



Annika Kangas



Elina Heikkinen



Matti Maltamo

Annika Kangas, Elina Heikkinen ja Matti Maltamo

Puustotunnusten maastoarvioinnin luotettavuus ja ajanmenekki

Kangas, A., Heikkinen, E. & Maltamo, M. 2002. Puustotunnusten maastoarvioinnin luotettavuus ja ajanmenekki. *Metsätieteen aikakauskirja* 3/2002: 425–440.

Tutkimuksen tavoitteena oli selvittää, kuinka luotettavasti tietyt puustotunnukset pystytään maastossa arvioimaan ja mitkä tekijät vaikuttavat puustotunnusten arvioinnin ajanmenekkiin. Perinteisten kuvioittaisen arvioinnin puustotunnusten lisäksi (pohjapinta-ala, keskiläpimita, keskipituus) tutkittiin mm. runkolukumediaaniläpimitan, minimi- ja maksimiläpimitan sekä tukki-kokoisen puuston pohjapinta-alan ja runkoluvun arvioinnin luotettavuutta. Tutkimuksen aineisto koostui kolmesta osasta. Koeala-aineisto käsitti 19 suorakaiteen muotoista koealaa, jotka mitattiin touko-kesäkuussa 2001. Näistä koealoista 18 oli mukana saman vuoden syyskuussa järjestetyissä mittauskokeissa, joista saatiin tutkimuksen varsinainen puustotunnusaineisto. Lisäksi kerättiin erillinen ajanmenekki-aineisto mittauskokeiden yhteydessä. Puustotunnusten arviointivirheet laskettiin vertaamalla mittajien saamia arvoja tarkasti mitatusta koeala-aineistosta laskettuihin arvoihin. Tutkimuksen mukaan ns. uusien puustotunnusten arvioinnin luotettavuudessa vain runkolukumediaaniläpimitan, aritmeettisen keskiläpimitan ja maksimiläpimitan kohdalla päästään samalle luotettavuuden tasolle kuin pohjapinta-alan, keskiläpimitan ja keskipituuden arvioinnissa. Puustotunnusten arvioinnin ajanmenekkiin vaikuttivat voimakkaimmin puusto-ositteiden lukumäärä koealalla, koealojen mittausjärjestys sekä koealan kokonaispohjapinta-ala. Myös koealojen ja mittajien välinen satunnainen vaihtelu oli tilastollisesti merkitsevää. Sen sijaan arvioitavat puustotunnukset eivät juurikaan vaikuttaneet ajanmenekkiin.

Avainsanat: arviointivirhe, kuvioittainen arviointi

Yhteystiedot: *Kangas*, Helsingin Yliopisto, metsävarojen käytön laitos, PL 27, 00014 Helsingin Yliopisto; *Heikkinen* ja *Maltamo*, Joensuun Yliopisto, metsätieteellinen tiedekunta, PL 111, 80101 Joensuu

Sähköposti annika.kangas@helsinki.fi; elina.heikkinen@forest.joensuu.fi;

matti.maltamo@forest.joensuu.fi

Hyväksytty 19.9.2002

I Johdanto

I.1 Kuvioittaisen arvioinnin nykytila

Metsäkeskusten ja metsänhoitoyhdistysten tekemä yksityismetsien suunnittelu kattaa Suomessa vuosittain 0,7–1,5 miljoonaa hehtaaria (Oksanen-Peltola 1999). Lisäksi Metsähallitus, yhteismetsät ja metsäyhtiöt tekevät vuosittain suunnittelua omilla maillaan. Tilakohtaisten metsäsuunnitelmien tavoitteena on tuottaa metsänomistajalle tietoa tilan metsien nykytilasta ja tulevasta kehityksestä sekä metsävarojen käyttövaihtoehdoista. Yksityismetsänomistajien tilakohtaisia metsäsuunnitelmia varten tarvittavat tiedot hankitaan tällä hetkellä kuvioittaisella arvioinnilla.

Kuvioittaisessa arvioinnissa metsäalue jaetaan ilmakuuvan avulla puustoltaan ja kasvupaikaltaan mahdollisimman homogeenisiin kuvioihin, jotka toimivat samalla sekä inventointi- että toimenpideyksiköinä (Mäkelä 1999). Kuvioilta arvioidaan puuston keskitunnukset (ikä, pohjapinta-ala tai runkoluku, keskiläpimitta ja keskipituus) yleensä puulajiositteittain, käyttäen silmänvaraista arviointia ja muutamia tukimittauksia. Tällöin jokaisen puulajin tai puujakson keskitunnukset määritetään omana puusto-ositteena ja puulajiositteena (Solmu-maastotyöopas 2000).

Kuvioittaisen arvioinnin puustotunnusten laskenta pohjautuu nykyisin puuston läpimittajakauman ennustamiseen. Teoreettisina läpimittajakauman kuvaajina käytetään yleisesti todennäköisyysjakaumia kuten Weibull-, beta- tai Johnsonin S_B -jakaumia (Malinen ym. 1999, Maltamo ym. 2000). Suomessa läpimittajakauma ennustetaan useimmiten metsiköstä arvioidujen puuston pohjapinta-alan ja keskiläpimitan avulla. Nykyisissä metsäsuunnittelun ohjelmistoissa läpimittajakaumamallit käytännössä sanelevat, mitä tunnuksia maastossa kannattaa kultakin kuviolta arvioida. Esimerkiksi runkoluvun mittaaminen suuripuustoiselta kuviolta ei kannata, jos suunnitteluohjelmisto ei pysty tietoa hyödyntämään.

Kuvioittaisen arvioinnin maastotyöt muodostavat suurimman osan metsäsuunnittelun kustannuksista. Kustannusten pienentämiseen on paineita, samalla kun puuvarojen ja niiden käytön lisäksi suunnitte-

lussa tarvitaan yhä enemmän tietoa metsäluonnon monimuotoisuudesta ja metsien muista käyttömahdollisuuksista (Oksanen-Peltola 1999). Asetettaessa metsäsuunnittelijoiden maastoarvioinnille päivittäiset hehtaaritavoitteet tasapainoillaan kuvioittaisen arvioinnin kustannusten ja tulosten luotettavuuden välillä.

I.2 Kuvioittaisen arvioinnin luotettavuus ja ajanmenekki

Kuvioittainen arviointi on subjektiivinen metsänarvioimismenetelmä. Niin kuviointi, metsikkötunnusten silmävarainen arviointi kuin relaskooppikoealojen kuviolle sijoittelukin pohjautuvat pitkälti arvioijan subjektiivisiin valintoihin. Tätä pidetään kuvioittaisen arvioinnin heikkoutena (Mäkelä 1999). Puustotunnuksen arviointivirheeseen sisältyy koealojen sijoittelusta aiheutuvaa otantavirhettä sekä satunnaista ja systemaattista mittaus- ja arviointivirhettä. Systemaattisia arviointivirheitä voi esiintyä esimerkiksi siksi, että puuston tilavuus tahallisesti aliarvioidaan, jotta välttyttäisiin pettymyksiltä tulevien hakkuukertymien suhteen (Poso 1983). Kuvioittaisen arvioinnin tarkkuuteen vaikuttavat mm. kuvioinnin onnistuminen, kuvioiden sisäinen vaihtelu, arvioitsijan kokemus sekä mitattavien relaskooppikoealojen määrä kuviolle. Lopullisiin tuloksiin vaikuttavat lisäksi laskennassa käytettävien mallien virheet.

Kuvioittaisen arvioinnin luotettavuuden tutkimisessä ongelman muodostaa tarkan vertailuaineiston hankinta. Kuvioittaisen arvioinnin tarkistusmenetelmät perustuvat usein jonkin otannalla valitun, objektiivisesti mitatun koeala-aineiston käyttöön vertailuaineistona. Ellei vertailuaineiston virhettä oteta huomioon, on havaittu kuvioittaisen arvioinnin virhe kuitenkin yliarvio todellisesta virheestä (Laasasenaho ja Päivinen 1986). Mikäli vertailuaineistona käytettävän koeala-otannan virhe on riippumaton kuvioittaisen arvioinnin virheestä, voidaan todellinen kuvioittaisen varianssi (S_t^2) laskea arvioinnin havaitusta varianssista (S_a^2) ja vertailuaineiston koealojen (lukumäärä n) varianssista (S_k^2) kaavalla (Laasasenaho ja Päivinen 1986)

$$S_a^2 = S_t^2 + S_k^2 / n \quad (1)$$

Taulukko 1. Puustotunnusten arviointivirheiden keskivirheitä (RMSE) eri tutkimuksissa. Prosentit kuvaavat RMSE:n osuutta tunnuksen keskiarvosta.

Tunnus, RMSE		Poso (1983)	Mähönen (1984)	Laasasenaho ja Päivinen (1986)	Pussinen (1992)	Pigg (1994)
Pohjapinta-ala	m ² /ha		5,5	3,3–4,2	3,4	2,8
	%		23	16–21	13	19
Ikä	a	12–21		12–18	8	15
	%	18–29		15–27	14	19
Keskiläpimitta	cm		2,6	2,4		2,6
	%		11	11		15
Keskipituus	m		1,6	2,2–2,6	1,8	1,7
	%		8	12–17	11	14
Tilavuus	m ³ /ha	36–66		32–37	30	
	%	29–38		17–24	16	

Otantavirheen huomioiminen vaikeuttaa siis kuvioittaisen arvioinnin virheen analysoimista jonkin verran, mutta kuviokohtaisten metsikkötunnusten 'oikeita' arvoja on käytännössä mahdoton selvittää. Ainoaksi vaihtoehdoksi otanta-aineiston käytölle jää tarkkojen mittausten tekeminen pienemmiltä koealoilta.

Kuvioittaisen arvioinnin luotettavuutta ovat Suomessa tutkineet esim. Poso (1983), Mähönen (1984), Laasasenaho ja Päivinen (1986), Pussinen (1992) sekä Pigg (1994). Kaikissa näissä tutkimuksissa vertailuaineisto tuotettiin systemaattisella relaskoopikoealaotannalla. Pigin (1994) tutkimuksen tulokset ovat keskiläpimittaa lukuun ottamatta mäntyvaltaisten kuvioiden arviointituloksia, Mähösen (1984) tutkimuksessa taas oli mukana pääosin kuusivaltaisia kuvioita. Pussisen (1992) tutkimuksessa vajaa 60 % tutkimusalueen pinta-alasta oli kuusivaltaista ja noin 30 % mäntyvaltaista metsää. Eri tutkimuksissa pohjapinta-alan arvioinnin keskivirhe vaihteli välillä 13–23 % (taulukko 1). Metsikön iän arviointivirheen keskivirhe vaihteli välillä 14–29 %. Keskiläpimitan arviointivirheen keskivirhe oli 11–15 % ja keskipituuden arvioinnin keskivirhe 8–17 % eri tutkimuksissa.

Poson (1983) tutkimuksessa puuston tilavuus määritettiin relaskoopitaulukoiden avulla, ja siinä tilavuuden keskivirhe oli 29–38 % arvioijasta ja tutkimusalueesta riippuen. Näissä tuloksissa ei tosin ole otettu huomioon vertailuaineiston keskivirhetä, joten tulokset ovat todellista arviointitarkkuutta

huonompia. Laasasenahon ja Päivisen (1986) sekä Pussisen (1992) tutkimuksissa tilavuus arvioitiin tarkemmin, keskivirhe maastoarvioinneissa vaihteli välillä 16–24 % (taulukko 1). Viimeksi mainituissa tutkimuksissa tilavuus laskettiin läpimittajakaukamallin avulla. Tilavuuden arviointi puulajeittain osoittautui huomattavasti vaikeammaksi kuin puuston kokonaistilavuuden arviointi. Pussinen (1992) sai männyn tilavuusarvion keskivirheeksi 42 %, kuusen 28 % ja lehtipuun 68 %. Tutkittaessa pääpuulajin vaikutusta tilavuuden arviointivirheisiin havaittiin, että männiköt tulivat arvioitua kuusikoita luotettavammin (Laasasenaho ja Päivinen 1986).

Myös Ruotsissa on tutkittu erilaisten subjektiivisten metsäninventointimenetelmien luotettavuutta. Ståhlin (1992) tutkimuksessa arvioidut menetelmät olivat puhdas silmävarainen arviointi, kuvioittainen arviointi relaskoopia apuna käyttäen, kiinteäsäteisiin ympyräkoeloihin perustuva menetelmä, ilmakuvatulkinta, ilmakuvatulkinta maastotarkistuksin sekä satelliittikuvatulkinta. Satelliittikuvatulkinta oli mukana tutkimuksessa vertailun vuoksi. Puuston runkotilavuusarvion suhteellinen keskivirhe pelkkään silmävaraiseen arviointiin pohjautuvassa menetelmässä oli 20 %, kuvioittaisessa arvioinnissa 14 % ja ympyräkoelamenetelmässä 15 %. Puuston keskipituus, keskiläpimitta, kasvupaikkaindeksi ja puulajijakauma arvioitiin yleensä tarkasti. Metsikön ikä ja pohjapinta-ala arvioitiin kohtalaisesti, kun taas puuston runkotilavuus ja erityisesti runkoluku arvioitiin heikolla tarkkuudella.

Osan havaituista eroista eri tutkimusten välillä selittävät erot tutkimusaineistojen, käytettyjen laskentamenetelmien ja koehenkilöiden välillä. Osa eroista taas voi selittyä sillä, että tutkimuksiin sisältyy erilaisia virhelähteitä: esimerkiksi pituuden todellinen vaihtelu kuvioilla on eri tutkimuksissa otettu huomioon eri tavoin. Havaittu pituuden vaihtelu on paljon suurempi, jos oikeana pidetyssä vertailuaineistossa on mitattu koelajien kaikkien puiden pituus (esim. Poso 1983 osa alueista) verrattuna siihen, että kultakin koelajalta on mitattu vain yksi koepuu ja ennustettu muiden puiden pituudet malleilla (esim. Laasasenaho ja Päivinen 1986).

Kuvioittaisen arvioinnin luotettavuutta tutkittaessa on tutkittu jonkin verran myös arvioinnin ajanmenekkiä (Poso 1983, Ståhl 1992). Poson (1983) tutkimuksessa aikatutkimukset kohdistettiin kahden koehenkilön kuvioittaisen arvioinnin eri työvaiheisiin, joita olivat ilmakuvarin valmistus, kuviointi, maastoreitin suunnittelu ja maastotyöt. Aineiston keruu tapahtui 15 minuutin välein tapahtuvalla tasavälisellä otannalla, jossa koehenkilöt itse merkitsivät lomakkeelle, mitä työvaihetta he olivat otantahetkenä tekemässä. Maastotyöt veivät odotetusti suurimman osan, noin 75 % koko arviointiin käytetystä ajasta. Koko inventointityön tuottavuudeksi saatiin toiselle henkilölle 13,6 ha/h ja toiselle 14,5 ha/h.

Ståhlin (1992) tutkimuksessa maastoarvioijat ottivat itse aikaa kuvioittain työskentelyyn kuluneesta ajasta. Pelkkään silmävaraiseen arviointiin kului 4,7 min/ha pienillä kuvioilla (pinta-ala keskimäärin 3,1 ha) ja 1,6 min/ha suurilla kuvioilla (pinta-ala keskimäärin 14,9 ha). Relaskoopikoealoihin perustuvassa kuvioittaisessa arvioinnissa aikaa kului pienillä kuvioilla 21,6 min/ha ja suurilla kuvioilla 5,2 min/ha. Pienten kuvioiden arvioimiseen kului siten 3–4 kertaa enemmän aikaa hehtaaria kohti kuin suurten kuvioiden arvioimiseen.

1.3 Kuvioittaisen arvioinnin kehittäminen

Kuvioittaisen arvioinnin maastotöiden suuret kustannukset sekä toisaalta kuitenkin suhteellisen epätarkka lopputulos ovat aiheuttaneet suurta tarvetta kuvioittaisen arvioinnin kehittämiseksi. Kehittämistä vaihtoehtoina on esitetty toisaalta maastomittausten

määrän ja kohdentamisen optimointia sekä toisaalta erilaisten kaukokartoitusmenetelmien hyödyntämistä (esim. Kangas ja Maltamo 2002, Pussinen 1992). Jos hyödynnetään kaukokartoitus pohjaista informaatiota, sitä voidaan käyttää entistä tehokkaammin maastoinventoinnin aputietona tai sillä voidaan korvata maastoinventointi kokonaan. Tällöin tarkkuusvaatimuksista joudutaan yleensä tinkimään. Kaukokartoitusinformaationa on käytetty niin satelliittikuvia, yksinpuittaista laserkeilausta kuin myös visuaalisesti ja numeerisesti tulkittuja ilmakuvia (esim. Pussinen 1992, Hyyppä ja Inkinen 1999, Muinonen ym. 2001, Anttila 2002).

Nykyisen käytännön mukaan kuvioittaisessa arvioinnissa mitataan kaikilta kuvioilta lähes poikkeuksetta samat tiedot. Tällöin heterogeenisten metsiköiden puustotunnusten arvot voivat olla huomattavasti epäluotettavampia kuin puustoltaan tasaisten metsiköiden vastaavat tiedot. Maastotiedon luotettavuutta voitaisiin parantaa keskittämällä tiedon keruu epätasaisimpiin kuvioihin. Vaihtoehtoina on joko lisätä perinteisten tunnusten mittauksia tai ottaa arviointiin mukaan aivan uusia tunnuksia. Koska toisten puustotunnusten arviointi voi olla kalliimpaa kuin toisten, ja eri tunnusten arvioinnin luotettavuus vaihtelee, tunnusten arvioinnin hyödyllisyyttä tulisi tarkastella suhteessa niiden mittauskustannuksiin ja mittausten luotettavuuteen.

Uusia tunnuksia voidaan läpimittajakaumamalleista riippumatta ottaa mukaan kalibroimalla ennustettua läpimittajakaumaa valittujen metsikkötunnusten avulla (esim. Kangas ja Maltamo 2000a,b). Tällöin laskentamuuttujat voidaan valita vapaasti. Kalibroinnissa ennustettua läpimittajakaumaa muokataan siten, että saatu jakauma tuottaa kaikille maastossa mitatuille metsikkötunnuksille (esim. pohjapinta-ala, keskiläpimitta ja runkoluku) mittaustuloksia vastaavat arvot, mutta kuitenkin niin, että ennustettu jakauma muuttuu mahdollisimman vähän. Jakauman kalibrointi perustuu otantateorian yhteydessä kehitetyn menetelmän, ns. kalibrointiestimoinnin (Deville ja Särndal 1992) käyttöön.

Kankaan ja Maltamon (2000a) tutkimuksessa puuston tilavuuden keskivirhe saatiin pudotettua viidesosaan alkuperäisestä, kun runkolukuun perustuvaa läpimittajakaumaa kalibroitiin puuston pohjapinta-alalla. Jakaumaa kalibroitiin myös metsikön runkoluvulla ja keskiläpimitalla, jotta

pohjapinta-alalla kalibroitaessa näihin tunnuksiin ei tulisi virhettä. Pohjapinta-alaan perustuvan läpimittajakauman kalibrointi runkoluvulla (Kangas ja Maltamo 2000b) ei paranna tilavuusestimaattien virhettä yhtä paljon (keskimäärin 9%–19% puulajista riippuen), mutta sen sijaan metsikön rakenteen kuvaus parani huomattavasti.

Ennustettua läpimittajakaumaa olisi mahdollista kalibroida perinteisten puusto-tunnusten lisäksi esimerkiksi tukkikokoisten puiden pohjapinta-alalla, puuston aritmeettisella keskiläpimitalla tai puuston minimi- ja maksimiläpimitoilla. Kangas ja Maltamo (2002) ovat kehittäneet malleja, joilla voidaan ennakoita puuston tilavuusennusteiden tarkkuutta erilaisissa olosuhteissa, kun tietyt puustotunnukset oletetaan tunnetuiksi. Näin voidaan valita jopa kuviokohtaisesti mitattavaksi paras mahdollinen tunnusyhdistelmä asetettujen luotettavuusvaatimusten ja tiedon käyttötarkoituksen mukaan. Tehdyssä tutkimuksessa kuitenkin oletettiin, että tunnukset oli arvioitu maastossa virheettömästi. Todellisen optimimittausyhdistelmän valintaa varten tarvitaan myös tietoja eri tunnusten arvioinnin luotettavuudesta ja mittauksen kustannuksista.

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on kehittää maastotiedon keruuta ja käyttöä kuvioittaisessa arvioinnissa kustannuksiltaan tehokkaammaksi. Tarkemmin tavoitteena on 1) selvittää, kuinka luotettavasti maastossa pystytään arvioimaan eri puusto-tunnuksia ja 2) selvittää puustotunnusten arvioimisen ajanmenekkiä.

2 Aineisto

2.1 Koeala-aineisto

Tutkimuksen aineisto mitattiin Metsäntutkimuslaitoksen Kannuksen tutkimusaseman hallinnoimalta Kaunisveden tilalta. Tilasta oli olemassa metsäsuunnitelma ja kuviokartta sekä ilmakeku. Toukokuussa 2001 tilalle perustettiin 19 koealaa käsittävä noin 2,5 km pitkä maastorata. Suorakaiteen muotoiset koealat pyrittiin sijoittamaan mahdollisimman erilaisiin metsiköihin, kuitenkin siten, että ne sopivat kokonaisuudessaan tietylle kuviolle. Koealojen pinta-alat vaihtelivat välillä 0,05–0,16 ha. Koeala-

aineisto toimi tutkimuksen vertailuaineistona, johon varsinaisten mittauskokeiden tuloksia verrattiin.

Jokaiselta koealalta mitattiin kaikkien koealaan kuuluvien puiden rinnankorkeusläpimitta yhdestä suunnasta 1 mm:n tarkkuudella. Jokaisesta puusta merkittiin myös puulaji sekä silmämääräinen arvio siitä, kuuluuko puu alikasvokseen vai valtapuustoon. Kuolleista pystyjuusta mitattiin läpimitta ja merkittiin puulaji. Pituuskoepuiksi valittiin puiden luvun yhteydessä joka viides lukupuu, kuitenkin siten, että koealan ensimmäiseksi pituuskoepuiksi otettiin kolmas lukupuu. Kustakin koealan valtapuuston puulajista oli tultava vähintään 10 pituuskoepuuta. Jos systemaattinen otanta ei tuottanut tarpeeksi koepuita, valittiin lisäkoepuut systemaattisesti koealan alusta niistä läpimittaluokista, joista koepuita ei vielä ollut. Läpimittaluokituksessa käytettiin 2 cm:n tasaavaa luokitusta. Pituus mitattiin Vertexillä 1 dm:n tarkkuudella.

2.2 Mittauskokeet

Tutkimuksen varsinainen aineisto saatiin Kaunisveden tilalla syyskuussa 2001 järjestetyistä mittauskokeista. Mittauskokeisiin osallistui kolmen päivän aikana yhteensä 19 metsäammattilaista eri organisaatioista (taulukko 2). Mittauskokeissa maastoradan 19 koealasta arvioitiin 18, koealat 2–19, koealan 1 toimiessa mittaajien harjoittelukoelana. Mittaajat saivat käyttää normaaleja kuvioittaisessa arvioinnissa käytettyjä välineitä, kuten relaskooppi, hypsometria, kaulainta ja tallmeteriä. Myös runkoluvun arvioinnissa käytettävän neljän metrin kepin käyttö olisi ollut sallittua, mutta sitä ei käyttänyt kukaan mittaajista.

Mittauskokeissa arvioitavia puustotunnuksia oli yhteensä 12 (liite 1). Tunnukset olivat osittain samat kuin Kankaan ja Maltamon (2002) tutkimuksessa. Puustotunnuksista muodostettiin neljän tunnuksen yhdistelmiä, mittausstrategioita. Kaikkiaan mittausstrategioita oli 18 (liite 2). Strategioiden lukumäärä asetettiin tarkoituksella yhtä suureksi mitattavien koealojen lukumäärän kanssa. Jokainen strategia sisälsi puuston pohjapinta-alan (G) ja jonkin kolmesta keskiläpimittatunnuksesta (d_{GM} , d_m , d_{med}). Näiden lisäksi kussakin strategiassa oli kaksi muuta tunnusta. Mittausstrategiat kohdistettiin koealoille

Taulukko 2. Mittauskokeisiin osallistuneiden mittaajien (n = 19) taustatietoja

	Mittaajien lkm
Organisaatio	
Metsäkeskus	11
Metsänhoitoyhdistys	1
UPM-Kymmene Metsä	4
Muu	3
Koulutus	
Opisto/ammattikorkeakoulu	16
Muu ammatillinen koulutus	3
Työkokemus	
1–5 vuotta	2
5–10 vuotta	1
Yli 10 vuotta	16

Taulukko 3. Mittausstrategioiden (1–18) kohdistuminen mittaajille ja koealoille.

	Koeala 2	Koeala 3	Koeala 4	...	Koeala 18	Koeala 19
Mittaaja 1	1	2	3	...	17	18
Mittaaja 2	2	3	4	...	18	1
Mittaaja 3	3	4	5	...	1	2
.
.
Mittaaja 17	17	18	1	...	15	16
Mittaaja 18	18	1	2	...	16	17
Mittaaja 19	1	2	3	...	17	18

siten, että kukin mittaaja mittasi eri koealoilta eri strategian (taulukko 3). Näin jokainen strategia tuli mitattua kultakin koealalta vähintään kerran.

Mittauskokeissa ajanmenekit mitattiin kokonaisista mittausstrategioista. Yksittäisen puustotunnuksen mittaamiseen kulunutta aikaa olisi ollut hankala arvioida, koska useiden tunnusten määrittämiseen liittyy olennaisesti subjektiivinen silmävarainen arviointi, ja mittaaja voi arvioida useita tunnuksia yhtä aikaa. Aikamittaukset suoritettiin siten, että kunkin mittaajan mukana kulki aikaa ottava henkilö. Aika mitattiin sekuntikelloilla yhden sekunnin tarkkuudella. Ajanotto alkoi siitä hetkestä, kun mittaaja astui koealalle. Tällöin mittaaja tutustui maastolomakkeeseen eli kultakin koealalta mitattaviin tunnuksiin. Ajanotto koealalla päättyi, kun mittaaja ilmoitti olevansa valmis. Aikahavainnot kertyi yhteensä 342 kappaletta.

Kahtena ensimmäisenä mittauspäivänä yhteensä 15 mittaajaa kiersi mittausradan myötäpäivään. Viimeisenä mittauspäivänä 4 mittaajaa kiersi radan vastapäivään. Näin siksi, että voitaisiin selvittää, kuinka paljon itse koealan puusto ja toisaalta koealojen mittausjärjestys (eli mittaajan rutinoituminen työhön radan edetessä) vaikuttivat koealakohtaiseen ajanmenekkiin.

3 Menetelmät

3.1 Aineiston esikäsittely

Tutkimuksen vertailuaineistona toimineesta koeala-aineistosta laskettiin arvioitavat puustotunnukset. Kullekin koealalle muodostettiin myös pituusmallit puulajeittain ja -jaksoittain Näslundin pituuskäyrää soveltaen ja laskettiin tilavuudet ja puutavaralajiosuudet Laasasenahon (1982) tilavuusyhtälöillä. Tilavuustunnukset laskettiin mittaajille tiedoksi ja myöhempää käyttöä varten, muuten ne eivät sisällyneet tutkimukseen.

Puustotunnukset laskettiin erikseen jokaiselle puusto- ja puulajiositteelle ts. erikseen valtapuustolle ja alikasvokselle sekä jokaiselle puulajille. Koeala-aineiston jakaminen eri puujaksoihin ei kuitenkaan ollut itsestään selvää. Maasto-mittausten aikana tehdyt merkinnät tietyn puun kuulumisesta alikasvokseen tai valtapuustoon eivät aina antaneet selkeää kuvaa siitä, missä kohdassa kunkin puulajin läpimittajakaumaa kulkee alikasvoksen ja valtapuuston raja. Lopullinen päätös oli siten tehtävä aineistoa käsiteltäessä. Tämä vaikutti suoraan esimerkiksi jakson minimiläpimittaan. Kun näitä koeala-aineistosta laskettuja arvoja käytettiin tutkimuksen vertailuaineistona, jää pohdittavaksi kuinka hyvin ne todella kuvaavat kyseisten koealojen puustoa.

Mittauskokeissa yksi havainto oli yhden mittaajan yhdeltä koealalta arvioimat puustotunnusten arvot tietyille puujaksolle ja puulajille sekä vastaavat koeala-aineistosta lasketut arvot. Ennen analysoinnin aloittamista aineistoa jouduttiin muokkaamaan, sillä mittaajat olivat joissain tapauksissa jakaneet koealan puuston puujaksoihin eri tavalla kuin koeala-aineistoa käsiteltäessä oli tehty. Myös puulajien – erityisesti lehtipuiden – suhteen jouduttiin

Taulukko 4. Alikasvospuustossa havaittu puulajien- ja ositteiden lukumäärä koealoittain koeala-aineistossa ja mittaaajien arvioimana.

Koeala	Alikasvospuulajien lkm koeala-aineistossa	Mittaaajien arvioima puulajien lkm keskimäärin	Pienin mittaaajien arvioima puulajien lkm	Suurin mittaaajien arvioima puulajien lkm
2	5	0,68	0	3
3	5	0,95	0	3
4	4	1,11	0	4
5	1	0,21	0	2
6	3	0,26	0	2
7	1	0,32	0	1
8	3	0,21	0	2
9	5	1,26	0	4
10	3	0,74	0	3
11	0	0,00	0	0
12	2	0,26	0	2
13	2	0,11	0	2
14	3	0,32	0	2
15	0	0,11	0	2
16	2	0,26	0	1
17	4	0,58	0	3
18	0	0,00	0	0
19	2	0,05	0	1

tekemään muutoksia, jotta aineistoja pystyttiin vertailemaan keskenään. Havainnon puujaksona ja puulajina käytettiin aina koeala-aineiston mukaista arvoa, sillä tutkimuksen tarkoituksena ei ollut tutkia näiden muuttujien arviointitarkkuutta. Mittaajan arvioimat hieskoivu- ja rauduskoivuhavainnot samalla koealalla yhdistettiin, mikäli koeala-aineistossa oli havaittu vain toinen koivuista. Myös jos mittaaja oli arvioinut koealalla samasta puulajista kaksi jaksoa, mutta koeala-aineistossa oli havaittu vain yksi jakso, mittaajan havainnot yhdistettiin.

Kaikki alikasvoshavainnot päätettiin jättää arviointivirheiden analysoinnin ulkopuolelle, sillä mittaajat olivat ottaneet koealojen alikasvospuuston huomioon hyvin vaihtelevasti (taulukko 4). Tästä eteenpäin tarkastellaan vain valtapuustoon kuuluvia mittauskokeista saatuja havaintoja sekä niitä vastaavia koeala-aineistosta laskettuja puustotunnusten arvoja.

Analysoitavassa puustotunnusaineistossa on yhteensä 779 havaintoa. Aineistossa eri puustotunnusten havainnot jakautuivat puulajien kesken melko tasaisesti. Mäntyhavaintoja oli noin 40 % havainnoista

kaikilla puustotunnuksilla, kuusihavaintoja hieman yli 20 %, hieskoivua noin 20 % ja muita lehtipuita yhteensä 10–15 % havainnoista.

3.2 Mittausvirheen muodostuminen

Yleensä mittausvirheistä tehdään seuraavanlainen oletus (ns. klassinen mittausvirhemalli, Carroll ym. 1995)

$$x_i = X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

missä x_i on muuttujan havaittu arvo ja X_i on muuttujan tosi arvo ja ε_i virhe. Klassisessa mallissa oletetaan implisiittisesti, että virhe ei korreloi tosi arvon kanssa, mutta korreloi sen sijaan havaitun arvon kanssa. Mallista seuraa myös, että havaitun arvon hajonta on suurempi kuin tosi arvon eli

$$\text{var}(x_i) = \text{var}(X_i) + \text{var}(\varepsilon_i) \quad (3)$$

Jos mittausvirhe syntyy siten, että tarkasteltavan muuttujan arvo on kontrolloitavissa, on tilanne erilainen. Tällöin havaittu arvo on kiinteä, tiettyyn vakioarvoon säädetty ”mittarilukema”, jonka ympärillä tosi arvot vaihtelevat (esim. Lappi 1993). Tällöin kyseessä on ns. Berksonin tapaus:

$$X_i = x_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Tällöin virhe on riippumaton havaitusta arvosta, mutta korreloi tosi arvon kanssa. Lisäksi mallista seuraa, että tosi arvojen varianssi on suurempi kuin havaittujen arvojen, eli

$$\text{var}(X_i) = \text{var}(x_i) + \text{var}(\varepsilon_i) \quad (5)$$

Mittausvirhe voi olla myös edellisten tapausten yhdistelmä, jolloin sekä havaittu että ’tosi’ sisältävät virhettä, ja niiden taustalla voidaan olettaa olevan yhteinen ns. latentti muuttuja. Tällöin virhe korreloi sekä tosi arvon että havaitun arvon kanssa, ja havaitun muuttujan varianssi voi olla likimain yhtä suuri kuin toden. Tällaista virhettä voitaisiin kuvata faktorianalyysin perusteella.

Kummassakin virhemallissa voitaisiin virhe jakaa kahteen osaan, systemaattiseen ja satunnai-

seen osaan. Tällöin klassinen malli kuvattaisiin muodossa

$$x_i = X_i + b + \varepsilon_i \quad (6)$$

Arvioitavista puutotunnuksista tutkittiin ensin, mitkä tunnuksot ovat Berksonin tapauksia ja mitkä klassisia tapauksia ja mitkä niiden yhdistelmiä. Tämä tehtiin vertailemalla havaittujen ja tosi arvojen variansseja toisiinsa sekä virheiden korrelaatioita koealoilta mitattujen (tosi arvojen) ja arvioitujen (havaittujen) puustotunnusten kanssa. Tavoitteena oli ymmärtää arvioitavien tunnusten luonnetta. Laskettaessa variansseja ja korrelaatioita mitatuista tosi arvoista, käytettiin ainoastaan niitä havaintoja, joista oli olemassa myös vastaavat arvioidut arvot. Tämän jälkeen laskettiin tunnusten keskimääräinen harha, varianssi ja keskivirhe aineistossa.

3.3 Malli maastoarvioinnin ajanmenekille

Tutkimuksen aika-aineiston analysoinnin tarkoitus oli selvittää mittausstrategian eli arvioitavien puustotunnusten vaikutus ajanmenekkiin koealalla: mitkä tunnuksot tai tunnusyhdistelmät ovat työläimpiä ja siten myös kalleimpia mitata. Lisäksi tutkittiin koealojen mittausjärjestyksen, koealojen puuston sekä mittaajan vaikutusta ajanmenekkiin.

Aika-aineistoa analysoitiin varianssikomponenttimallilla, joka laadittiin SAS Mixed -proseduurilla. Aineistosta muodostettiin yksi malli, jossa selitettävänä muuttujana oli yhdellä koealalla yhden strategian mittaamiseen kulunut aika sekunteina. Mallin kiinteän osan selittäjät valittiin tilastollisen merkitsevyyden perusteella koealan puustoa kuvaavista muuttujista, joita olivat mm. koealan kokonaispohjapinta-ala, kokonaisrunkoluku, puulajien lukumäärä, puustojaksojen lukumäärä sekä puusto-ositteiden lukumäärä ts. puulajien määrä puustojaksoissa yhteensä. Puustojaksojen ja puusto-ositteiden lukumäärä – kuten kaikki muutkin aikamallin selittäjät – laskettiin koeala-aineistosta, joten niissä otettiin huomioon myös havaitut alikasvosjaksot ja -ositteet. Mallin kiinteään osaan lisättiin myös koealojen mittausjärjestyksestä kuvaava muuttuja. Mittausstrategian vaikutus ajanmenekkiin otettiin huomioon asettamalla mallin kiinteään osaan

jokaiselle strategialle oma dummy-muuttuja.

Koealan ja mittaajan vaikutus otettiin huomioon mallin satunnaisosassa muodostamalla koealaa ja mittaajaa kuvaavat varianssikomponentit. Käytännössä se tarkoittaa, että se osa vaihtelusta, jota mallin kiinteä osa ei selitä, jaettiin kolmeen osaan: mittaajien välinen satunnainen vaihtelu, koealojen välinen satunnainen vaihtelu ja jäännösvaihtelu. Yksittäisten mittaajien käyttämää aikaa ei siis pyritty selvittämään, vaan mielenkiinto oli mittaajien välisissä eroissa.

Ajanmenekin havaittiin olevan heteroskedastinen pohjapinta-alan suhteen. Residuaalien varianssit kasvoivat pohjapinta-alan kasvaessa. Mallinnusvaiheessa tämä korjattiin ottamalla ajasta logaritimuunnos.

4 Tulokset

4.1 Arviointivirheiden tarkastelua

Arviointivirheitä analysoitaessa eri puustotunnuksista oli käytettävissä eri määrä havaintoja sen mukaan, kuinka usein kyseinen tunnus esiintyi käytetyissä mittausstrategioissa. Koska G sisältyi kaikkiin mittausstrategioihin, oli sen arviointivirheiden analysointiin käytettävissä suurin aineisto, 762 havaintoa (taulukko 5). Seuraavaksi eniten havaintoja oli d_{gM} :stä, yhteensä 326, ja d_{med} :stä yhteensä 291 havaintoa. Muista tunnuksista havaintoja oli tasaisesti kahdensadan molemmin puolin.

Puustotunnuksista G arvioitiin keskimäärin harrattomasti, tunnusten d_{gM} , h_{gM} , d_{max} , N ja $G_{d>16}$ arvioinnissa tehtiin keskimäärin lieviä aliarvioita, tunnusten d_m , d_{med} , d_{min} , $N_{d\leq 6}$, $N_{d>16}$ ja $G_{d\leq 10}$ kohdalla taas yliarvioita (taulukko 5). Suurimmat suhteelliset hajonnat olivat puustotunnusten $N_{d\leq 6}$, $G_{d\leq 10}$, $N_{d>16}$ ja N arviointivirheillä, pienimmät puolestaan tunnuksilla d_{gM} , h_{gM} ja d_{max} . Suurin hajonta oli yli 300%. Suhteellisen keskivirheen perusteella parhaiten tulivat arvioiduksi puustotunnukset d_{gM} , h_{gM} , d_{max} , d_m ja G (taulukko 5).

Tutkimuksessa mukana olleista keskiläpimittatunnuksista, d_{gM} , d_m ja d_{med} , tunnuksen d_{gM} arviointi onnistui parhaiten – sen suhteellinen keskivirhe oli 19,6 % (taulukko 5). Sen arvioinnissa tehtiin kuitenkin

Taulukko 5. Puustotunnusten havaintojen lukumäärä, arviointivirheiden harhat ja hajonnat absoluuttisina ja puustotunnuksen keskiarvoon suhteutettuna sekä arviointivirheen suhteellinen keskiarvo.

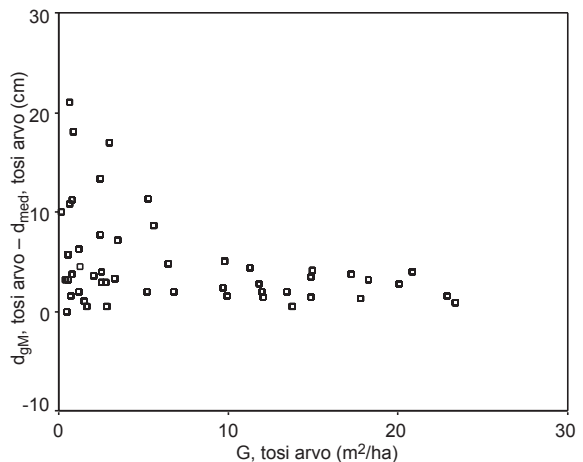
	Havaintojen lukumäärä	Arviointivirheen harha	Arviointivirheen harha	Arviointivirheen hajonta	Arviointivirheen hajonta, %	Keskivirhe RMSE, %
G (m ² /ha)	762	0,05	0,5	2,73	31,8	31,8
d _{gM} (cm)	326	1,38	6,9	3,67	18,4	19,6
h _{gM} (m)	168	0,81	4,9	2,39	14,6	15,4
d _m (cm)	170	-1,45	-9,2	3,42	21,7	23,5
d _{med} (cm)	291	-2,29	-14,9	4,70	30,5	33,9
d _{min} (cm)	214	-2,56	-28,0	6,05	66,3	72,0
d _{max} (cm)	211	1,11	4,3	4,56	17,5	18,0
N (kpl/ha)	217	42,74	8,1	421,93	80,2	80,6
N _{d≤6} (kpl/ha)	161	-51,93	-28,9	652,67	362,9	364,1
N _{d>16} (kpl/ha)	164	-50,15	-35,6	137,10	97,3	103,6
G _{d≤10} (m ² /ha)	154	-0,24	-36,7	1,94	295,4	297,6
G _{d>16} (m ² /ha)	145	0,14	2,0	2,69	40,2	40,3

Taulukko 6. Mittauskokeiden aineistosta (arvioitu) ja koeala-aineistosta (tosi arvo) lasketut keskiläpimittatunnusten keskiarvot ja keskihajonnat.

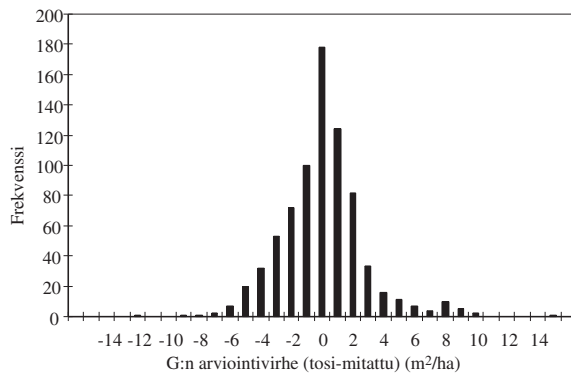
	d _{gM} , arvioitu	d _{gM} , tosi arvo	d _m , arvioitu	d _m , tosi arvo	d _{med} , arvioitu	d _{med} , tosi arvo
Havaintojen lkm	326	779	170	779	291	779
Keskiarvo, cm	18,6	19,6	17,2	15,8	17,7	15,3
Keskihajonta, cm	7,2	8,1	7,1	8,1	7,6	8,7

kin 6,9%:n systemaattisia aliarvioita. Tunnukset d_m ja d_{med} sen sijaan yliarvioitiin (-9,2% ja -14,9%). Huonointen arvioitiin runkolukuun perustuva medi-aani, sen keskiarvo oli 33,9%. Keskimäärin d_m ja d_{med} arvioitiin lähes saman suuruisiksi, mitä ne todellisuudessa olivatkin. Kun niiden kummankin arvo keskimäärin yliarvioitiin, ja d_{gM}:n arvo aliarvioitiin, arvioidut arvot ovat huomattavasti lähempänä toisiaan kuin tosi arvot (taulukko 6). Mittaajien oli ilmeisesti vaikea mieltää eri keskiläpimittojen välisiä eroja, ja siten niiden arvioinnissa tapahtui keskiarvoistamista. Keskitunnusten välinen ero pieneni puuston pohjapinta-alan funktiona, joten niiden erottaminen on suurissa puustoissa hankalampaa kuin pienissä (kuva 1). Toisaalta pieniä pohjapinta-alahavaintoja saatiin myös silloin, kun puulajia oli koealalla vähän.

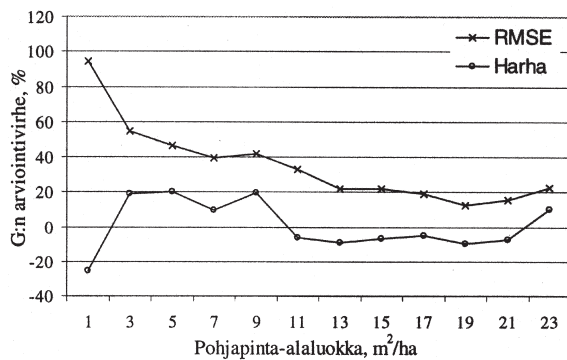
Pohjapinta-alan arviointivirheistä suurin osa, 94,6%, asetui luokkavälille -5–5 m²/ha (kuva 2). Ventolan (1980) tutkimuksessa pohjapinta-alan arviointivirheet vaihtelivat yleisesti välillä -3–3 m²/ha. Arviointivirheiden vaihtelu koealojen sisällä vaihteli

**Kuva 1.** Keskiläpimittojen d_{gM} ja d_{med} tosi arvojen erotus pohjapinta-alan G funktiona. Erot keskiläpimitoissa pienenevät G:n kasvaessa.

sen sijaan melko paljon (kuva 3). Toisilla koealoilla tehtiin selvästi enemmän yliarvioita, toisilla taas enemmän aliarvioita. Koealalla 11 arviointivirhe-



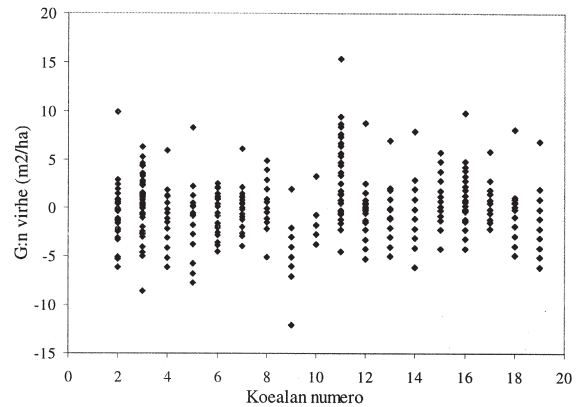
Kuva 2. Pohjapinta-alan G arviointivirheiden frekvenssit luokittain.



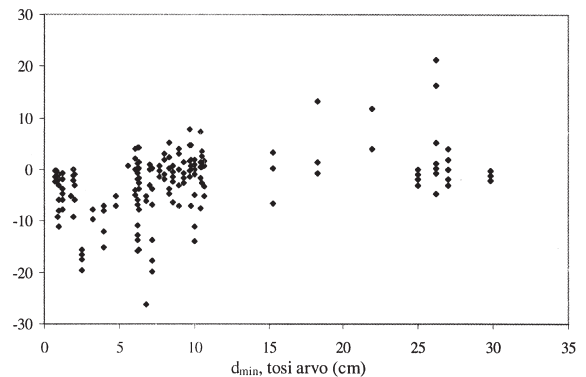
Kuva 4. Pohjapinta-alan suhteellinen harha ja keskivirhe pohjapinta-alaluokittain.

den vaihteluväli oli suurin. Puusto-ositteen pohjapinta-alan ollessa pieni tehtiin sen arvioinnissa yleisesti aliarvioita (kuva 4). Pohjapinta-alaluokassa 1 tehtiin kuitenkin keskimäärin yli 20 %:n yliarvioita. Suurilla pohjapinta-alan arvoilla tehtiin puolestaan noin 10 %:n yliarvioita, suurinta pohjapinta-alaluokkaa lukuun ottamatta. Suhteellinen keskivirhe sen sijaan pieneni tasaisesti pohjapinta-alan kasvaessa (kuva 4).

Tunnuksen d_{GM} arvioinnissa suuri osa virheistä, 81,9 %, asettui luokkavälille $-4-4$ cm. Tunnuksen h_{GM} arviointivirheistä 60,5 % oli aliarvioita, 15 % havainnoista oli arvioitu oikeaan metrin luokkaan ja 24,5 % virheistä oli yliarvioita. Ventolan (1980) tutkimuksessa keskipituuden arviointivirheet vaihtelivat useimmiten välillä $-2-2$ m.



Kuva 3. Pohjapinta-alan G arviointivirheen vaihtelu koealoittain.



Kuva 5. Tunnuksen d_{min} arviointivirhe tunnuksen tosi arvojen funktiona.

Tunnuksen d_{min} arvioinnissa virheet olivat suhteellisen suuria ja virheiden vaihteluväli oli huomattavan suuri suhteessa tunnuksen tosi arvoihin (kuva 5). Tunnuksen tosi arvojen ollessa pieniä tehtiin enemmän yliarvioita ja tosi arvojen ollessa suuria tehtiin enemmän aliarvioita. Kuten on jo tullut mainittua, tämän tunnuksen arviointivirheisiin vaikuttaa olennaisesti se, kuinka koealan puuston jakaa alikasvokseen ja valtapuustoon.

Tunnuksen $N_{d \leq 6}$ havainnot olivat varsin epätasaisia. Tämä johtui osin siitä, että suuri osa kyseisen tunnuksen havainnoista keskittyi koealoilla alikasvupuustoon, joka puolestaan jätettiin analyysin ulkopuolelle. Tunnus oli myös ennestään vieras mittajaikille, mutta niin olivat toisaalta useimmat muutkin. Arvioiden joukossa oli muutamia pahasti

Taulukko 7. Puustotunnusten tosi arvojen ja mittaajien arvioimien arvojen varianssit sekä niiden korrelaatiot tunnuksen arviointivirheen kanssa.

	var (tosi)	var (arvioitu)	corr(virhe, tosi)	corr(virhe, arvioitu)	Puusto- tunnus
G	49,4	59,6	-0,07	-0,42	tavallinen
d_{gM}	63,8	51,2	0,45	-0,02	Berkson
h_{gM}	18,3	19,0	0,24	-0,31	yhdistelmä
d_m	64,1	50,9	0,45	0,03	Berkson
d_{med}	77,7	57,2	0,51	-0,02	Berkson
d_{min}	59,3	61,1	0,37	-0,41	yhdistelmä
d_{max}	81,2	85,9	0,20	-0,30	yhdistelmä
N	526629	305037	0,65	0,09	Berkson
$N_{d \leq 6}$	391621	924946	-0,13	-0,76	tavallinen
$N_{d > 16}$	23237	53618	-0,28	-0,78	tavallinen
$G_{d \leq 10}$	1,6	4,2	0,24	-0,80	tavallinen
$G_{d > 16}$	49,7	54,1	0,07	-0,30	tavallinen

poikkeavia havaintoja. Sekä suurimmat yli- että aliarviot tunnuksen arvioinnissa syntyivät koealalla 15, joka oli puustoltaan hyvin tiheää (kokonaisrunkoluku 6200 kpl/ha), keskipituudeltaan 8 m olevaa mänty-hieskoivu-sekametsää.

Tutkimuksessa mukana olleista puustotunnuksista d_{gM} , d_m , d_{med} ja N osoittautuivat Berksonin tapauksiksi (taulukko 7). Niissä mittaajien antamat arviot painoutuivat keskiarvon suuntaan, joten niiden varianssi oli pienempi kuin tunnusten oikeiden arvojen varianssi. Arviointivirhe myös korreloi voimakkaammin tosi arvojen kuin havaittujen arvojen kanssa. Näillä arvioilla on Berksonin tapauksen ominaisuudet ja luonne: mittaajat ovat ikään kuin arvioineet tunnuksen käyttäen ”mittariarvona” mielikuvaa keskimääräisestä kyseisen tyyppin metsiköstä. Tämä sopii hyvin yhteen myös sen kanssa, että näitten muuttujien arviointiin sisältyy vähän varsinaisia mittauksia, ja enemmän silmänvaraista arviointia. Koska kyse on kuitenkin silmänvaraisesta arviosta eikä laboratoriokoikeesta, eivät arviot täysin vastaa perinteistä Berksonin tapausta.

Puustotunnukset G, $G_{d \leq 10}$, $G_{d > 16}$, $N_{d \leq 6}$ ja $N_{d > 16}$ sen sijaan olivat ns. tavallisia tapauksia. Arviointivirheet korreloivat voimakkaammin mittaajien arvioimien (havaittujen) arvojen kuin tosi arvojen kanssa ja havaittujen arvojen varianssi oli suurempi kuin tosi arvojen (taulukko 7). Pohjapinta-alan osalta tulos sopii hyvin yhteen sen kanssa, että nimenomaan pohjapinta-ala-arviot perustuvat paljolti relaskoopimittauksiin ja vain koealojen sijoit-

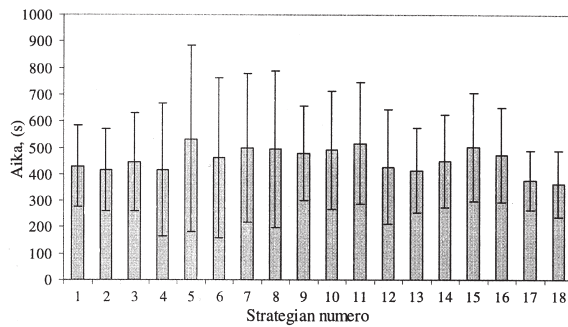
telun osalta silmänvaraiseen arviointiin. Koska nyt kyseessä oli koealan pohjapinta-alan arviointi eikä kokonaisen kuvion, objektiivinen koealan paikkojen valinta oli myös helppoa.

Eräänlaisia Berksonin tapauksen ja tavallisen tapauksen yhdistelmiä olivat tunnuksat h_{gM} , d_{min} ja d_{max} . Niillä tosi arvojen ja havaittujen arvojen varianssit poikkesivat vain vähän toisistaan (taulukko 7). Arviointivirheillä oli korrelaatiota sekä mittaajien arvioimien (havaittujen) että tosi arvojen kanssa: arviointivirheiden ja tosi arvojen välillä vallitsi positiivinen korrelaatio, kun taas havaittujen arvojen kanssa arviointivirheiden korrelaatio oli negatiivista. Näissä tapauksissa myös mittaajien työtavoissa oli havaittavissa sekä silmänvaraisen arvioinnin että mittausten piirteitä: esimerkiksi keskipuu valittiin silmänvaraisesti, mutta sen pituus tyypillisesti mitattiin hypsometrillä. Tällöin keskiarvoistamista ei tapahtunut samalla tavoin kuin keskilämpimittojen tapauksessa.

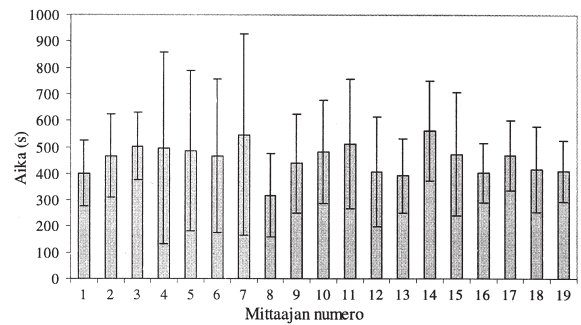
4.2 Ajanmenekkiä kuvaava malli

Puustotunnusten maastoarvioinnin ajanmenekkiä kuvaavassa mallissa otettiin huomioon mittausstrategioiden, mittaajien, koealan puuston ja koealojen mittausjärjestyksen vaikutus koealakohtaiseen ajanmenekkiin. Mittausstrategiat eivät keskimääräisen ajanmenekin suhteen juuri poikenneet toisistaan (kuva 6). Suurin keskimääräinen ajanmenekki oli strategialla 5 ja pienimmät strategioilla 17 ja 18. Samoin strategialla 5 ajanmenekin keskihajonta oli suurin ja strategioilla 17 ja 18 pienin. Koska mitattavia tunnuksia oli kaikissa strategioissa yhtä paljon, tunnusten määrä ei vaikuttanut tulokseen. Yksi selitys tasaiseen ajanmenekkiin on, että pohjapinta-ala, jonka arviointi perustuu eniten mittauksiin, sisältyi kaikkiin strategioihin ja muut tunnuksat arvioitiin pitkälle silmänvaraisesti. Silmänvarainen arviointi siis on ajanmenekiltään melko riippumaton arviotavasta tunnuksesta.

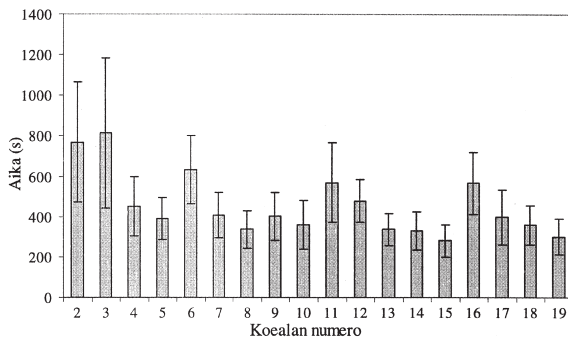
Mittaajakohtaiset keskimääräiset ajanmenekit verrattuna strategiakohtaisiin poikkesivat jo enemmän toisistaan (kuva 7). Keskimääräisissä ajanmenekissä oli jopa neljän minuutin ero mittaajien välillä. Ajanmenekkien keskihajonnat vaihtelivat myös suuresti mittaajien kesken.



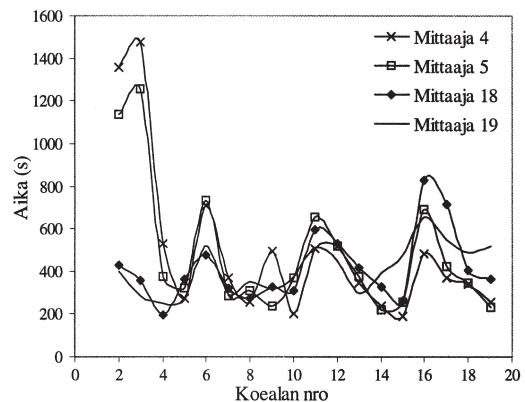
Kuva 6. Strategioiden keskimääräiset ajanmenokit (pylväs) \pm keskihajonta (jana).



Kuva 7. Mittaajien keskimääräiset ajanmenokit (pylväs) \pm keskihajonta (jana).



Kuva 8. Koealojen keskimääräiset ajanmenokit (pylväs) \pm keskihajonta (jana).



Kuva 9. Mittausjärjestyksen vaikutus koealakohtaiseen ajanmenekkiin. Mittaajat 4 ja 5 kiersivät radan myötäpäivään ja mittaajat 18 ja 19 vastapäivään.

Keskimääräisissä ajanmenokeissa koealojen välillä oli selviä eroja (kuva 8). Koealat 2 ja 3 olivat keskimääräisesti työlämpiä arvioida. Niiden jälkeen suurimmat keskimääräiset ajanmenokit olivat koealoilla 6, 11 ja 16. Koealojen puusto oli kaikissa näissä tapauksissa heterogeeninen, niin puulajien kuin puustojaksojenkin suhteen. Osittain koealojen välisiin eroihin ajanmenokeissa vaikuttaa myös mittausjärjestys.

Koealojen mittausjärjestyksellä eli radan kiertosuunnalla havaittiin jo mittauskokeiden aikana olevan vaikutusta ajanmenekkiin. Kierrettäessä maastorata myötäpäivään tuli ensimmäisenä arviotavaksi kaksi radan runsapuustoisimmasta päästä olevaa koealaa (koealat 2 ja 3) – näillä koealoilla mittaajat käyttivät keskimäärin enemmän aikaa kuin muilla (kuva 9). Toisaalta mittaajat, jotka kiersivät radan vastapäivään, ja arvioivat näin ollen koealat

2 ja 3 viimeisenä, eivät käyttäneet niiden arviointiin normaalia enempää aikaa. Sen sijaan koealalla 16, joka myös oli puustoltaan ‘hankala’, vastapäivään radan kiertäneet mittaajat käyttivät sen arviointiin enemmän aikaa kuin radan myötäpäivään kiertäneet.

Ajanmenekkiä kuvaavassa mallissa mallin kiinteän osan selittäjiksi tulivat puusto-ositteiden lukumäärä, koealojen mittausjärjestys, kokonaispohjapinta-ala sekä mittausstrategioiden dummy-muuttujat (taulukko 8). Puusto-ositteiden lukumäärä vaihteli koealoilla välillä 3–10. Koealojen mittausjärjestyksestä kuvaava muuttuja sai arvon sen mukaan, kuinka monentena mittaja kyseisen koealan rataa kiertäessään arvioi. Strategiakohtaiset dummy-muuttujat otettiin kaikki mukaan malliin, vaikka ne eivät kaikki olleet merkitseviä. Dummy-muuttujien estimaatit kuvaavat poikkeamaa mallin

Taulukko 8. Ajanmenekkiä kuvaava malli, missä m_i on mittaajaa i kuvaava satunnainen tekijä, k_j on koealaa j kuvaava satunnainen tekijä ja e_{ij} on mallin jäännösvirhe.

ln(aika)	Estimaatti	Keskivirhe
Vakio	5,5351	0,12410
Puusto-ositteiden lkm	0,0724	0,01575
Mittausjärjestys	-0,0349	0,00323
G (m ² /ha)	0,0158	0,00462
Strategia 1	0,1605	0,07801
Strategia 2	0,1024	0,07796
Strategia 3	0,1758	0,07793
Strategia 4	0,0672	0,07793
Strategia 5	0,2065	0,07795
Strategia 6	0,0680	0,07799
Strategia 7	0,1922	0,07805
Strategia 8	0,1884	0,07812
Strategia 9	0,1829	0,07823
Strategia 10	0,1389	0,07836
Strategia 11	0,1972	0,07849
Strategia 12	-0,0069	0,07866
Strategia 13	-0,0240	0,07884
Strategia 14	0,0055	0,07908
Strategia 15	0,1565	0,07922
Strategia 16	0,1328	0,07851
Strategia 17	-0,0160	0,07808
var(m_i)	0,0141	0,00563
var(k_j)	0,0109	0,00473
var(e_{ij})	0,0576	0,00466

vakiosta, joka puolestaan kuvaa mallin lähtötasoa strategian 18 tapauksessa.

Mallin satunnaisosassa merkitseviksi tulivat sekä mittaajaa että koealaa kuvaavat satunnaiset parametrit (taulukko 8). Jäännösvirheen kokonaisvarianssista, jota mittausstrategia, järjestys tai puusto-ositteiden määrä ei pystynyt selittämään, mittaajien välinen vaihtelu oli 17% ja koealojen välinen vaihtelu 13%.

5 Tulosten tarkastelu

5.1 Arvioinnin luotettavuus

Tässä tutkimuksessa ns. peruspustotunnusten (G , d_{gM} , h_{gM}) arviointivirheiden suhteelliset keskivirheet olivat suurempia kuin monissa aikaisemmissa tutkimuksissa. Vertailuaineiston hankinta tässä

tutkimuksessa poikkeaa muista tutkimuksista siten, että tarkasti mitatut arvot kattoivat koko sen koealan, jolta mittaajat tekivät arvionsa. Ne eivät siten perustuneet otantaan kuten aikaisemmissa tutkimuksissa. Normaalisissa kuvioittaisessa arvioinnissa kuvion sisäinen vaihtelu vaikuttaa voimakkaasti arvioinnin luotettavuuteen, mutta tässä tutkimuksessa koealojen pienuus vähensi sisäisen vaihtelun merkitystä. Toisaalta tällöin saattoi olla hankalaa kohdistaa silmänvarainen arvio täsmälleen koealan alueelle: siihen voi vaikuttaa myös koealan ulkopuolinen kuvion osa. Koealan puuston arviointi ei siten täysin vastaa kuvion arviointia. Lisäksi tässä tutkimuksessa oli mukana hyvinkin heterogeenisiä metsiköitä, mutta esim. Pigginn (1994) tutkimuksessa oli mukana vain yksijaksoisia kuvioita, joilla tunnusten arviointi on luonnollisesti helpompaa. Tässä tutkimuksessa myös tarkasteltiin virheitä puusto-ositteittain, joista varsinkin lehtipuuositteet saattoivat olla hyvin pieniä.

Tutkimuksessa mukana olleista ns. uusista puustotunnuksista puusto-ositteen maksimiläpimitan d_{max} arviointi onnistui parhaiten, sen arviointivirheen suhteellinen keskivirhe oli 18%. Sen lisäksi ainoastaan keskiläpimittojen d_m ja d_{med} suhteelliset keskivirheet olivat samaa suuruusluokkaa peruspustotunnusten keskivirheiden kanssa. Minimiläpimitan d_{min} , runkoluvun N sekä tukkipuun ja hukkapuun pohjapinta-ala- ja runkolukuosuuksia kuvaavien tunnusten, $G_{d \leq 10}$, $G_{d > 16}$, $N_{d \leq 6}$ ja $N_{d > 16}$, arviointi onnistui keskivirheellä mitaten heikosti. Vartuneiden puustojen runkolukua ei ehkä pidetty merkittävänä tunnuksena, tai mittakepin käyttämättä jättäminen heikensi tulosten tarkkuutta. Näiden tulosten perusteella kyseisten tunnusten arvioinnista tuskin on etua tilavuuden tai puutavaralajien arvioinnissa, ellei arvioijia pystytäkään kouluttamaan niiden arvioimiseen huomattavasti tarkemmin. Myös eroteltavien jaksojen objektiivisempi määrittely maastossa voisi osaltaan auttaa.

Sen sijaan maksimiläpimitan d_{max} ja runkolukumediaanin d_{med} arviointi käytännön kuvioittaisessa arvioinnissa voi hyvinkin olla kannattavaa, sillä niistä on havaittu olevan apua etenkin puutavaralajien sekä kaksijaksoisuuden ennustamisessa (Maltamo ym. 2000, Kangas ja Maltamo 2002). Niiden tuoma hyöty käytännön arvioinnissa täytyy kuitenkin jatkotutkimuksissa selvittää tarkemmin,

ottaen huomioon myös tunnusten arviointivirheet. Toisaalta läpimittajakaudan kalibrointi olettaa nyky-muodossaan puustotunnusten olevan virheettömästi arvioituja. Kalibrointiestimointia on tulevaisuudessa myös kehitettävä siten, että se ottaa arviointivirheet huomioon, sillä täysin virheetöntä maastotietoa on käytännössä mahdotonta saada.

5.2 Arvioinnin ajanmenekki

Tutkimuksen mukaan maastoarvioinnin ajanmenekkiin vaikuttavat voimakkaasti arvioitavan puuston ominaisuudet, kuten pohjapinta-ala ja puusto-ositteiden lukumäärä. Eri strategiat sen sijaan poikkesivat vain marginaalisesti toisistaan. Strategioiden väliset erot olivat myös melko epäyhtenäisiä: esimerkiksi mallissa sekä ajanmenekiltään suurin (Strategia 5) että pienin (Strategia 13) strategia sisälsivät maksimiläpimitan ja pohjapinta-alan. Arvioitavilla puustotunnuksilla siis ei ole merkittävää vaikutusta ajanmenekkiin, ainakaan kun tunnukset arvioidaan silmänvaraisesti. Koska pohjapinta-ala esiintyi kaikissa strategioissa, sen arviointiin kuluvasta ajasta suhteessa muihin muuttujiin voidaan esittää vain arvioita. Lisäksi kaikki mittausstrategiat sisälsivät yhden tai useampia mittajille ennestään tuntemattomia puustotunnuksia. Jos ajanmenekki olisi voitu arvioida kustakin puustotunnuksesta erikseen, eroja perinteisten tunnusten ja ns. uusien tunnusten välillä olisi luultavasti havaittu.

Tässä tutkimuksessa ajanmenekkiin vaikutti koealojen mittausjärjestys. Tämä johtuu siitä, että mittajat rutinoituivat arvioimiseen mittausradan loppua kohti ja radan ensimmäisten koealojen arviointi vei siten keskimääräistä enemmän aikaa. Mittaajien välinen vaihtelu oli merkitsevää, mikä taas voi johtua esimerkiksi mittaajien työkokemuksesta, muista henkilökohtaisista ominaisuuksista tai siitä, kuinka hyvin mittaaja oli perehtynyt arvioitaviin puustotunnuksiin ennen mittauskokeita. Koealojen välinen vaihtelu ajanmenekissä oli myös tilastollisesti merkitsevää. Tämä voi olla seurausta koealojen koon ja puuston erilaisuudesta, jota mal-leissa ei ollut mukana.

Kuvioittaisen arvioinnin maastomittaukset pohjautuvat tällä hetkellä pohjapinta-alan (taimikoissa runkoluvun), keskiläpimitan ja keskipituuden arvi-

ointiin jokaiselta kuviolta. Tässä tutkimuksessa kävi ilmi, että heterogeenisissä metsiköissä puustotunnusten arviointiin kului enemmän aikaa kuin homogeenisissä, riippumatta mitattavista tunnuksista. Koska mitattavilla tunnuksilla ei ollut muutenkaan merkitsevää vaikutusta ajanmenekkiin, uusien puustotunnusten käyttöönotto kuvioittaisessa arvioinnissa on mahdollista ainakin kustannusten puolesta.

6 Lopuksi

Nyt käsillä olevassa tutkimuksessa on arvioitu kuvioittaisessa arvioinnissa hyödynnettävissä olevien tunnusten arviointitarkkuutta ja mittausten ajanmenekkiä yleisellä tasolla. Tarkoitus on jatkossa selvittää tarkemmin mittausvirheiden luonnetta ja riippuvuutta metsän ominaisuuksista. Lisäksi tavoitteena on selvittää jatkossa myös arvioitujen tunnusten mahdollista hyötyä ennustettaessa puuston tilavuutta, puutavaralajeja ja kasvua, ainakin nyt lupaavimmilta näyttävien tunnusten osalta. Tulevaisuudessa on silmänvaraisen arvioinnin luotettavuutta tarkoitus myös verrata ilmakuvilta saatavissa olevan informaation luotettavuuteen. Kuvioittaisen arvioinnin kehitystyön kannalta jatkotutkimukset ovat ensiarvoisen tärkeitä.

Kiitossanat

Tutkimuksen ovat rahoittaneet Metsämiesten Säätiö sekä Suomen Akatemia (pääösnro 73392). Metsätutkimuslaitoksen Kannuksen tutkimusasema tarjosi osaavaa kenttätövoimaa sekä mahdollisuuden kokeen toteuttamiseen Metlan mailla. Kiitokset kuuluvat myös työtä koskevista neuvoista ja kommenteista dosentti Juha Lapille.

Kirjallisuus

- Anttila, P. 2002. Updating stand level inventory data applying growth models and visual interpretation of aerial photographs. *Silva Fennica* 36(2): 549–560.
- Carroll, R.J., Ruppert, D. & Stefanski, L.A. 1995. Measurement error in nonlinear models. *Monographs on Statistics and Applied Probability* 63. 305 s.
- Deville, J-C. & Särndal, C-E. 1992. Calibration estimation in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association* 87(418): 376–382.
- Hyypä, J. & Inkinen, M. 1999. Detecting and estimating attributes for single trees using laser scanner. *The Photogrammetric Journal of Finland* 16: 27–42.
- Kangas, A. & Maltamo, M. 2000a. Calibrating predicted diameter distribution with additional information. *Forest Science* 46(3): 390–396.
- & Maltamo, M. 2000b. Performance of percentile based diameter distribution prediction and Weibull method in independent data sets. *Silva Fennica* 34(4): 381–398.
- Maltamo, M. 2002. Anticipating the variance of predicted stand volume and timber assortments with respect to stand characteristics and field measurements. *Silva Fennica* 36(4).
- Laasasenaho, J. 1982. Taper curve and volume functions for pine, spruce and birch. *Communications Instituti Forestalis Fenniae* 108. 74 s.
- & Päivinen, R. 1986. Kuvioittaisen arvioinnin tarkistamisesta. *Folia Forestalia* 664. 19 s.
- Lappi, J. 1993. Metsäbiometrian menetelmiä. *Silva Carelica* 24. 182 s.
- Malinen, J., Maltamo, M. & Nuutinen, T. 1999. Metsävaratietojen ylläpitomenetelmät. Teoksessa: Heikinheimo, M. (toim.). *Metsäsuunnittelun tietohuolto. Metsäntutkimuslaitoksen tiedonantoja* 741: 58–84.
- Maltamo, M., Kangas, A., Uuttera, J., Torniainen, T. & Saramäki, J. 2000. Comparison of percentile based predicted methods and Weibull distribution in describing diameter distribution of heterogeneous Scots pine stands. *Forest Ecology and Management* 133: 263–274.
- Muinonen, E., Maltamo, M., Hyppänen, H. & Vainikainen, V. 2001. Forest stand characteristics estimation using a most similar neighbor approach and image spatial structure. *Remote Sensing of Environment* 78: 223–228.
- Mähönen, M. 1984. Kuvioittaisen arvioinnin luotettavuus. *Metsänarvioimistieteen pro gradu -työ*. Helsingin yliopisto. 56 s.
- Mäkelä, H. 1999. Metsätiedon hankintamenetelmät. Teoksessa: Heikinheimo, M. (toim.). *Metsäsuunnittelun tietohuolto. Metsäntutkimuslaitoksen tiedonantoja* 741: 31–57.
- Oksanen-Peltola, L. 1999. Metsäsuunnittelun lähtökohta. Teoksessa: Heikinheimo, M. (toim.). *Metsäsuunnittelun tietohuolto. Metsäntutkimuslaitoksen tiedonantoja* 741: 8–12.
- Pigg, J. 1994. Keskiläpimitan ja puutavaralajijakauman sekä muiden puustotunnusten tarkkuus Metsähallituksen kuvioittaisessa arvioinnissa. *Metsänarvioimistieteen pro gradu -työ*. Helsingin yliopisto. 86 s.
- Poso, S. 1983. Kuvioittaisen arvioimismenetelmän perusteita. *Silva Fennica* 17(4): 313–349.
- Pussinen, A. 1992. Ilmakuvat ja Landsat TM -satelliittikuva välialueiden kuvioittaisessa arvioinnissa. *Metsätalouden suunnittelun syventävien opintojen tutkielma*. Joensuun yliopisto. 48 s.
- Solmu-maastotyöopas. 2000. *Metsätalouden kehittämisskeskus Tapio*. Helsinki. 82 s.
- Ventola, K. 1980. Kuvioittaisen silmävaraisen arvioinnin tarkkuus ja arviointitarkkuuden kehitys arviointikautena. *Metsänarvioimistieteen laudatur-työ*. Helsingin yliopisto. 58 s.

21 viitettä

Liite I. Mittauskokeissa arvioidut puustotunnukset.

G (m ² /ha)	Metsikön pohjapinta-ala.
d _{gM} (cm)	Pohjapinta-alamediaanipuun läpimitta (keskiläpimitta). Pohjapinta-alamediaanipuu on se puu, jota suurempien ja pienempien puiden pohjapinta-ala koealalla on yhtä suuri.
d _m (cm)	Puuston aritmeettinen keskiläpimitta eli koealalla olevien puiden läpimittojen keskiarvo.
d _{med} (cm)	Mediaaniläpimitta runkoluvun suhteen. Sen puun läpimitta, jota suurempien ja pienempien puiden runkoluku koealalla on yhtä suuri.
d _{min} (cm)	Minimiläpimitta eli kunkin puustojakson pienimmän puun läpimitta.
d _{max} (cm)	Maksimiläpimitta eli kunkin puustojakson suurimman puun läpimitta.
h _{gM} (m)	Pohjapinta-alamediaanipuun pituus (keskipituus). Pohjapinta-alamediaanipuu on se puu, jota suurempien ja pienempien puiden pohjapinta-ala koealalla on yhtä suuri.
N (kpl/ha)	Runkoluku.
G _{d≤10} (m ² /ha)	Niiden puiden pohjapinta-ala, joiden läpimitta on pienempi tai yhtä suuri kuin 10 cm.
G _{d>16} (m ² /ha)	Niiden puiden pohjapinta-ala, joiden läpimitta on suurempi kuin 16 cm.
N _{d≤6} (kpl/ha)	Niiden puiden runkoluku, joiden läpimitta on pienempi tai yhtä suuri kuin 6 cm.
N _{d>16} (kpl/ha)	Niiden puiden runkoluku, joiden läpimitta on suurempi kuin 16 cm.

Liite 2. Mittausstrategiat.

	1. tunnus	2. tunnus	3. tunnus	4. tunnus
Strategia 1:	G	d _{gM}	h _{gM}	N
Strategia 2:	G	d _{gM}	h _{gM}	G _{d≤10}
Strategia 3:	G	d _{gM}	h _{gM}	N _{d≤6}
Strategia 4:	G	d _{gM}	d _{min}	G _{d>16}
Strategia 5:	G	d _{gM}	d _{max}	N _{d>16}
Strategia 6:	G	d _m	N	G _{d≤10}
Strategia 7:	G	d _m	N	N _{d>16}
Strategia 8:	G	d _m	d _{min}	N
Strategia 9:	G	d _m	d _{max}	N
Strategia 10:	G	d _{med}	d _{min}	N _{d>16}
Strategia 11:	G	d _{med}	d _{max}	N _{d≤6}
Strategia 12:	G	d _{med}	d _{min}	G _{d≤10}
Strategia 13:	G	d _{med}	d _{max}	G _{d>16}
Strategia 14:	G	d _{med}	d _{min}	d _{max}
Strategia 15:	G	d _{gM}	d _{med}	h _{gM}
Strategia 16:	G	d _{med}	N _{d≤6}	N _{d>16}
Strategia 17:	G	d _{gM}	G _{d≤10}	G _{d>16}
Strategia 18:	G	d _{gM}	N _{d≤6}	G _{d>16}