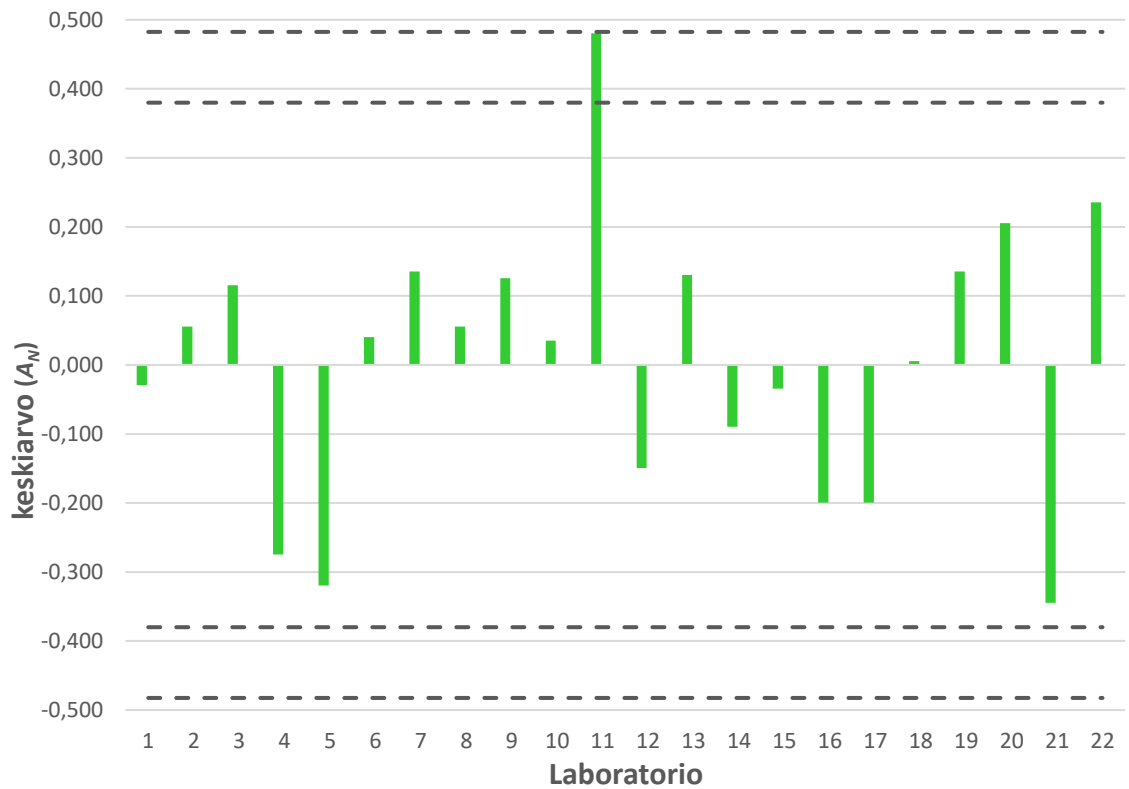
$$V_h = \frac{x_i - \bar{x}}{h_i}, \quad (30)$$

missä  $V_h$  on muuntokerroin h-arvolle,  $x_i$  on laboratorion keskiarvo,  $\bar{x}$  on koko näytteen keskiarvo ja  $h_i$  on laboratorion h-arvo. Tämä voidaan laskea kaikille laboratorioille, millä voidaan varmistaa kaavan toimivuus sen tuloksen ollessa sama kaikilla laboratorioilla. Vaihtoehtoisesti voidaan jättää Mandelin h-arvon laskeminen laboratorioille pois kokonaan ja laskea muuntokerroin suoraan muokkaamalla edellistä kaavaa uudeksi kaavaksi (31).

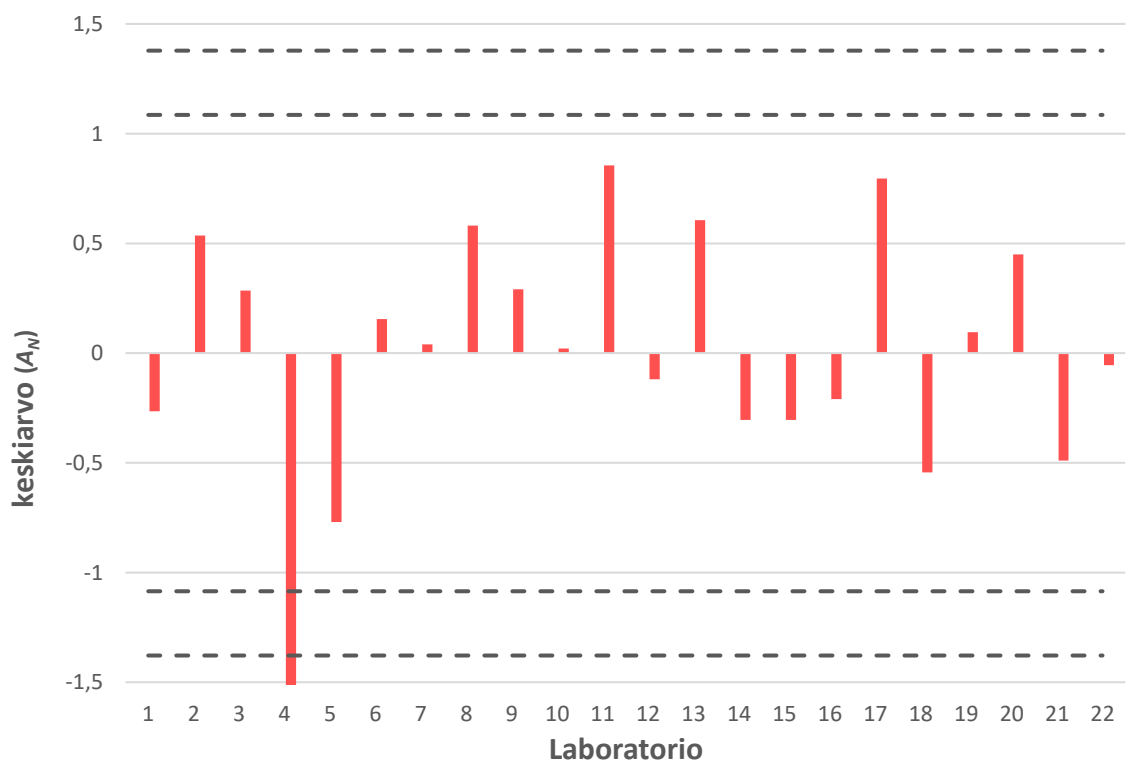
$$\begin{aligned}
 V_h &= \frac{x_i - \bar{x}}{h_i} \\
 h_i &= \frac{x_i - \bar{x}}{\sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2}} \\
 V_h &= \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2} \\
 s &= \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2} \\
 V_h &= s,
 \end{aligned} \quad (31)$$

missä  $V_h$  on muuntokerroin h-arvolle,  $x_i$  on laboratorion keskiarvo,  $\bar{x}$  on koko näytteen keskiarvo,  $h_i$  on laboratorion h-arvo,  $p$  on laboratorioiden lukumäärä ja  $s$  on laboratorioiden välinen tulosten keskiarvojen keskihajonta.

Mandelin menetelmän kriittiset h-arvot kerrotaan muuntoarvolla, milloin ne saadaan muutettua raja-arvoiksi, joiden sisällä laboratorioiden tulosten ero keskiarvosta pitää olla (kuvio 10 & 11). Näytteistä on piirrettävä erilliset kaaviot, koska molemmille näytteille tulee omat kriittiset arvot.



KUVIO 10. Näyte 1 ero keskiarvosta raja-arvoineen



KUVIO 11. Näyte 2 ero keskiarvosta raja-arvoineen

Muuntokerroin  $h$ -arvolle lasketaan jakamalla jonkin laboratorion keskiarvon ero näytteen keskiarvosta saman laboratorion  $h$ -arvolla (kaava 32).

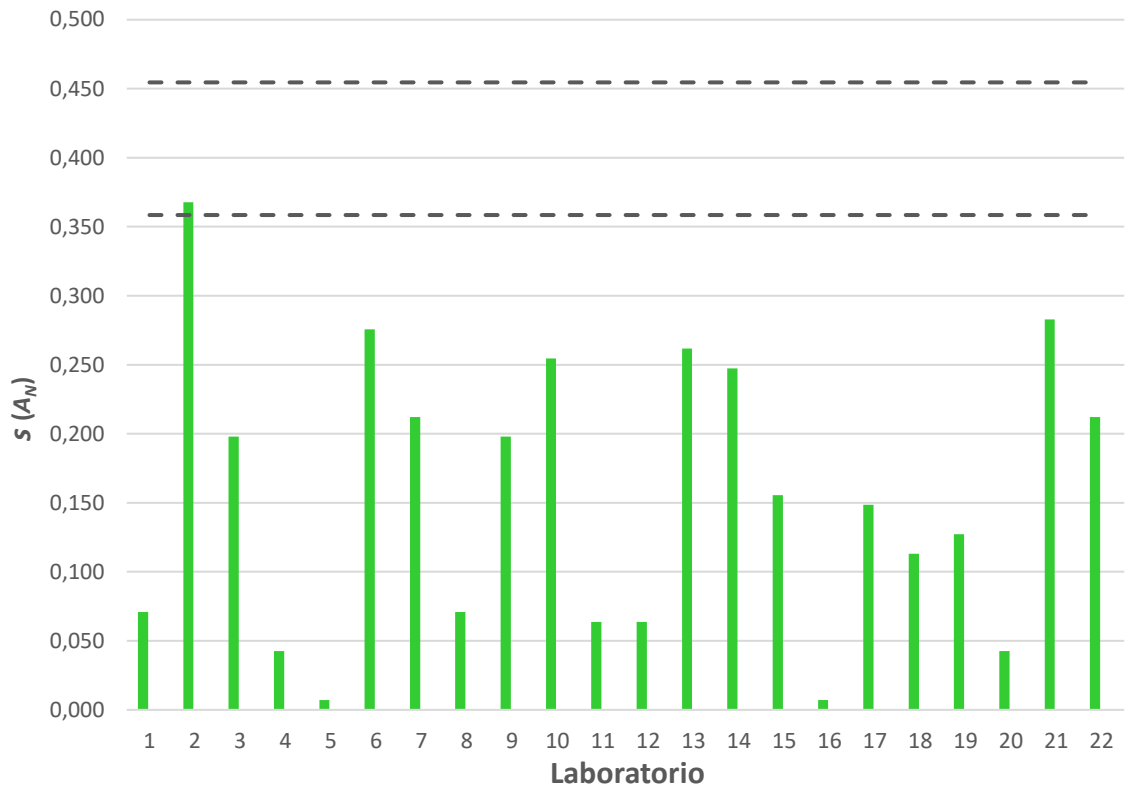
$$V_k = \frac{s_i}{k_i}, \quad (32)$$

missä  $V_k$  on muuntokerroin k-arvolle,  $s_i$  on laboratorion sisäinen keskihajonta ja  $k_i$  on laboratorion k-arvo. Tämä voidaan laskea kaikille laboratorioille, millä voidaan varmistaa kaavan toimivuus sen tuloksen ollessa sama kaikilla laboratorioilla. Vaihtoehtoisesti voidaan jättää Mandelin k-arvon laskeminen laboratorioille pois kokonaan ja laskea muuntokerroin suoraan muokkaamalla edellistä kaavaa uudeksi kaavaksi (33).

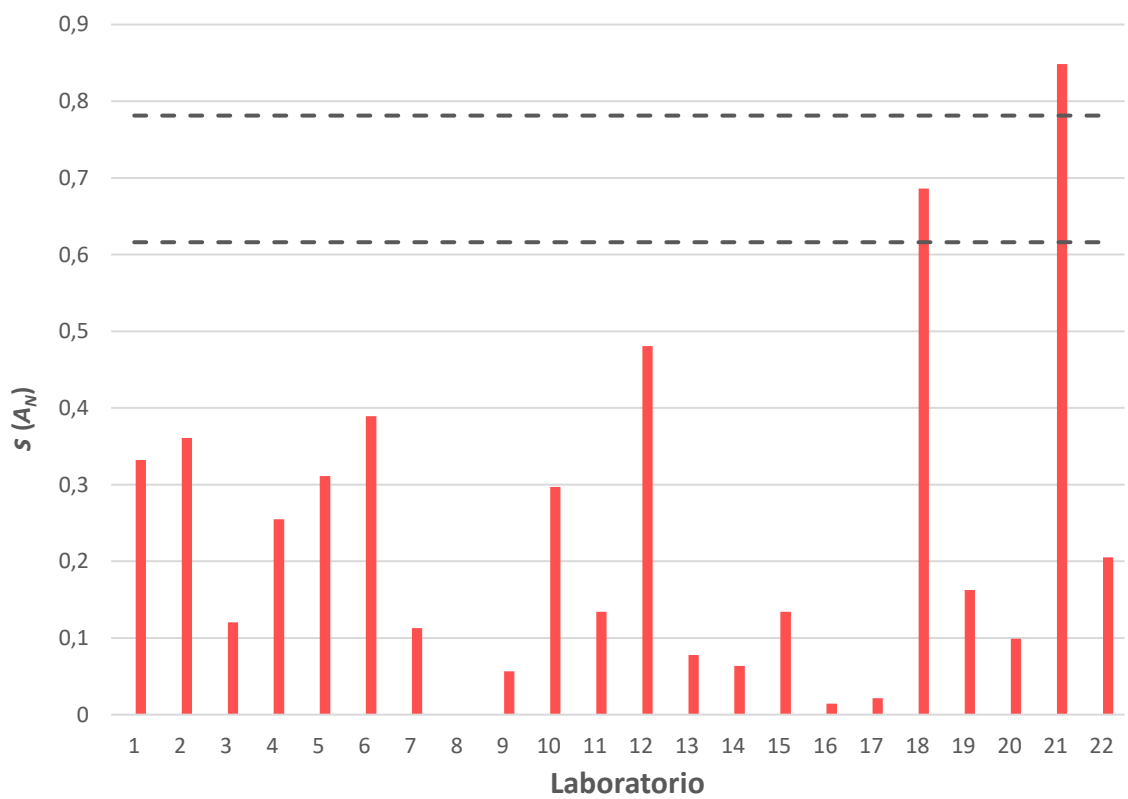
$$\begin{aligned} V_k &= \frac{s_i}{k_i} \\ k_i &= \frac{s_i \sqrt{p}}{\sqrt{\sum_{i=1}^p s_i^2}} \\ V_k &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^p s_i^2}{p}}, \end{aligned} \quad (33)$$

missä  $V_k$  on muuntokerroin k-arvolle,  $s_i$  on laboratorion sisäinen keskihajonta,  $k_i$  on laboratorion k-arvo ja  $p$  on laboratorioden lukumäärä.

Mandelin menetelmän kriittiset k-arvot muutettiin samalla tavalla kuin h-arvot ja niistä piirrettiin kuvaajat (kuvio 12& 13). Näytteistä on piirrettävä erilliset kaaviot, koska molemmille näytteille tulee omat kriittiset arvot.



KUVIO 12. Näyte 1 sisäiset keskihajonnat ja raja-arvot



KUVIO 13. Näyte 2 sisäiset keskihajonnat ja raja-arvot

Maldelin menetelmällä löytyneitä tilastollisesti poikkeavia ja virheellisiä arvoja ei poistettu toistettavuuden ja uusittavuuden laskuista, koska vertailukokeissa on ennen käytetty vain Cochranin ja Grubbsin testiä tilastollisessa tarkastelussa. Mandelin menetelmä suoritettiin vain vertailun vuoksi Cochranin ja Grubbsin testien kanssa.

Grubbsin testin poikkeavien arvojen poistamisen jälkeen kuulamylytestille voitiin laskea toistettavuus ja uusittavuus molemmille näytteille. Toistettavuuden laskemista varten laskettiin ensin toistettavuusvarianssi (liitteet 6 & 7) kaavalla (16), mistä laskettiin toistettavuus kaavalla (15), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} s_r^2 &= \frac{\sum_{i=1}^p (n_i - 1) s_i^2}{\sum_{i=1}^p (n_i - 1)} \\ &= \frac{(2 - 1) \cdot 0,07^2 + (2 - 1) \cdot 0,37^2 + \dots + (2 - 1) \cdot 0,21^2}{(2 - 1) + (2 - 1) + \dots + (2 - 1)} \\ &= 0,0341. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r &= \sqrt{s_r^2} \cdot 2,8 \\ &= \sqrt{0,0341} \cdot 2,8 \\ &= 0,517. \end{aligned}$$

Uusittavuuden määrittämiseksi jouduttiin ensin laskemaan toistomittausten kehitetty keskiarvo kaavalla (22) sekä toistomittausten lukumäärän kehitetty keskiarvo (liitteet 6 & 7) kaavalla (20), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= \frac{\sum_{i=1}^p n_i x_i}{\sum_{i=1}^p n_i} \\ &= \frac{2 \cdot 4,37 + 2 \cdot 4,57 + \dots + 2 \cdot 4,75}{2 + 2 + \dots + 2} \\ &= 4,51. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{n} &= \frac{1}{p - 1} \left[ \sum_{i=1}^p n_i - \frac{\sum_{i=1}^p n_i^2}{\sum_{i=1}^p n_i} \right] \\ &= \frac{1}{22 - 1} \cdot \left[ 2 + 2 + \dots + 2 - \frac{2^2 + 2^2 + \dots + 2^2}{2 + 2 + \dots + 2} \right] \\ &= 2. \end{aligned}$$

Tämän jälkeen laskettiin otosvarianssi kaavalla (21) ja laboratorioiden välinen varianssi (liitteet 6 & 7) kaavalla (19), esimerkkinä näyte 1:

$$\begin{aligned} s_d^2 &= \frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p n_i (x_i - \bar{x})^2 \\ &= \frac{1}{22-1} \cdot [2 \cdot (4,37 - 4,51)^2 + 2 \cdot (4,57 - 4,51)^2 + \dots + 2 \cdot (4,75 - 4,51)^2] \\ &= 0,0808. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} s_L^2 &= \frac{s_d^2 - s_r^2}{\bar{n}} \\ &= \frac{0,0808 - 0,0341}{2} \\ &= 0,0233. \end{aligned}$$

Kaikkien väliarvojen laskemisen jälkeen laskettiin kaavalla (18) uusittavuusvarianssi (liitteet 6 & 7), mistä laskettiin uusittavuus (kaava 17), esimerkkinä uusittavuus näytteelle 1:

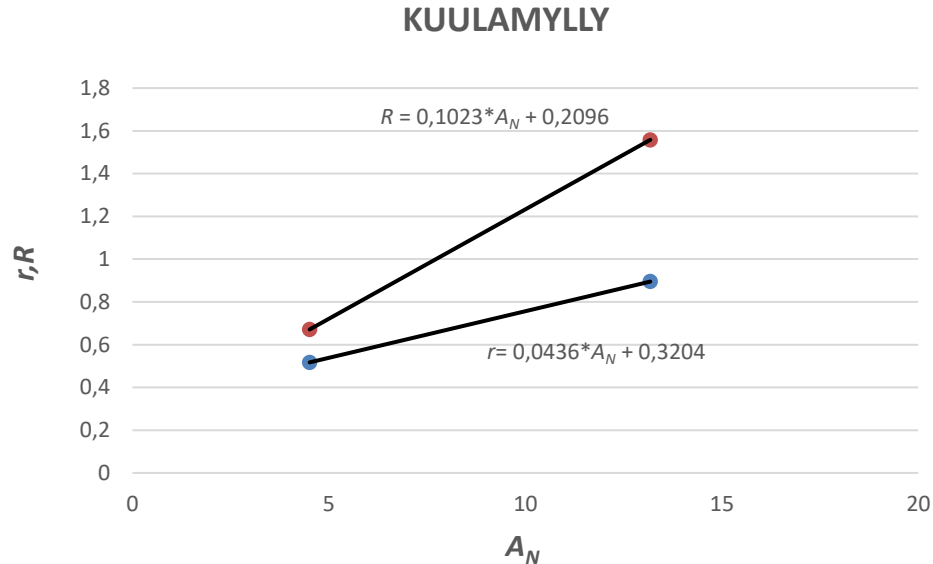
$$\begin{aligned} s_R^2 &= s_r^2 + s_L^2 \\ &= 0,0341 + 0,0233 \\ &= 0,0575. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R &= \sqrt{s_R^2} \cdot 2,8 \\ &= \sqrt{0,0575} \cdot 2,8 \\ &= 0,671. \end{aligned}$$

Toistettavuus ja uusittavuus laskettiin molemmille näytteille (taulukko 13), jonka jälkeen ne sijoitettiin kuvaajaan näytteiden keskiarvon mukaan (kuvio 14). Toistettavuuden havaintoarvojen väliin piirrettiin suuntaviiva, mutta sitä ei johdettu origoon sen leikatessa y-akselin positiivisessa kohdassa. Samoin tehtiin uusittavuuden havaintoarvoille.

TAULUKKO 13. Näytteiden toistettavuus ja uusittavuus

Näyte	$A_N$	$r$	$R$
1	4,51	0,517	0,671
2	13,18	0,895	1,558



KUVIO 14. Kuulamyllyn toistettavuus ja uusittavuus

Kuvaajasta laskettiin Excel-ohjelmalla suuntaviivojen kulmakertoimet ja leikkauspisteet, joista saatiin toistettavuuden kaavaksi  $r = 0,0436 \cdot A_N + 0,3204$  ja uusittavuuden kaavaksi  $R = 0,1023 \cdot A_N + 0,2096$ . Kaavoilla laskettiin toistettavuuden sekä uusittavuuden arvoja välillä 4 – 16 ja verrattiin niitä SFS-EN 1097-9 standardin toistettavuuteen ja uusittavuuteen (taulukko 14). (SFS-EN 1097-9, 10)

TAULUKKO 14. Vertailukokeen ja SFS-EN 1097-9 standardin toistettavuuden ja uusittavuuden vertailu

Kuulamyllyarvo $A_N$	Vertailukoe		SFS-EN 1097-9	
	$r=0,0436 \cdot A_N + 0,3204$	$R=0,1023 \cdot A_N + 0,2096$	$r=0,13 \cdot A_N - 0,17$	$R=0,14 \cdot A_N + 0,27$
4	0,495	0,619	0,350	0,830
4,51	0,517	0,671	0,416	0,901
5	0,538	0,721	0,480	0,970
6	0,582	0,823	0,610	1,110
8	0,669	1,028	0,870	1,390
10	0,756	1,233	1,130	1,670
12	0,844	1,437	1,390	1,950
13,18	0,895	1,558	1,543	2,115
14	0,931	1,642	1,650	2,230
16	1,018	1,846	1,910	2,510

Vertailukokeessa saatiin parempi uusittavuus kuin standardissa ja toistettavuuskin oli parempi kuulamylyarvon 6 jälkeen (tarkka arvo 5,7). Toistettavuuden huonompi arvo pienillä kuulamylyarvoilla johtui standardin toistettavuuden leikkauspisteestä, joka oli negatiivinen ja siten laski standardin toistettavuuden arvoja. Lisäksi standardin laskenta oli tehty tulosvälillä 5 – 16. (SFS-EN 1097-9, 10)

## 5.2 Kiintotiheys

Kiintotiheysmittausten tuloksista laskettiin molempien näytteiden yksittäistestinäytteille kiintotiheys, joiden keskiarvosta saatiin kullekin näytteelle oma kiintotiheys. Kiintotiheyttä ei laskettu tilastollisen vertailun vaatimalla kolmen desimaalin tarkkuudella vaan tulos ilmoitettiin SFS-EN 1097-6 standardin vaatimalla kahden desimaalin tarkkuudella. Näin toimittiin, koska muiden laboratorioiden tulokset olivat samalla tarkkuudella. Lisäksi Grubbsin testi saattaa ilmoittaa virheelliseksi arvoksi liian tarkan arvon, jos se on pyöristystarkkuuden takia pienin tai suurin arvo. Grubbsin testi ei myöskään toimi kunolla liian tarkkoille arvoille. Tulosten laskemista varten kiintotiheyden kaavaa (24) yksinkertaistettiin muotoon (kaava 34), koska MPR-laboratorion vaa'assa oli taarausmahdollisuus, millä saatiin poistettua verkkokorin massa vesipunnituksesta.

$$\begin{aligned}\rho_p &= \rho_w \frac{M_1}{M_1 - (M_2 - M_3)} \\ M_3 &= 0 \\ \rho_p &= \rho_w \frac{M_1}{M_1 - M_2},\end{aligned}\tag{34}$$

missä  $\rho_p$  on kiintotiheys megagrammoina kuutiometriä kohden,  $\rho_w$  on veden tiheys megagrammoina kuutiometriä kohden,  $M_1$  on näytteen kuivapaino grammoina ja  $M_2$  on näytteen upotettu paino grammoina.  $M_3$  on verkkokorin massa, joka voitiin poistaa taa-  
rauksella.

Kaavalla (34) laskettiin yksittäistestinäytteiden kiintotiheydet (liite 5). Veden tilavuus 19 °C on 0,9984 Mg/m<sup>3</sup> (liite 9). (SFS-EN 1097-6, 28) Esimerkkinä näytteen 1 yksittäistestinäyte II kiintotiheys:



$$\begin{aligned}
 \rho_p &= \rho_w \frac{M_1}{M_1 - M_2} \\
 &= 0,9984 \text{ Mg/m}^3 \cdot \frac{1000,30 \text{ g}}{1000,30 \text{ g} - 628,64 \text{ g}} \\
 &= 2,6871 \text{ Mg/m}^3 \\
 &\approx 2,69 \text{ Mg/m}^3 .
 \end{aligned}$$

Tämä toistettiin kaikille yksittäistestinäytteille ja niistä laskettiin näytteiden keskiarvot (taulukko 15). Kiintotiheyden tuloksia käytettiin kuulamylyn yksittäistestinäytteiden osanäytteiden massojen laskemiseen.

TAULUKKO 15. Kiintotiheydet

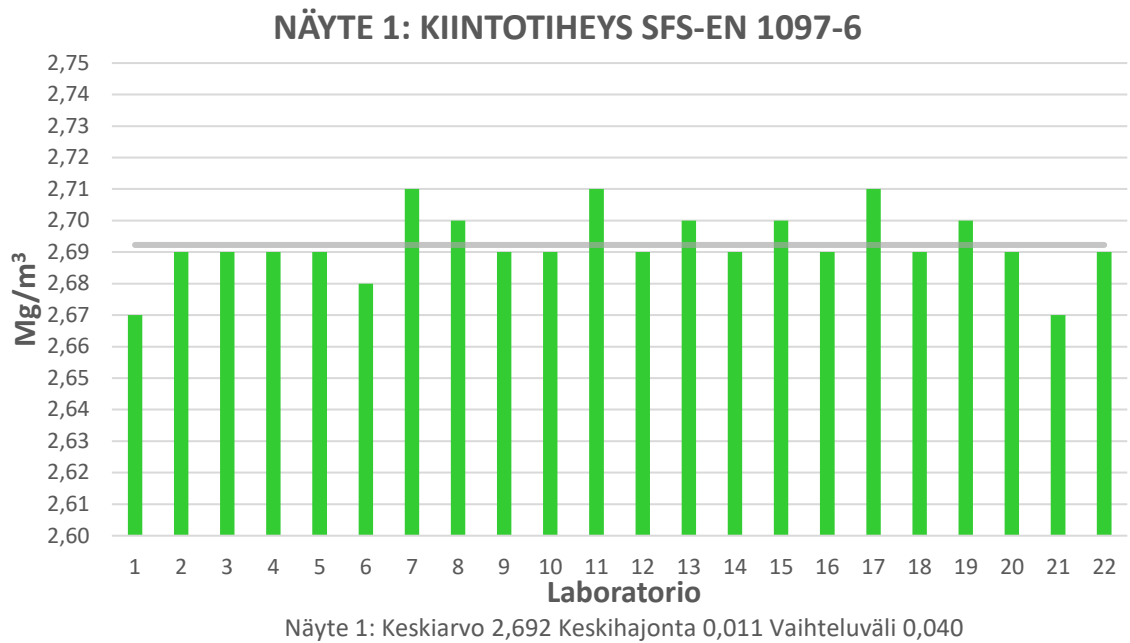
Näyte #	Yksittäistestinäyte #	Kiintotiheys $\rho_p$ (Mg/m <sup>3</sup> )	Keskiarvo $\rho_p$ (Mg/m <sup>3</sup> )
1	I	2,69	2,69
	II	2,69	
2	I	2,92	2,92
	II	2,92	

Kaikkien vertailukokeeseen osallistuneiden laboratorioden kiintotiheyden tulokset (liitteet 10 & 11) koottiin taulukkoon (16) ja niille suoritettiin tilastollinen vertailu. Laboratorioista ei oltu kerätty yksittäistestinäytteiden tuloksia, joten tilastollisen vertailu suoritettiin vain näytteiden tuloksille. Laboratorio 15 kiintotiheyden tulokset oltiin ilmoitettu kolmen desimaalin tarkkuudella näyte 1 tulos 2,695 Mg/m<sup>2</sup> ja näyte 2 tulos 2,927 Mg/m<sup>2</sup>. Ne pyöristettiin kahden desimaalin tarkkuuteen, koska muuten Grubbsin testi olisi voinut ilmoittaa ne virheellisesti vääräksi tulokseksi. Laboratorio 15 näyte 1 tuloksesta ei oltu varmoja oliko viimeinen desimaali jo pyöristetty ylöspäin, milloin se vaikuttaisi virheellisesti kahden desimaalin tarkkuuden pyöristämiseen. Tulos päätettiin pyöristää arvoon 2,70 Mg/m<sup>2</sup>, koska ei tiedetty tulosta neljän desimaalin tarkkuudella ja tulos 2,695 Mg/m<sup>2</sup> pyöristyy ylöspäin.

TAULUKKO 16. Laboratorioiden kiintotiheyksien tulokset

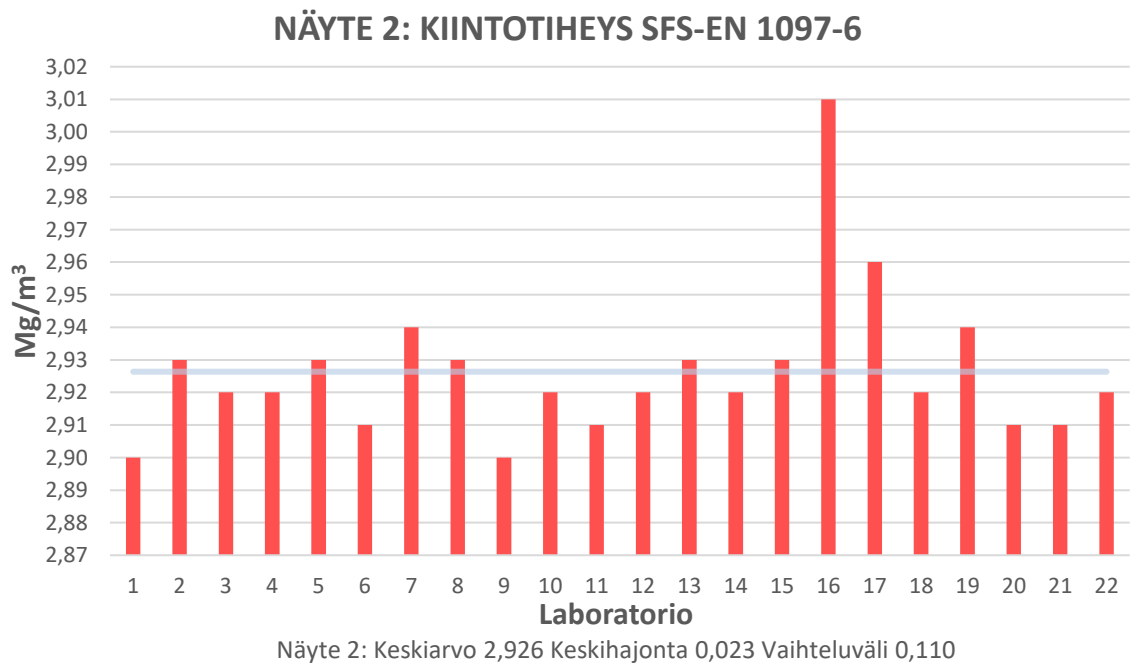
Laboratorio #	Kiintotiheys $\rho_p$	
	Näyte 1 Mg/m <sup>3</sup>	Näyte 2 Mg/m <sup>3</sup>
1	2,67	2,90
2	2,69	2,93
3	2,69	2,92
4	2,69	2,92
5	2,69	2,93
6	2,68	2,91
7	2,71	2,94
8	2,70	2,93
9	2,69	2,90
10	2,69	2,92
11	2,71	2,91
12	2,69	2,92
13	2,70	2,93
14	2,69	2,92
15	2,70	2,93
16	2,69	3,01
17	2,71	2,96
18	2,69	2,92
19	2,70	2,94
20	2,69	2,91
21	2,67	2,91
22	2,69	2,92

Ennen tilastollista vertailua näytteille laskettiin keskiarvot, keskihajonnat ja vaihteluväli (liitteet 10 & 11). Näytteistä piirrettiin sen jälkeen kaaviot vertailukokeiden raporttia varten (kuvio 15 & 16). Niistä voitiin myös silmämääräisesti tarkastella, jos jonkin laboratorion tulos olisi ollut selvästi virheellinen, milloin tulos oltaisiin voitu poistaa jo ennen tilastollista tarkastelua. Kaavioissa palkit ovat laboratorion tulos näytteelle ja harmaa viiva on näytteen keskiarvo.



KUVIO 15. Näyte 1 kiintotiheys

Kuviosta (15) huomattiin laboratorioiden näytteen 1 tulosten olevan lähellä keskiarvoa tai korkeintaan 0,022 Mg/m<sup>3</sup> päässä siitä. Kaikkien tulos katsottiin olevan hyväksyttävä.



KUVIO 16. Näyte 2 kiintotiheys

Kuviosta (16) pääteltiin laboratorio 16 saaneen virheellisen tuloksen. Se erosi huomattavasti keskiarvosta. Se myös aiheutti näytteelle suuren vaihteluvälin. Tulosta ei kumminkaan vielä tässä vaiheessa poistettu, koska se haluttiin varmistaa Grubbsin testillä (liitteet 10 & 11). Grubbsin testin statistiikka on esitetty taulukossa (17).

TAULUKKO 17. Grubbsin testin statistiikka

	Single		Double	
	Low	High	Low	High
Näyte 1	2,089	1,663	0,543	0,710
Näyte 2	1,136	3,604**	0,865	0,221**
1 %		3,060		0,393
5 %		2,758		0,471

Tuloksista huomattiin näytteen 2 Grubbsin testin statistiikan olevan tilastollisesti virheelliset (statistical outlier) suurimmalle ja kahdelle suurimmalle arvolle niiden ollessa yksittäisen ääriarvon tarkastelussa yli 1 % kriittisen arvon ja kahden ääriarvon tarkastelussa alle 1 % kriittisen arvon. Ne merkattiin kahdella asteriksilla ISO 5725-2:1994 standardin mukaisesti. Näyte 1 tulokset olivat hyväksyttäviä Grubbsin testin statistiikan arvojen jäädessä yksittäisen ääriarvon tarkastelussa alle 5 % kriittisen arvon ja kahden ääriarvon tarkastelussa niiden olevan yli 5 % kriittisen arvon.

Näytteelle 2 päätettiin suorittaa Grubbsin testi uudestaan ilman suurinta tulosta ja tarkistaa, saataisiinko sillä myös kahden suurimman Grubbsin testin statistiikka hyväksyttäväksi. Laboratorio 16 tulos  $3,01 \text{ Mg/m}^3$  poistettiin ja laskettiin Grubbsin testin statistiikka uudestaan näytteelle 2 (liite 11). Laboratorio 16 näytteen 2 tuloksen poiston jälkeen Grubbsin testin statistiikan arvot olivat hyväksyttäviä (taulukko 18). Grubbsin testin kriittiset arvot muuttuivat näytteelle 2, koska yksi laboratorio poistettiin. Näytteen 2 keskiarvo muuttui  $2,922 \text{ Mg/m}^3$ , keskihajonta ja vaihteluväli paranivat arvoihin  $0,014 \text{ Mg/m}^3$  sekä  $0,060 \text{ Mg/m}^3$  (liite 11).

TAULUKKO 18. Grubbsin testin statistiikka ilman laboratorion 16 tulosta näytteelle 2

	Single		Double	
	Low	High	Low	High
Näyte 1	2,089	1,663	0,543	0,710
1 %		3,060		0,393
5 %		2,758		0,471
Näyte 2	1,586	2,666	0,722	0,526
1 %		3,031		0,376
5 %		2,733		0,456

### 5.3 Litteysluku

Laboratorioiden litteysluvun tulosten ilmoittamisessa oli eniten ongelmia. Raporttipohjaan ei oltu erikseen pyydetty ilmoittaa litteyslukua vertailukokeiden vaatimalla tarkkuudella ja laboratoriot ilmoittivat tuloksen joko standardin mukaan pyöristäen tasalukuun tai kuulamylyarvolle pyydettyyn kahden desimaalin tarkkuuteen. Muutamassa laboratorioissa oltiin osattu ilman ohjeita ilmoittaa tulos vertailukokeen vaatimalla yhden desimaalin tarkkuudella.

Lisäksi hyvin moni laboratorio ei ollut seurannut litteysluvun standardissa SFS-EN 933-3 käytettyä seulonnan standardia SFS-EN 933-1 ja siten punninnut massaltaan liian pienet näytteet (liitteet 12 & 13) litteysluvun määrittämiseen (taulukko 19). Näytemassan olisi pitänyt olla 4 kg, joka saatiin interpoloimalla kaavalla (23) taulukosta (1). Osalta laboratorioista puuttui myös massa ennen seulontaa, vaikka raporttipohjassa tulosta oltiin pyydetty. Silloin käytettiin lajitteiden massojen summaa (liitteet 12 & 13) määrittämään arvioitu laboratorion näytemassa.

TAULUKKO 19. Laboratorioiden näytemassat ennen seulontaa

Laboratorio #	Massa ennen seulontaa	
	Näyte 1 (g)	Näyte 2 (g)
1	2331**	2279*
2	4455,4	5958
3	1073*	1049,9*
4	(3391,6)*	(3983,2)
5	3058,1*	3169,0*
6	2139*	2199,8*
7	2872*	2852,6*
8	(1924,4)*	(1782,4)*
9	2638*	2595*
10	5568	6861
11	(1959,6)*	(2102,3)*
12	(2192,0)*	(1747,6)*
13	(1996,3)*	(1902,9)*
14	2625,6*	2963,7*
15	2360*	2538*
16	(2662,0)*	(1476,0)*
17	(1279,0)*	(1537,0)*
18	5608	5819
19	(2900,0)*	(1906,4)*
20	2039*	(2211,4)*
21	(2549,6)*	(2783,0)*
22	3007,1*	3009,5*

Taulukossa (19) näytemassat, jotka olivat liian pieniä, on merkitty yhdellä asteriskilla. Laboratorion 1 näytteen 1 massa on merkattu kahdella asteriskilla, koska ilmoitettu näytemassa oli pienempi kuin lajitteiden yhteismassa. Arvioidut näytemassat on merkitty sulkeisiin. Kiviaineksen raekooksi oltiin ilmoitettu 0/16 mm, milloin vähimmäisnäytemassaksi on katsottu 16 mm maksimiraekoon massa 2,6 kg standardin SFS-EN 933-1 mukaan (taulukko 1). Näytteistä löytyi 16/20 mm fraktiota, jolloin näytemassan olisi pitänyt olla 4 kg. Laboratorio 4 näytemassa näytteelle 2 arvioitiin raekokolajitteiden massojen summasta olevan yli 4 kg ennen seulontaa.

Litteysluvun seulonnan tuloksista laskettiin molemmille näytteille litteysluvut (liite 5) kaavalla (28), esimerkkinä litteysluku näytteelle 1:

$$\begin{aligned}
 FI &= (M_2/M_1) \cdot 100 \\
 &= (215,3 \text{ g}/2965,4 \text{ g}) \cdot 100 \\
 &= 7,3
 \end{aligned}$$

Myös kaikkien muiden laboratorioden litteysluvut laskettiin (liitteet 12 & 13) uudestaan tarpeeksi tarkkojen vertailukokeen vaatimien arvojen saamiseksi. Lisäksi näin voitiin tarkastella mahdollisia lasku- tai pyöristysvirheitä (taulukko 20). Laboratorioilla 13 ja 15 oli tuloksissa mukana 20/25 mm raekokolajite, joka siirrettiin hylättyihin massoihin ja niiden litteysluvun tulokset laskettiin ilman kyseistä raekokolajiketta.

TAULUKKO 20. Ilmoitetut ja uudelleen lasketut litteysluvut

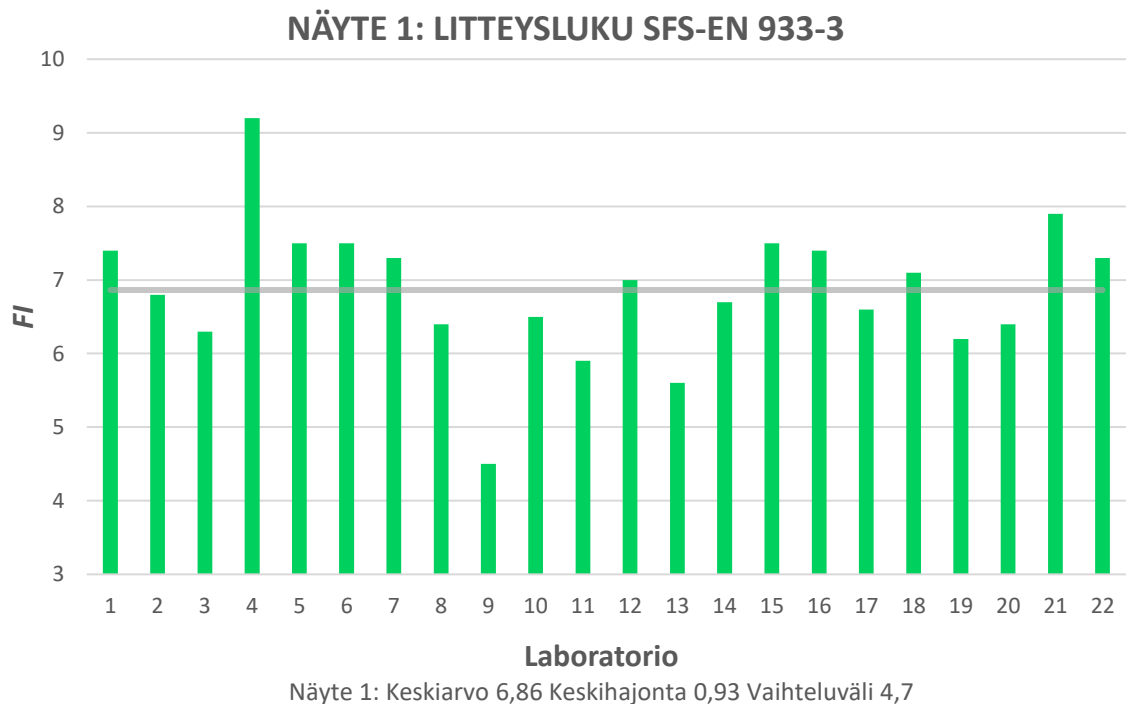
Laboratorio #	Näyte 1		Näyte 2	
	Ilmoitettu <i>FI</i>	Laskettu <i>FI</i>	Ilmoitettu <i>FI</i>	Laskettu <i>FI</i>
1	7	7,4	7	7,4
2	7	6,8	7	6,7
3	6,3	6,3	7,10	7,1
4	9	9,2	7	7,1
5	7	7,5	8	8,1
6	7	7,5	7	6,8
7	7,3	7,3	7,4	7,4
8	6	6,4	5	4,9
9	4,5	4,5	4,4	4,4
10	6	6,5	7	6,9
11	5,91	5,9	7,66	7,7
12	7	7,0	7	7,0
13	6	5,6	5	5,5
14	7	6,7	6	5,8
15	7,45	7,5	6,83	6,8
16	7	7,4	5	5,4
17	7	6,6	7	7,4
18	7,1	7,1	6,7	6,7
19	6,2	6,2	6,8	6,8
20	6,00**	6,4	6,00	6,0
21	7,91	7,9	7,13	7,1
22	7,3	7,3	7,5	7,5

Taulukossa (20) merkattiin tuloksilla kahdella asteriskilla laboratorio 20 näyte 1 litteysluvun tulos. Se oli ilmoitettu kahden desimaalin tarkkuudella, mutta pyöristetty kokonaislukuun. Tällainen menettely antaa väärän kuvan laboratorion tarkkuudesta ja pahimmassa tapauksessa tulokset eivät tule esiin tilastollisessa vertailussa, jos ne olisivat virheelliset. Tätä ei oltaisi huomattu, ellei oltaisi laskettu jokaisen laboratorion tuloksia uusiksi. Muita pyöristysvirheitä ei löytynyt. Näytteelle 1 laboratorioden 5, 6 ja 10 tulos sekä näytteelle 2 laboratorion 13 tulos saattaa näyttää taulukossa (20) olevan virheellisesti pyöristetty, mutta niiden lasketut tulokset pyöristetty ylöspäin. Esimerkiksi tarkka laskettu tulos laboratorion 5 näytteelle 1 on 7,47, joka pyöristyy 7 tai 7,5 riippuen pyöristystarkkuudesta. Muille edellä mainituille laboratorioille oli sama tilanne.

Joidenkin laboratorioden ilmoittamat tulokset ovat saattaneet olla vertailukokeiden vaatimalla yhden desimaalin tarkkuudella, mutta ovat saattaneet muuttua kokonaisluvun tarkkuudelle raporttipohjaa täytettäessä Excel-ohjelmalla sen pyöristäessä tuloksia. Excel-ohjelma pyöristää tulokset varsinkin desimaalien päättyessä nolnaan.

Lisäksi muutama laboratorio oli ilmoittanut tuloksensa kahden desimaalin tarkkuudella. Usein tästä ei ole haittaa ja tulos voidaan pyöristää haluttuun tarkkuuteen. Mutta viimeisen desimaalin ollessa 5, ei voida tietää onko se jo pyöristetty ylöspäin sitä edeltävästä desimaalista, mikä vaikuttaisi seuraavan desimaalin pyöristykseen. Esimerkiksi näytteelle 1 laboratorion 15 tulos 7,45 on voinut olla 7,445 – 7,449 tai 7,450 – 7,454, jotka pyöristyvät yhden desimaalin tarkkuudella eri tuloksiksi.

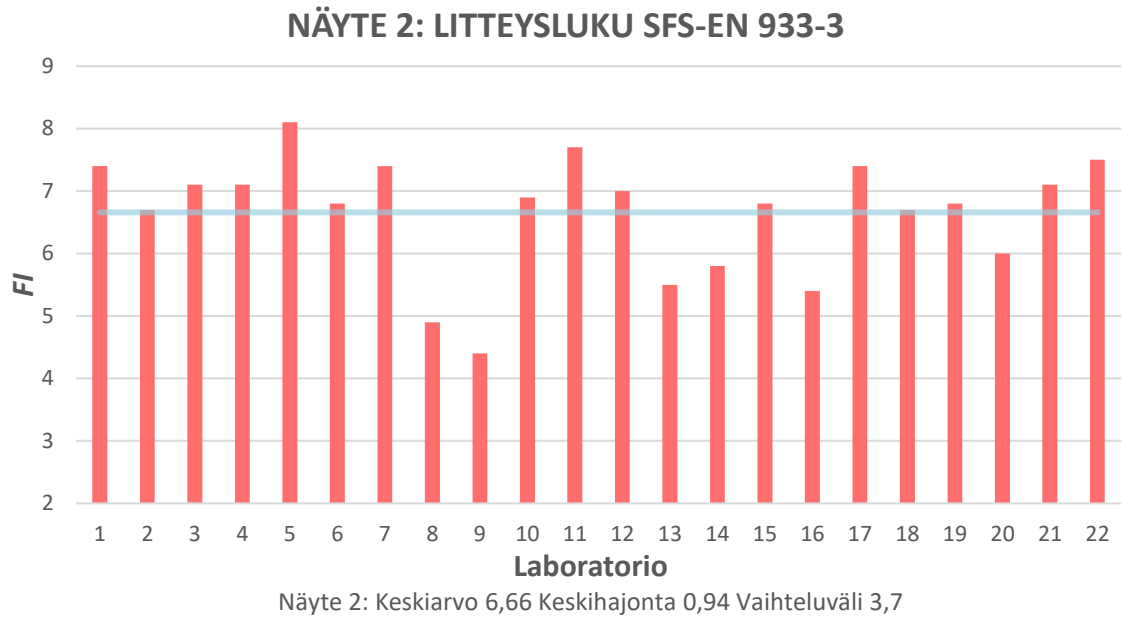
Molemmille näytteille laskettiin keskiarvot, keskihajonnat (kaava 1) ja vaihteluvälit (liitteet 12 & 13). Näytteistä piirrettiin tämän jälkeen kaaviot (kuvio 17 & 18) vertailukokeiden raporttia varten. Niistä voitiin myös silmämääräisesti tarkastella, jos jonkin laboratorion tulos olisi ollut selvästi virheellinen, milloin tulos oltaisiin voitu poistaa jo ennen tilastollista tarkastelua. Kaavioissa palkit ovat laboratorion tulos näytteelle ja harmaa viiva on näytteen keskiarvo.



KUVIO 17. Näyte 1 litteysluku

Kuviosta (17) huomattiin laboratorioden näytteen 1 tulosten olevan pääsääntöisesti lähellä keskiarvoa. Ainoastaan laboratorioden 4 ja 9 tulos oli kaukana keskiarvosta, mutta ne päätettiin silti vielä pitää mukana tarkastelussa. Vaihteluväli oli näytteelle 1 suuri.





KUVIO 18. Näyte 2 litteysluku

Kuviosta (18) huomattiin laboratorioiden näytteen 2 tulosten olevan pääsääntöisesti lähellä keskiarvoa. Ainoastaan laboratorion 9 tulos oli kaukana keskiarvosta, mutta se päätettiin silti vielä pitää mukana tarkastelussa. Vaihteluväli oli suuri myös näytteelle 2.

Tilastollinen vertailu litteysluvulle suoritettiin laskemalla Grubbsin testin statistiikka molemmille näytteille tarkastellen yksittäisiä ja kahta ääriarvoa (liitteet 12 & 13) kaavoilla (4, 5, 6 & 10). Grubbsin testin statistiikan arvot koottiin taulukkoon (21) ja niitä verrattiin Grubbsin testin kriittisiin arvoihin (liite 2). (ISO 5725-2:1994, 22)

TAULUKKO 21. Grubbsin testin statistiikka

	Single		Double	
	Low	High	Low	High
Näyte 1	2,531	2,502	0,572	0,612
Näyte 2	2,398	1,530	0,517	0,814
1 %	3,060		0,393	
5 %	2,758		0,471	

Molempien näytteiden tulokset olivat hyväksyttäviä Grubbsin testin statistiikan arvojen jäädessä yksittäisten ääriarvojen tarkastelussa alle 5 % kriittisen arvon ja kahden ääriarvon tarkastelussa niiden olevan yli 5 % kriittisen arvon. Kaavioista (kuvio 17 & 18) huomattut kaukana keskiarvosta olleet tulokset olivat Grubbsin testillä hyväksyttäviä.

## 6 AIKAISEMMAT VERTAILUKOKEET

Aikaisemmissa vertailukokeissa oltiin tarkasteltu muiden testien lisäksi myös kuulamylyä. Verrattiin aikaisempien vertailukokeiden tuloksia omiin arvoihin ja keskityttiin tarkastelussa uusittavuuden ja toistettavuuden arvoihin. Tarkasteltiin myös, että oliko aikaisemmissa vertailukokeissa löytynyt poikkeamia laboratorioden tuloksissa. Tulokset saatiin PANK-laboratoriotoimikunnan vuosien 2010 ja 2015 vertailukoeraportteista: Vertailukoeraportti 2010 – kiviaineksen testit ja Kiviainesten vertailukokeet 2015.

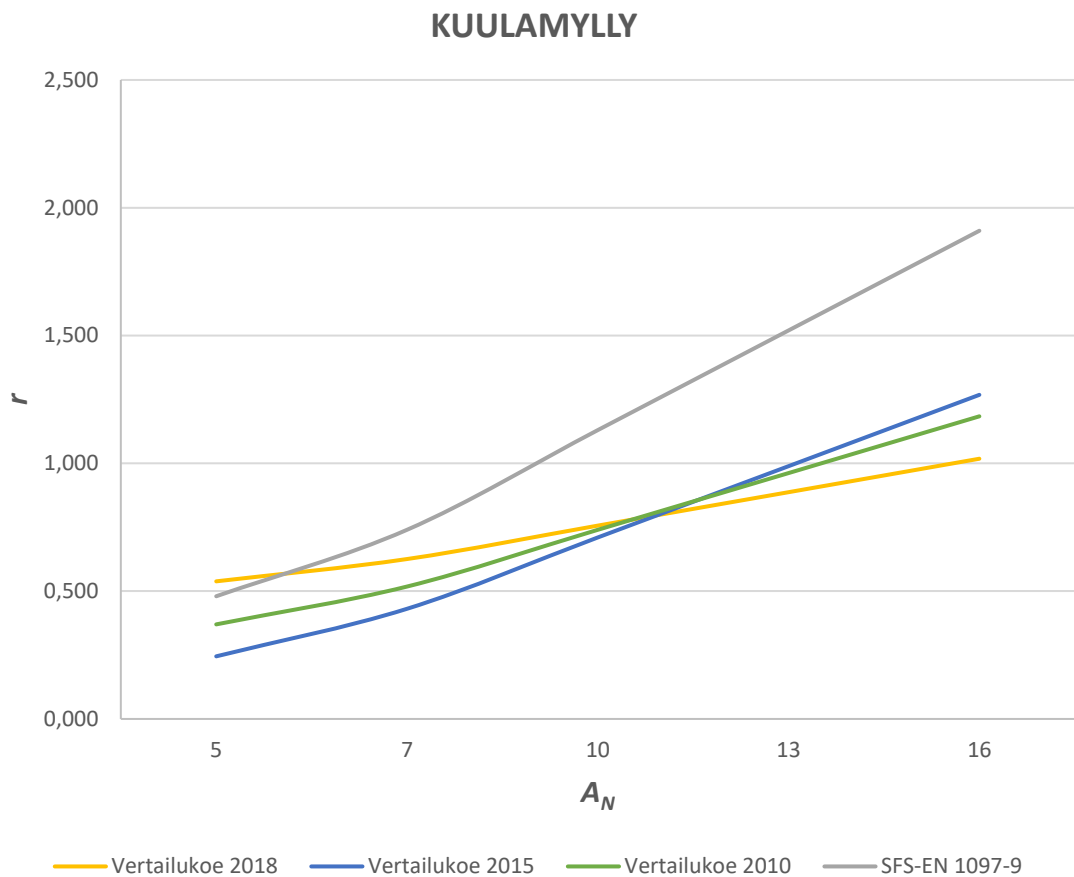
Vuoden 2018 vertailukokeessa Grubbsin testillä ei löytynyt kuin yksi tilastollisesti poikkeava (straggler) tulos, joka poistettiin. Cochranin testillä kaikki tulokset olivat hyväksytyjä. Poikkeavat tulokset poistettiin tilastollisesta tarkastelusta. Vuoden 2010 vertailukokeessa löytyi neljä tilastollisesti poikkeavaa tulosta, jotka pidettiin tilastollisessa tarkastelussa mukana niiden vaikutuksen ollessa pieni toistettavuuteen ja uusittavuuteen (Kuula-Väisänen 2010, 10). Cochranin ja Grubbsin testiä ei suoritettu vuoden 2015 vertailukokeessa tai niitä ei ainakaan raportissa ollut.

Vanhoista vertailukokeista otettiin toistettavuuden ja uusittavuuden kaavat, joita verrattiin opinnäytetyön ja menetelmästandardin kaavoihin laskemalla tuloksia eri kuulamylyarvoille (taulukko 22). Kuulamyly arvot valittiin väliltä 5 – 16, jolle menetelmästandardissa toistettavuus ja uusittavuus oli määritetty vuonna 1994 Pohjoismaissa suoritettun vertailukokeen perusteella. Siihen oli osallistunut 11 laboratoriota, joissa tehtiin kahdeksasta näytteestä jokaisesta kaksi yksittäistestinäytettä. (SFS-EN 1097-9, 10)

TAULUKKO 22. Kuulamylyn toistettavuus ja uusittavuus

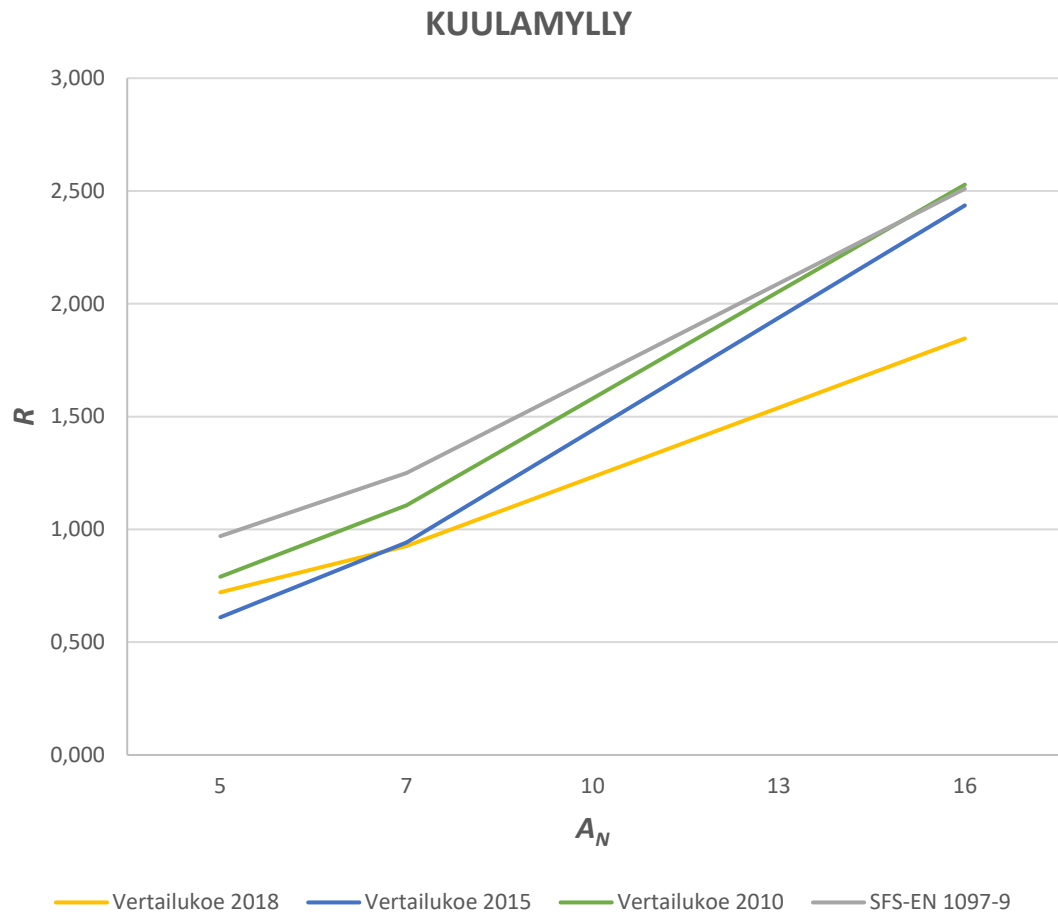
$A_N$	Vertailukoe 2018 $r=0,0436*A_N+0,3204$	Vertailukoe 2015 $r=0,093*A_N-0,22$	Vertailukoe 2010 $r=0,074*A_N$	SFS-EN 1097-9 $r=0,13*A_N-0,17$
5	0,538	0,245	0,370	0,480
7	0,626	0,431	0,518	0,740
10	0,756	0,710	0,740	1,130
13	0,887	0,989	0,962	1,520
16	1,018	1,268	1,184	1,910
$A_N$	$R=0,1023*A_N+0,2096$	$R=0,166*A_N-0,22$	$R=0,158*A_N$	$R=0,14*A_N+0,27$
5	0,721	0,610	0,790	0,970
7	0,926	0,942	1,106	1,250
10	1,233	1,440	1,580	1,670
13	1,540	1,938	2,054	2,090
16	1,846	2,436	2,528	2,510

Taulukosta (22) huomattiin toistettavuuden ja uusittavuuden olevan vertailukokeissa suurimmalta osin parempia kuin menetelmästandardissa. Vertailukokeiden arvot olivat keskenään vertailukelpoiset ollessaan melko lähellä toisiaan. Päätettiin piirtää arvoista vielä kuvaajat toistettavuudesta ja uusittavuudesta selkeyttämään vertailua (kuvio 19 & 20). Kuvaajissa menetelmästandardien arvoja kuvaa harmaa viiva, keltainen viiva on opinnäytetyön vertailukoe, sininen viiva on 2015 vuoden vertailukoe ja vihreä viiva on 2010 vuoden vertailukoe.



KUVIO 19. Vertailukokeiden ja menetelmästandardin toistettavuus

Kuvaajasta (kuvio 19) näkee selkeästi vertailukokeiden toistettavuuden olleen parempi kuin menetelmästandardin. Ainoastaan opinnäytetyön vertailukokeen toistettavuus oli ylitse menetelmästandardin alle kuuden kuulamylyllyarvoilla. Tosin se on niin lähellä menetelmästandardin toistettavuutta, että sen voidaan katsoa olevan sama. Myös vanhempien vertailukokeiden toistettavuus on samaa luokkaa opinnäytetyön kanssa.



KUVIO 20. Vertailukokeiden ja menetmästandardin uusittavuus

Opinnäytetyön uusittavuuden huomattiin kuvaajasta (kuvio 20) olevan suurilla kuulamyllyarvoilla parempi kuin menetmästandardi tai vanhemmat vertailukokeet. Vanhat vertailukokeet ja menetmästandardi olivat keskenään vertailukelpoiset arvojen ollessa lähellä toisiaan.

## 7 POHDINTA

Opinnäytetyön tavoitteena oli tarkastella vertailukokeiden tuloksia tilastollisella vertailulla ja varmistaa laatu vertailukokeisiin osallistuneiden laboratorioden kesken. Lisäksi verrattiin keskenään tilastollisen tarkastelun graafista ja laskennallista menetelmää. Tarkoituksena oli tuoda graafinen Mandelin menetelmä mukaan tilastolliseen tarkasteluun.

Vertaamalla tilastollisen vertailun tuloksia menetelmästandardeihin ja vanhempiin vertailukokeisiin huomattiin vuoden 2018 vertailukokeiden onnistuneen hyvin. Vertailukokeissa löytyi vähemmän virheellisiä tuloksia kuin aikaisemmista vertailukokeista Cochranin ja Grubbsin testillä. Tämä tosin selittyy sillä, että nyt vertailukokeisiin osallistui enemmän laboratorioita kuin aikaisemmin.

Vuoden 2018 vertailukokeessa testien toistettavuus ja uusittavuus olivat vertailukelpoisia menetelmästandardien ja vanhempien vertailukokeiden kanssa. Kuulamyyllyn toistettavuus jäi huonommaksi kuin menetelmästandardissa ja vanhemmissa vertailukokeissa pienillä arvoilla, mutta suurilla arvoilla se oli parempi. Uusittavuus oli menetelmästandardia parempi ja samaa tasoa vanhempien vertailukokeiden kanssa. Näytteiden määrä vaikutti uusittavuuden ja toistettavuuden luotettavuuteen vertailukokeissa. Kahdella näytteellä ei laskettua luotettavaa toistettavuutta tai uusittavuutta ja näytteitä olisi voinut olla enemmän. Tämä huomattiin ongelmaksi varsinkin kiintotiheyden ja litteysluvun kanssa, koska näytteiden tulokset olivat lähellä toisiaan, jolloin ei voitu luotettavasti arvioida uusittavuutta ja toistettavuutta.

Tilastollisessa vertailussa ainoastaan laboratorion 16 näytteen 2 tulos kiintotiheydelle osoittautui Grubbsin testillä tilastollisesti virheelliseksi (statistical outlier) ja laboratorion 4 näytteen 2 yksittäistestinäytteen I tulos kuulamyyllylle osoittautui Grubbsin testillä tilastollisesti poikkeavaksi (straggler). Laboratorion 16 näytteen 2 tulosta kiintotiheydelle ei osattu selittää mittaustulosten puutteen takia. Se on voinut olla inhimillinen- tai lasku- virhe, esimerkiksi on unohdettu poistaa verkkokorin massa kiintotiheyden määrittämisessä. Laboratorion 4 näytteen 2 yksittäistestinäytteen I tulos kuulamyyllylle ei selittänyt suoraan mittaustuloksista. Laboratorion 4 näytteen 2 litteysluku tai kiintotiheys ei ollut mitenkään poikkeava keskiarvosta. Myöskin laboratorion 4 sisäinen keskihajonta oli pieni, joten yksittäistestinäytteet olivat tehty samalla menetelmällä, milloin inhimillinen virhe ei selitä

tuloksen poikkeavuutta. Ainoaksi selitykseksi jää joko laboratorion menetelmässä on virhe tai laboratorion laitteistossa on vikaa. Tosin laboratorio oli onnistunut molemmissa yksittäistestinäytteissä näytteelle 1 saamaan hyväksyttävät kuulamylytulokset. Molempien laboratorioiden virheellisten tulosten selvitys vaatii lisätoimenpiteitä ja laboratorioilta on kysyttävä lisätietoa.

Mandelin menetelmällä löydettiin enemmän tilastollisesti poikkeavia ja virheellisiä tuloksia, mikä selittyy testin eri kriittisistä arvoista verrattuna laskennalliseen menetelmään. Mandelin menetelmällä on tarkoitus etsiä yhtäläisyyksiä laboratorion sisäisistä tuloksista ja arvioida sen avulla mistä laboratorion poikkeavuudet johtuivat. Laboratorio 4 molempien näytteiden h-arvot olivat huomattavasti alhaisempia kuin keskiarvo, joten voidaan arvioida laboratorion menetelmän tai laitteiston aiheuttavan sen. Tätä ei voida varmistaa luotettavasti, koska testinäytteitä oli vain kaksi. Useammalla näytteellä se oltaisiin voitu varmistaa. Mandelin menetelmän lisääminen tilastolliseen tarkasteluun tuo lisäarvoa, koska sen avulla voidaan arvioida mistä poikkeavat tulokset johtuvat. Laskennallinen menetelmä ilmoittaa vain poikkeavat tulokset. Kuulamylyn poikkeavia tuloksia ei voitu seittää tässä vertailukokeessa kiintotiheyden tai litteysluvun avulla, mutta Mandelin menetelmällä kuulamylyn poikkeamat voitiin arvioida.

Vaikka vertailukokeissa ei suurempia virheitä löytynyt, laboratorioilla oli paljon pienempiä virheitä. Eniten virheitä tapahtui tulosten ilmoittamisessa ja vähemmän käytettyjen standardien lukemisessa. Virheet olivat pääsääntöisesti pieniä ja laboratorioiden näytteille voitiin laskea uudet tulokset tilastolliseen tarkasteluun. Tulosten ilmoittamisvirheistä oltaisiin päästy eroon laittamalla raporttipohjaan vielä selkeämmin haluttu tarkkuus sekä ilmoittaa erikseen kiintotiheydelle ja litteysluvulle haluttu tarkkuus. Mandelin menetelmällä voisi jatkossakin analysoida vertailukokeiden tuloksia sen helpottaessa mahdollisten poikkeamien selvitystä. Muita vertailukokeita parantavana ehdotuksena olisi useampi näyte, joilla olisi eri kuulamylyarvot. Tällöin saataisiin paremmin tarkasteltua laboratorioiden sisäistä hajontaa ja Mandelin menetelmällä varmistettua paremmin poikkeavuuksia laboratorion sisällä. Myöskin toistettavuus ja uusittavuus voitaisiin silloin laskea luotettavammin.

## LÄHTEET

ISO 5725-2 1994. Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results. Part 2: Basic method for the determination of repeatability and reproducibility of a standard measurement method. Geneve, Sveitsi: International Organization for Standardization. Luettu 1.6.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

Laaksonen, R. Laukkanen, K. & Alkio, R. 2008. Päällysteen laadun testaus- ja mittausmenetelmien tarkkuus. Vaihe 1: Esiselvitys. Helsinki: Tiehallinto.

Lynch, A. & Rowland, C. 2009. The History of Grinding. Littleton, Colorado, Yhdysvallat: Society for Mining, Metallurgy, and Exploration, Inc.

MIKES. 2005. Metrologian neuvottelukunta. Kemian ja mikrobiologian jaosto. Kemian metrologian opas.

Rantamäki, M., Jääskeäinen, R. & Tammirinne, M. 1979. Geotekniikka. 21. muuttumaton painos. Helsinki: Otatieto Oy.

SFS-EN 932-6 1999. Kiviainesten yleisten ominaisuuksien testaus. Osa 6: Toistettavuuden ja uusittavuuden määritelmät. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS ry. Luettu 11.7.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

SFS-EN 933-1 2012. Kiviainesten geometrinen ominaisuuksien testaus. Osa 1: Rakeisuuden määrittäminen. Seulontamenetelmä. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS ry. Luettu 10.7.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

SFS-EN 933-2 1996. Kiviainesten geometrinen ominaisuuksien testaus. Osa 2: Rakeisuuden määrittäminen. Seulasarjat, aukkojen nimelliskoko. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS ry. Luettu 11.7.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

SFS-EN 933-3 2012. Kiviainesten geometrinen ominaisuuksien testaus. Osa 3: Rae-  
muodon määrittäminen. Litteysluku. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS ry. Luettu 13.7.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

SFS-EN 1097-6 2014. Kiviainesten mekaanisten ja fysikaalisten ominaisuuksien testaus. Osa 6: Kiintotiheyden ja vedenimukyvyn määrittäminen. Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS ry. Luettu 15.7.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

SFS-EN 1097-9 2014. Kiviainesten mekaanisten ja fysikaalisten ominaisuuksien testaus. Osa 9: Nastarengaskulutuskestävyyden määrittäminen. Pohjoismainen testi (kuulamylymenetelmä). Helsinki: Suomen Standardisoimisliitto SFS ry. Luettu 11.7.2018. Vaatii käyttöoikeuden.

Torppa, A. & Räisänen M. 2008. Kiviainesten raekoon, muodon ja geologisten ominaisuuksien vaikutus hiljaisten asfalttien kulumiseen. Geologian Tutkimuskeskus. Luettu. 4.8.2018 [https://nordicenvicon.fi/data/hue446gs/5.%20Kiviainekset\\_ominaisuudet.doc](https://nordicenvicon.fi/data/hue446gs/5.%20Kiviainekset_ominaisuudet.doc)

## LIITTEET

Liite 1. Cochranin testin kriittiset arvot

$p$	$n = 2$		$n = 3$		$n = 4$		$n = 5$		$n = 6$	
	1 %	5 %	1 %	5 %	1 %	5 %	1 %	5 %	1 %	5 %
2	—	—	0,995	0,975	0,979	0,939	0,959	0,906	0,937	0,877
3	0,993	0,967	0,942	0,871	0,883	0,798	0,834	0,746	0,793	0,707
4	0,968	0,906	0,864	0,768	0,781	0,684	0,721	0,629	0,676	0,590
5	0,928	0,841	0,788	0,684	0,696	0,598	0,633	0,544	0,588	0,506
6	0,883	0,781	0,722	0,616	0,626	0,532	0,564	0,480	0,520	0,445
7	0,838	0,727	0,664	0,561	0,568	0,480	0,508	0,431	0,486	0,397
8	0,794	0,680	0,615	0,516	0,521	0,438	0,463	0,391	0,423	0,360
9	0,754	0,638	0,573	0,478	0,481	0,403	0,425	0,350	0,387	0,329
10	0,718	0,602	0,536	0,445	0,447	0,373	0,393	0,331	0,357	0,303
11	0,684	0,570	0,504	0,417	0,418	0,348	0,366	0,308	0,332	0,281
12	0,653	0,541	0,475	0,392	0,392	0,326	0,343	0,288	0,310	0,262
13	0,624	0,515	0,450	0,371	0,369	0,307	0,322	0,271	0,291	0,243
14	0,599	0,492	0,427	0,352	0,349	0,291	0,304	0,255	0,274	0,232
15	0,575	0,471	0,407	0,335	0,332	0,276	0,288	0,242	0,259	0,220
16	0,553	0,452	0,388	0,319	0,316	0,262	0,274	0,230	0,246	0,208
17	0,532	0,434	0,372	0,305	0,301	0,250	0,261	0,219	0,234	0,198
18	0,514	0,418	0,356	0,293	0,288	0,240	0,249	0,209	0,223	0,189
19	0,496	0,403	0,343	0,281	0,276	0,230	0,238	0,200	0,214	0,181
20	0,480	0,389	0,330	0,270	0,265	0,220	0,229	0,192	0,205	0,174
21	0,465	0,377	0,318	0,261	0,255	0,212	0,220	0,185	0,197	0,167
22	0,450	0,365	0,307	0,252	0,246	0,204	0,212	0,178	0,189	0,160
23	0,437	0,354	0,297	0,243	0,238	0,197	0,204	0,172	0,182	0,155
24	0,425	0,343	0,287	0,235	0,230	0,191	0,197	0,166	0,176	0,149
25	0,413	0,334	0,278	0,228	0,222	0,185	0,190	0,160	0,170	0,144
26	0,402	0,325	0,270	0,221	0,215	0,179	0,184	0,155	0,164	0,140
27	0,391	0,316	0,262	0,215	0,209	0,173	0,179	0,150	0,159	0,135
28	0,382	0,308	0,255	0,209	0,202	0,168	0,173	0,146	0,154	0,131
29	0,372	0,300	0,248	0,203	0,196	0,164	0,168	0,142	0,150	0,127
30	0,363	0,293	0,241	0,198	0,191	0,159	0,164	0,138	0,145	0,124
31	0,355	0,286	0,235	0,193	0,186	0,155	0,159	0,134	0,141	0,120
32	0,347	0,280	0,229	0,188	0,181	0,151	0,155	0,131	0,138	0,117
33	0,339	0,273	0,224	0,184	0,177	0,147	0,151	0,127	0,134	0,114
34	0,332	0,267	0,218	0,179	0,172	0,144	0,147	0,124	0,131	0,111
35	0,325	0,262	0,213	0,175	0,168	0,140	0,144	0,121	0,127	0,108
36	0,318	0,256	0,208	0,172	0,165	0,137	0,140	0,118	0,124	0,106
37	0,312	0,251	0,204	0,168	0,161	0,134	0,137	0,116	0,121	0,103
38	0,306	0,246	0,200	0,164	0,157	0,131	0,134	0,113	0,119	0,101
39	0,300	0,242	0,196	0,161	0,154	0,129	0,131	0,111	0,116	0,099
40	0,294	0,237	0,192	0,158	0,151	0,126	0,128	0,108	0,114	0,097

$p$  = number of laboratories at a given level  
 $n$  = number of test results per cell (see 7.3.3.3)



## Liite 2. Grubbsin testin kriittiset arvot

$p$	One largest or one smallest		Two largest or two smallest	
	Upper 1 %	Upper 5 %	Lower 1 %	Lower 5 %
3	1,155	1,155	—	—
4	1,496	1,481	0,000 0	0,000 2
5	1,764	1,715	0,001 8	0,009 0
6	1,973	1,887	0,011 6	0,034 9
7	2,139	2,020	0,030 8	0,070 8
8	2,274	2,126	0,056 3	0,110 1
9	2,387	2,215	0,085 1	0,149 2
10	2,482	2,290	0,115 0	0,186 4
11	2,564	2,355	0,144 8	0,221 3
12	2,636	2,412	0,173 8	0,253 7
13	2,699	2,462	0,201 6	0,283 6
14	2,755	2,507	0,228 0	0,311 2
15	2,806	2,549	0,253 0	0,336 7
16	2,852	2,585	0,276 7	0,360 3
17	2,894	2,620	0,299 0	0,382 2
18	2,932	2,651	0,320 0	0,402 5
19	2,968	2,681	0,339 8	0,421 4
20	3,001	2,709	0,358 5	0,439 1
21	3,031	2,733	0,376 1	0,455 6
22	3,060	2,758	0,392 7	0,471 1
23	3,087	2,781	0,408 5	0,485 7
24	3,112	2,802	0,423 4	0,499 4
25	3,135	2,822	0,437 6	0,512 3
26	3,157	2,841	0,451 0	0,524 5
27	3,178	2,859	0,463 8	0,536 0
28	3,199	2,876	0,475 9	0,547 0
29	3,218	2,893	0,487 5	0,557 4
30	3,236	2,908	0,498 5	0,567 2
31	3,253	2,924	0,509 1	0,576 6
32	3,270	2,938	0,519 2	0,585 6
33	3,286	2,952	0,528 8	0,594 1
34	3,301	2,965	0,538 1	0,602 3
35	3,316	2,979	0,546 9	0,610 1
36	3,330	2,991	0,555 4	0,617 5
37	3,343	3,003	0,563 6	0,624 7
38	3,356	3,014	0,571 4	0,631 6
39	3,369	3,025	0,578 9	0,638 2
40	3,381	3,036	0,586 2	0,644 5

Reproduced, with the permission of the American Statistical Association, from reference [4] in annex C.

$p$  = number of laboratories at a given level

Liite 3. Mandelin testin kriittiset h- ja k-arvot

$p$	$h$	$k$								
		$n$								
		2	3	4	5	6	7	8	9	10
3	1,15	1,71	1,64	1,58	1,53	1,49	1,46	1,43	1,41	1,39
4	1,49	1,91	1,77	1,67	1,60	1,55	1,51	1,48	1,45	1,43
5	1,72	2,05	1,85	1,73	1,65	1,59	1,55	1,51	1,48	1,46
6	1,87	2,14	1,90	1,77	1,68	1,62	1,57	1,53	1,50	1,47
7	1,98	2,20	1,94	1,79	1,70	1,63	1,58	1,54	1,51	1,48
8	2,06	2,25	1,97	1,81	1,71	1,65	1,59	1,55	1,52	1,49
9	2,13	2,29	1,99	1,82	1,73	1,66	1,60	1,56	1,53	1,50
10	2,18	2,32	2,00	1,84	1,74	1,66	1,61	1,57	1,53	1,50
11	2,22	2,34	2,01	1,85	1,74	1,67	1,62	1,57	1,54	1,51
12	2,25	2,36	2,02	1,85	1,75	1,68	1,62	1,58	1,54	1,51
13	2,27	2,38	2,03	1,86	1,76	1,68	1,63	1,58	1,55	1,52
14	2,30	2,39	2,04	1,87	1,76	1,69	1,63	1,58	1,55	1,52
15	2,32	2,41	2,05	1,87	1,76	1,69	1,63	1,59	1,55	1,52
16	2,33	2,42	2,05	1,88	1,77	1,69	1,63	1,59	1,55	1,52
17	2,35	2,44	2,06	1,88	1,77	1,69	1,64	1,59	1,55	1,52
18	2,36	2,44	2,06	1,88	1,77	1,70	1,64	1,59	1,56	1,52
19	2,37	2,44	2,07	1,89	1,78	1,70	1,64	1,59	1,56	1,53
20	2,39	2,45	2,07	1,89	1,78	1,70	1,64	1,60	1,56	1,53
21	2,39	2,46	2,07	1,89	1,78	1,70	1,64	1,60	1,56	1,53
22	2,40	2,46	2,08	1,90	1,78	1,70	1,65	1,60	1,56	1,53
23	2,41	2,47	2,08	1,90	1,78	1,71	1,65	1,60	1,56	1,53
24	2,42	2,47	2,08	1,90	1,79	1,71	1,65	1,60	1,56	1,53
25	2,42	2,47	2,08	1,90	1,79	1,71	1,65	1,60	1,56	1,53
26	2,43	2,48	2,09	1,90	1,79	1,71	1,65	1,60	1,56	1,53
27	2,44	2,48	2,09	1,90	1,79	1,71	1,65	1,60	1,56	1,53
28	2,44	2,49	2,09	1,91	1,79	1,71	1,65	1,60	1,57	1,53
29	2,45	2,49	2,09	1,91	1,79	1,71	1,65	1,60	1,57	1,53
30	2,45	2,49	2,10	1,91	1,79	1,71	1,65	1,61	1,57	1,53

$p$  = number of laboratories at a given level

$n$  = number of replicates within each laboratory at that level

NOTE — Supplied by Dr. J. Mandel and published with his permission.

## Liite 4. Raportointipohja

## Vertailukokeet 2018

KUULAMYLLY SFS-EN 1097-9  
HUOM. Tehdään 2 yksittäistestiä

Laboratorion numero:

	Näyte:1		Näyte:2	
	I	II	I	II
Testinäyte (g)				
> 2 mm (g)				
A <sub>N</sub>				

Näyte:1		Näyte:2	
Kiintotiheys, verkkokori		Kiintotiheys, verkkokori	
Tulos		Tulos	

Kuulamyllyn ja kiintotiheyden tulokset kahden desimaalin tarkkuudella

## LITTEYSLUKU SFS-EN 933-3

## Näyte:1

Koko näytteen massa ennen seulontaa (g):

Raekokolajite (mm)	Lajitteen massa (g)	Välppäseula	Välppäseulan läpäissyt massa (g)	Litteysluku
16/20		10		
12,5 / 16		8		
10 / 12,5		6,3		
8 / 10		5		
6,3 / 8		4		
5/6,3		3,15		
4/5		2,5		
Koko näytteen FI				

## Näyte:2

Koko näytteen massa ennen seulontaa (g):

Raekokolajite (mm)	Lajitteen massa (g)	Välppäseula	Välppäseulan läpäissyt massa (g)	Litteysluku
16/20		10		
12,5 / 16		8		
10 / 12,5		6,3		
8 / 10		5		
6,3 / 8		4		
5/6,3		3,15		
4/5		2,5		
Koko näytteen FI				

Kuvat km-näytteistä otetaan ennen ja jälkeen testien. Kuvauksen ajaksi näytteet laitetaan valkoisen paperin päällä ja paperiin merkitään näytteen numero (1/1, 1/2, 2/1 ja 2/2)

## Liite 5. Omien tulosten laskut

## Ominaispainosta johtuva korjaus

	$\rho_p$	$m_1(11,2 - 14) \text{ g} = \frac{650 \cdot \rho_p}{2,65}$	$m_2(14 - 16) \text{ g} = \frac{350 \cdot \rho_p}{2,65}$
	(Mg/m <sup>3</sup> )	(g)	(g)
Näyte 1	2,69	659,81	355,28
Näyte 2	2,92	716,22	385,66

## Seulonnan hyväksyttävyyys

	$M_0$	$M_1$	$M_{<4 \text{ mm}}$	$M_{\text{hylätty}}$	$\Delta M = \frac{M_0 - (M_1 + M_{<4 \text{ mm}} + M_{\text{hylätty}})}{M_0} \cdot 100 \%$
	(g)	(g)	(g)	(g)	%
Näyte 1	3007,1	2965,4	12,0	26,7	0,1
Näyte 2	3009,5	2994,9	13,2	0	0,05

## Kuulamyllyarvo

		$M_1$	$M_2$	$A_N = \frac{100 \cdot (M_1 - M_2)}{M_1}$
		(g)	(g)	
Näyte 1	I	1015,36	968,63	4,60
	II	1014,83	965,06	4,90
Näyte 2	I	1101,76	955,57	13,27
	II	1101,41	958,42	12,98

## Kiintotiheys

		$\rho_w$	$M_1$	$M_2$	$\rho_p = \rho_w \frac{M_1}{M_1 - M_2}$	Keskiarvo
		(Mg/m <sup>3</sup> )	(g)	(g)	(Mg/m <sup>3</sup> )	(Mg/m <sup>3</sup> )
Näyte 1	I	0,9984	1000,30	628,64	2,687	2,69
	II		1000,16	628,69	2,688	
Näyte 2	I	0,9984	1000,66	658,61	2,921	2,92
	II		1000,69	658,60	2,921	

## Litteysluku

	$M_1$	$M_2$	$FI = (M_2/M_1) \cdot 100$
	(g)	(g)	
Näyte 1	2965,4	215,3	7,3
Näyte 2	2994,9	223,6	7,5

Liite 6. Näyte 1 kuulamylyn tulokset ja laskut

NÄYTE 1: KUULAMYLLY SFS-EN 1097-9

Lab	Yksittäistestinäyte I		Yksittäistestinäyte II		Yksittäistestinäyte		Keskiarvo	Vaihteluväli	Keskihajonta	Mandelin h-arvo	Mandelin k-arvo		
	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	A <sub>N</sub>	M <sub>2</sub>	A <sub>N</sub>	M <sub>2</sub>						I	II
1	1003,8	960,4	4,32	4,32	1003,9	959,5	4,42	4,42	4,32	4,83	0,07	0,10	0,383
2	1012,6	969,0	4,31	4,31	1012,0	963,1	4,83	4,83	4,31	4,83	0,37	0,52	1,990
3	1012,3	964	4,77	4,77	1008,9	963,6	4,49	4,49	4,77	4,49	0,20	0,28	1,071
4	1014,5	971,2	4,3	4,27	1013,6	970,9	4,2	4,21	4,27	4,21	0,04	0,06	0,230
5	1015,9	973,3	4,19	4,19	1016,7	974,0	4,2	4,20	4,19	4,20	0,01	0,01	0,038
6	1008,8	960,9	4,75	4,75	1008,8	964,8	4,36	4,36	4,75	4,36	0,27	0,39	1,492
7	1017,4	971,6	4,50	4,50	1017,0	968,2	4,80	4,80	4,50	4,50	0,21	0,21	1,148
8	1018	971	4,6	4,62	1018	972	4,5	4,52	4,62	4,52	0,07	0,10	0,383
9	1010,8	965,3	4,5	4,50	1011,4	963,1	4,8	4,78	4,50	4,78	0,19	0,28	1,071
10	1011,7	967,5	4,4	4,37	1012,1	964,2	4,7	4,73	4,37	4,73	0,26	0,36	1,378
11	1000,10	949,70	5,1	5,04	1000,00	950,5	5	4,95	5,04	4,95	0,06	0,09	0,344
12	1011,5	967,8	4,3	4,32	1011,7	967,1	4,4	4,41	4,32	4,41	0,06	0,09	0,344
13	1019,1	969,9	4,83	4,83	1018,8	973,4	4,46	4,46	4,83	4,46	0,26	0,37	1,416
14	1016,8	970,0	4,6	4,60	1017,3	974,1	4,2	4,25	4,60	4,25	0,25	0,35	1,339
15	1014,0	969,7	4,37	4,37	1014,1	967,6	4,59	4,59	4,37	4,59	0,22	0,22	0,842
16	1011,1	967,4	4,32	4,32	1011,1	967,5	4,31	4,31	4,32	4,31	0,01	0,01	0,038
17	1018,8	973,8	4,42	4,42	1018,4	975,5	4,21	4,21	4,42	4,21	0,15	0,21	0,804
18	1012,4	965,8	4,60	4,60	1011,7	966,8	4,44	4,44	4,60	4,44	0,11	0,16	0,612
19	1013,4	967,2	4,6	4,56	1013,3	965,3	4,7	4,74	4,56	4,74	0,13	0,18	0,689
20	1010,94	962,91	4,8	4,75	1011,03	963,63	4,7	4,69	4,75	4,69	0,04	0,06	0,230
21	1003,6	963,8	4,00	3,97	1004,7	960,8	4,40	4,37	3,97	4,37	0,40	0,40	1,531
22	1015,36	968,63	4,60	4,60	1014,83	965,06	4,90	4,90	4,60	4,90	0,22	0,30	1,148

Statistiikka	Cochranin testi	Laboratoriodien väliset		Toistettavuus ja uusittavuus	
		Keskiarvo	$\bar{x} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p x_i$	Keskiarvo	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^p (n_i - 1) \bar{x}_i^2}{\sum_{i=1}^p (n_i - 1)}$
0,180	$c = \frac{s_{\max}^2}{\sum_{i=1}^p s_i^2}$	4,51	$s = \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2}$	0,0341	$s^* = \sqrt{s^2 + \frac{R^2}{p}}$
0,20	Keskihajonta	0,20	$w = x_p - x_1$	0,517	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^p n_i \bar{x}_i}{\sum_{i=1}^p n_i}$
0,83	Vaihteluväli	0,83	$w = x_p - x_1$	4,51	$\bar{x} = \frac{1}{p-1} \left[ \sum_{i=1}^p n_i - \frac{\sum_{i=1}^p (n_i^2)}{\sum_{i=1}^p n_i} \right]$
				2	$s_{ij}^2 = \frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p n_i (x_i - \bar{x})^2$
				0,0808	$s_{ij}^2 = \frac{s_{ij}^2}{n}$
				0,0233	$s_{ij}^2 = s_{ij}^2 + s_{ij}^2$
				0,0575	$R = \sqrt{\frac{s_{ij}^2}{p} + 2s}$
				0,671	

Statistiikka	Grubbin testi
suurimmalle	$g_p = (x_p - \bar{x})/s$
Statistiikka	$g_1 = (\bar{x} - x_1)/s$
pienimmälle	$g_1^* = \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2$
Otosvarianssi	$s_{p-1,p}^2 = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i$
Keskiarvo	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i$
ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i$
Keskiarvo ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$
ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$

Liite 7. Näyte 2 kuulamylyn tulokset ja laskut

NÄYTE 2: KUULAMYLLY SFS-EN 1097-9

Lab	Yksittäistestinäyte I		Yksittäistestinäyte II		Laskettu $A_N = \frac{100 \cdot (M_1 - M_2)}{M_1}$	Laskettu $A_N = \frac{100 \cdot (M_1 - M_2)}{M_1}$	Yht	Yht	Keskiarvo $x_i = \frac{\sum_{j=1}^p y_{ij}}{p}$	Vaihteluväli $w_i = \frac{b_i - y_{il}}{2}$	Keskihajonta $s_i = \frac{b_i - y_{il}}{\sqrt{p-1}}$	Mandelin h-arvo $h_i = \frac{1}{\sqrt{p-1}} \frac{s_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^p (s_i - \bar{s})^2}}$	Mandelin k-arvo $k_i = \frac{s_i \sqrt{p}}{\sqrt{\sum_{i=1}^p s_i^2}}$	Grubbsin testi $G_p = (x_p - \bar{x})/s$	1.	2.
	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	A <sub>N</sub>	M <sub>1</sub>												
1	1090,4	947	13,15	13,15	1090,4	952,1	12,68	13,15	12,68	0,47	0,33	-0,461	1,046	1,490	1,539	
2	1102,6	954,2	13,5	13,5	1101,9	948	13,95	13,97	13,97	0,51	0,36	0,932	1,136	2,873	2,685	
3	1095,4	947	13,55	13,55	1095,4	948,8	13,38	13,38	13,38	0,17	0,12	0,497	0,379	6,925	6,362	
4	1103,5	978,2	11,4	11,4	1104,1	974,8	11,7	11,71	11,71	0,36	0,26	-2,873	0,802	13,097	13,106	
5	1103,4	964	12,63	12,63	1104,2	969,6	12,2	12,19	12,63	0,44	0,31	-1,340	0,980	5,424	4,891	
6	1097,8	948,4	13,61	13,61	1097,2	953,9	13,06	13,06	13,06	0,55	0,39	0,271	1,225	0,783	0,769	
7	1104,8	959,6	13,14	13,14	1104,5	957,6	13,30	13,14	13,30	0,16	0,11	0,070	0,356	0,479	0,522	
8	1105	953	13,8	13,8	1105	953	13,76	13,76	13,76	0,00	0,00	0,000	0,000	13,301	13,301	
9	1091,8	945,2	13,4	13,4	1092	944,5	13,5	13,43	13,51	0,08	0,05	0,178	0,178	3,319	3,319	
10	1096,6	949,6	13,4	13,4	1096,4	954	13,0	12,99	13,41	0,42	0,30	0,036	0,935	0,783	0,769	
11	1001,0	861,50	14,0	14,0	1000,50	859,1	14	14,13	13,94	0,19	0,14	1,490	0,423	0,479	0,522	
12	1098,7	951,5	13,4	13,4	1098,3	958,6	12,7	12,72	13,40	0,68	0,48	-2,008	1,514	0,783	0,769	
13	1105,6	952,6	13,84	13,84	1105,6	953,8	13,73	13,84	13,73	0,11	0,08	1,054	0,245	0,783	0,769	
14	1102,8	961,3	12,8	12,8	1102,6	960,1	12,9	12,92	12,83	0,09	0,07	-0,530	0,200	0,783	0,769	
15	1100,2	959,6	12,78	12,78	1100,6	957,9	12,97	12,97	12,97	0,19	0,13	-0,530	0,423	0,783	0,769	
16	1131,8	984,9	12,98	12,98	1131,6	984,9	12,96	12,98	12,96	0,02	0,01	-0,365	0,045	0,783	0,769	
17	1112,4	957,1	13,96	13,96	1112,7	957	13,99	13,96	13,99	0,03	0,02	1,385	0,067	0,783	0,769	
18	1100,6	966,9	12,15	12,15	1099,8	955,5	13,12	12,15	13,12	0,97	0,69	-0,948	2,160	0,783	0,769	
19	1104	958,7	13,2	13,2	1104,1	956,3	13,4	13,16	13,39	0,23	0,16	0,166	0,512	0,783	0,769	
20	1093,52	943,69	13,7	13,7	1093,45	945,22	13,6	13,56	13,70	0,14	0,10	0,784	0,312	0,783	0,769	
21	1093,8	961,6	12,1	12,1	1093,7	948,4	13,3	13,29	12,09	1,20	0,85	-0,853	2,672	0,783	0,769	
22	1101,76	955,57	13,27	13,27	1101,41	958,42	12,98	13,27	12,98	0,29	0,20	-0,095	0,646	0,783	0,769	

Cochranin testi		Laboratorioiden väliset		Toistettavuus ja uusittavuus	
Statistilika	$C = \frac{s_{\max}^2}{\sum_{i=1}^p s_i^2}$	Keskiarvo	$\bar{x} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p x_i$	Toistettavuus- varianssi	$s_{\bar{x}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^p (s_i - \bar{s})^2}{p-1}$
	0,324	Keskihajonta	$s = \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2}$	Kehitetty keskiarvo	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^p x_i}{p}$
		Vaihteluväli	$w = x_p - x_1$	Toistomittauksen kehitetty keskiarvo	$\bar{x} = \frac{1}{p-1} \left( \sum_{i=1}^p x_i - \frac{\sum_{i=1}^p x_i^2}{\sum_{i=1}^p n_i} \right)$
				Otosvarianssi	$s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (s_i(x_i - \bar{x}))^2$
				Laboratorioiden välinen varianssi	$s_{\bar{x}}^2 = \frac{s_{\bar{x}}^2 - s_{\bar{x}}^2}{p}$
				Uusittavuus- varianssi	$s_{\bar{x}}^2 = s_{\bar{x}}^2 + s_{\bar{x}}^2$
				Uusittavuus	$R = \sqrt{s_{\bar{x}}^2 \cdot 2,8}$
				0,1026	
				0,897	
				13,22	
				1,95	
				0,4995	
				0,2032	
				0,3058	
				1,548	

## Liite 8. Mandelin muuntoarvot

Lab	Näyte 1										Näyte 2																			
	Yksittäistestinäyte					Keskiarvo					Muutokerroin					Yksittäistestinäyte					Keskiarvo					Muutokerroin				
	$\bar{y}_I$	$\bar{y}_{II}$	$x_i$	$s_i$	$h_i$	$k_i$	$V_k = \frac{s_i}{k_i}$	$V_k = \frac{x_i - \bar{x}}{h_i}$	Mandelin h-arvo	Mandelin k-arvo	$V_k = \frac{s_i}{k_i}$	$V_k = \frac{x_i - \bar{x}}{h_i}$	Mandelin h-arvo	Mandelin k-arvo	$V_k = \frac{s_i}{k_i}$	$V_k = \frac{x_i - \bar{x}}{h_i}$	Mandelin h-arvo	Mandelin k-arvo	$V_k = \frac{s_i}{k_i}$	$V_k = \frac{x_i - \bar{x}}{h_i}$	Mandelin h-arvo	Mandelin k-arvo	$V_k = \frac{s_i}{k_i}$	$V_k = \frac{x_i - \bar{x}}{h_i}$	Mandelin h-arvo	Mandelin k-arvo	$V_k = \frac{s_i}{k_i}$			
1	4,32	4,42	4,37	0,07	-0,719	0,383	0,185	0,201	0,185	12,68	13,15	12,68	12,92	0,33	-0,461	1,046	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
2	4,31	4,83	4,57	0,37	0,276	1,990	0,185	0,201	0,185	13,46	13,46	13,97	13,72	0,36	0,932	1,136	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
3	4,77	4,49	4,63	0,20	0,574	1,071	0,185	0,201	0,185	13,55	13,55	13,38	13,47	0,12	0,497	0,379	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
4	4,27	4,21	4,24	0,04	-1,366	0,230	0,185	0,201	0,185	11,35	11,35	11,71	11,53	0,25	-2,873	0,802	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
5	4,19	4,20	4,20	0,01	-1,590	0,038	0,185	0,201	0,185	12,63	12,63	12,19	12,41	0,31	-1,340	0,980	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
6	4,75	4,36	4,56	0,28	0,201	1,492	0,185	0,201	0,185	13,61	13,61	13,06	13,34	0,39	0,271	1,225	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
7	4,50	4,80	4,65	0,21	0,674	1,148	0,185	0,201	0,185	13,14	13,14	13,30	13,22	0,11	0,070	0,356	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
8	4,62	4,52	4,57	0,07	0,276	0,383	0,185	0,201	0,185	13,76	13,76	13,76	13,76	0,00	1,011	0,000	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
9	4,50	4,78	4,64	0,20	0,624	1,071	0,185	0,201	0,185	13,43	13,43	13,51	13,47	0,06	0,506	0,178	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
10	4,37	4,73	4,55	0,25	0,176	1,378	0,185	0,201	0,185	13,41	13,41	12,99	13,20	0,30	0,036	0,935	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
11	5,04	4,95	5,00	0,06	2,390	0,344	0,185	0,201	0,185	13,94	13,94	14,13	14,04	0,13	1,490	0,423	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
12	4,32	4,41	4,37	0,06	-0,744	0,344	0,185	0,201	0,185	13,40	13,40	12,72	13,06	0,48	-0,208	1,514	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
13	4,83	4,46	4,65	0,26	0,649	1,416	0,185	0,201	0,185	13,84	13,84	13,73	13,79	0,08	1,054	0,245	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
14	4,60	4,25	4,43	0,25	-0,445	1,339	0,185	0,201	0,185	12,83	12,83	12,92	12,88	0,06	-0,530	0,200	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
15	4,37	4,59	4,48	0,16	-0,172	0,842	0,185	0,201	0,185	12,78	12,78	12,97	12,88	0,13	-0,530	0,423	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
16	4,32	4,31	4,32	0,01	-0,993	0,038	0,185	0,201	0,185	12,98	12,98	12,96	12,97	0,01	-0,365	0,045	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
17	4,42	4,21	4,32	0,15	-0,993	0,804	0,185	0,201	0,185	13,96	13,96	13,99	13,98	0,02	1,385	0,067	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
18	4,60	4,44	4,52	0,11	0,027	0,612	0,185	0,201	0,185	12,15	12,15	13,12	12,64	0,69	-0,948	2,160	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
19	4,56	4,74	4,65	0,13	0,674	0,689	0,185	0,201	0,185	13,16	13,16	13,39	13,28	0,16	0,166	0,512	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
20	4,75	4,69	4,72	0,04	1,022	0,230	0,185	0,201	0,185	13,70	13,70	13,56	13,63	0,10	0,784	0,312	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
21	3,97	4,37	4,17	0,28	-1,714	1,531	0,185	0,201	0,185	12,09	12,09	13,29	12,69	0,85	-0,853	2,672	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
22	4,60	4,90	4,75	0,21	1,171	1,148	0,185	0,201	0,185	13,27	13,27	12,98	13,13	0,21	-0,095	0,646	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318	0,574	0,318		
			Keskiarvo $\bar{x}$			4,51						Keskiarvo $\bar{y}$				13,18														
			Keskiahjonta s			0,201						Keskiahjonta s				0,574														

\*nollalla ei voi jakaa

## Liite 9. Veden tiheys eri lämpötiloissa

Lämpötila °C	Tiheys Mg/m <sup>3</sup>
5	1,000 0
6	0,999 9
7	0,999 9
8	0,999 8
9	0,999 8
10	0,999 7
11	0,999 6
12	0,999 5
13	0,999 4
14	0,999 2
15	0,999 1
16	0,998 9
17	0,998 8
18	0,998 6
19	0,998 4
20	0,998 2
21	0,998 0
22	0,997 8
23	0,997 5
24	0,997 3
25	0,997 0
26	0,996 8
27	0,996 5
28	0,996 2
29	0,995 9
30	0,995 6



## Liite 10. Näyte 1 kiintotiheyden tulokset ja laskut

## NÄYTE 1: KIINTOTIHEYS SFS-EN 1097-6

Lab	Näyte 1 $x_i$	Grubbsin testi		
1	2,67	Statistiikka suurimmalle	$G_p = (x_p - \bar{x})/s$	1,663
2	2,69	Statistiikka pienimmälle	$G_1 = (\bar{x} - x_1)/s$	2,089
3	2,69	Otosvarianssi	$s_0^2 = \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2$	0,002
4	2,69	Keskiarvo ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{p-1,p} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i$	2,691
5	2,69	Keskiarvo ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$	2,695
6	2,68	Varianssi ilman kahta suurinta	$s_{p-1,p}^2 = \sum_{i=1}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{p-1,p})^2$	0,002
7	2,71	Varianssi ilman kahta pienintä	$s_{1,2}^2 = \sum_{i=3}^p (x_i - \bar{x}_{1,2})^2$	0,001
8	2,70	Statistiikka ilman kahta suurinta	$G_{p-1,p} = s_{p-1,p}^2 / s_0^2$	0,710
9	2,69	Statistiikka ilman kahta pienintä	$G_{1,2} = s_{1,2}^2 / s_0^2$	0,543
10	2,69			
11	2,71			
12	2,69			
13	2,70			
14	2,69			
15	2,70			
16	2,69			
17	2,71			
18	2,69			
19	2,70			
20	2,69			
21	2,67			
22	2,69			

Laboratorioiden väliset		
Keskiarvo	$\bar{x} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p x_i$	2,692
Keskihajonta	$s = \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2}$	0,011
Vaihteluväli	$w = x_p - x_1$	0,040

## Liite 11. Näyte 2 kiintotiheyden tulokset ja laskut

## NÄYTE 2: KIINTOTIHEYS SFS-EN 1097-6

Lab	Näyte 2 $x_i$	Grubbsin testi	1.	2.
1	2,90	Statistiikka suurimmalle $G_p = (x_p - \bar{x})/s$	3,604	2,666
2	2,93	Statistiikka pienimmälle $G_1 = (\bar{x} - x_1)/s$	1,136	1,586
3	2,92	Otosvarianssi $s_0^2 = \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2$	0,011	0,004
4	2,92	Keskisarvo ilman kahta suurinta $\bar{x}_{p-1,p} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i$	2,921	2,919
5	2,93	Keskisarvo ilman kahta pienintä $\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$	2,929	2,925
6	2,91	Varianssi ilman kahta suurinta $s_{p-1,p}^2 = \sum_{i=1}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{p-1,p})^2$	0,002	0,002
7	2,94	Varianssi ilman kahta pienintä $s_{1,2}^2 = \sum_{i=3}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{1,2})^2$	0,010	0,003
8	2,93	Statistiikka ilman kahta suurinta $G_{p-1,p} = s_{p-1,p}^2 / s_0^2$	0,865	0,722
9	2,90	Statistiikka ilman kahta pienintä $G_{1,2} = s_{1,2}^2 / s_0^2$	0,221	0,526
10	2,92			
11	2,91			
12	2,92			
13	2,93			
14	2,92			
15	2,93			
16	3,01			
17	2,96			
18	2,92			
19	2,94			
20	2,91			
21	2,91			
22	2,92			

Laboratorioiden väliset		
Keskisarvo	$\bar{x} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p x_i$	2,926
Keskihajonta	$s = \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2}$	0,023
Vaihteluväli	$w = x_p - x_1$	0,110



## Liite 13. Näyte 2 litteysluvun tulokset ja laskut

NÄYTE 2: LITTEYSLUKU SFS-EN 933-3

Lab	Fraktion massa/Välppäseulan läpäisy massa									Summa		Litteysluku	
	Massa ennen	Fraktio (g)	16/20	12,5/16	10/12,5	8/10	6,3/8	5/6,3	4/5	$M_1$	Ilmoitettu FI	Laskettu FI = $(M_2/M_1) \cdot 100$	
1	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	7,4	
	2279	(g)	21	76	33	26	9	2	0	167,0			
2	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	6,7	
	5958	(g)	9,7	171,3	91,5	72,3	42,5	8,1	2,2	397,6			
3	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7,10	7,1	
	1049,9	(g)	5,6	18,8	26,9	14,1	5,6	2,4	0,2	73,6			
4	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	7,1	
	3169,0	(g)	16,0	86,0	89,7	52,1	32,8	4,9	0,4	281,9			
5	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	8	8,1	
	3169,0	(g)	14,1	70,5	64,4	73,6	28,2	3,2	0,4	254,4			
6	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	6,8	
	2199,8	(g)	6,5	60,6	37,6	21,6	17,6	2,9	0,5	147,3			
7	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7,4	7,4	
	2852,6	(g)	29,0	71,0	48,3	32,3	24,0	4,8	0,3	209,7			
8	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	5	4,9	
	2199,8	(g)	0	24,8	20,6	20,9	16,7	3,9	0,3	87,2			
9	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	4,4	4,4	
	2595	(g)	31,6	29,2	28,2	12,8	11,5	1,0	0,2	114,5			
10	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	6,9	
	6861	(g)	23,6	169,1	118,1	92,2	52	11,4	1	467,4			
11	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7,66	7,7	
	2199,8	(g)	19,9	55,7	37,1	25,3	16,9	5,4	0,8	161,1			
12	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	7,0	
	2199,8	(g)	216,5	631,7	474,1	277,3	130,5	17,5	0,0	1747,6			
13	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	5	5,5	
	2199,8	(g)	12,0	30,0	28,7	19,0	11,3	2,8	0,6	104,4			
14	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	6	5,8	
	2963,7	(g)	21,5	56,1	40,0	23,0	24,6	5,0	0,3	170,5			
15	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	6,83	6,8	
	2538	(g)	20,8	51,1	39,9	29,7	24,5	4,8	1,2	172,0			
16	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	5	5,4	
	2199,8	(g)	12	24	13	19	9	3	0	80,0			
17	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7	7,4	
	2199,8	(g)	11	49	25	17	9	2	0	113,0			
18	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	6,7	6,7	
	5819	(g)	69,4	107,4	106,4	62,5	37,1	5,3	0,5	388,6			
19	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	6,8	7,0	
	2199,8	(g)	15,8	40,2	40,1	23,7	8,4	4,1	0,4	132,7			
20	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	6,00	6,0	
	2039	(g)	11	42	31,5	31	14	1,8	0,5	131,8			
21	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7,13	7,1	
	2199,8	(g)	16,10	44,00	58,10	50,40	23,80	4,10	1,90	198,4			
22	seulontaa	Välppäseula	10	8	6,3	5	4	3,15	2,5	$M_2$	7,5	7,5	
	3009,5	(g)	56,0	73,1	61,7	27,5	4,7	0,5	0,1	223,6			

Laboratorioiden väliset		
Keskiarvo	$\bar{x} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p x_i$	6,66
Keskiahajonta	$s = \sqrt{\frac{1}{p-1} \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2}$	0,94
Vaihteluväli	$w = x_p - x_1$	3,7
Grubbsin testi		
Statistiikka suurimmalle	$G_p = (x_p - \bar{x})/s$	1,530
Statistiikka pienimmälle	$G_1 = (\bar{x} - x_1)/s$	2,398
Otosvariassi	$s_p^2 = \sum_{i=1}^p (x_i - \bar{x})^2$	18,633
Keskiarvo ilman kahta suurinta	$\bar{x}_{p-1,p} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=1}^{p-2} x_i$	6,535
Keskiarvo ilman kahta pienintä	$\bar{x}_{1,2} = \frac{1}{p-2} \sum_{i=3}^p x_i$	6,860
Variassi ilman kahta suurinta	$s_{p-1,p}^2 = \sum_{i=1}^{p-2} (x_i - \bar{x}_{p-1,p})^2$	15,166
Variassi ilman kahta pienintä	$s_{1,2}^2 = \sum_{i=3}^p (x_i - \bar{x}_{1,2})^2$	9,628
Statistiikka ilman kahta suurinta	$G_{p-1,p} = s_{p-1,p} / s_p^2$	0,814
Statistiikka ilman kahta pienintä	$G_{1,2} = s_{1,2} / s_p^2$	0,517