METSÄNTUTKIMUSLAITOS
JALOSTUSASEMA
01590 MAISALA

METSÄNTUTKIMUSLAITOKSEN JULKAISUJA

COMMUNICATIONES
INSTITUTI FORESTALIS FENNIAE

MEDDELANDEN FRÅN SKOGSFORSKNINGSINSTITUTET I FINLAND
MITTEILUNGEN DER FORSTLICHEN FORSCHUNGSANSTALT IN FINLAND
PUBLICATIONS OF THE FINNISH FOREST RESEARCH INSTITUTE
PUBLICATIONS DE L'INSTITUT DE RECHERCHES FORESTIÉRES DE LA FINLANDE

72

HELSINKI 1971

METSÄNTUTKIMUSLAITOS
Jalostusosasto
3.16

METSÄNTUTKIMUSLAITOKSEN JULKAISUJA

COMMUNICATIONES
INSTITUTI FORESTALIS FENNIAE

MEDDELANDEN FRÅN SKOGSFORSKNINGSINSTITUTET I FINLAND
MITTEILUNGEN DER FORSTLICHEN FORSCHUNGSANSTALT IN FINLAND
PUBLICATIONS OF THE FINNISH FOREST RESEARCH INSTITUTE
PUBLICATIONS DE L'INSTITUT DE RECHERCHES FORESTIÉRES DE LA FINLANDE

72

HELSINKI 1971

METROPOLITAN MUSEUM
Library

COMMUNICATIONES

INSTITUTI FORESTALIS FENNIAE

72

72.1 Paavilainen, Eero. 1970. Astiakokeita pintalannoituksen vaikutuksesta koivun, kuusen ja männyn kylvön onnistumiseen muokkaamattomalla kasvualustalla. *Summary:* On the effect of top dress fertilization on successful seeding of birch, spruce, and pine. Vessel experiments in soil with an untreated surface .... 1—37

72.2 Rikkonen, Pentti. 1970. Minimiläpimitan vaikutus kuusirungosta saatavan saha- ja paperipuun määrään sekä sahapuun arvoon. *Summary:* Effect of minimum diameter on the volume of saw timber and pulpwood obtainable from spruce stem, and on saw timber value ..... 1—46

72.3 Seppälä, Risto. 1971. Linked systematic cluster sampling for the estimation of timber removals. *Seloste:* Ketjutettu systemaattinen ryväsotanta hakkuupoistuman määrityksessä ..... 1—93

72.4 Palo, Matti. 1971. A systems-oriented frame model for planning research projects in forestry. *Seloste:* Metsällisen tutkimusprojektin suunnittelun systeemiteoreettinen kehysmalli ..... 1—60

72.5 Salo, Esko. 1971. Hakkuupoistuman määritys metsälöotoksesta. *Summary:* Determination of drain from fellings by a sample of forest units ..... 1—122

ASTIAKOKEITA PINTALANNOITUKSEN VAIKUTUKSESTA KOIVUN, KUUSEN JA MÄNNYN KYLVÖN ONNISTUMISEEN MUOKKAAMATTOMALLA KASVUALUSTALLA

EERO PAAVILAINEN

ON THE EFFECT OF TOP DRESS FERTILIZATION ON SUCCESSFUL SEEDING OF BIRCH, SPRUCE, AND PINE. VESSEL EXPERIMENTS IN SOIL WITH AN UNTREATED SURFACE

SUMMARY

HELSINKI 1970

Helsinki 1971. Valtion painatuskeskus

SISÄLLYSLUETTELO

Sivu

1. Johdanto 5
2. Tutkimusmenetelmät ja -aineisto 7
   21. Kasvatuskokeet 7
   22. Lisätutkimukset turpeen vesi- ja ravinnetaloudesta 12
3. Tulokset 14
   31. Siementen itäminen ja taimien elossa pysyvyys 14
   32. Taimien pituuskasvu 27
4. Loppukatsaus 32

Kirjallisuutta 34

Summary 35

1. JOHDANTO

Kenttäkokeet ovat osoittaneet, että lannoitteiden käyttö soiden metsänviljelyssä saattaa lisätä taimien kuolleisuutta. Heikuraisen, Päivärsen ja Seppälän (1966) kokeissa todettiin näin tapahtuvan kalia ja typpeä käytettäessä, kun taas hienofosfaatin käyttö vähensi lievästi taimien kuolleisuutta. Myöhemmässä julkaisussa Seppälä (1968) toteaa, että NPK-lannoitus merkitsee männyn istutuksen yhteydessä suoritettuna kuolleisuuslukujen kasvamista sitä enemmän, mitä suurempia lannoitemääriä käytetään ja mitä lähemmäksi taimia lannoite levitetään. Tutkitut lannoitemäärät olivat viimeksi mainitussa kokeessa 0, 20, 40 ja 80 g metsän y-lannosta suomaille (14—18—10) tainta kohden 0.25 m^2:n alalle. Huikarin ja Paarlahden (1966) julkaisemien tulosten mukaan oli kuusen taimien kuoleminen hyvin vähäistä levitettäessä 25 g metsän y-lannosta suomaille (10—12—6) 5—20 cm:n etäisyydelle taimista ja 90.9 % taimista oli elossa vielä siinäkin tapauksessa, että lannoite levitettiin maanpintaan taimien juurille saakka. Sitä vastoin vain 13.6 % taimista oli elossa, kun lannoite annettiin suoraan istutuskuoppaan. Tekijän kokeessa (Paavilainen 1966) ei maanpintaan annettu laikkulannoitus vaikuttanut haitallisesti männyn taimiin melko suurtakaan lannoitemäärää (100 g/0.25 m^2 metsän y-lannosta suomaille) käytettäessä. Juurten kanssa kosketukseen annettuna oli typpi- ja kalilannoituksesta varsin nopeasti seurauksena taimille haitallinen myrkkyvaikutus. Suopelloilla lisäsi ylisuurten lannoitemäärien, lähinnä typen, käyttö taimien luolleisuutta, kun taas käytäntöä varten suositelluilla määrillä, 25—50 g metsän y-lannosta suomaille (14—18—10) tainta kohden 0.25 m^2:n alalle, ei ollut tätä vaikutusta (Paavilainen 1970).

Kenttäkokeiden tueksi on metsäntutkimuslaitoksen suontutkimusosaston ja tutkimusasemien toimesta perustettu myös kasvihuonekokeita, joilla selvitetään lannoituksen vaikutusta metsäpuiden taimien toimeentuloon. Kauniston (1968) jo julkaisemista tuloksista ilmenee, että kasvuturpeessa on runsas typen ja kalin käyttö vähentänyt männyn ja kuusen taimien lukumäärää, kun sen sijaan vaikealiukoiset fosforilannoitteet eivät ole suurinakaan määrinä käytettäessä vaikuttaneet vahingollisesti männyn ja kuusen sirkkataimien syntymiseen. Kalkin käyttö suhteellisen vähäisessä

määrässä (5 kg/i-m^3) on vähentänyt typen ja kalin myrkkyvaikutusta, mutta toisaalta suurina määrinä (10 kg/i-m^3) kalkin vaikutus on ollut selvästi negatiivinen.

Tässä tutkimuksessa esitetään tuloksia metsäntutkimuslaitoksen suontutkimusosaston työohjelmaan kuuluneista Parkanon tutkimusasemalle perustetuista astiakokeista, joiden tarkoituksena oli selvittää lannoituksen vaikutusta hieskoivun, rauduskoivun, kuusen ja männyn ensi kehitykseen. Astiakokeissa oli kasvualustana paitsi Parkanon tutkimusalueen niukkaravinteisilta soilta otettua rahkaturvetta, vertailua varten myös muita turvelajeja sekä kivennäismaalaleja.

2. TUTKIMUSMENETELMÄT JA -AINEISTO

21. Kasvatuskokeet

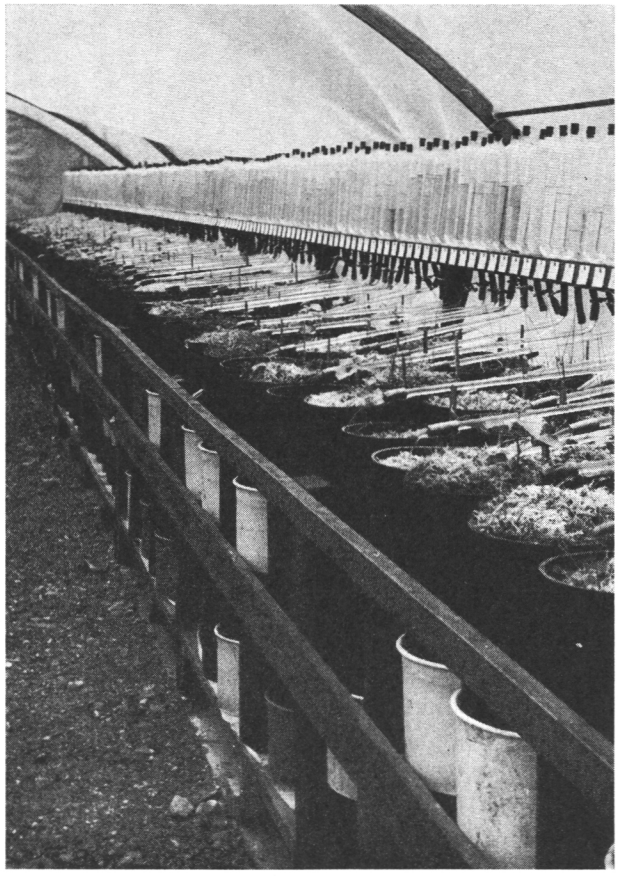
Tutkimuksia varten pystytettiin metsäntutkimuslaitoksen Alkkian kenttäasemalle keväällä 1967 muovikasvihuone, johon tehtiin tuuletusaukot sekä keskelle että molempiin päihin. Kasvihuoneen sisälle rakennettiin koeastioille telineet (kuvat 1—2). Kokeiden aikana mitattiin kasvihuoneen ilman lämpötila ja suhteellinen kosteus itsepiirtävällä termohygrografilla, joka oli sijoitettu koeastioiden yläpinnan tasoon (kuva 2).

Kokeet aloitettiin keväällä 1967 selvittämällä hieskoivun, rauduskoivun, kuusen ja männyn kylvötaimien ensi kehitystä rahkaturpeessa. Taimien kasvualustana käytetty rahkaturve siirrettiin tarkoitusta varten tehdyllä näytteenottolaitteella (J u u s e l a, K a u n i s t o ja M u s t o n e n 1969, s. 9—11) maan rakennetta rikkomatta muoviputkiin, joiden halkaisija oli 190 mm. Putkien pituus vaihteli sen mukaan, mille syvyydelle kasvualustan vesitalouteen vaikuttava pohjaveden taso säännösteltiin.

Pohjaveden tason säännöstelyssä käytettiin metsänhoitaja K a u n i s t o n (J u u s e l a, K a u n i s t o ja M u s t o n e n m.t., s. 14) kehittämää välineistöä (kuva 1). Siihen kuului vedellä täytettävä ja asteikolla varustettu lasinen mitta-astia, josta vesi johdettiin lasiputkien avulla koeastiassa olevaan 25 mm:n paksuiseen muoviputkeen. Viimeksi mainitun putken alapäähän oli tehty pitkittäisiä rakoja aina siihen syvyyteen asti, johon vedenpinta säännösteltiin. Kun turvepylväästä haihtui vettä, tuli sen tilalle automaattisesti uutta vettä mitta-astiasta, niin että vedenpinta pysyi alkuperäisessä säännöstelytasossaan. Mitta-astiat täytettiin päivittäin kello 9—10 aikaan ja samalla merkittiin muistiin, paljonko vettä oli kulunut haihtumiseen viimeisen vuorokauden aikana.

Kokeessa käytettiin neljää pohjaveden säännöstelytasoa: 10, 30, 50 ja 70 cm astioiden yläpinnasta lukien. Säännöstelytason mahdollisia muutoksia seurattiin päivittäin mittaamalla pohjaveden syvyys.

Koeastioihin annettiin pintalannoituksena metsän y-lannosta suomaille, joka sisälsi typpeä (N) 14 %, fosforia (P_2O_5) 18 % ja kalisuolaa (K_2O) 10 %. Käytetyt lannoitemäärät vastasivat 0, 1 000, 2 000 ja 4 000 kg/ha.

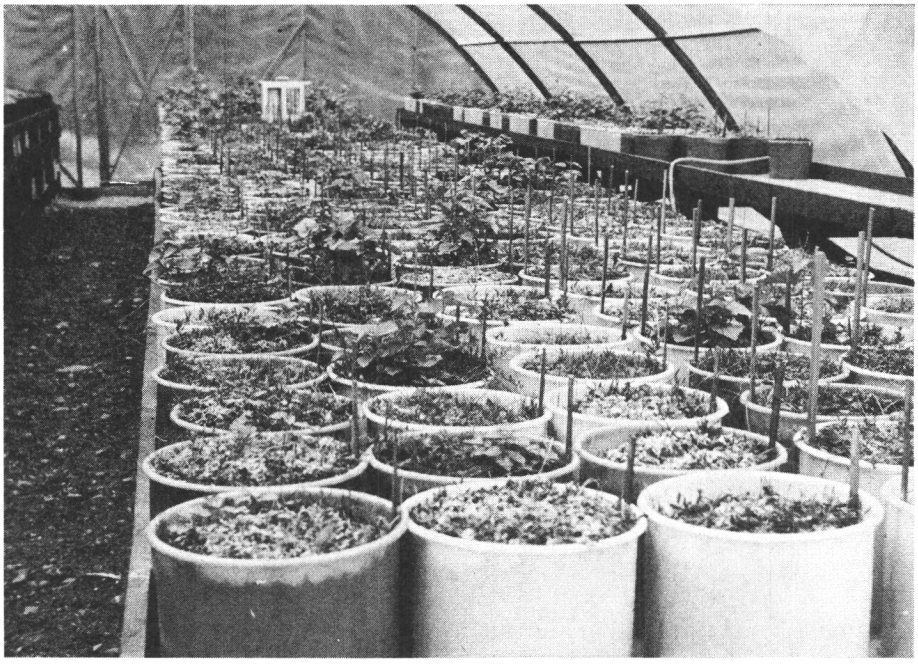


Kuva 1. Pohjavesikokeen koeastiat
Fig. 1. The ground water regulation experiment.

Tutkittavien puulajien, hieskoivun, rauduskoivun, kuusen ja männyn, siemenet kylvettiin siten, että jokaiseen astiaan tuli vain yhtä puulajia. Siemeniä käytettiin 30 kpl astiaa kohden. Koe perustettiin kolmesti toistettuna ja astioiden sijoitus arvottiin. Koejäseniä oli näin kaikkiaan: 4 × (pohjaveden syvyydet) × 4 (lannoitemäärät) × 4 (puulajit) × 3 (toistot) = 192 kpl. Siemenet kylvettiin 26. 5.—29. 5. 1967 välisenä aikana. Mäntyjä kuoli kuitenkin hyvästä itämisestä huolimatta niin runsaasti, että uusi männyn kylvö jouduttiin suorittamaan 1—3. 7. 1967 välisenä aikana.

Koeastioita kasteltiin 3—5 kertaa päivässä siemenien kylvön jälkeen. Heinäkuun lopulla kasteltiin myös kasvihuoneen käytäviä ilman suhteellisen kosteuden nostamiseksi. Kaikki kastelu lopetettiin 1. 8. 1967.

Taimien inventointi aloitettiin heti siementen itämisen jälkeen. Itäneiden elävien taimien lukumäärä laskettiin jokaisesta astiasta kaksi kertaa viikossa



Kuva 2. Vertailukokeiden koeastiat.
Fig. 2. The comparative experiment.

kastelun lopettamiseen saakka. Jäljempänä esitetään tulokset seuraavina päivinä suoritetuista mittauksista: 17. 6. 1967, 5. 7. 1967 ja 28. 7. 1967. Taimien pituuden mittaus aloitettiin heinäkuun alussa ja suoritettiin noin viikon väliajoin merkitsemällä muistiin jokaisesta koeyksiköstä pisimmän taimen pituus 0.5 cm:n tarkkuudella. Jäljempänä esitetään tulokset seuraavina päivinä suoritetuista mittauksista: 20. 7. 1967, 1. 8. 1967 ja 16. 8. 1967.

Taimien kastelun lopettamisen jälkeen seurattiin myös niiden kuivuuden kestävyyttä. Jokaisesta astiasta merkittiin päivittäin muistiin, montako tainta kuului niiden kuivumisastetta osoittaviin luokkiin, joita eroitettiin seuraavat kolme:

I = Kuivumisesta johtunut lakastumisilmiö on havaittavissa.
II = Taimi on selvästi kärsinyt kuivuudesta.
III = Taimen maanpäälliset osat ovat kuolleet.

Kun jonkin käsittely-yksikön kaikki taimet olivat saavuttaneet III-luokan, otettiin ko. astiasta kaksi maanäytettä taimien juurikerroksesta 1—5 cm:n syvyydestä. Maanäytteet punnittiin heti ottamisen jälkeen tuoreena ja sen jälkeen uunikuivana. Näin saatiin selville taimien lakastumisrajaa vastaava vesipitoisuus, joka laskettiin painoprosentteina kuivapainosta.

Taulukko 1. Analyysituloksia kokeissa käytetyistä maista.
Table 1. Results from analyses on the soils used in the experiments.

	Rahka-turve *Fuscum peat*	Sara-turve *Sedge peat*	Metsäsara-turve *Woody sedge peat*	Letto-turve *Fen peat*	Moreeni *Moraine*	Hiekka *Sand*
pH	4.5	5.0	4.4	5.5	4.9	5.1
Ca, mg/l	200	275	225	1 150	100	50
K, mg/l	50	40	45	225	80	35
P, mg/l	7.0	2.0	4.0	4.8	2.4	2.6
Johtoluku — *Conductivity*	1.1	1.1	0.9	1.9	0.8	0.6
Mg, mg/l	45	58	37	140	27	17
N, mg/l	8	12	8	10	50	20
NH_4, mg/l	2.1	1.5	3.6	2.5	2.1	1.1
	Ravinnereservit — *Nutrient reserves*					
K, mg/l	205	230	225	630	495	830
P, mg/l	33	33	60	77	170	255
Mg, mg/l	93	78	60	130	214	440

Samanaikaisesti edellä mainitun ns. pohjavesikokeen kanssa aloitettiin vertailukokeet, joiden tarkoituksena oli selvittää, poikkeaako eri puulajien reagointi lannoitukseen rahkaturpeessa muilla maalajeilla havaittavista reaktioista. Ensimmäinen ns. vertailukoe, joka aloitettiin siis keväällä 1967, lopetettiin saman vuoden syksyllä. Keväällä 1968 aloitettiin toinen vertailukoe ja sitä seurattiin vuoden 1969 syksyyn saakka. Kummassakin kokeessa käytettiin muoviastioita, joiden korkeus oli 175 mm ja halkaisija päältä 210 mm (kuva 2). Astioihin siirrettiin taimien kasvualustaksi valittu maa sen rakennetta rikkomatta tarkoitusta varten tehdyn näytteenottolaitteen avulla.

Tutkittavat ravinteet olivat vuoden 1967 vertailukokeessa typpi, fosfori, kalium ja kalkki. Vuonna 1968 aloitetussa kokeessa oli mukana vain kolme ensiksi mainittua ravinnetta. Kustakin ravinteesta oli kolme eri tasoa seuraavasti:

Typpi (N) 0, 70, 140 kg/ha
Fosfori (P_2O_5) 0, 90, 180 kg/ha
Kalium (K_2O) 0, 50, 100 kg/ha
Kalkkikivijauhe 0, 5 000, 10 000 kg/ha.

Lannoitteet levitettiin tasaisesti koeastioissa olevan maan pinnalle. Turvemaassa typpi annettiin oulunsalpietarina, fosfori hienofosfaattina ja kalium kalisuolana. Kivennäismaassa olivat vastaavat lannoitteet ammoniumsulfaatti, kotkafosfaatti ja kaliumsulfaatti.

Taulukko 2. Analyysituloksia kokeissa käytetystä rahka-, sara- ja metsäsaraturpeesta.
Table 2. Results from analyses on the Fuscum, sedge and woody sedge peats used in the experiments.

Syvyys, cm *Depth, cm*	Rahkaturve *Fuscum peat*	Saraturve *Sedge peat*	Metsäsaraturve *Woody sedge peat*
	Tilavuuspaino, kg/l — *Volume weight, kg/l*		
0— 5	0.060	0.081	0.081
5—10	0.070	0.132	0.183
10—20	0.075	0.221	0.365
20—30	0.095	0.236	0.285
	Ominaispaino, kg/l — *Specific gravity, kg/l*		
0— 5	1.32	1.30	1.40
5—10	1.36	1.34	1.52
10—20	1.46	1.39	1.55
20—30	1.46	1.46	1.49
	Huokostila, % — *Pore space, %*		
0— 5	95.5	93.8	93.5
5—10	95.0	90.4	87.5
10—20	94.8	84.0	76.2
20—30	93.1	83.6	80.6
	Vesitila, % — *Water space, %*		
0— 5	80	80	80
5—10	81	78	75
10—20	78	78	69
20—30	78	75	66
	Ilmatila, % — *Air space, %*		
0— 5	15.5	13.8	13.5
5—10	14.0	12.4	12.5
10—20	16.8	16.0	7.2
20—30	15.1	8.6	14.6
	Vaihtokapasiteetti, me/l — *Exchange capacity, meq/l*		
0— 5	59.5	50.1	56.5
5—10	48.4	74.6	118.3
10—20	57.5	110.4	232.5
20—30	70.2	122.5	183.2

Tutkittavia maalajeja oli vuoden 1967 vertailukokeessa kaksi: rahkaturve ja moreenimaa. Seuraavan vuoden kokeessa oli maalajeja yhteensä kuusi: rahkaturve, saraturve, metsäsaraturve, lettoturve, moreenimaa sekä hiekka. Jokaisesta maalajista otettiin sitä edustavat näytteet eri kokeisiin samalta alueelta, joka oli maan pienmuotojen ja pintakasvillisuuden perusteella arvosteltuna mahdollisimman tasalaatuista. Taulukoissa 1—2 on esitetty ravinne- ja rakenneanalyysien tuloksia kokeissa käytetyistä maista. Analyysit on tehty Viljavuuspalvelu Oy:n laboratoriossa.

Vertailukokeissa käytettyjen koeastioiden maanpinta jaettiin neljään yhtä suureen sektoriin. Jokaiseen niistä kylvettiin kymmenen joko hies-

koivun, rauduskoivun, kuusen tai männyn siementä. Arvonnan perusteella määrättiin ennakolta, mikä puulaji tuli mihinkin sektoriin. Kokeet perustettiin täysin vaihdeltuina faktorikokeina niin, että jokaisesta käsittelystä oli kolme toistoa lannoittamattomia vertailujäseniä lukuunottamatta, joista toistoja oli useampia. Koeastioita oli kumpanakin vuotena kaikkiaan 498 kpl.

Vuonna 1967 perustetusta vertailukokeesta laskettiin taimien lukumäärä ja mitattiin niiden pituus samalla tavalla kuin aluksi mainitussa ns. pohjavesikokeessa. Jäljempänä esitetään tulokset taimien lukumäärästä 17. 6. 1967, 4. 7. 1967 sekä 26. 7. 1967 tehdyistä inventoinneista ja pituusmittauksen tulokset 20. 7. 1967, 1. 8. 1967 ja 10. 8. 1967 suoritetuista mittauksista. Vuonna 1968 perustetut kokeet inventointiin laskemalla elävien taimien lukumäärä sekä mittaamalla kunkin puulajin pisimmän taimen pituus ensimmäisen kerran 30. 8. 1968 ja toisen kerran 2. 9. 1969. Talveksi 1968—1969 muovihuone purettiin ja koeastiat jätettiin telineisiinsä.

Taimien lukumäärää ja pituutta sekä maan vesipitoisuutta taimien lakastumisrajalla koskevat tulokset siirrettiin reikäkorteille ja eri tekijöiden vaikutus tuloksiin selvitettiin tietokoneella varianssianalyysiä hyväksi käyttäen.

22. Lisätutkimukset turpeen vesi- ja ravinnetaloudesta

Lisäselvityksen saamiseksi rahkaturpeen vesi- ja ravinnetaloudesta muihin turvelajeihin verrattuna perustettiin kesällä 1968 kaksi erillistä koetta, joissa käytettiin edellisenä vuotena pohjaveden säännöstelyssä mukana ollutta välineistöä. Ensimmäisessä kokeessa vedenpinta säännösteltiin, kuten edellisenäkin vuotena, 10, 30, 50 ja 70 cm:n etäisyydelle maanpinnasta. Tutkittavia turvelajeja oli kolme: rahkaturve, saraturve ja metsäsaraturve. Toistoja oli 16 kpl, joten näytteitä oli kaikkiaan 4 (pohjaveden syvyydet) $\times$ 3 (turvelajit) $\times$ 16 toistot) = 192 kpl.

Vesitalouden järjestelyn jälkeen otettiin arvonnan mukaisessa järjestyksessä jokaisesta turvelajista ja pohjaveden syvyydestä yksi näyte tutkittavaksi kolmen vuorokauden välein 16 kertaa eli siis 3, 6, . . . 48 vrk:n kuluttua vesitalouden järjestelystä. Kukin turvenäyte jaettiin pinnasta lähtien 5 cm:n pituisiin osiin 30 cm:n syvyyteen saakka. Näyteosat suljettiin muovipusseihin, minkä jälkeen niistä selvitettiin laboratoriossa turpeen vesipitoisuus sekä paino- että tilavuusprosentteina. Jokaisen turvelajin kahdesta näytteestä selvitettiin lisäksi painelevy- ja painekalvolaitteita hyväksi käyttäen pF-arvoja 2 ja 4 (vrt. Schofield 1935) vastaavat turpeen vesipitoisuudet 0—5, 5—10, . . . 25—30 cm:n syvyydessä.

Tulokset siirrettiin reikäkorteille ja laskenta tapahtui tietokoneella regressioanalyysiä hyväksi käyttäen. Laskettaessa turpeen ilmatilan (%) riippuvuutta pohjaveden syvyydestä, näytteenottoajasta sekä turpeen syvyydestä olivat selittävät muuttujat

— pohjaveden syvyys, cm
— ajan (vrk) neliöjuuri
— turvenäytteen keskisyvyys (2.5, 7.5 jne.), cm.

Laskettaessa painoprosentteina esitetyn vesipitoisuuden riippuvuutta samoista selittävistä muuttujista tehtiin aineistolle logaritmimuunnos Neperin logaritmeille, jolloin pohjaveden syvyys ja turpeen keskisyvyys olivat muunnosta tehtäessä samat kuin edellä, mutta aika otettiin suoraan vuorokausina. Jäljempänä esitetään em. erikoiskokeen tulokset 48 vrk:n kuluttua kokeen aloittamisesta, koska ajan vaikutus tuloksiin jäi varsin vähäiseksi.

Toisessa erikoiskokeessa selvitettiin, miten ravinteet nousevat turpeessa veden haihtumisvirtailujen mukana pohjaveden ollessa eri etäisyyksillä (10, 30, 50 ja 70 cm) näytteen pinnasta. Tässä kokeessa olivat mukana samat turvelajit kuin edellä, siis rahkaturve, saraturve sekä metsäsaraturve. Pohjaveden säännöstelyssä annettiin näytteiden yläpinnan kautta tapahtuneen veden haihtumisen korvaamiseksi liuosta, joka sisälsi 10 g mangaanisulfaattia yhdessä dm^3:ssä tislattua vettä. Kokeessa oli myös vertailunäytteitä, joissa vedenpinnan säännöstelyyn käytettiin pelkästään tislattua vettä. Eri turvelajien pintaosan mangaanipitoisuutta selvitettiin 5, 10, 15 ja 20 vrk:n kuluttua kokeen aloittamisesta. Näytteen pinnasta irroitettiin 5 cm:n paksuinen osa, joka suljettiin muovipussiin. Otettujen näyteosien mangaanipitoisuus selvitettiin Viljavuuspalvelu Oy:n laboratoriossa.

Tässä erikoiskokeessa oli näytteitä yhteensä 192 kpl seuraavasti:

Vesitys	Näytteenotto-aika, vrk kokeen aloittamisesta	Turve-lajit	Pohja-veden syvyydet	Toistot	Yhteensä
$MnSO_4$	5	3	4	3	36
$MnSO_4$	10	3	4	3	36
$MnSO_4$	15	3	4	3	36
$MnSO_4$	20	3	4	3	36
Tislattu vesi	5	3	4	2	24
Tislattu vesi	20	3	4	2	24
				Näytteitä kaikkiaan	192

Kun ajan vaikutus tuloksiin ei ollut merkitsevä, on tuloksia esitettäessä yhdistetty eri aikoina otetut näytteet turvelajeittain sekä sen mukaan, miten pohjavesi säännösteltiin.

3. TULOKSET

31. Siementen itäminen ja taimien elossa pysyvyys

Vuonna 1967 perustetussa ns. pohjavesikokeessa oli suoritetun varianssianalyysin mukaan sekä lannoituksen, puulajin että pohjaveden vaikutus taimien lukumäärään erittäin merkitsevä, lukuunottamatta 5. 7. 1967 suoritettua inventointia, jolloin pohjaveden vaikutus ei tullut merkitseväksi (taulukko 3). Taulukosta 4 todetaan, että elossa olleiden taimien lukumäärä oli keskimäärin suurin lannoittamattomilla koealoilla ja väheni sitä mukaa mitä runsaampaa lannoitemäärää käytettiin, niin että heikoin tulos saatiin annettaessa lannoituksena 4 000 kg/ha metsän y-lannosta suomaille (14—18—10). Eri puulajeista oli paras elossapysyvyys aluksi männyllä, mutta kuten edellä (s. 8) todettiin, männyn taimet kuolivat lähes kaikki ja uusi kylvö jouduttiin suorittamaan heinäkuun alussa. Viimeisessä 28. 7. 1967 suoritetussa inventoinnissa oli kuusia eniten elossa, mäntyjä lähinnä runsaimmin ja koivulajeista oli rauduskoivulla itäminen ja elossapysyvyys selvästi suurempi kuin hieskoivulla. Pohjaveden syvyyksiä keskenään vertailtaessa todetaan, että elossa pysyminen oli keskimäärin sitä parempi, mitä syvemmälle pohjavesi säännösteltiin maanpinnasta lukien. Pohjaveden syvyyden vaikutus ilmenee selvimpänä 28. 7. 1967 suoritetussa inventoinnissa.

Taulukko 3. Eri tekijöiden vaikutuksen merkitsevyys taimien lukumäärään nähden v. 1967 perustetussa ns. pohjaveden säännöstelykokeessa.

Table 3. Degree of significance of various factors on the number of seedlings according to the ground water regulation experiment set up in 1967.

Vaihtelun aiheuttaja *Factor causing variation*	Taimien lukumäärä — *Number of seedlings*		
	17. 6. 1967 *17 June 1967*	5. 7. 1967 *5 July 1967*	28. 7. 1967 *28 July 1967*
	F-arvo — *F value*		
Lannoite — *Fertilizer*	39.75***	55.11***	72.98***
Puulaji — *Tree species*	71.70***	73.73***	42.23***
Pohjavesi — *Ground water*	12.97***	2.61	19.47***
Lannoite/puulaji — *Fertilizer/tree species*	3.89**	9.52***	5.68***
Lannoite/pohjavesi — *Fertilizer/ground water*	2.91*	4.76**	5.46***
Puulaji/pohjavesi — *Tree species/ground water*	6.07***	1.92	3.79**

Taulukko 4. Elossa olleiden taimien lukumäärä pohjaveden säännöstelykokeessa.
Table 4. Number of living seedlings in the ground water regulation experiment.

Pohjaveden syvyys, cm *Ground water depth, cm*	Y-lannosta kg/ha — *Y fertilizer, kg/ha*											
	0	1 000	2 000	4 000	0	1 000	2 000	4 000	0	1 000	2 000	4 000
	Taimia keskim. kpl/koeastia — *Average number of seedlings per vessel*											
	17. 6. 1967 — *17 June 1967*				5. 7. 1967 — *5 July 1967*				28. 7. 1967 — *28 July 1967*			
	Hieskoivu — *White birch*											
10	5.7	1.0	1.3	0.7	6.0	1.3	0.3	0.3	6.0	0.7	0.3	0.0
30	6.0	3.3	2.0	0.3	6.7	2.7	1.7	0.7	7.3	2.3	1.3	0.7
50	1.7	2.3	2.3	1.7	3.3	1.3	2.0	0.7	3.0	0.7	2.0	0.7
70	1.7	1.7	3.0	2.3	3.7	3.0	3.3	2.0	5.5	2.7	3.3	0.7
	Rauduskoivu — *Weeping birch*											
10	14.7	6.0	4.0	2.7	13.0	3.0	2.3	2.0	15.0	3.0	1.0	1.0
30	13.3	3.7	5.3	1.7	14.0	2.3	4.0	1.0	15.7	2.0	3.3	0.7
50	10.7	5.3	7.3	7.0	11.0	4.3	5.3	5.7	11.7	4.7	5.1	5.0
70	13.0	8.7	8.3	7.7	13.0	10.7	6.7	4.7	15.0	11.3	7.0	3.3
	Kuusi — *Spruce*											
10	8.3	1.7	1.7	0.3	19.0	2.0	1.3	0.0	22.7	2.0	0.7	0.3
30	7.7	2.0	2.3	0.7	14.3	3.0	3.7	0.3	18.3	3.7	4.0	1.7
50	7.3	2.7	3.7	3.7	11.7	8.0	6.3	5.0	16.3	11.7	11.0	4.7
70	9.7	5.0	2.3	2.7	7.3	7.0	5.3	4.3	12.7	10.7	10.0	8.3
	Mänty [1]) — *Pine* [1])											
10	20.7	4.0	8.0	0.3	—	—	—	—	9.7	1.0	3.3	1.3
30	14.3	4.0	7.7	0.0	—	—	—	—	9.3	7.7	6.0	1.7
50	20.3	21.7	12.3	10.7	—	—	—	—	11.3	13.0	10.0	7.1
70	19.7	22.0	15.0	11.3	—	—	—	—	14.7	11.0	15.0	10.3

[1]) Kaikki männyt ovat kuolleet — *All pines are dead.*

Varianssianalyysin perusteella selvitettiin myös eri tekijöiden välisiä yhdysvaikutuksia, jotka osoittautuivat yleensä merkitseviksi (taulukko 3). Viimeisessä 28. 7. 1967 suoritetussa inventoinnissa oli sekä lannoitteen ja puulajin että lannoitteen ja pohjaveden syvyyden välinen yhdysvaikutus erittäin merkitsevä. Puulajin ja pohjaveden syvyyden välillä oli hyvin merkitsevä yhdysvaikutus. Varianssianalyysin mukaan olivat eri puulajien väliset erot taimien elossapysyvyydessä ilman lannoitusta suuremmat kuin lannoitusta käytettäessä (vrt. taulukko 4). Lannoitteen ja pohjaveden syvyyden yhdysvaikutusta tarkasteltaessa todetaan, että lannoitetuilla koealoilla saatiin keskimäärin paras tulos pohjaveden syvyyden ollessa 70 cm ja tulos heikkeni sitä mukaa, mitä lähemmäksi maanpintaa pohjavesi säännösteltiin. Lannoittamattomissa koeastioissa sitä vastoin saatiin paras tulos pohjaveden ollessa vain 10 cm:n etäisyydellä maanpinnasta. Puulajin ja pohjaveden syvyyden yhdysvaikutusta tarkasteltaessa todetaan, että pohjaveden syvyydellä on ollut vähäisin vaikutus hieskoivun taimien elossa pysyvyyteen ja suurin vaikutus männyn taimien elossa pysyvyyteen.

Taulukko 5. Veden kulutus pohjaveden säännöstelykokeessa 1. 8.—30. 9. 1967 välisenä aikana.

Table 5. Water consumption in the ground water regulation experiment during the period 1 Aug.—30 Sept. 1967.

Pohjaveden syvyys, cm *Ground water depth, cm*	Hieskoivu *White birch*	Rauduskoivu *Weeping birch*	Kuusi *Spruce*	Mänty *Pine*
	Veden kulutus, mm — *Water consumption, mm*			
10	38.5	44.0	29.0	25.8
30	36.4	37.3	18.5	18.1
50	19.3	37.4	4.7	5.9
70	4.0	4.4	1.9	—

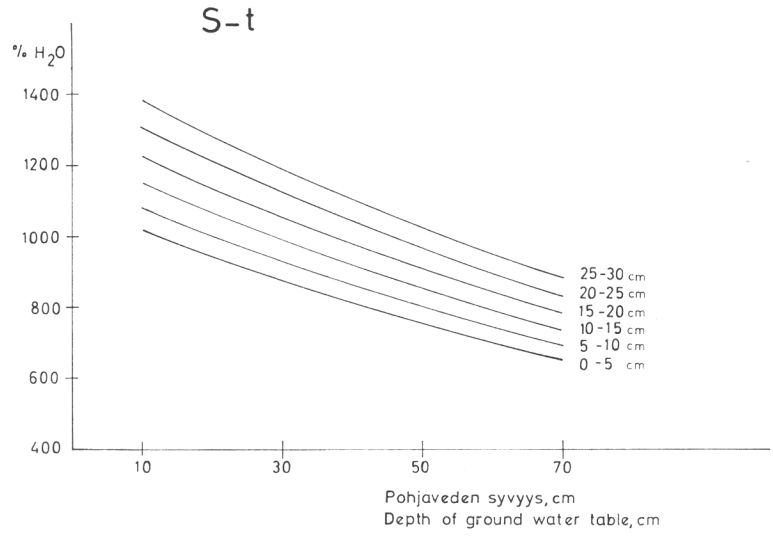
Taulukko 6. Pintaturpeen (0—5 cm) mangaanipitoisuus kokeessa, jossa pohjavesitaso on säännöstelty käyttämällä $MnSO_4$-liuosta ja tislattua vettä.

Table 6. Manganese content of the topmost 0—5 cm peat layer in an experiment using $MnSO_4$ solution and distilled water for regulation of the ground water level.

Vesitys — *Watering*	Pohjaveden syvyys, cm — *Depth of ground water table, cm*			
	10	30	50	70
	Rahkaturpeen Mn-pitoisuus, mg/l *Mn content of Fuscum peat, mg/l*			
$MnSO_4$	107.8	27.0	23.5	17.5
H_2O	14.7	14.5	14.1	19.0
t-arvo — *t value*	4.73***	2.00	1.96	0.52
	Saraturpeen Mn-pitoisuus, mg/l *Mn content of sedge peat, mg/l*			
$MnSO_4$	82.8	28.4	25.5	23.9
H_2O	17.2	16.0	20.6	17.8
t-arvo — *t value*	2.07	1.68	1.18	1.52
	Metsäsaraturpeen Mn-pitoisuus, mg/l *Mn content of woody sedge peat, mg/l*			
$MnSO_4$	120.5	17.3	10.1	19.1
H_2O	9.1	6.1	9.1	14.2
t-arvo — *t value*	4.76***	1.96	0.18	0.79

Taimien kastelu lopetettiin pohjaveden säännöstelykokeessa 1. 8. 1967 ja tämän jälkeen tutkittiin niiden kuivuuden kestävyyttä ilman kastelua 30. 9. 1967 saakka. Tänä aikana saivat taimet vettä vain pohjavesipinnasta ylöspäin tapahtuvan haihtumisen johdosta. Taulukosta 5 todetaan, että lehtipuut saivat vettä melko runsaita määriä vielä 50 cm:n syvyydestä ja havupuut 30 cm:n syvyydestä. Sitä syvemmältä oli veden nousu turvepylvään pintaosiin vähäistä.

Veden nousun hidastumista pohjaveden syvyyden kasvaessa osoittavat myös ravinteiden kapillaarista nousua koskevan erilliskokeen tulokset (taulukko 6). Pohjaveden säännöstelyyn käytetyn mangaaniliuoksen vaikutus



Kuva 3. Rahkaturpeen vesipitoisuuden (paino-%) riippuvuus pohjaveden syvyydestä.

Fig. 3. Dependence of the water content (weight pct) of Fuscum peat on the depth of the ground water table.

pintaturpeen mangaanipitoisuuteen oli 20 vrk:n kuluessa tilastollisesti merkitsevä vain 10 cm:n etäisyydestä. Jo 30 cm:n syvyydessä oli pohjaveden vaikutus pintaturpeen ravinnepitoisuuteen verraten vähäinen.

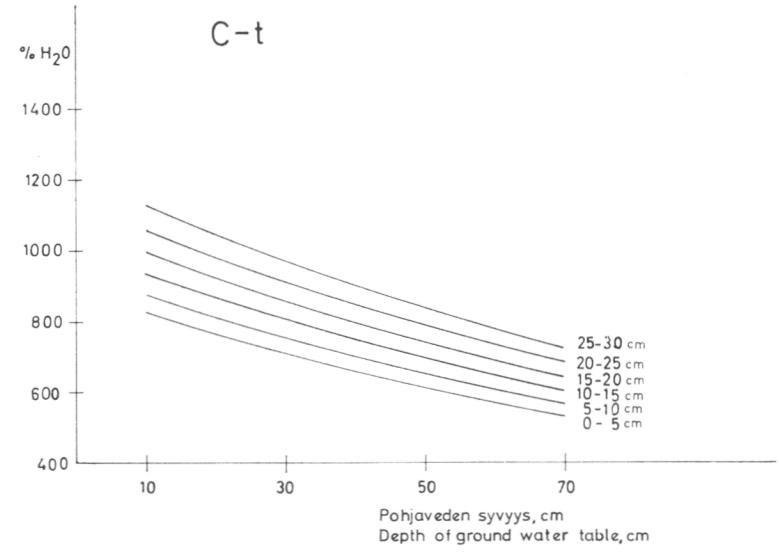
Toisessa erilliskokeessa, joka kesti 48 vrk:n ajan, todettiin, että pintaturpeen vesipitoisuus oli kokeen päättyessä sitä alempi mitä suurempi oli pohjaveden etäisyys näytteen pinnasta (kuvat 3—5). Turpeen vesipitoisuus kokeen päättyessä saatiin koetulosten perusteella tietokoneella lasketusta yhtälöstä:

$$\log_e y_{1\ldots3} = 6.72399 + a_{1\ldots3} - 0.074329x_1 - 0.001323x_2 + 0.012300x_3,$$

jossa

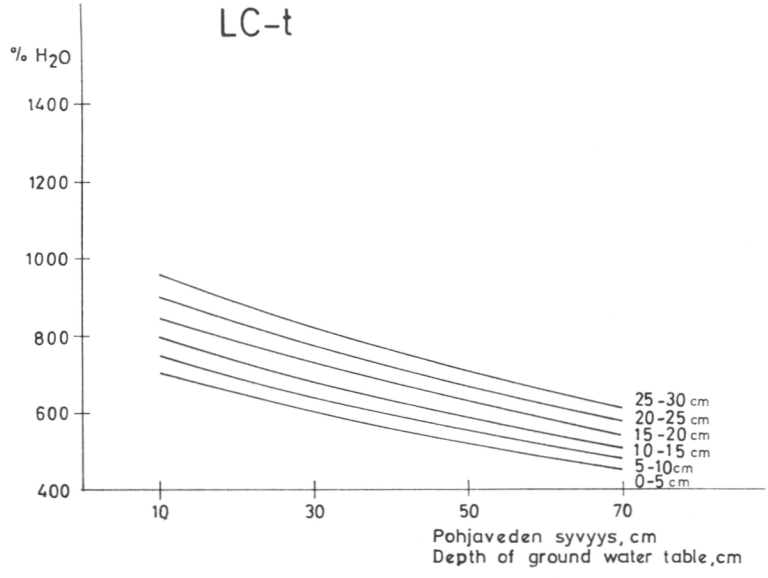
a_1 (rahkaturve) = 0.191324
a_2 (saraturve) = —0.013662
a_3 (metsäsaraturve) = —0.177662
x_1 = pohjaveden syvyys, cm
x_2 = aika, vrk
x_3 = turvenäytteen keskisyvyys, cm

Myös useissa aikaisemmissa tutkimuksissa on todettu selvä riippuvuussuhde pintaturpeen vesipitoisuuden ja pohjaveden syvyyden välillä (mm. Eggelsman 1957, Paavilainen 1963, Heikurainen ym. 1964, Päivänen 1968, Juusela ym. 1969).



Kuva 4. Saraturpeen vesipitoisuuden (paino-%) riippuvuus pohjaveden syvyydestä.

Fig. 4. Dependence of the water content (weight pct) of sedge peat on the depth of the ground water table.



Kuva 5. Metsäsaraturpeen vesipitoisuus (paino-%) riippuvuus pohjaveden syvyydestä.

Fig. 5. Dependence of the water content (weight pct) of woody sedge peat on the depth of the ground water table.

Tutkimusjaksona 1. 8.—30. 9. 1967 kuolivat kaikki männyn taimet, mutta muilla puulajeilla ei kuolleisuutta sanottavasti esiintynyt. Mäntyjenkään kuoleminen ei ilmeisesti johdu kasvualustan vesitaloudesta, sillä niinkuin taulukosta 7 selviää, on pintaturpeen vesipitoisuus männyn lakastumisrajalla vaihdellut erittäin suuresti, 482—1 145 painoprosentin välillä. Senraava asetelma osoittaa, että vaihtelu on ollut suurempi kuin kenttäkapasiteettia pF 2 ja lakastumisrajaa pF 4 vastaavien rajakosteustilojen välinen ero rahkaturpeessa.

	pF 2	pF 4
	Vesipitoisuus, paino—%	
Rahkaturve	1 023	705
Saraturve	813	562
Metsäsaraturve	580	448

Kyseinen asetelma on laadittu aiemmin (s. 12) mainitun erikoiskokeen tulosten perusteella ja tulosten huomattavan hajonnan vuoksi siten, että kullekin turvelajille on laskettu vain yksi keskiarvo yhdistäen eri näytteet ja turvesyvyydet.

Mainitut vesipitoisuuserot ovat johtuneet allaolevan asetelman mukaan pohjaveden syvyydestä, eikä lannoitus ole vaikuttanut merkitsevästi turpeen vesipitoisuuteen männyn lakastumisrajalla.

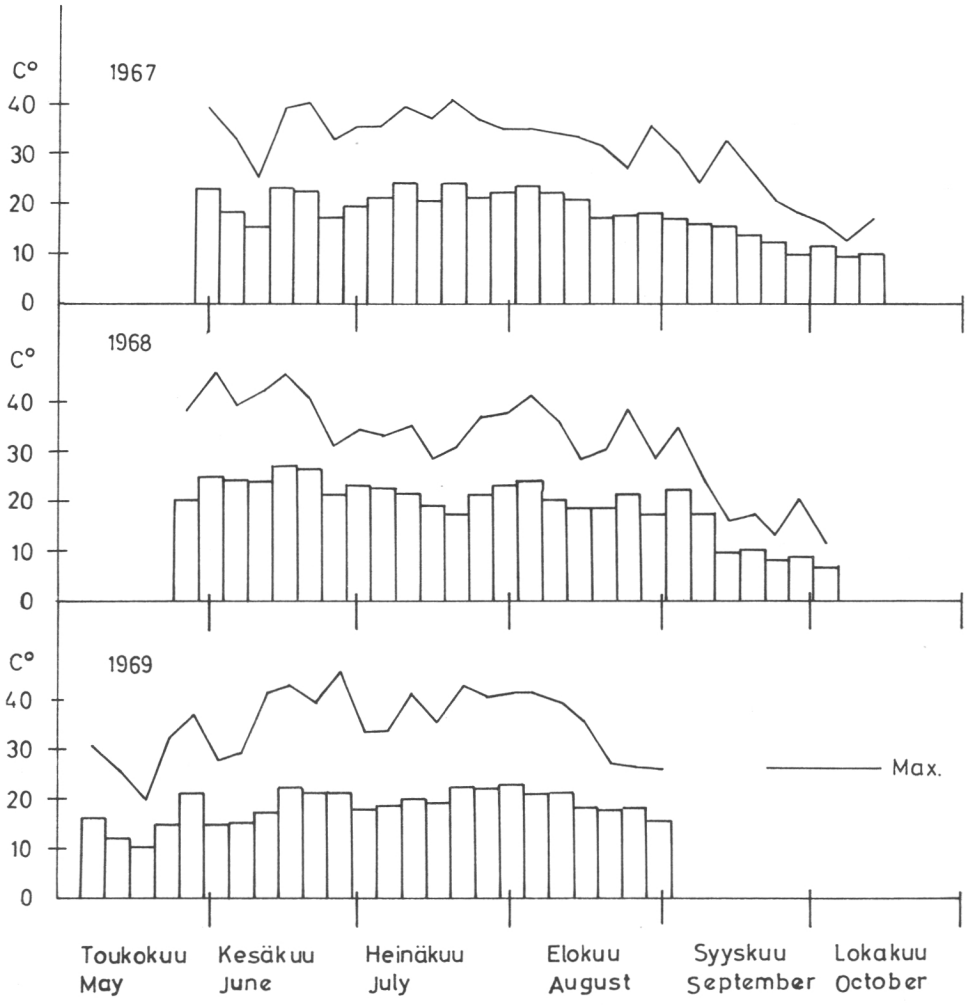
Vaihtelun aiheuttaja	F-arvo
Lannoite	0.05
Pohjavesi	18.57***
Lannoite/pohjavesi	2.15

Tulosten valossa on todennäköistä, että muovihuoneessa vallinnut verraten korkea suhteellinen kosteus ja lämpötila (ks. kuvat 6—7) ovat siinä määrin korvanneet kasvualustan kuivumista, ettei suurimmankaan pohjaveden etäisyyden ja lannoituksen yhteisvaikutus ole ollut taimille vahingollista.

Taulukko 7. Pintaturpeen (1—5 cm) vesipitoisuus männyn taimien lakastumisrajalla pohjaveden säännöstelykokeessa.

Table 7. Water content of superficial peat (1—5 cm below ground surface) at the wilting point of pine seedlings in the ground water regulation experiment.

Pohjaveden syvyys, cm *Depth of ground water table, cm*	Y-lannosta, kg/ha — *Y fertilizer, kg/ha*			
	0	1 000	2 000	4 000
	Turpeen vesipitoisuus, paino—% *Water content of peat, weight pct.*			
10	737	1 138	1 124	1 145
30	861	836	785	656
50	771	547	577	597
70	637	482	569	556



Kuva 6. Ilman keskilämpötila (pentadiarvot) sekä maksimilämpötila koeastioiden yläpinnan tasossa muovihuoneessa.

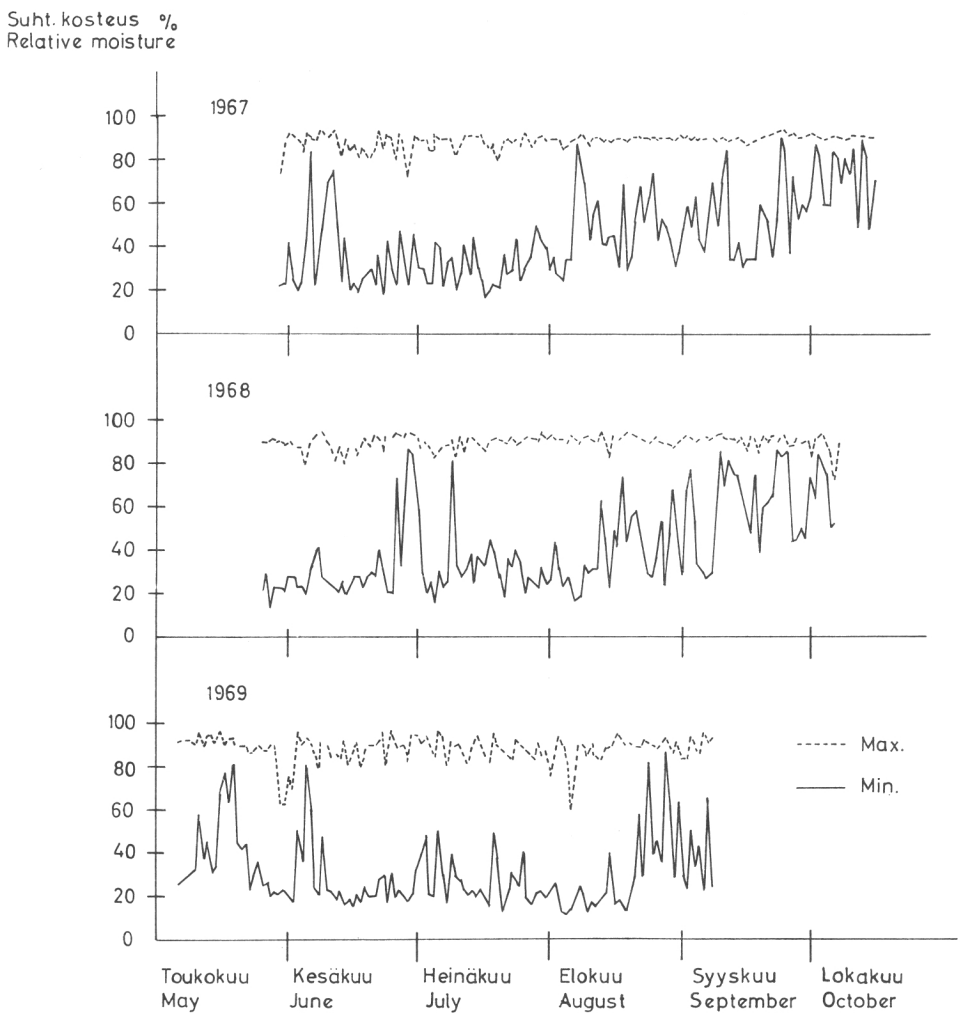
Fig. 6. Mean (as pentads) and maximum air temperatures in the greenhouse at the level of the upper surface of the experimental vessels.

Pohjavesipinnan alentamisen selvä positiivinen vaikutus taimien itämiseen ja elossa pysymiseen johtunee suureksi osaksi maan parantuneesta ilmanvaihdosta. Turpeen ilmatila lisääntyy huomattavasti pohjaveden etäisyyden kasvaessa, kuten kuvista 8—10 ilmenee. Ilmatila eri turvelajeilla saatiin yhtälöistä:

$y_1 \ldots = 345.243 - a_{1 \ldots 3} + 35.3387x_1 + 1.22722x_2 - 17.2462x_3$, jossa

a_1 (rahkaturve) $= -12.6854$

a_2 (saraturve) $= 0.743644$

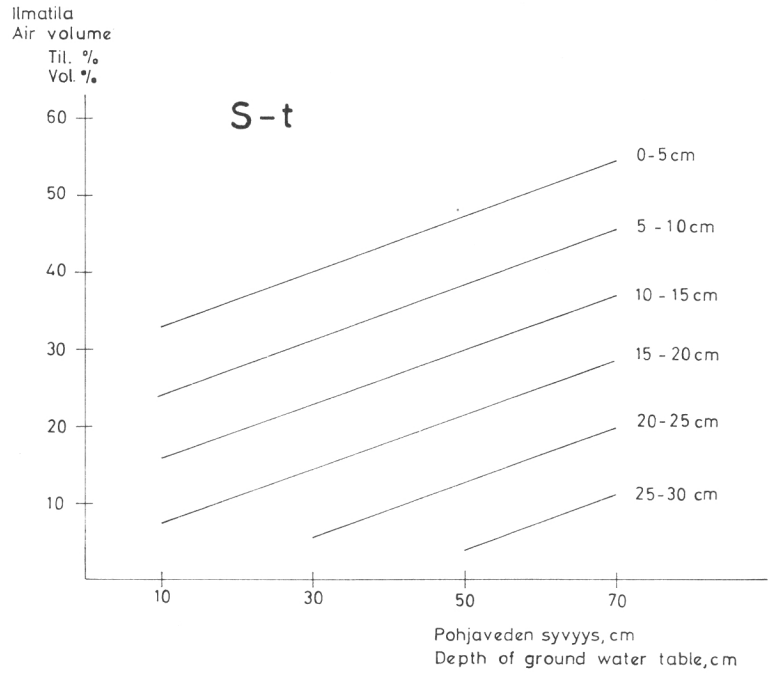


Kuva 7. Ilman suhteellisen kosteuden maksimi- ja minimiarvot koeastioiden yläpinnan tasossa muovihuoneessa.

Fig. 7. Maximum and minimum of relative air humidity in the greenhouse at the level of the upper surface of the experimental vessels.

a_3 (metsäsaraturve) = 11.9418
x_1 = pohjaveden syvyys, cm
x_2 = ajan (vrk) neliöjuuri
x_3 = turvenäytteen keskisyvyys, cm

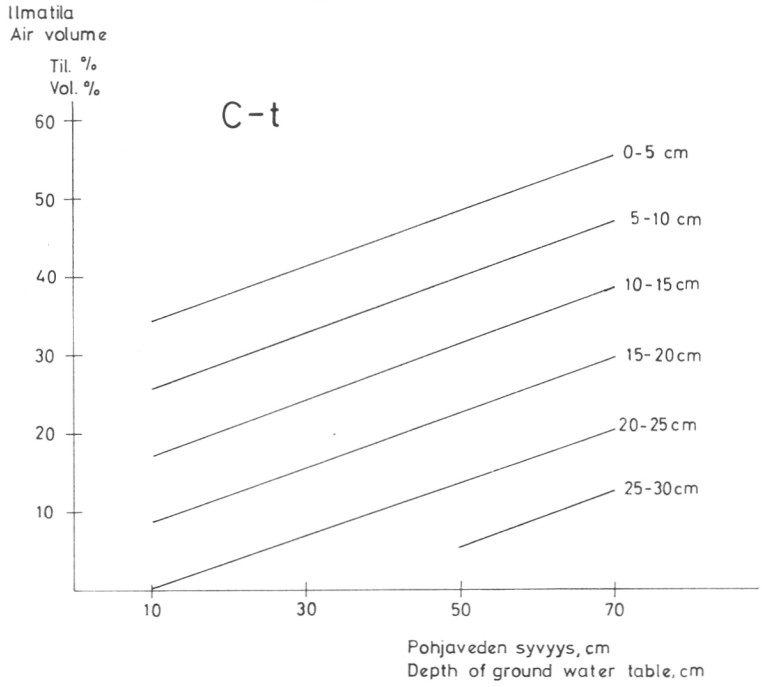
Puiden juuristojen toimeentulon kannalta tarpeellisena pidetty 10 %:n ilmatila (esim. Russell 1952, Bergman 1959, Paavilainen 1967) vallitsee aina 30 cm:n syvyyteen asti, mikäli pohjavesi alennetaan rahkaturpeessa 66, saraturpeessa 63 ja metsäsaraturpeessa 62 cm:iin saakka.



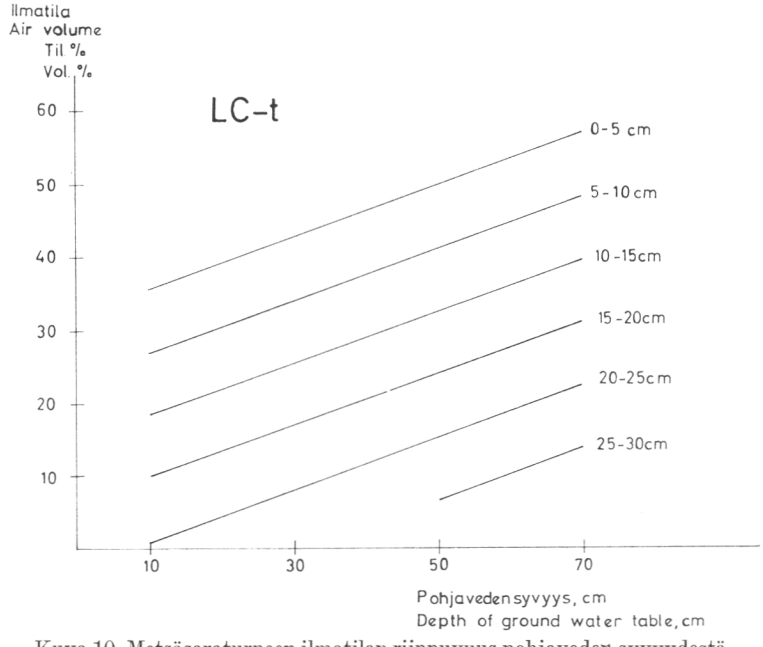
Kuva 8. Rahkaturpeen ilmatilan riippuvuus pohjaveden syvyydestä.
Fig. 8. Dependence of the air space of Fuscum peat on the depth of the ground water table.

Pohjaveden etäisyyden vaikutus turpeen ilmatilaan oli siis tässä kokeessa eri turvelajeilla jotensakin samanlainen.

Vuonna 1967 perustetun pohjavesikokeen tulokset osoittivat siis, että taimien lukumäärä väheni sitä mukaa, mitä runsaampaa lannoitemäärää käytettiin. Samana vuonna perustetussa ns. vertailukokeessa tutkittiin eri lannoitteiden vaikutusta taimien elossapysyvyyteen. Koetulokset (taulukot 8—9) osoittavat, että nimenomaan typen käyttö on vaikuttanut haitallisesti taimien elossa pysyvyyteen, kun taas kalkilla on ollut lievästi taimien elossapysyvyyttä parantava vaikutus. Eri lannoitteiden välisiä yhdysvaikutuksia tarkasteltaessa todetaan, että kalkin positiivinen vaikutus on ilmennyt silloin, kun fosforia ei ole käytetty tai sen määrä on ollut vähäinen. Samoin todetaan, että viimeksi 26. 7. suoritetussa inventoinnissa typen haittavaikutus oli suurin silloin, kun kalia ei käytetty tai sen käyttömäärä oli pieni. Tutkituista maalajeista oli taimien elossapysyvyys rahkaturpeessa keskimäärin suurempi kuin moreenimaassa. Puulajeista oli kuusen elossapysyvyys rahkaturpeessa jonkin verran suurempi kuin moreenimaassa, kun taas hieskoivulla oli asia päinvastainen. Rauduskoivun elossa pysyvyys oli jokseenkin sama kummallakin maalajilla.



Kuva 9. Saraturpeen ilmatilan riippuvuus pohjaveden syvyydestä.
Fig. 9. Dependence of the air space of sedge peat on the depth of the ground water table.



Kuva 10. Metsäsaraturpeen ilmatilan riippuvuus pohjaveden syvyydestä.
Fig. 10. Dependence of the air space of woody sedge peat on the depth of the ground water table.

Taulukko 8. Eri tekijöiden vaikutuksen merkitsevyys taimien lukumäärään nähden v. 1967 perustetussa ns. vertailukokeessa.

Table 8. Degree of significance of various factors on the number of seedlings in the comparison experiment of 1967.

Vaihtelun aiheuttaja *Cause of variation*	Taimien lukumäärä — *Number of seedlings*		
	17. 6. 1967 *17 June 1967*	4. 7. 1967 *4 July 1967*	26. 7. 1967 *26 July 1967*
	F-arvo — *F value*		
Typpi — *Nitrogen*	4.10*	6.97**	12.32***
Fosfori — *Phosphorus*	0.17	1.37	1.80
Kalium — *Potassium*	0.61	0.55	2.45
Kalkki — *Lime*	2.75	3.92*	5.03**
Puulaji — *Tree species*	797.71***	820.93***	780.20***
Maalaji — *Soil*	7.32**	3.55	5.07*
Typpi/fosfori — *Nitrogen/phosphorus*	1.20	1.14	1.62
Typpi/kalium — *Nitrogen/potassium*	0.94	1.55	2.56*
Typpi/kalkki — *Nitrogen/lime*	0.99	1.11	0.78
Typpi/puulaji — *Nitrogen/tree species*	0.17	0.52	1.12
Typpi/maalaji — *Nitrogen/soil*	2.28	2.22	1.65
Fosfori/kalium — *Phosphorus/potassium*	0.44	0.50	0.78
Fosfori/kalkki — *Phosphorus/lime*	2.82*	3.63**	3.52**
Fosfori/puulaji — *Phosphorus/tree species*	0.25	1.04	0.72
Fosfori/maalaji — *Phosphorus/soil*	0.86	1.65	2.06
Kalium/kalkki — *Potassium/lime*	0.36	0.29	0.37
Kalium / puulaji — *Potassium/tree species*	0.83	1.59	1.91
Kalium/maalaji — *Potassium/soil*	0.10	0.10	0.49
Kalkki/puulaji — *Lime/tree species*	2.02	1.71	1.62
Kalkki/maalaji — *Lime/soil*	0.57	1.63	2.21
Puulaji/maalaji — *Tree species/soil*	60.20***	44.14***	55.32***

Taulukko 9. Taimien lukumäärä v. 1967 perustetussa vertailukokeessa. Varianssianalyysillä saatujen arvojen poikkeamat koko aineiston keskiarvosta.

Table 9. Number of seedlings in the comparative experiment of 1967. Deviation of the data obtained through variance analysis from the mean of all data.

Käsittely *Treatment*	Rahkaturve — *Fuscum peat*			Moreeni — *Moraine*		
	17. 6. 67 *17 June 1967*	4. 7. 67 *4 July 1967*	26. 7. 67 *26 July 1967*	17. 6. 67 *17 June 1967*	4. 7. 67 *4 July 1967*	26. 7. 67 *26 July 1967*
	Poikkeama aineiston keskiarvosta ± *Deviation from mean of all data*					
N_0	0.3	0.3	0.3	0.1	0.1	0.3
N_1	0.2	0.2	0.2	—0.2	—0.2	—0.2
N_2	—0.2	—0.2	—0.3	—0.2	—0.2	—0.3
P_0	0.0	0.0	—0.1	0.0	0.0	—0.1
P_1	0.1	0.0	0.2	—0.1	—0.2	—0.2
P_2	0.2	0.3	0.3	—0.2	—0.1	—0.1
K_0	0.1	0.1	0.1	—0.1	—0.1	—0.1
K_1	0.2	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1
K_2	0.0	0.0	0.1	—0.2	—0.2	—0.3
Ca_0	0.0	0.0	0.1	—0.4	—0.4	—0.5
Ca_1	0.2	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1
Ca_2	0.2	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1
Hieskoivu — *White birch*	—2.7	—3.1	—3.2	—1.7	—2.1	—2.0
Rauduskoivu — *Weeping birch*	2.7	2.5	2.5	2.7	2.3	2.1
Kuusi — *Spruce*	0.3	0.8	1.0	—1.3	—0.6	—0.4

Taulukko 10. Eri tekijöiden vaikutuksen merkitsevyys taimien lukumäärään nähden v. 1968 perustetussa ns. vertailukokeessa.

Table 10. Degree of significance of various factors on the number of seedlings in the comparative experiment of 1968.

Vaihtelun aiheuttaja *Cause of variation*	Taimien lukumäärä — *Number of seedlings*	
	30. 8. 1968 *30 Aug. 1968*	2. 9. 1969 *2 Sept. 1968*
	F-arvo — *F value*	
Typpi — *Nitrogen*	67.56***	2.73
Fosfori — *Phosphorus*	0.22	0.94
Kalium — *Potassium*	4.25*	3.19*
Puulaji — *Tree species*	253.51***	45.64***
Maalaji — *Soil*	109.14***	48.25***
Typpi/fosfori — *Nitrogen/phosphorus*	1.01	0.76
Typpi/kalium — *Nitrogen/potassium*	0.77	0.18
Typpi/puulaji — *Nitrogen/tree species*	5.20***	2.66*
Typpi/maalaji — *Nitrogen/soil*	1.61	2.49**
Fosfori/kalium — *Phosphorus/potassium*	1.65	1.52
Fosfori/puulaji — *Phosphorus/tree species*	1.86	0.40
Fosfori/maalaji — *Phosphorus/soil*	4.21***	1.32
Kalium/puulaji — *Potassium/tree species*	2.06	0.62
Kalium/maalaji — *Potassium/soil*	1.01	1.10
Puulaji/maalaji — *Tree species/soil*	26.15***	12.27***

Taulukko 11. Taimien lukumäärä v. 1968 perustetussa vertailukokeessa 30. 8. 1968. Varianssianalyysillä saatujen arvojen poikkeamat koko aineiston keskiarvosta.

Table 11. Number of seedlings in the comparative experiment of 1968 on 30 August 1968. Deviation of the data obtained through variance analysis from the mean of all data.

	Rahka-turve *Fuscum peat*	Sara-turve *Sedge peat*	Metsäsara-turve *Woody sedge peat*	Letto-turve *Fen peat*	Moreeni *Moraine*	Hiekka *Sand*
	Poikkeama aineiston keskiarvosta ± *Deviation from mean of all data*					
N_0	0.36	0.56	1.83	2.14	—0.28	—0.90
N_1	0.18	—0.24	1.07	1.03	—1.05	—1.53
N_2	—0.52	—0.65	0.81	0.22	—1.36	—1.81
P_0	—0.04	—0.43	1.43	0.76	—0.38	—1.18
P_1	—0.01	0.13	0.83	1.43	—1.09	—1.25
P_2	0.08	0.02	1.45	1.24	—1.22	—1.81
K_0	0.42	0.01	1 18	1.34	—0.86	—1.40
K_1	—0.13	—0.18	1.41	1.26	—0.71	—1.42
K_2	—0.28	—0.16	1.13	0.81	—1.11	—1.42
Hieskoivu — *White birch*	—1.31	—1.29	2.25	1.32	—1.26	—1.82
Rauduskoivu — *Weeping birch*	1.96	1.03	4.19	3.72	0.47	—0.71
Kuusi — *Spruce*	0.64	1.28	—0.29	0.75	—1.21	—1.37
Mänty — *Pine*	—1.26	—1.41	—1.20	—1.23	—1.57	—1.74

Taulukko 12. Taimien lukumäärä v. 1968 perustetussa kokeessa 2. 9. 1969. Varianssianalyysillä saatujen arvojen poikkeamat koko aineiston keskiarvosta.

Table 12. Number of seedlings in the comparative experiment of 1968 on 2 September 1969. Deviation of the data obtained through variance analysis from the mean of all data.

	Rahkaturve *Fuscum peat*	Saraturve *Sedge peat*	Metsäsaraturve *Woody sedge peat*	Lettoturve *Fen peat*	Moreeni *Moraine*	Hiekka *Sand*
	Poikkeama aineiston keskiarvosta ± *Deviation from mean of all data*					
N_0	—0.45	—0.11	0.09	0.66	—0.16	—0.53
N_1	—0.39	—0.04	0.80	0.56	—0.12	—0.40
N_2	—0.30	—0.30	0.30	0.95	—0.09	—0.51
P_0	—0.42	—0.27	0.36	0.73	—0.05	—0.41
P_1	—0.32	—0.28	0.47	0.52	—0.18	—0.47
P_2	—0.40	0.10	0.37	0.91	—0.13	—0.57
K_0	—0.38	—0.11	0.41	1.05	—0.02	—0.42
K_1	—0.38	—0.15	0.54	0.55	—0.16	—0.53
K_2	—0.39	—0.20	0.24	0.55	—0.19	—0.50
Hieskoivu — *White birch*	—0.46	—0.41	1.01	1.13	—0.26	—0.50
Rauduskoivu — *Weeping birch*	—0.32	0.10	0.76	1.14	0.14	—0.45
Kuusi — *Spruce*	—0.37	—0.15	—0.58	—0.13	—0.51	—0.49
Mänty [1]) — *Pine* [1])						

[1]) Mäntyä ei voitu ottaa mukaan laskelmiin, koska lähes kaikki taimet kuolivat talvella 1968—1969.

[1]) *For pine no data could be indicated because almost all seedlings died in the winter 1968—69.*

Vuonna 1968 perustetun ns. vertailukokeen tulokset ovat ensimmäisen kasvukauden jälkeen monessa suhteessa samanlaiset kuin edellisen vuoden vertailukokeessa (taulukot 10—12). Niinpä typen käyttö vaikutti haitallisesti taimien itävyyteen ja elossa pysyvyyteen. Myös kalin käytöllä näyttäisi olleen itämistulosta ja elossapysyvyyttä heikentävä vaikutus. Puulajeista on paras tulos saatu keskimäärin rauduskoivulla, tämän jälkeen on seurannut kuusi, hieskoivu ja mänty. Tulokset osoittavat myös, että rahkaturpeessa itämistulos on jäänyt keskimäärin heikommaksi kuin muilla turvelajeilla, erityisesti metsäsara- ja lettoturpeessa. Eri puulajien suhtautuminen lannoitukseen tutkituilla maalajeilla poikkeaa edellisenä vuotena saaduista tuloksista. Niinpä esimerkiksi rauduskoivun itäminen ja elossa pysyvyys oli turpeessa selvästi parempi kuin kivennäismaassa. Fosforin käytöllä oli maalajista riippuen erilainen vaikutus, niinpä rahkaturpeessa ovat elossapysyvyysluvut lisääntyneet fosforin määrän kasvaessa, kun taas kivennäismailla elossa pysyvyys on vähentynyt. Vuonna 1968 perustetun kokeen toisen inventoinnin tulokset syksyllä 1969 ovat pääosiltaan samanlaisia kuin ensimmäisenkin inventoinnin tulokset. On kuitenkin havaittavissa, ettei typen haittavaikutus taimien elossa pysyvyyteen ollut kokeen tässä vaiheessa enää tilastollisesti merkitsevä.

32. Taimien pituuskasvu

Taimien pituuskasvumittausten tulokset vuonna 1967 perustetussa pohjavesikokeessa selviävät taulukoista 13—14. Varianssianalyysin perusteella todettiin sekä lannoitteen, puulajin että pohjaveden vaikuttaneen

Taulukko 13. Eri tekijöiden vaikutuksen merkitsevyys taimien pituuteen nähden v. 1967 perustetussa pohjaveden säännöstelykokeessa.

Table 13. Degree of significance of various factors on the height of seedlings in the ground water regulation experiment of 1967.

Vaihtelun aiheuttaja *Cause of variation*	Taimien pituus — *Height of seedlings*		
	20. 7. 1967 *20 July 1967*	1. 8. 1967 *1 Aug. 1967*	16. 8. 1967 *16 Aug. 1967*
	F-arvo — *F value*		
Lannoite — *Fertilizer*	11.65***	17.83***	21.14***
Puulaji — *Tree species*	3.42*	13.97***	34.18***
Pohjavesi — *Ground water*	8.00***	4.04*	1.55
Lannoite/puulaji — *Fertilizer/tree species*	4.80***	5.34***	6.77***
Lannoite/pohjavesi — *Fertilizer/ground water*	1.22	0.44	0.50
Puulaji/pohjavesi — *Tree species/ground water*	0.66	0.20	0.32

Taulukko 14. Taimien pituus pohjaveden säännöstelykokeessa.

Table 14. The height of seedlings in the ground water regulation experiment.

Pohjaveden syvyys, cm *Depth of ground water table, cm*	Y-lannosta kg/ha — *Y fertilizer, kg/ha*											
	0	1 000	2 000	4 000	0	1 000	2 000	4 000	0	1 000	2 000	4 000
	Pisimmän taimen pituus keskim. cm — *Average height of tallest seedling, cm*											
	20. 7. 1967 — *20 July 1967*				1. 8. 1967 — *1 Aug. 1967*				16. 8. 1967 — *16 Aug. 1967*			
	Hieskoivu — *White birch*											
10	0.5	3.8	3.5	—	0.8	8.5	9.5	—	1.0	20.0	25.0	—
30	0.7	3.3	3.0	0.5	0.8	10.0	8.8	1.0	1.0	19.7	24.0	0.8
50	0.7	4.8	3.0	3.0	0.8	14.5	7.8	9.0	1.2	31.5	17.8	17.0
70	0.8	4.0	2.8	0.5	1.5	10.5	6.5	0.5	1.8	21.8	14.5	0.5
	Rauduskoivu — *Weeping birch*											
10	0.8	3.0	2.5	2.5	0.8	6.7	6.5	5.3	1.3	15.3	16.0	13.0
30	1.0	4.3	2.7	2.5	1.0	12.5	7.7	5.0	1.3	27.5	20.0	15.0
50	0.8	2.8	3.0	2.3	1.2	9.3	9.2	6.0	1.8	22.7	20.3	15.0
70	1.0	3.7	2.8	3.5	1.0	11.3	11.5	7.0	1.7	27.3	16.5	16.0
	Kuusi — *Spruce*											
10	2.8	2.8	2.5	2.8	2.8	2.8	2.5	2.5	2.8	3.0	2.5	2.5
30	2.8	3.0	2.8	2.5	2.8	3.5	3.3	2.5	3.0	4.7	3.8	2.5
50	2.5	2.7	2.8	2.3	2.8	3.7	3.3	2.3	3.2	4.5	3.7	2.5
70	2.8	3.0	2.8	2.7	3.0	3.8	3.2	3.3	3.2	4.3	4.2	3.3
	Mänty — *Pine*											
10	2.8	1.5	3.0	—	—	1.5	3.0	—	2.8	2.0	3.0	—
30	2.8	2.5	2.8	2.3	—	2.8	3.0	2.0	3.0	2.7	2.5	2.3
50	2.7	2.8	2.7	2.5	3.0	3.0	3.0	2.5	3.0	3.0	2.8	2.5
70	2.8	2.8	2.8	3.0	3.0	3.0	3.2	3.2	3.0	2.8	3.0	3.2

merkitsevästi taimien pituuskasvuun, kuitenkin niin, että pohjaveden vaikutus ei ollut enää merkitsevä viimeisessä 16. 8. 1967 suoritetussa mittauksessa. Lannoitteen ja puulajin välillä oli yhdysvaikutus erittäin merkitsevä.

Kahden ensimmäisen pituusmittaustuloksen perusteella voidaan todeta, että paras tulos saatiin pohjaveden etäisyyden ollessa 70 cm astioiden yläpinnasta lukien ja pituuskasvu heikkenee sitä mukaa, mitä lähempänä maanpintaa pohjavesi oli. Pohjaveden etäisyyden vaikutus taimien pituuskasvuun oli siis vastaavanlainen kuin sen vaikutus siementen itämiseen ja taimien elossa pysymiseen. Lannoituksen vaikutusta koskevat koetulokset osoittavat, että paras tulos saatiin käytettäessä pienintä y-lannoksen määrää 1 000 kg/ha. Seuraavaksi paras oli 2 000 kg/ha ja kolmanneksi parhaan tuloksen antoi viimeisessä inventoinnissa 4 000 kg/ha, taimien kasvun jäädessä lannoittamattomilla koejäsenillä heikoimmaksi.

Eri puulajeista rauduskoivun kasvu oli paras, toisena seurasi hieskoivu, kolmantena kuusi ja männyn kasvu oli kaikkein heikoin. Lannoitteen ja puulajin välinen yhdysvaikutus ilmeni erityisesti eri koivulajien välisenä erona suhtautumisessa lannoitukseen. Pienintä lannoitemäärää 1 000 kg/ha käytettäessä oli rauduskoivun ja hieskoivun kasvun välinen ero suhteellisen

Taulukko 15. Eri tekijöiden vaikutuksen merkitsevyys taimien pituuteen nähden 1967 perustetussa ns. vertailukokeessa.

Table 15. Degree of significance of various factors on the height of seedlings in the comparative experiment of 1967.

Vaihtelun aiheuttaja *Cause of variation*	Taimien pituus — *Height of seedlings*		
	20. 7. 1967 *20 July 1967*	1. 8. 1967 *1 Aug. 1967*	16. 8. 1967 *10 Aug. 1967*
	F-arvo — *F value*		
Typpi — *Nitrogen*	67.12***	118.55***	141.93***
Fosfori — *Phosphorus*	39.75***	44.46***	41.14***
Kalium — *Potassium*	1.06	0.99	0.81
Kalkki — *Lime*	11.07***	17.09***	20.86***
Puulaji — *Tree species*	12.23***	102.17***	175.34***
Maalaji — *Soil*	450.01***	491.67***	684.07***
Typpi fosfori — *Nitrogen phosphorus*	3.57**	6.62***	6.14***
Typpi kalium — *Nitrogen potassium*	2.37	1.83	2.37
Typpi kalkki — *Nitrogen/lime*	2.65*	4.43**	3.16*
Typpi/puulaji — *Nitrogen/tree species*	23.06***	25.61***	32.36***
Typpi/maalaji — *Nitrogen/soil*	13.04***	23.55***	38.56***
Fosfori/kalium — *Phosphorus/potassium*	0.20	0.23	0.38
Fosfori/kalkki — *Phosphorus/lime*	7.37***	12.04***	12.80***
Fosfori/puulaji — *Phosphorus/tree species*	12.35***	10.47***	9.54***
Fosfori/maalaji — *Phosphorus/soil*	4.02*	2.64	3.05*
Kalium/kalkki — *Potassium/lime*	2.87*	2.06	1.47
Kalium / puulaji — *Potassium/tree species*	0.55	0.43	0.29
Kalium/maalaji — *Potassium/soil*	1.12	1.77	0.74
Kalkki/puulaji — *Lime/tree species*	5.19***	5.14***	6.75***
Kalkki/maalaji — *Lime/soil*	1.66	2.23	1.05
Puulaji/maalaji — *Tree species/soil*	145.91***	110.95***	146.71***

Taulukko 16. Taimien pituus v. 1967 perustetussa vertailukokeessa. Varianssianalyysillä saatujen arvojen poikkeamat koko aineiston keskiarvosta.

Table 16. Height of seedlings in the comparative experiment of 1967. Deviation of data obtained through variance analysis from the mean of all data.

Käsittely *Treatment*	Rahkaturve — *Fuscum peat*			Moreeni — *Moraine*		
	20. 7. 67 *20 July 1967*	1. 8. 67 *1 Aug. 1967*	10. 8. 67 *10 Aug. 1967*	20. 7. 67 *20 July 1967*	1. 8. 67 *1 Aug. 1967*	10. 8. 67 *10 Aug. 1967*
	Poikkeama aineiston keskiarvosta ± *Deviation from mean of all data*					
N_0	—1.17	—3.48	—5.35	—0.07	—0.76	—0.99
N_1	—0.74	—2.25	—3.84	1.08	2.85	4.34
N_2	—0.57	—1.27	—2.42	1.47	4.89	8.26
P_0	—1.16	—3.35	—5.18	0.18	0.63	1.52
P_1	—0.75	—2.15	—3.69	1.11	2.91	4.63
P_2	—0.58	—1.49	—2.74	1.20	3.45	5.46
K_0	—0.85	—2.38	—4.00	0.71	2.02	3.48
K_1	—0.84	—2.43	—4.03	0.98	2.79	4.21
K_2	—0.80	—2.17	—3.58	0.80	2.19	3.92
Ca_0	—0.50	—1.22	—2.44	0.98	2.82	4.84
Ca_1	—0.93	—2.66	—4.23	0.89	2.42	4.09
Ca_2	—1.05	—3.12	—4.94	0.63	1.74	2.68
Hieskoivu — *White birch*	—1.47	—2.56	—4.00	2.01	4.60	7.44
Rauduskoivu — *Weeping birch*	—1.36	—2.18	—3.41	1.76	4.40	7.79
Kuusi — *Spruce*	—0.30	—2.24	—4.20	—0.18	—2.00	—3.62
Mänty — *Pine*	—0.19	—	—	—0.27	—	—

Taulukko 17. Eri tekijöiden vaikutuksen merkitsevyys taimien pituuteen nähden v. 1968 perustetussa ns. vertailukokeessa.

Table 17. Degree of significance of various factors on the height of seedlings in the comparative experiment of 1968.

Vaihtelun aiheuttaja *Cause of variation*	Taimien pituus — *Height of seedlings*	
	30. 8. 1968 *30 Aug. 1968*	2. 9. 1969 *2 Sept. 1969*
	F-arvo — *F value*	
Typpi — *Nitrogen*	11.93***	5.62**
Fosfori — *Phosphorus*	21.39***	1.44
Kalium — *Potassium*	2.22	1.93
Puulaji — *Tree species*	286.94***	48.59***
Maalaji — *Soil*	140.97***	20.40***
Typpi/fosfori — *Nitrogen/phosphorus*	0.80	0.06
Typpi/kalium — *Nitrogen/potassium*	0.92	4.52**
Typpi/puulaji — *Nitrogen/tree species*	15.02***	2.04
Typpi/maalaji — *Nitrogen/soil*	1.36	1.24
Fosfori/kalium — *Phosphorus/potassium*	1.34	0.51
Fosfori/puulaji — *Phosphorus/tree species*	9.90***	0.33
Fosfori/maalaji — *Phosphorus/soil*	1.93	0.53
Kalium/puulaji — *Potassium/tree species*	1.36	1.66
Kalium/maalaji — *Potassium/soil*	1.49	1.34
Puulaji/maalaji — *Tree species/soil*	39.02***	2.75**

Taulukko 18. Taimien pituus v. 1968 perustetussa vertailukokeessa 30. 8. 1968. Varianssianalyysillä saatujen arvojen poikkeamat koko aineiston keskiarvosta.

Table 18. Height of seedlings in the comparative experiment of 1968, on 30 August 1968. Deviation of data obtained through variance analysis from the mean of all data.

	Rahka-turve *Fuscum peat*	Sara-turve *Sedge peat*	Metsäsara-turve *Woody sedge peat*	Letto-turve *Fen peat*	Moreeni *Moraine*	Hiekka *Sand*
	Poikkeama aineiston keskiarvosta ± *Deviation from mean of all data*					
N_0	—3.26	—2.84	8.36	—4.06	—0.83	—4.18
N_1	—1.61	0.48	10.05	—1.75	0.18	—2.90
N_2	—2.50	—1.07	7.10	—2.61	1.27	—3.75
P_0	—5.20	—3.98	7.81	—3.53	—1.33	—4.83
P_1	—2.08	—0.70	9.49	—2.28	1.43	—2.87
P_2	—0.98	1.00	8.40	—2.79	0.18	—3.09
K_0	—3.71	—2.37	8.41	—3.37	0.46	—4.07
K_1	—3.03	—1.38	9.49	—3.28	0.07	—3.23
K_2	—1.53	0.02	7.57	—1.95	—0.40	—3.52
Hieskoivu — *White birch*	—3.16	1.90	19.66	0.20	2.73	—2.11
Rauduskoivu — *Weeping birch*	0.67	2.01	19.84	—0.87	6.03	5.05
Kuusi — *Spruce*	—5.19	—5.03	—5.19	—5.51	—5.07	—5.30
Mänty — *Pine*	—5.42	—5.36	—5.81	—5.63	—5.09	—5.47

Taulukko 19. Taimien pituus v. 1968 perustetussa vertailukokeessa 2. 9. 1969. Varianssianalyysillä saatujen arvojen poikkeamat koko aineiston keskiarvosta.

Table 19. Height of seedlings in the comparative experiment of 1968 on 2 September 1969. Deviation of data obtained through variance analysis from the mean of all data.

	Rahka-turve *Fuscum peat*	Sara-turve *Sedge peat*	Metsäsara-turve *Woody sedge peat*	Letto-turve *Fen peat*	Moreeni *Moraine*	Hiekka *Sand*
	Poikkeama aineiston keskiarvosta ± *Deviation from mean of all data*					
N_0	— 6.30	— 3.38	10.60	—10.27	— 3.28	—12.56
N_1	— 4.34	3.39	8.58	— 4.61	1.31	—10.09
N_2	5.01	— 0.16	9.27	— 2.45	7.89	— 9.45
P_0	— 6.19	0.88	6.62	— 7.12	0.55	—13.53
P_1	— 1.18	— 3.05	11.54	— 6.17	3.41	—10.24
P_2	— 0.86	1.95	10.47	— 4.86	— 0.84	— 6.19
K_0	— 5.88	— 5.13	11.44	— 7.82	— 1.02	— 8.15
K_1	— 0.06	2.35	11.77	— 6.74	3.30	— 7.16
K_2	— 0.01	3.59	6.10	— 3.03	1.30	—13.15
Hieskoivu — *White birch*	— 5.26	— 4.13	12.87	— 5.81	— 2.55	—13.04
Rauduskoivu — *Weeping birch*	3.40	7.54	11.21	— 3.14	11.77	— 4.59
Kuusi — *Spruce*	—14.76	—16.68	—21.49	—14.90	—17.57	—18.52
Mänty[1]) — *Pine*[1])						

[1]) Ks. taulukko 14 — *See Table 14.*

pieni, mutta kasvuero suureni sitä mukaa mitä runsaampaa lannoitemäärää käytettiin. Tämä osoittaa, että rauduskoivu sieti ja pystyi käyttämään hyväksi kokeessa suurempia lannoitemääriä kuin hieskoivu.

Vuonna 1967 perustetussa ns. vertailukokeessa oli taimien pituuskasvu riippuvainen varsin lukuisista eri tekijöistä (taulukot 15—16). Tutkituista lannoitteista vaikuttivat typpi ja fosfori kasvua lisäävästi, kun taas kalkin käytöllä oli kasvua heikentävä vaikutus. Kaliumin vaikutus puiden kasvuun ei ollut merkitsevä. Puulajeista oli rauduskoivulla paras kasvu ja tämän jälkeen seurasivat hieskoivu, kuusi ja mänty. Tutkituista maalajeista oli taimien kasvu moreenimaassa selvästi parempi kuin rahkaturpeessa. Yhdysvaikutusten perusteella on todettavissa, että sekä typen että fosforin lannoitusvaikutus samoin kuin eri puulajien taimien pituuskasvu olivat voimakkaammat moreenimaassa rahkaturpeeseen verrattuna.

Edellä mainitut päätulokset toistuvat pääosiltaan vuonna 1968 perustetussa astiakokeessa (taulukot 17—19). Tässäkin kokeessa lisäsi typen ja fosforin käyttö taimien kasvua, ja tutkituista puulajeista rauduskoivu kasvoi keskimäärin parhaiten, hieskoivun, kuusen ja männyn kasvun jäädessä heikommaksi. Tutkituista maalajeista oli metsäsaraturve ylivoimaisesti paras ja sen jälkeen seurasivat moreenimaa ja saraturve. Rahkaturpeessa jäi taimien kasvu selvästi huonommaksi kuin edellä mainituilla maalajeilla. Eri koivulajien suhtautumisesta kasvualustana käytettyihin maalajeihin on todettavissa, että kivennäismaassa oli rauduskoivun kasvu selvästi parempi kuin hieskoivun, mutta turvelajeista esim. lettoturpeessa hieskoivu kasvoi jopa paremmin kuin rauduskoivu.

4. LOPPUKATSAUS

Edellä selostetuissa astiakokeissa ilmeni, että käytettäessä pintalannoitusta, vaikuttavat typpi ja kalium haitallisesti metsäpuiden siementen itämiseen ja sirkkataimien elossa pysymiseen, kun taas kalkin käytöllä on päinvastainen vaikutus. Rahkaturvealustalla taimet kasvoivat parhaiten pienintä tutkittua lannoitemäärää 1 000 kg/ha metsän Y-lannosta suomaille (14—18—10) käytettäessä. Annettaessa tätä lannoitetta 2 000 kg/ha ja varsinkin 4 000 kg/ha jäi pituuskasvu selvästi heikommaksi, mutta oli kuitenkin parempi kuin lannoittamattomilla taimilla. Eri ravinteista typpi ja fosfori lisäsivät selvästi taimien pituuskasvua, kalkin vaikutuksen ollessa sitä vastoin negatiivinen.

Vaikkakaan tehtyjen astiakokeiden tulokset eivät ole sellaisenaan sovellettavissa luonnon oloihin, osoittavat ne yhdenmukaisesti aikaisempien kokeiden kanssa, että suurten typpi- ja kalimäärien käyttö lannoituksessa lisää taimien kuolleisuutta turvemaalla (vrt. Heikurainen, Päivänen ja Seppälä 1966). Kuitenkin on todettava, että esimerkiksi annettaessa 1 000 kg/ha metsän Y-lannosta suomaille, jää lannoituksen mahdollinen haittavaikutus todennäköisesti varsin vähäiseksi verrattuna siihen etuun, mikä johtuu kylvötaimien parantuneesta kasvusta. Lannoituksen haittavaikutuksia voidaan luonnollisesti välttää siten, että lannoitus suoritetaan laikkulannoituksena varoen, ettei typpi- ja kalilannoitteita naneta liian lähelle taimia.

Verrattaessa keskenään pohjaveden etäisyyksiä 10, 30, 50 ja 70 cm todetaan, että sekä itämistulos että taimien pituuskasvu oli keskimäärin paras pohjaveden ollessa 70 cm:n syvyydessä. Puuntaimet saivat turpeessa riittävästi vettä ja ravinteita ylöspäin tapahtuvan haihtumisvirtailun johdosta, vaikka veden ja ravinteiden ylöspäin tapahtuva nousu vähenikin varsin selvästi pohjaveden etäisyyden kasvaessa. Erityisesti koivun taimet haihduttivat runsaasti vettä ja aiheuttivat kuivumista kasvualustassa. Useissa aikaisemmissa tutkimuksissa todettu puuston ja aluskasvillisuuden voimakas haihduttava vaikutus (esim. Heikurainen 1963, 1967, Päivänen 1964) oli siis selvästi todettavissa myös tässä kokeessa.

Kokeita tehtiin erityisesti rahkaturvealustalla, jota verrattiin muihin turvelajeihin ja kivennäismaalajeihin. Rahkaturpeessa itämistulos oli yleensä parempi kuin moreeni- ja hiekkamaissa, mutta jäi heikommaksi kuin esimerkiksi letto- ja metsäsaraturpeessa. Samoin oli havaittavissa, että taimien kasvu lannoituksen vaikutuksesta jäi rahkaturpeessa keskimäärin heikommaksi kuin sara- ja metsäsaraturpeessa. Myös moreenimaassa taimet kasvoivat paremmin kuin rahkaturvealustalla. Mahdollisesti lannoiteannoksen olisi pitänyt olla rahkaturpeessa (myös lettoturpeessa) joko kaikkien tai jonkin tutkitun ravinteen osalta suhteellisesti korkeampi kuin muilla turvelajeilla, jotta kaikilla turvealustoilla olisi päästy yhtä hyvään kasvutulokseen.

Eri puulajien taimien suhtautuminen lannoitukseen vaihteli huomattavasti eri aikoina perustettujen kokeiden antaessa jossakin määrin toisistaan poikkeavia tuloksia. Oli kuitenkin havaittavissa, että tutkituista koivulajeista rauduskoivu sieti ja pystyi käyttämään hyväkseen suurempia lannoitemääriä kuin hieskoivu. Rauduskoivun taimien pituuskasvu oli tutkimusjaksona nopeampaa kuin hieskoivun. Havupuiden taimien kasvu jäi selvästi näiden molempien koivulajien kasvua heikommaksi.

KIRJALLISUUTTA

Bergman, H. F. 1959. Oxygen deficiency as a cause of disease in plants. Bot. Review 25.

Eggelsmann, R. 1957. Zur Kenntnis der Zusammenhänge zwischen Bodenfeuchte und oberflächennahem Grundwasser. Die Wasserwirtschaft 47: 11.

Heikurainen, L. 1963. On using ground water table fluctuations for measuring evapotranspiration (Seloste: Pohjavesipinnan vaihteluista haihdunnan mittaamisessa). AFF 76.5.

—»— 1967. Hakkuun vaikutus ojitettujen soiden vesitalouteen (Summary: On the influence of cutting on the water economy of drained peat lands). AFF 82.2.

—»— , Päivänen, J. ja Sarasto, J. 1964. Ground water table and water content in peat soil. AFF 77.1.

—»— , Päivänen, J. ja Seppälä, K. 1966. Koetuloksia männyn kylvöstä ja istutuksesta ojitetuilla soilla (Summary: Some results of pine seeding and planting on drained peat soils). Silva Fennica 119.

Huikari, O. ja Paarlahti, K. 1966. Kivisuon metsänlannoituskokeet. Kenttäopas. Helsinki.

Juusela, T., Kaunisto, S. ja Mustonen, S. 1969. Turpeesta tapahtuvaan haihduntaan vaikuttavista tekijöistä (Summary: On factors affecting evapotranspiration from peat). MTJ 67.1.

Kaunisto, S. 1968. Lannoitettu kasvuturve metsäpuiden siementen itämisalustana (Summary: Fertilized garden peat as a substratum for germinating forest tree seeds). Suo 3—4.

Paavilainen, E. 1963. Turpeen vesipitoisuudesta ja pohjavesipinnasta (Summary: On water content of peat and ground water level). Suo 1.

—»— 1966. Istutettujen männyn taimien juuriston ensi kehityksestä tupasvillarämeellä (Summary: Initial development of root systems of Scots pine transplants in an Eriophorum vaginatum swamp). MTJ 61.6.

—»— 1967. Männyn juuriston suhteesta turpeen ilmatilaan (Summary: Relationships between the root system of Scots pine and the air content of peat). MTJ 63.6.

—»— 1970. Koetuloksia suopeltojen metsittämisestä (Summary: Experimental results of the afforestation of swampy fields). Folia Forestalia 77.

Päivänen, J. 1964. Menetelmä pohjavesikertoimen ja pintakasvillisuuden haihdunnan määrittämiseksi (Summary: A method to determine the ground water coefficient and the ground vegetation transpiration). Suo 6.

—»— 1968. Pohjavesipinta ja turpeen vesipitoisuus rahkamättäisellä lyhytkortisella nevalla (Summary: Ground-water level and water content of peat in an open low-sedge swamp with Sphagnum fuscum hummocks). Suo 2.

Russell, M. B. 1952. Soil aeration and plant growth. Agronomy Monograph 2. New York.

Schofield, R. K. 1935. The pF of the water in soil. Trans. Third Internat. Cong. Soil Sci. II (Oxford).

Seppälä, K. 1968. Välituloksia ojitettujen soiden viljelykokeista (Summary: Results of seeding and planting experiments on peatland). Suo 2.

ON THE EFFECT OF TOP DRESS FERTILIZATION ON SUCCESSFUL SEEDING OF BIRCH, SPRUCE, AND PINE. VESSEL EXPERIMENTS IN SOIL WITH AN UNTREATED SURFACE

Summary

Vessel experiments were established in 1967—1968 at the Parkano experimental station of the Finnish Forest Research Institute to find out the effect of fertilization on the success of the seeding of white birch, weeping birch, Norway spruce and Scots pine on soil with an untreated surface. The planting bed in the vessel experiments also comprised for comparison other peat qualities and mineral soils besides *Fuscum* peat taken from the nutrient-poor swamps of the experimental area of Parkano. Tables 1—2 give the results of the nutrient and structure analyses of the soils used.

The experimental vessels were placed in a plastic greenhouse (Figs. 1—2). *Fuscum* peat was used in the so-called water-table regulation experiment. The water level was kept at 10, 30, 50, and 70 cm from the upper surface of the vessels with the apparatus developed by K a u n i s t o (J u u s e l a, et al. 1969, p. 14). The top dress fertilizer in these vessels was »Forest Y for wet peatlands» (14—18—10). The amounts of fertilizer used were equivalent to 0, 1000, 2000, and 4000 kg/hectare. Thirty seeds of the tree species to be studied were sown in each vessel.

Comparative experiments were established simultaneously with the water-table regulation experiment. The purpose with these was to find out whether the reponse of the different tree species to fertilization in *Fuscum* peat differs from the response to the other types of soil. The first comparative experiment was begun in spring 1967 and ended in the autumn of the same year. Another one was started in spring 1968 and it was continued until autumn 1969. Plastic vessels, 175 mm in height and 210 mm in top diameter, were used in both experiments (Fig. 2).

In the year 1967, the nutrients used were nitrogen, phosphorus, potassium, and lime. Only the first three of these nutrients were used in the experiment begun in the following year. Each nutrient was used on three levels: nitrogen (N) 0, 70, 140/kg/ha, phosphorus (P_2O_5) 0, 90, 180 kg/ha, potassium (K_2O) 0, 50, 100 kg/ha, and ground limestone 0, 5000 and 10000 kg/ha. The growing media were *Fuscum* peat and moraine soil in the 1967 experiment. Six media were studied in the 1968 experiment: *Fuscum* peat, sedge peat, woody sedge peat, fen peat, moraine soil and sand. The soil surface of the vessels was divided into four sectors of equal size and ten seeds of the tree species to be studied were sown in each of them. The seeds were taken by random.

The experiments were recorded by counting the number of seedlings and measuring their height. In addition, in the water-table regulation experiment, the water content of the soil at the seedling wilting point after the termination of surface watering was studied. The effect of the different factors was treated by computer using variance analysis.

In order to obtain additional information on the water and nutrient economy of *Fuscum* peat compared with other types of peat, two separate experiments were carried through in summer 1968. The apparatus used to regulate the water-table in the previous experiment was employed for these experiments as well. The water table was kept at 10, 30, 50, and 70 cm from the soil surface. Three peat qualities (*Fuscum* peat, sedge peat, and woody sedge peat) were used.

When the water supply had been regulated, one sample was taken from each of the above-mentioned peats and from water surface decided in random order. The samples were taken 16 times at intervals of three days, i.e. 3, 6, . . . 48 days after regulation of the water table. Each peat sample was divided from the surface into 5 cm long segments down to a depth of 30 cm and the weight and volume per cent of the water content of the peat were measured from these segments in the laboratory. The dependence of the air space and water content of the peat on the water level was computed by using regression analysis.

The object of the second special experiment was to discover how nutrients rise in peat due to the evaporation of water when the water-table is at different depths (10, 30, 50, and 70 cm) from the soil surface. A solution containing 10 g of manganese sulphate in 1 cu.dm. of distilled water was added to compensate for the evaporation of water through the upper surface of the samples. There were also comparative samples in which distilled water alone was used to regulate the water-table. The manganese content of the surface part of the different peat species was determined 5, 10, 15, and 20 days from the start of the experiment.

According to the results of the water-table experiment, the best germination result was obtained on a *Fuscum* peat bed without fertilization. In the other experiments, nitrogen and potassium had an adverse effect on germination and the survival of the young seedlings, while lime had the contrary effect (Tables 3—4). The seedlings grew best when the smallest amount of the fertilizer was used, that is 1000 kg/ha of »Forest Y fertilizer for wet peatlands» (14—18—10) (Tables 13—14). When 2000 kg/ha and, especially, 4000 kg/ha of this fertilizer was given, height growth was distinctly weaker, but still better than that of the unfertilized seedlings. Nitrogen and phosphorus definitely increased the height growth of the seedlings, but the effect of lime was negative.

Although the results of the vessel experiments are not applicable as such to natural conditions, in accordance with earlier experiments they indicate that the utilisation of large concentrations of nitrogen and potassium in fertilization increases the mortality of seedlings in peat soil (cf. Heikurainen et al. 1966). However, when e.g. 1000 kg/ha of »Forest Y fertilizer» is added to wet peatlands the potential negative effect of fertilization is fairly small compared with the benefit of improved growth. The adverse effects of fertilization can naturally be avoided also by fertilizing in spots, taking care not to put the nitrogen and potassium fertilizer too close to the seedlings.

Comparison of the ground water levels (10, 30, 50, and 70 cm) shows that both germination and height growth were best on the average when the water level was 70 cm. The seedlings received sufficient water and nutrients in the peat through the upward current of evaporation although the upward flow of water and nutrients declined fairly distinctly when the depth of the water level increased (Tables 5 and 6). Birch seedlings in particular transpired water strongly and caused drying in the planting bed. The mortality of the pines after the watering of the experimental vessels was stopped, was obviously not due to the water economy of the planting bed because, as shown by Table 7, the water content of superficial peat at the pine wilting point varied between 484 and 1 145 weight per cent. The variation was greater than the difference in *Fuscum* peat between the moisture conditions corresponding to field

capacity pF 2 and wilting point pF 4 (cf. Table on p. 19). It is possible that the high temperature and relative moisture (Figs. 6 and 7) compensated for the drying of the planting bed to such an extent that even the combined effect of maximum water depth and fertilization was not detrimental to the seedlings. The distinct positive effect of lowering the water level on the germination and survival of seedlings is mostly due to the improved aeration of the soil. The water content of the superficial peat 48 days after regulation of the water table was the lower the more deep the water level was in the sample (Figs. 3—5). The air space of peat increases considerably when the water table descends (Figs. 8—10).

In these experiments the response of the seedlings of the different tree species to fertilization varied considerably at different times and, because of this, the results are somewhat conflicting. However, weeping birch tolerated and was capable of utilizing larger quantities of fertilizer than white birch. The height growth of weeping birch seedlings was faster than that of white birch. The growth of conifer seedlings was clearly poorer than that of both these birch species.

The experiments were concentrated on *Fuscum* peat which was compared with other peat types and mineral soils. Tables 8—12 and 15—19 reveal that germination is generally better in *Fuscum* peat than in moraine and sand soil, but poorer than e.g. in fen peat and woody sedge peat. Seedling growth after fertilization was poorer on the average in *Fuscum* peat than in sedge and woody sedge peat. Seedlings grew better in moraine soil than in a *Fuscum* peat planting bed. It is possible that the amount of fertilizer used in *Fuscum* peat (also in fen peat) should have contained a higher proportion of all or one of the nutrients than in the other peat types to give an equally good growth result in all the peat beds.

MINIMILÄPIMITAN VAIKUTUS KUUSIRUNGOSTA SAATAVAN SAHA- JA PAPERIPUUN MÄÄRÄÄN SEKÄ SAHAPUUN ARVOON

PENTTI RIKKONEN

SUMMARY IN ENGLISH

EFFECT OF MINIMUM DIAMETER ON THE VOLUME OF SAW TIMBER AND PULPWOOD OBTAINABLE FROM SPRUCE STEM, AND ON SAW TIMBER VALUE

HELSINKI 1970

Helsinki 1971. Valtion painatuskeskus

ALKUSANAT

Runkojen pystymittaustutkimuksissa sekä pystymittauksen soveltamisessa käytäntöön on minimiläpimitan vaikutus sahapuun määrään ja rungon sahapuuosuuteen osoittautunut selvittämisen tarpeessa olevaksi seikaksi. Metsäntutkimuslaitoksen metsäteknologian tutkimusosaston osallistuessa pystymittaustutkimusten kenttätöihin v. 1967 otettiin minimiläpimittaan liittyvien kysymysten selvittäminen osaston tutkimusohjelmaan. Kuusta koskevat tiedot katsottiin männyn tietoja kiireellisemmiksi. Tätä kirjoitettaessa on mäntyaineistokin kuitenkin jo kerätty.

Tutkimus on alusta alkaen ollut kiinteästi esimieheni prof. Veijo Heiskasen asiantuntevan ohjauksen ja valvonnan alaisena. Tohtori Pentti Hakkila on myös tutkimuksen loppuvaiheessa antanut arvokkaita neuvoja ja lukenut käsikirjoituksen tehden siihen muutoksia ja korjauksia. Luonnontiet. kand. Arja Panhelainen on hoitanut osan tietokonekäsittelystä. Metsäteknikko Pentti Savilampi ja kenttämestari Sauli Takalo ovat keränneet pääosan aineistosta. Konekirjoitustyön ovat suorittaneet rouva Aune Rytkönen ja neiti Raija Siekkinen. Kuvat on piirtänyt ylioppilas Marja-Riitta Huhtalo.

Kaikille edellä mainituille henkilöille sekä muille tutkimustyöhön osallistuneille pyydän lausua parhaat kiitokseni. Lisäksi pyydän kiittää niitä lukuisia laitoksemme ulkopuolisia henkilöitä, jotka ovat antaneet apua tutkimusaineiston keräystyössä.

Siitä työpanoksesta, jonka maatalous- ja metsätieteiden kandidaatti Teuri J. Salminen suoritti tutkimuksen hyväksi, on kiitollisuuteni poikkeuksellinen. Kandidaatti Salminen kuoli 10. 1. 1968 ollessaan keräämässä tutkimuksen aineistoa Korpilahdella.

24. 8. 1970

Pentti Rikkonen

SISÄLLYSLUETTELO

Sivu

1. Johdanto 5
2. Tutkimusmenetelmän valinta ja tutkimuksen rajoittaminen 6
3. Käsitteitä 7
4. Tutkimusmenetelmä 7
5. Tutkimusaineisto 9
6. Tutkimustulokset 10
   61. Sahapuun talteenoton tarkkuus 10
   62. Sahapuun määrä 12
   63. Sahapuun latvamuotoluku 18
   64. Paperipuun määrä 21
   65. Puutavaralajijakautuma 25
   66. Tukkien lukumäärä ja pituus 32
   67. Tukkien järeys ja laatu 33
   68. Sahapuun ja sahapuurungon arvo 35
7. Yhdistelmä 40

Kirjallisuutta 43

Summary in English 44

1. JOHDANTO

Kysymyksenasettelu — sahapuu vai paperipuu — perustuu siihen, että sahapuulla on koon ja laadun kannalta toiset minimivaatimukset kuin paperipuulla. Rungon tai rungonosan tulee sisältää vähimmäispituus minimiläpimitan ja laatuvaatimukset täyttävää puuta, jotta siitä sahateollisuuden asettamien vaatimusten mukaan kannattaa tehdä sahatukkeja. Pienet rungot ja suurempien runkojen latva- ja huonolaatuiset osat jäävät sahapuuosuuden ulkopuolelle. Rajan vetäminen sahapuu- ja paperipuuosuuden välille olisi ilmeisen kiintoisa kysymys, vaikka puu olisi ilmaistakin, sillä onhan sahatavaran arvo aina riippuvainen raaka-aineen järeydestä ja laadusta (esim. Heiskanen ja Asikainen 1969, Asikainen ja Heiskanen 1970). Niin kauan kuin sahateollisuus ja puumassateollisuus hankkivat raaka-aineensa samoilta alueilta ja samoista metsiköistä, on runkojen tosiasiallinen arvo riippuvainen niiden sahapuuominaisuuksista.

Sahapuun minimiläpimitta on luonnollisesti sahausprosessista peräisin oleva vaatimus, ja pohjimmiltaan se määräytyy minimikokoisten sahatavarakappaleiden ja sahauskustannusten perusteella. Näillä perusteilla määräytyvän minimiläpimitan alittavat tukit ovat sahaukseen kelpaamattomia. Toisaalta on kuitenkin sahatavarakaupalle edullista, jos tukkien läpimittajakautumaan sisältyy tietty määrä vain minimiläpimitankin täyttäviä tukkeja. Tukkien apteerauksessa tämä merkitsee sitä, että latvakatkaisukohtaa määritettäessä pyritään mahdollisimman lähelle annettua minimiläpimittaa rungon laadun sallimissa puitteissa. Minimilatvaläpimitta ja todellinen katkaisuläpimitta ovat niin ollen suhteellisen vahvasti toisiinsa korreloituneita.

On ilmeistä, että jokaisessa apteeraustapauksessa on rungon käytön kannalta optimaalinen sahatavaraosuuden ja paperipuuosuuden jakokohta. Apteeraaja ei voi kuitenkaan tätä optimikohtaa tarkoin määrittää, sillä apteerauksessa joudutaan yhtä aikaa ottamaan huomioon niin monia eri vaihtoehtoja, että niistä parhaan valitseminen on ilman tietokoneen apua mahdotonta. Apteeraajan on vain tyydyttävä pitäytymään minimiläpimitta- ja minimitukkivaatimuksissa sekä pyrittävä saamiensa ohjeiden mukaan tekemään mahdollisimman hyvälaatuisia tukkeja. Tästä huolimatta on tarpeellista selvittää, mikä vaikutus minimiläpimittaohjeella on rungosta saatavan sahapuun ja paperipuun määrään sekä sahatukkien ominaisuuksiin. Nämä seikat ovat saaneet entistä suurempaa merkitystä pystymittauksen yleistyessä.

Pystymittauksen muodostuminen käytännön mittausmenetelmäksi onkin tehnyt esillä olevan tutkimuksen välttämättömäksi. Jos samasta leimikosta tai samoista rungoista tehdään useita puutavaralajeja, tulee tavaralajien osuus pystymittauksessa usein luvattoman epätarkaksi (Heiskanen 1969). Tämän haitan merkitys korostuu, jos puutavaralajit menevät eri ostajille, kuten Länsi-Suomessa on monesti laita. Ellei puutavaralajijakautumaa pystytä riittävän tarkasti määrittämään, voi pystymittauksen käytön laajeneminen ratkaisevasti hidastua.

Kysymystä sahapuun ja paperipuun määrästä ja sahapuun ominaisuuksista ei tiettävästi aikaisemmin ole selvitetty samoista lähtökohdista kuin käsillä olevassa tutkimuksessa. Sahapuurunkojen arvo kokonaisuudessaan on kuitenkin ollut tutkimuksen kohteena. Heiskanen (1954) on käsitellyt eri perustein tapahtuvaa sahapuurunkojen laatuluokitusta. Västerbo (1967) ja Tuovinen (1968) ovat esittäneet menetelmät sahapuurungon kokonaisarvon määrittämiseksi. Tätä kirjoitettaessa on metsäntutkimuslaitoksella ollut käynnissä tutkimus, jossa sahapuurunkojen arvoa pyritään selvittämään koesahausten perusteella (vrt. Heiskanen ja Asikainen 1969).

2. TUTKIMUSMENETELMÄN VALINTA JA TUTKIMUKSEN RAJOITTAMINEN

Minimiläpimitan vaikutusta puutavaralajijakautumaan ja sahapuun ominaisuuksiin voidaan selvittää teoreettisesti esim. rungon kapenemisen perusteella siten, että runko jaetaan saha- ja paperipuun kesken täsmälleen minimiläpimittaa vastaavalta kohdalta. Käsillä olevassa tutkimuksessa on kysymystä kuitenkin lähdetty selvittämään käytännön apteerauksen pohjalta, jossa saha- ja paperipuun osuudet määräytyvät paitsi annetun minimiläpimitan myös rungon laadun ym. tekijäin mukaan todellisen latvakatkaisuläpimitan ollessa keskimäärin minimiläpimittaa suuremman. Menetelmän haittana on teoreettiseen menetelmään verrattuna latvakatkaisuläpimitan hajonnasta aiheutuva suuremman aineiston tarve. Myös apteeraajan subjektiivisten näkemysten mahdollinen vaikutus on katsottava menetelmän varjopuoleksi. Tämä menetelmä on kuitenkin katsottu tutkimuksen tarkoitusta vastaavaksi, koska pyrkimyksenä on ollut informaation saaminen käytännössä suoritettavia ratkaisuja varten.

Jokaisesta tutkimuksen kohteeksi tulleesta rungosta mitattiin käytäntöön vakiintuneet runkotunnukset; rinnankorkeusläpimitta, pituus ja kapeneminen. Kukin runko jaettiin saha- ja paperipuuosiin neljää eri ohjeminimiläpimittaa — 5, 6, 7 ja 8″ — käyttäen. Minimiläpimittavaihtoehdoista voidaan ilmeisesti 8″ pitää epärealistisena käytännön kannalta. Neljän eri

vaihtoehdon käyttö katsottiin kuitenkin tarpeelliseksi minimiläpimitan muutosten aiheuttamien seurausten tarkkailussa. Toisaalta katsottiin, että vaihtoehtojen välillä tuli olla selvä ero, jotta kussakin tapauksessa suoritettu apteerausratkaisu olisi tapahtunut muista aikaisemmin käytetyistä vaihtoehdoista riippumattomana.

3. KÄSITTEITÄ

Seuraavien tutkimuksessa esiintyvien käsitteiden määrittely on katsottu tarpeelliseksi tässä yhteydessä. Käsitteet on pyritty esittämään niiden ymmärtämistä helpottavassa järjestyksessä.

Minimiläpimitta. Ohjeläpimitta, jota tukin latvaläpimitta puolen tuuman alenevalla luokituksella kuoren alta mitaten ei saanut alittaa.

Sahapuurunko. Tutkimusaineiston runko, josta ohjeeksi annettua minimiläpimittaa käyttäen on saatu sahapuuta.

Paperipuurunko. Tutkimusaineiston runko, josta ohjeeksi annettua minimiläpimittaa käyttäen ei ole saatu sahapuuta.

Paperipuurunkosiirtymä. Minimiläpimitan suuretessa tapahtuvaa sahapuurunkojen määrän vähenemistä nimitetään paperipuurunkosiirtymäksi.

Sahapuuosan latvakatkaisuläpimitta. Latvatukin latvaläpimitta.

Sahapuuosan teoreettinen pituus. Rungon käyttöosan pituus tyvileikkauksesta minimiläpimittaa vastaavaan kohtaan.

Sahapuuosan todellinen pituus. Rungosta tehtyjen tukkien pituuksien summa.

Käyttämätön sahapuuosa. Se osuus rungosta, joka jää minimiläpimittaa vastaavan kohdan ja todellisen latvakatkaisukohdan väliin.

Perusaineisto. Kaikki tutkimusaineiston rungot.

Osa-aineisto. Rungot, joista ohjeeksi annettua minimiläpimittaa käyttäen on saatu sahapuuta. (Osa-aineisto 5″ minimiläpimittaa käytettäessä = perusaineisto).

Minimirunko. Runko, josta perusaineistossa on saatu enintään 5-tuumainen, osa-aineistossa 6″ enintään 6-tuumainen, osa-aineistossa 7″ enintään 7-tuumainen sekä osa-aineistossa 8″ enintään 8-tuumainen tyvitukki.

Sahapuuprosentti. Sahapuun prosenttiosuus rungon käyttöosan kuorellisesta kokonaiskiintomitasta.

4. TUTKIMUSMENETELMÄ

Tutkimusaineiston perusyksikkönä on sahapuurunko, josta jälempänä esitetyin pituusvaatimuksin on 5″ minimiläpimittaa käyttäen saatu sahapuuta. Suurempana yksikkönä on leimikkonäyte eli samasta leimikosta mitattu n. 100 rungon joukko.

Jokaisesta rungosta mitattiin rungon rinnankorkeusläpimitta (läpimitta 1.3 m:n päästä kaatoleikkauksesta), pituus ja kapeneminen. Läpimitat mitattiin mm:n ja pituus dm:n tarkkuudella. Apteerattaessa käytettiin minimiläpimittavaihtoehtoina viittä, kuutta, seitsemää ja kahdeksaa tuumaa. Tukkien minimipituusvaatimukset olivat seuraavat:

Latvaläpimitta, tuumaa	Pituus, jalkaa
5—6	16
6½	15
7	14
7½	13
8	12

Tukkien maksimipituus oli 20 jalkaa ja alle 14 jalan tukkeja tehtiin vain poikkeustapauksissa. Näitä saivat aiheuttaa selvät laatuviat kuten mutkat, voimakas lenkous, korot jne. Muutoin noudatettiin apteerauksessa professori Veijo Heiskasen laatimia Metsätehon julkaisemia ohjeita vuodelta 1962 (Sahapuurunkojen . . .).

Pääperiaatteina apteerauksessa olivat tärkeysjärjestyksessä luetellen: mahdollisimman suorat tukit, mahdollisimman tasalaatuiset tukit ja mahdollisimman suuri sahapuumäärä.

Runkoja, joissa tyvilahon tai muun vian vuoksi olisi pitänyt suorittaa tyveys, ei otettu mukaan aineistoon. Rungon keskeltä tehdyt leikot valmistettiin 2-metrisiksi. Ennen varsinaista apteerausta mitattiin rungon sahapuuosuuden kokonaispituus minimiläpimittaan saakka kunkin vaihtoehdon mukaisesti.

Tukkien läpimitat mitattiin latvasta neljän tuuman tasausvaran etäisyydeltä latvaleikkauksesta puolen tuuman alenevalla luokituksella kuoren alta sekä nimellismitan puolivälistä mm:n tarkkuudella kuoren päältä. Kumpikin läpimitta mitattiin vaakasuorassa suunnassa. Tukit luokiteltiin vuoden 1960 laatuluokitusehdotuksen mukaisesti (Heiskanen ja Siimes).

Rungon paperipuuosan pituus määräytyi 2 m:n pölkytyksen ja kuorellisen 5 cm:n minimiläpimitan perusteella. Paperipuuosan läpimitat mitattiin tyvestä, keskeltä ja latvasta mm:n tarkkuudella sekä leikkojen läpimitat vastaavasti leikkojen keskeltä. Osasta latvarankoja mitattiin lisäksi pölkyttäiset keskusläpimitat.

Rungon kokonaiskuutiomäärä laskettiin Ilvessalon pystypuiden kuutioimistaulukoiden avulla lisäten siihen kuitenkin 1.5 % kannon lyhenemisestä aiheutuvana korjauksena (vrt. Tiihonen 1966).

Kokonaiskäyttöosan selvittämiseksi vähennettiin metsään jäävän latvan osuutena kunkin rungon tilavuudesta 4 kuutiodesimetriä.[1])

[1]) Vähennys perustuu metsäntutkimuslaitoksen metsänarvioimisen osastolla tehtyihin selvityksiin.

Tukkiosan todellinen kuorellinen kiintomitta saatiin vähentämällä kokonaiskäyttöosan tilavuudesta paperipuuosan tilavuus, joka laskettiin ns. Simpsonin kaavalla [2]) sekä leikkojen tilavuus, joka laskettiin keskuskuutioina. Tarkistuskuutiointeina tukkiosan todellisen kiintomitan selvittämisessä käytettiin keskuskuutiointia ja paperipuuosan kiintomitan selvittämisessä em. latvarankojen pölkyttäistä keskuskuutiointia.

[2]) $\frac{\text{pituus}}{6}$ $(g_{tyvi} + 4g_{pit.puoliv.} + g_{latva})$

5. TUTKIMUSAINEISTO

Tutkimusaineisto (taulukot 1 ja 2) käsittää kaikkiaan 18 leimikkonäytettä ja 1 790 runkoa. Se edustaa lähinnä Etelä-Suomen eteläosia.

Leimikkoja ja niissä mitattuja runkoja ei voitu valita otantamenetelmää käyttäen. Leimikot määräytyivät mittausmahdollisuuksien ja mittauskustannusten perusteella. Kussakin leimikossa mittausryhmä seurasi runkojen kaatajia mitaten usealla tai yhdellä leimikon osa-alueella kaikki mitattavissa olleet kaadetut rungot.

Tutkimustulosten yleistämisen kannalta on tärkeätä, että tutkimusaineisto on runkojen koon, muodon ja laadun suhteen mahdollisimman edus-

Taulukko 1. Tutkimusaineisto leimikoittain.
Table 1. The investigation material by stands.

Leimikon n:o *Stand number*	Kunta *Commune*	Runkoja kpl *Number of stems*	Keskim. $D_{1,3}$, cm *Average DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
				5	6	7	8
				Sahapuurunkoja, % *Saw timber stems, %*			
1	Janakkala	99	23.1	100	100	76	40
2	Pielisjärvi	109	23.3	100	89	67	38
3	Karstula	110	23.5	100	100	75	36
4	Bromarv	122	24.3	100	94	70	45
5	Luvia	91	24.7	100	98	81	49
6	Tuusula	87	24.7	100	97	85	55
7	Saarijärvi	108	24.9	100	100	78	48
8	Kullaa	94	25.1	100	96	81	56
9	Mäntsälä	97	25.9	100	100	89	69
10	Valkeala	109	26.2	100	100	97	75
11	Saarijärvi	101	26.4	100	100	98	76
12	Vammala	101	26.8	100	100	91	66
13	Vihti	111	27.3	100	100	95	81
14	Lahti	99	27.4	100	99	89	77
15	Nurmijärvi	97	27.8	100	100	90	73
16	Mäntsälä	109	28.3	100	100	94	89
17	Luumäki	42	31.4	100	100	100	100
18	Loppi	104	32.3	100	100	100	94

tava. Näistä tekijöistä ei kuitenkaan ole käytettävissä sopivia vertailuaineistoja. Runkojen keskikoon, joka 6″ minimiläpimittaa käyttäen oli 10.93 j^3, voidaan kuitenkin katsoa jokseenkin hyvin edustavan Etelä-Suomessa vuosittain hakattavia sahapuurunkoja. Muodonkaan suhteen ei aineistoa voida pitää ainakaan tämän ominaisuuden ääriarvoja edustavana, koska muodon vaihtelu on leimikkonäytteiden välillä huomattava. Tämä voidaan päätellä mm. latvamuotolukujen hajonnasta (vrt. sivu 20).

Ns. paperipuurunkoja (vrt. sivu 7) esiintyy lähes kaikissa leimikoissa, mutta merkittävästi vain 25 cm:n rinnankorkeusläpimittaan saakka ja luonnollisesti sitä runsaammin mitä pienemmistä rungoista ja suuremmista minimiläpimitoista on kysymys.

Taulukko 2. Tutkimusaineisto rinnankorkeusläpimittaluokittain.
Table 2. The investigation material by DBH-classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Runkoja, kpl *Number of stems*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
		5	6	7	8
		Sahapuurunkoja, % *Saw timber stems, %*			
17	15	100	27	0	0
19	122	100	88	4	0
21	250	100	99	55	0
23	309	100	100	97	27
25	278	100	100	100	87
27	254	100	100	100	100
29	201	100	100	100	100
31	130	100	100	100	100
33	94	100	100	100	100
35	59	100	100	100	100
37	33	100	100	100	100
39	25	100	100	100	100
41 +	20	100	100	100	100
Yhteensä — *Total*	1 790	100	98	83	64

6. TUTKIMUSTULOKSET

61. Sahapuun talteenoton tarkkuus

Minimiläpimitan täyttävä rungon osa voidaan hyväksyä kokonaan sahapuuksi sitä useammin mitä suurempaa minimiläpimittaa käytetään (taulukko 3), sillä rungon laatu paranee siirryttäessä latvasta tyveen päin. Mitä lähempänä tyveä minimiläpimittaa vastaava kohta rungossa on, sitä harvemmin esiintyy tekijöitä, jotka estävät jatkamasta sahapuuosan minimiläpimittaan saakka.

Minimiläpimittaa vastaavan kohdan ja todellisen katkaisukohdan välistä rungon osaa nimitetään seuraavassa käyttämättömäksi sahapuuosuudeksi. Todellisen latvakatkaisuläpimitan ja minimiläpimitan ero sekä todellisen

katkaisukohdan ja minimiläpimittaa vastaavan kohdan välimatka ovat sitä suurempia, mitä järeämpiä ovat rungot ja mitä pienempi on minimiläpimitta (taulukko 4 ja piirros 1). Käyttämättömän sahapuun osuus sahapuun todellisesta kiintomitasta on pienillä rungoilla huomattava mutta laskee 4—5 %:n tasolle runkojen järeytyessä (taulukko 5).

Sahapuuosan todellisen latvakatkaisukohdan ja minimiläpimittaa vastaavan kohdan välinen etäisyys vaihtelee siinä määrin johdonmukaisesti, että minimiläpimitta voidaan hyväksyä saha- ja paperipuun määrää, puutavaralajijakautumaa sekä sahapuun ominaisuuksia kuvaavaksi tunnukseksi. Toisaalta näyttävät pelkästään teoreettiselta pohjalta — esim. kapenemistaulukoiden avulla — tehtävät laskelmat minimiläpimitan vaikutuksen selvittämiseksi kohtaavan vaikeuksia.

Taulukko 3. Sahapuuosan latvakatkaisukohdan määräytymisperuste.
Table 3. The basis for determining the dividing line of the saw timber part of the stem.

Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*	Katkaisuperuste *The basis for cutting the top*						
	Minimiläpimitta *Minimum diameter*	Maksimipituus *Maximum lenght*	Lenkous *Sweep*	Mutkat *Crooks*	Kapeneminen *Tapering*	Muut syyt *Other reasons*	Yht. *Total*
	%						
5	37	18	16	11	13	5	100
6	49	17	15	8	5	6	100
7	62	13	13	6	3	3	100
8	69	12	12	3	3	1	100

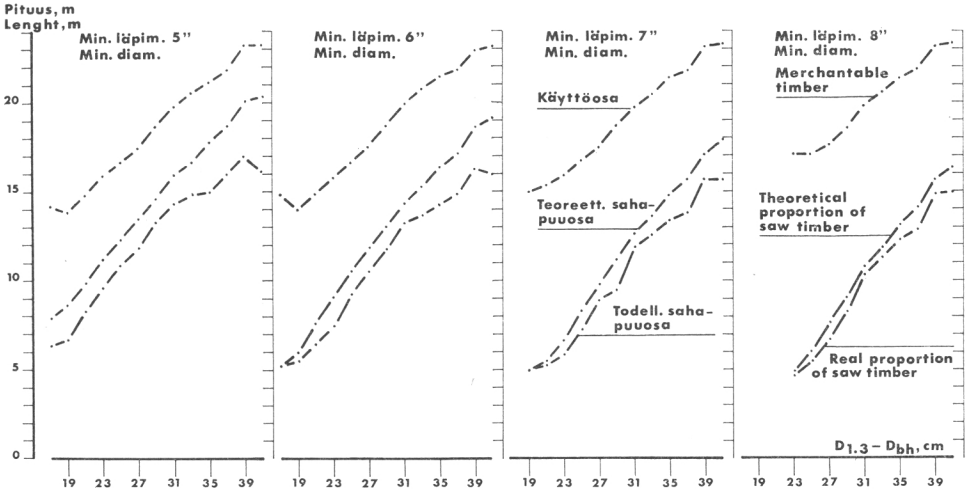
Taulukko 4. Käyttämätön sahapuuosa.
Table 4. Unused proportion of saw timber.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Käyttämätön sahapuuosuus — *Unused proportion of saw timber*											
	Pituus, dm *Length, dm*				Tyviläpimitta, cm [1] *Butt diameter, cm*				Tilavuus, dm^3 *Volume, dm^3*			
	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*											
	5	6	7	8	5	6	7	8	5	6	7	8
17	15	—	—	—	15	—	—	—	24	—	—	—
19	18	4	—	—	16	17	—	—	31	9	—	—
21	16	12	2	—	16	18	19	—	27	27	5	—
23	15	16	8	2	16	18	20	22	26	36	22	5
25	14	12	10	5	16	18	20	23	25	27	31	18
27	17	12	9	9	17	18	20	23	30	28	26	33
29	13	12	7	8	16	18	20	23	24	28	21	30
31	16	12	9	5	17	19	21	23	29	28	26	20
33	19	12	10	6	18	19	21	23	37	29	32	22
35	29	15	14	9	19	20	26	23	62	40	46	33
37	27	21	19	13	13	21	22	24	56	57	62	52
39	31	24	14	9	21	21	22	23	65	63	46	35
41 +	43	32	22	14	23	23	23	24	117	98	76	57

[1]) Kuoren päältä tasaavalla luokituksella.
On the bark rounding off the diameters to the nearest centimeter.

Taulukko 5. Käyttämätön sahapuuosa käytettyyn sahapuuosaan verrattuna.
Table 5. Unused versus used proportion of saw timber.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Käyttämätön sahapuuosa % käytetyn sahapuuosan todellisesta kiintomitasta *Unused saw timber proportion per cent of the actual solid volume of the used saw timber proportion*			
17	18	—	—	—
19	18	(5)	—	—
21	11	14	(3)	—
23	8	14	10	(3)
25	6	7	10	7
27	6	6	6	10
29	4	5	4	7
31	4	4	4	3
33	4	4	4	3
35	6	4	5	4
37	5	5	6	5
39	5	5	4	3
41+	8	7	5	4



Piirros 1. Rungon käyttöosan sekä teoreettisen ja todellisen sahapuuosan pituus rinnankorkeusläpimitan funktiona.
Fig. 1. Length of merchantable timber, and that of the theoretical and actual saw timber. proportion, as a function of DBH.

62. Sahapuun määrä

Sahapuun määrää tarkasteltaessa voidaan pitää erillisinä kysymyksinä a) minimiläpimitan vaikutusta kaikkien sahapuurunkojen sahapuuosan keskikuutioihin, b) samojen sahapuurunkojen sahapuuosan keskikuutioihin sekä c) sahapuun kokonaismäärään.

Taulukko 6. Sahapuurunkojen sahapuuosan teknilliset keskikuutiot eri rinnankorkeusläpimittaluokissa.

Table 6. The mean top volumes of saw timber proportion of saw timber stems by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Aineisto *Material*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*							
		5		6		7		8	
		Runkoja kpl *Number of stems*	Keskikuutio j³ *Mean volume j³*	Runkoja kpl *Number of stems*	Keskikuutio *j³* *Mean volume j³*	Runkoja kpl *Number of stems*	Keskikuutio j³ *Mean volume j³*	Runkoja kpl *Number of stems*	Keskikuutio j³ *Mean volume j³*
17	Perusain. —*Basic material*	15	3.1	4	3.3	—	—	—	—
	Osa-ain. 6″—*Part material 6″*	4	3.9	4	3.3	—	—	—	—
	Osa-ain. 7″—*Part material 7″*	—	—	—	—	—	—	—	—
	Osa-ain. 8″—*Part material 8″*	—	—	—	—	—	—	—	—
19	Perusain. —*Basic material*	122	3.9	107	3.7	5	4.3	—	—
	Osa-ain. 6″—*Part material 6″*	107	4.1	107	3.7	5	4.3	—	—
	Osa-ain. 7″—*Part material 7″*	5	6.2	5	4.7	5	4.3	—	—
	Osa-ain. 8″—*Part material 8″*	—	—	—	—	—	—	—	—
21	Perusain. —*Basic material*	250	5.5	247	4.8	137	4.6	—	—
	Osa-ain. 6″—*Part material 6″*	247	5.6	247	4.8	137	4.6	—	—
	Osa-ain. 7″—*Part material 7″*	137	6.6	137	5.4	137	4.6	—	—
	Osa-ain. 8″—*Part material 8″*	—	—	—	—	—	—	—	—
23	Perusain. —*Basic material*	309	7.2	309	6.3	300	5.4	84	5.3
	Osa-ain. 6″—*Part material 6″*	309	7.2	309	6.3	300	5.4	84	5.3
	Osa-ain. 7″—*Part material 7″*	300	7.3	300	6.4	300	5.4	84	5.3
	Osa-ain. 8″—*Part material 8″*	84	8.9	84	8.1	84	6.6	84	5.3
25	Perusain. —*Basic material*	278	9.1	278	8.6	278	7.5	242	6.4
	Osa-ain. 6″—*Part material 6″*	278	9.1	277	8.6	278	7.5	242	6.4
	Osa-ain. 7″—*Part material 7″*	278	9.1	278	8.6	278	7.5	242	6.4
	Osa-ain. 8″—*Part material 8″*	242	9.5	242	9.0	242	7.9	242	6.4
27	Perusain. — *Basic material*	254	11.3	254	10.9	254	10.2	253	8.4
29	Perusain. — *Basic material*	201	14.0	201	13.5	201	12.9	201	11.4
31	Perusain. — *Basic material*	130	17.5	130	17.0	130	16.4	130	15.4
33	Perusain. — *Basic material*	94	20.1	94	19.7	94	19.2	94	18.3
35	Perusain. — *Basic material*	59	23.6	59	23.4	59	22.9	59	22.2
37	Perusain. — *Basic material*	33	26.6	33	26.1	33	25.5	33	24.7
39	Perusain. — *Basic material*	25	32.9	25	32.6	25	32.4	25	31.7
41+	Perusain. — *Basic material*	20	36.8	20	36.8	20	36.9	20	36.4
Yht. *Total*	Perusain. —*Basic material*	1 790	11.4	1 761	10.9	1 536	11.2	1 141	12.1
	Osa-ain. 6″—*Part material 6″*	1 761	11.5	1 761	10.9	1 536	11.2	1 141	12.1
	Osa-ain. 7″—*Part material 7″*	1 536	12.6	1 536	12.0	1 536	11.2	1 141	12.1
	Osa-ain. 8″—*Part material 8″*	1 141	14.7	1 141	14.2	1 141	13.4	1 141	12.1

Jotta samojen runkojen keskikuutioita voitaisiin tarkastella mahdollisimman laajalti, on tutkimusaineistosta muodostettu kolme pienennettyä osa-aineistoa, kuten aiemmin mainittiin. Osa-aineisto 6″ on saatu siten, että perusaineistosta on poistettu kaikki ne rungot, joista ei ole saatu vähintään kuutta tuumaa täyttävää tukkia. Osa-aineistot 7″ ja 8″ on saatu vastaavalla tavalla. Osa-aineistossa 6″ voidaan näinollen suorittaa samojen runkojen keskikuutioiden vertailua kaikissa rinnankorkeusläpimittaluokissa sekä koko aineistossa viiden ja kuuden tuuman minimiläpimittavaihtoehtojen välillä. Vastaavasti voidaan osa-aineistossa 7″ suorittaa kyseistä vertailua seitsemän tuuman ja osa-aineistossa 8″ kahdeksan tuuman vaihtoehtoon saakka.

Samojen sahapuurunkojen keskikuutio luonnollisesti pienenee minimiläpimitan suuretessa. Jos sahapuurunkojen määrä minimiläpimitan suurenemisen myötä supistuu, on muutos kuitenkin vähäisempi tai suunnaltaan päinvastainen (taulukko 6).

Peräkkäisten minimiläpimittavaihtoehtojen välisten keskikuutioerojen tarkasteluun tarjoutuu pienikokoisten runkojen osalta vain vähän mahdollisuuksia. Järeämmillä rungoilla minimiläpimitan suureneminen pienentää keskikuutioita sitä enemmän mitä suuremmasta minimiläpimitasta on kysymys, koska vaihtoehtojen väliset latvakatkaisuläpimittojen erot sekä sahapuuosuuden pituuserot samalla suurenevat (taulukko 7).

Rungon koon kasvaessa minimiläpimitan vaikutus keskikuutioon pienenee. Tämä johtuu lähinnä siitä, että minimiläpimitan suuretessa tapahtuva

Taulukko 7. Sahapuurunkojen sahapuuosan keskimääräiset pituudet ja todelliset latvakatkaisuläpimitat eri rinnankorkeusläpimittaluokissa.

Table 7. Mean lengths and actual top diameters of the saw timber proportion of saw timber stems, by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*				Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8	5	6	7	8
	Keskimääräiset sahapuuosan pituudet, jalkaa *Mean lengths of saw timber proportion, feet*				Keskimääräiset latvakatkaisuläpimitat, tuumaa *Mean top diameters, inches*			
17	20.8	17.3	—	—	5.3	6.0	—	—
19	22.1	18.5	16.3	—	5.7	6.1	7.0	—
21	27.3	21.2	17.4	—	5.7	6.4	7.0	—
23	31.7	24.7	19.1	15.3	5.7	6.6	7.2	8.0
25	35.8	30.6	24.0	18.1	5.7	6.5	7.4	8.1
27	38.8	34.7	29.3	22.0	5.9	6.6	7.4	8.3
29	43.6	38.7	34.3	27.3	5.8	6.6	7.4	8.3
31	47.4	43.5	38.8	32.8	6.0	6.7	7.5	8.3
33	48.4	45.1	41.3	37.0	6.3	7.0	7.6	8.4
35	49.0	46.8	43.9	40.5	6.9	7.4	7.9	8.5
37	52.5	48.7	45.3	42.1	6.7	7.5	8.1	8.7
39	55.8	53.6	51.5	48.5	7.1	7.5	7.9	8.5
41 +	52.8	52.5	51.6	49.3	8.3	8.3	8.5	9.0

sahapuuosuuden lyheneminen on sitä vähäisempää mitä järeämpiä ovat rungot. (Vrt. taulukko 7).

L e i m i k o i t t a i s t e n k e s k i k u u t i o i d e n keskihajonta on allaolevan asetelman mukaan 5, 6 ja 7 tuuman vaihtoehdoissa lähes sama. Minimiläpimitan suuretessa edelleen 8 tuumaan hajonta pienenee kuitenkin lähes puoleen.

Minimiläpimitta, tuumaa	Keskikuution hajonta, j³
5	3.9
6	3.9
7	3.8
8	2.0

Tutkimuksessa saatuja keskikuutioita yleensä tarkasteltaessa on otettava huomioon, että tukit ovat keskimääräistä pitempiä. Tämä vaikuttaa keskikuutiota pienentävästi. Tähän kysymykseen palataan lähemmin sivuilla 32 ja 33.

S a h a p u u n k o k o n a i s m ä ä r ä pienenee minimiläpimitan suuretessa paitsi siitä syystä, että runkojen sahapuuosuus lyhenee, myös siksi, että osa rungoista jää kokonaan paperipuurungoiksi (taulukko 8 sekä piirrokset 2 ja 3). Minimiläpimitan vaikutus on pienillä rungoilla paperipuurunkosiirtymän johdosta suuri. Runkojen järeytyessä vaikutus vähenee kuitenkin voimakkaasti.

Taulukko 8. Suhteellinen kokonaissahapuumäärä eri rinnankorkeusläpimittaluokissa, kun 5″ minimiläpimittaa vastaavaa määrää merkitään luvulla 100.

Table 8. Relative total saw timber volume by DBH classes, with the volume equalling the 5 inch minimum diameter indicated by 100.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*				Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5″	6″	7″	8″	5″	6″	7″	8″
	Suhteellinen j³-määrä *The relative cubic foot volume*				Suhteellinen k-m³ määrä *The relative solid cubic metre volume*			
17	100	28	—	—	100	20	—	—
19	100	82	44	—	100	78	34	—
21	100	86	45	—	100	82	40	—
23	100	87	73	20	100	85	69	17
25	100	94	83	61	100	91	78	55
27	100	96	90	74	100	95	86	69
29	100	96	92	81	100	94	88	76
31	100	97	94	88	100	96	91	83
33	100	98	95	91	100	97	94	88
35	100	99	97	94	100	98	95	92
37	100	98	96	93	100	97	95	91
39	100	99	99	97	100	99	97	95
41 +	100	100	100	99	100	100	99	98
17—41 +	100	95	85	68	100	93	81	64

Taulukko 9. Sahapuun kokonaismäärän riippuvuus minimiläpimitasta ja minimirungosta.

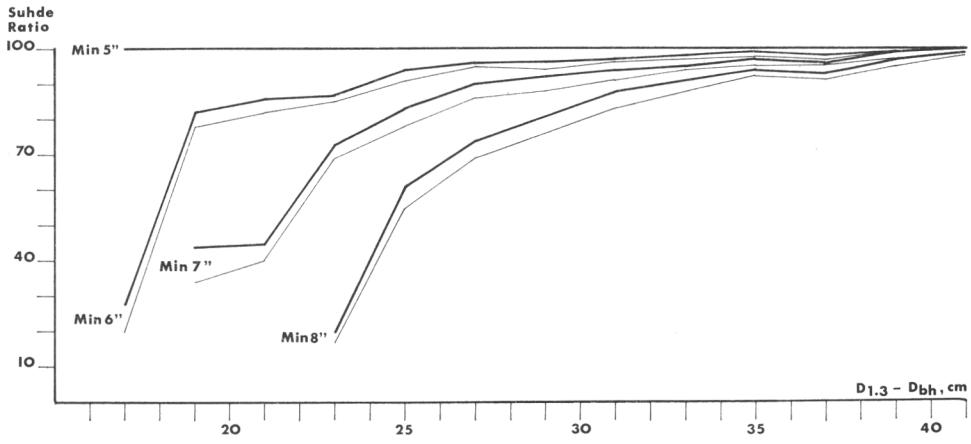
Table 9. Correlation between total saw timber volume and minimum diameter and minimum stem.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Aineisto *Material*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
		5	6	7	8
		Sahapuun suhteellinen kokonaismäärä [1] *The relative total saw timber volume* [1]			
17	Perusain. — *Basic material*	100	28	0	0
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	34	28	0	0
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	0	0	0	0
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	0	0	0	0
19	Perusain. — *Basic material*	100	86	0	0
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	96	86	0	0
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	7	5	0	0
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	0	0	0	0
21	Perusain. — *Basic material*	100	86	45	0
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	99	86	45	0
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	65	54	45	0
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	0	0	0	0
23	Perusain. — *Basic material*	100	87	82	20
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	100	87	82	20
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	98	86	82	20
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	34	31	25	20
25	Perusain. — *Basic material*	100	94	82	61
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	100	94	82	61
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	100	94	82	61
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	91	86	76	61
yht. 17—41+	Perusain. — *Basic material*	100	95	85	67
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	99	95	85	67
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	95	90	85	67
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	82	80	75	67

[1]) teknillisen kiintomitan mukaan
according to top volume

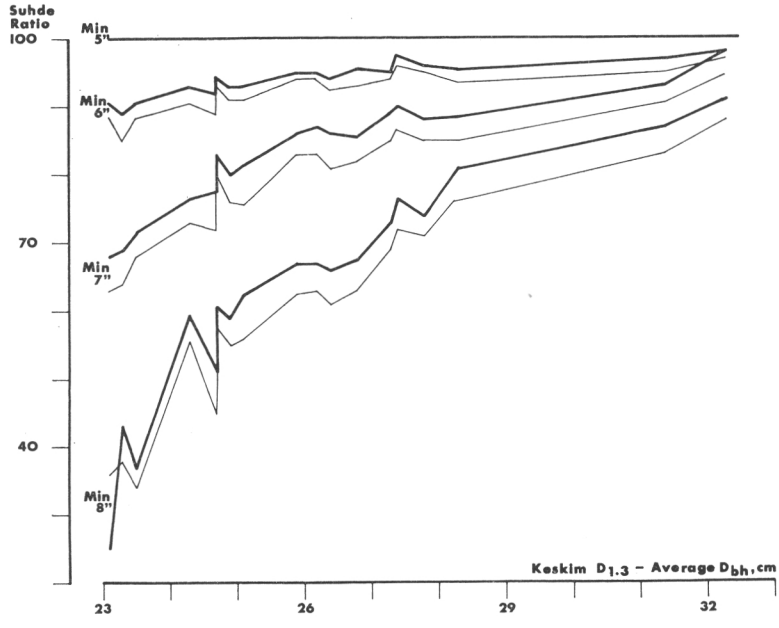
Paperipuurunkosiirtymän vuoksi ovat minimiläpimittavaihtoehtojen väliset kokonaissahapuumäärien erot selväpiirteisiä koko järeysjakautuman alueella. Minimiläpimitan suuretessa vaihtoehtojen väliset erot suurenevat.

Jako osa-aineistoihin tarjoaa mahdollisuuden tarkastella myös minimiläpimitan ja minimirungon samanaikaista vai-



Piirros 2. Sahapuun suhteellinen kokonaismäärä rungon rinnankorkeusläpimitan funktiona. Paksu viiva kuvaa teknillistä ja ohut todellista kiintomittaa.

Fig. 2. Relative total volume of saw timber as a function of the DBH of the stem. The thick line indicates the top volume and thin line the actual solid volume.



Piirros 3. Sahapuun suhteellinen kokonaismäärä leimikon keskimääräisen rinnankorkeusläpimitan funktiona. Paksu viiva kuvaa teknillistä kiintomittaa ja ohut todellista kiintomittaa.

Fig. 3. The relative total volume of saw timber as a function of the mean DBH of the stand. The thick line indicates the top volume and the thin line the actual solid volume.

kutusta kokonaissahapuumäärään (taulukko 9). Perusarvoksi on valittu viiden tuuman minimiläpimittaa käyttäen saatu perusaineiston sahapuumäärä. Paperipuurunkoriirtymä aiheuttaa sitä suurempia sahapuumäärän muutoksia mitä pienempiä ovat rungot. Esimerkkinä todettakoon, että minimiläpimitan korottaminen viidestä tuumasta kuuteen on merkinnyt koko aineistossa samaa sahapuumäärän vähenemistä kuin se, että aineistosta on poistettu kaikki ne rungot, joista ei ole saatu vähintään seitsemää tuumaa täyttävää tukkia.

63. Sahapuun latvamuotoluku

Minimiläpimitan kasvaessa sahapuun todellinen kiintomitta [1]) pienenee teknillistä kiintomittaa voimakkaammin (vrt. taulukko 8 ja piirrokset 2 ja 3). Todellisen ja teknillisen kiintomitan suhde eli latvamuotoluku siis pienenee (taulukko 10 ja piirros 4).

Latvamuotoluvun pieneneminen on odotettua, koska latvakatkaisukohdan siirtyessä lähemmäksi tyveä, jää sahapuusta pois ennen kaikkea voimakkaasti kapenevaa latvaosaa. Kun tukit samalla tulevat järeämmiksi, pienenee myös latvaläpimitan alaspäin pyöristämisestä johtuva ero. Osasyynä latvamuotolukujen pienenemiseen on myös sahapuurunkojen määrän muuttuminen ja tukkien keskipituuden pieneneminen.

Minimiläpimitan vaikutusta latvamuotolukuun eri rinnankorkeusläpimittaluokissa voidaan lähemmin tarkastella latvamuotolukujen suhteellisten arvojen avulla (piirros 5). Minimiläpimitta vaikuttaa latvamuotolukuun, kuten sahapuumääräänkin, sitä vähemmän mitä järeämpiä ovat rungot. Minimiläpimitan suuretessa vaihtoehtojen väliset latvamuotolukujen suhteelliset erot osittain pienenevät.

---

[1]) Todellinen kiintomitta on laskettu Ilvessalon kuutioimistaulukoita perustana käyttäen (vrt. sivut 8 ja 9). Tarkistusmittauksena käytetyn keskeltämittauksen ja laskelmissa käytetyn mittauksen mukaiset kuutioiden suhteet on esitetty alla olevassa asetelmassa.

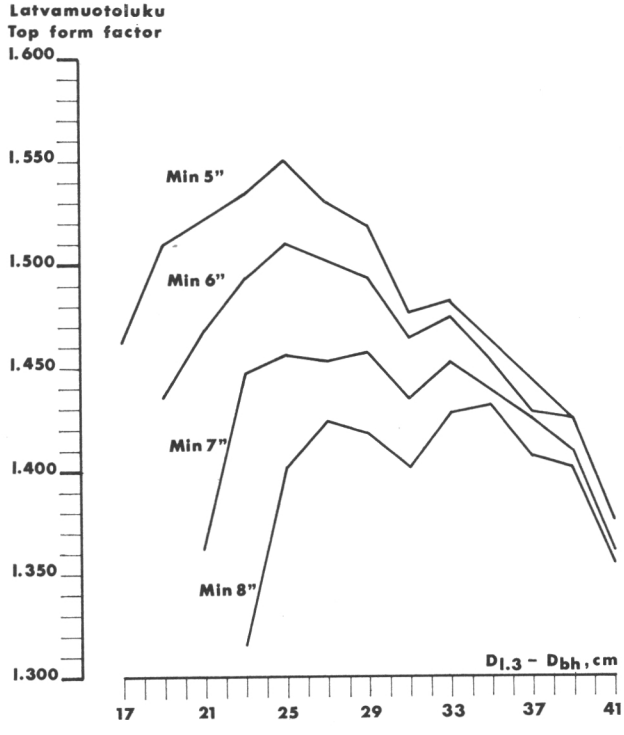
Minimiläpimitta, tuumaa	Laskelmissa käytetty kiintomitta/keskeltämittaukseen perustuva kiintomitta
5	1.010
6	1.011
7	1.013
8	1.017

Kuutioiden ero on odotettua pienempi. Yleensä on keskeltämittauksen todettu aliarvioivan tarkkaa kiintomittaa 2—3 %:n verran (vrt. Aro ja Rikkonen 1966). Ristiriitaa ei ole voitu selittää, mutta kahden erilaisen mittausmenetelmän ollessa kysymyksessä on virhelähteitä luonnollisesti useita. Käytettyä menetelmää voitaneen kuitenkin pitää jokseenkin tarkkana, koska jokainen runko kuutioitiin erikseen.

Taulukko 10. Sahapuun latvamuotoluvut rinnankorkeusläpimittaluokittain. Tasoitetut arvot.

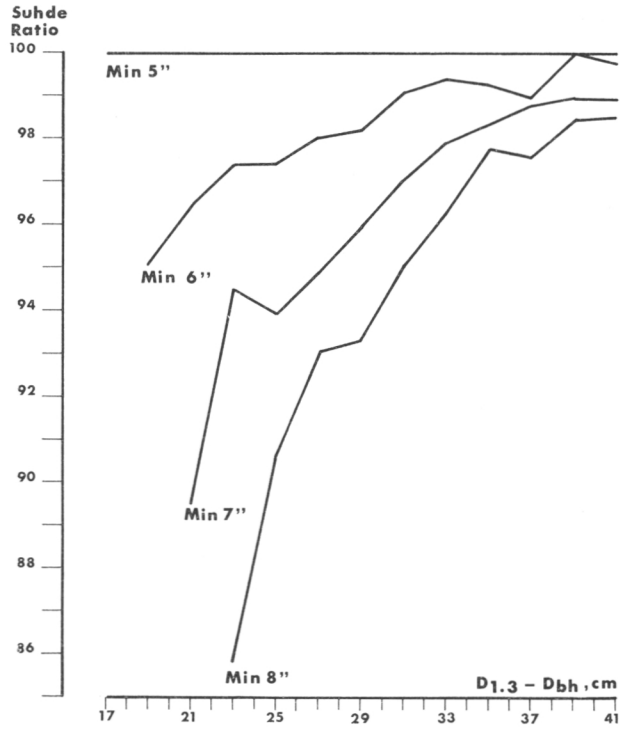
Table 10. Top form factos of saw timber by DBH classes. Smoothed values.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Latvamuotoluku *Top form factor*			
17	1.466	—	—	—
19	1.502	1.430	—	—
21	1.526	1.468	1.378	—
23	1.538	1.494	1.436	1.308
25	1.538	1.504	1.454	1.390
27	1.531	1.501	1.458	1.410
29	1.516	1.491	1.456	1.418
31	1.500	1.480	1.450	1.420
33	1.482	1.465	1.444	1.422
35	1.463	1.450	1.436	1.420
37	1.444	1.434	1.424	1.410
39	1.420	1.412	1.406	1.396
41	1.388	1.384	1.380	1.374



Piirros 4. Sahapuun latvamuotoluku rinnankorkeusläpimitan funktiona.

Fig. 4. The top form factor of saw timber as a function of DBH.



Piirros 5. Latvamuotolukujen suhteelliset arvot rinnankorkeusläpimitan funktiona.

Fig. 5. The relative values of top form factors as a function of DBH.

Sen perusteella, että latvamuotoluku pienenee tukkien järeyden kasvaessa, (vrt. A r o ja R i k k o n e n 1966) voisi olettaa, että latvamuotoluku johdonmukaisesti pienenee myös runkojen järeytyessä. Tutkimusaineistossa tämä pitää paikkansa vain osittain. Pienille rungoille saadut pienet latvamuotoluvut aiheutunevat lähinnä seuraavista tekijöistä.

— Mitä pienempiä ovat rungot, sitä suurempi osuus niistä tehdyistä tukeista on hyvämuotoista tyviosaa.

— Mitä pienempi on rungon läpimitta rinnankorkeudelta, sitä solakampi sen tulee olla, jotta siitä annettua sahapuun minimilatvaläpimittaa käyttäen saataisiin sahapuuta.

L e i m i k o i t t a i s t e n l a t v a m u o t o l u k u j e n v a i h t e l u jossain määrin pienenee minimiläpimitan kasvaessa.

Minimiläpimitta, tuumaa	Keskim. latvamuotoluku	Hajonta
5	1.522	0.075
6	1.486	0.068
7	1.451	0.063
8	1.418	0.058

Tutkimusaineiston tukkien ylipituus on otettava huomioon myös latvamuotolukujen osalta (vrt. sivut 32—33). Pituuden muutokset vaikuttavat latvamuotolukuun suhteellisesti yhtä paljon kuin teknilliseen kiintomittaan mutta päinvastaiseen suuntaan. Tukkien pituuden suhteen on siis tutkimuksessa saatuja latvamuotolukuja pidettävä jonkin verran keskimääräistä suurempina.

Latvamuotolukujen erojen merkitys tulee esille erityisesti teknillisen ja todellisen kiintomitan hintojen vertailussa. Mikäli teknillisen kiintomitan hinta katsotaan minimiläpimitasta riippumattomaksi, alenee sitä vastaava todellisen kiintomitan hinta minimiläpimitan suuretessa. Kiintomitan todellisen arvon määrittämisessä on kuitenkin otettava huomioon myös minimiläpimitan vaikutus teknillisen kiintomitan arvoon. Tähän kysymykseen palataan lähemmin luvussa »Sahapuun ja sahapuurungon arvo».

64. Paperipuun määrä

Sahapuurungon keskimääräinen paperipuumäärä [1]) riippuu paitsi minimiläpimitasta myös rungon järeydestä (taulukko 11 ja piirros 6). Viiden ja kuuden tuuman minimiläpimittoja käyttäen on paperipuuta saatu vähiten keskijäreistä rungoista. Minimiläpimitan suuretessa k.o. minimikohta siirtyy kuitenkin järeämpien runkojen suuntaan. Pienikokoisten runkojen suureen paperipuumäärään on syynä paperipuuosuuden suuri pituus (vrt. piirros 1), järeillä rungoilla taas paperipuuosuuskin on järeä (vrt. taulukko 7).

Minimiläpimittavaihtoehtojen väliset paperipuumäärän erot pienenevät rungon rinnankorkeusläpimitan suuretessa. Lukuun ottamatta järeimpiä runkoja ovat erot tosin varsin suuret koko järeysjakautumassa. Karkeasti yleistäen voidaan todeta, että keskeisessä osassa aineistoa on 8 tuuman minimiläpimittaa käyttäen saatu sahapuurungosta kolminkertainen määrä paperipuuta viiden tuuman vaihtoehtoon verrattuna. Minimiläpimitan suuretessa paperipuumäärä suurenee kiihtyvästi. Paperipuurunkosiirtymä ei oleellisesti vaikuta sahapuurungon keskimääräiseen paperipuumäärään.

[1]) Paperipuuosuuden mittaus- ja laskentamenetelmää tarkistettiin suorittamalla osasta latvarankoja muiden paksuusmittausten lisäksi pölkyttäinen mittaus. Vertailtavilla menetelmillä saatujen tilavuuksien suhteet olivat seuraavat:

Minimiläpimitta tuumaa	Koerankoja kpl	Tilavuus pölkyttäisellä mittauksella/Tilavuus Simpsonin kaavalla
5	202	1.002
6	202	0.995
7	178	0.993
8	143	0.998

Taulukko 11. Sahapuurungon keskimääräinen paperipuumäärä rinnankorkeusläpimittaluokittain.

Table 11. Mean pulpwood volume of saw timber stem by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Aineisto *Material*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
		5	6	7	8
		Sahapuurungon keskim. paperipuumäärä, k-m³ — *Mean pulpwood volume of saw timber stem, solid c u.m.*			
17	Perusain. — *Basic material*	0.085	0.122	—	—
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	0.085	0.122	—	—
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	—	—	—	—
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	—	—	—	—
19	Perusain. — *Basic material*	0.085	0.110	0.171	—
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	0.088	0.110	0.171	—
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	0.058	0.127	0.171	—
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*				—
21	Perusain. — *Basic material*	0.077	0.117	0.169	—
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	0.077	0.117	0.169	—
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	0.068	0.126	0.169	—
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	—	—	—	—
23	Perusain. — *Basic material*	0.076	0.122	0.170	0.250
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	0.076	0.122	0.170	0.250
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	0.075	0.123	0.170	0.250
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	0.082	0.116	0.180	0.250
25	Perusain. — *Basic material*	0.072	0.107	0.163	0.234
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	0.072	0.107	0.163	0.234
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	0.072	0.107	0.163	0.234
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	0.073	0.104	0.164	0.234
27	Perusain. — *Basic material*	0.078	0.105	0.151	0.231
29	»	0.068	0.102	0.138	0.213
31	»	0.073	0.099	0.139	0.192
33	»	0.086	0.107	0.140	0.188
35	»	0.113	0.131	0.158	0.194
37	»	0.113	0.144	0.170	0.213
39	»	0.124	0.138	0.158	0.192
41+	»	0.167	0.168	0.177	0.202
17—41+	Perusain. — *Basic material*	0.080	0.112	0.156	0.218
	Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	0.080	0.112	0.156	0.218
	Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	0.078	0.113	0.156	0.218
	Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	0.080	0.109	0.152	0.218

Pienemmistä vertailuarvoista johtuen vaikuttaa minimiläpimitta paperipuun kokonaismäärään voimakkaammin kuin sahapuun kokonaismäärään (taulukko 12 ja piirros 7). Muutoin voidaan kokonaispaperipuumäärän tarkastelussa viitata vastaavaan sahapuuta koskeneeseen tarkasteluun.

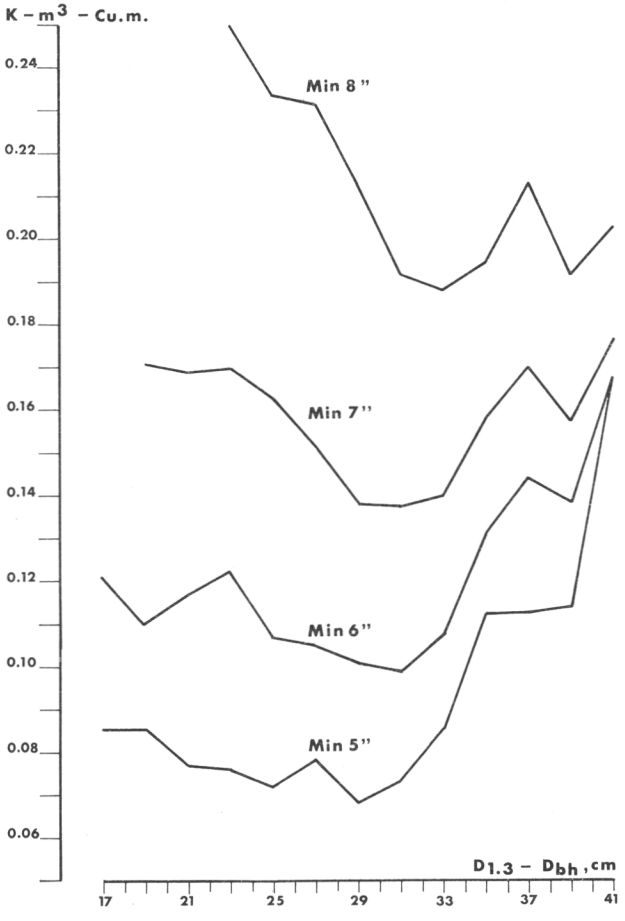
Taulukko 12. Paperipuun suhteellinen kokonaismäärä rinnankorkeusläpimittaluokittain, kun 5″ minimiläpimittaa käyttäen saatu määrä = 100.
Table 12. The relative total pulpwood volume by DBH classes, with the volume equalling the 5 inch minimum diameter indicated by 100.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Suhteellinen paperipuumäärä *The relative pulpwood volume*			
17	100	218	253	253
19	100	144	291	298
21	100	154	285	412
23	100	161	229	441
25	100	147	224	349
27	100	135	193	296
29	100	147	201	310
31	100	135	189	262
33	100	125	163	220
35	100	115	139	172
37	100	127	150	188
39	100	111	128	155
41 +	100	101	107	122
17—41 +	100	143	215	322

Taulukko 13. Minimiläpimitan ja minimirungon samanaikainen vaikutus kokonaispaperipuumäärään. Minimirungon suuretessa sahapuuksi kelpaamattomat rungot tehdään vaihtoehdossa A paperipuuksi mutta jätetään vaihtoehdossa B hakkaamatta.
Table 13. Simultaneous effect of minimum diameter and minimum stem on the total pulpwood volume. As the minimum size increases, the stems unacceptable as saw timber are prepared into pulpwood under the alternative A, but left unfelled under alternative B.

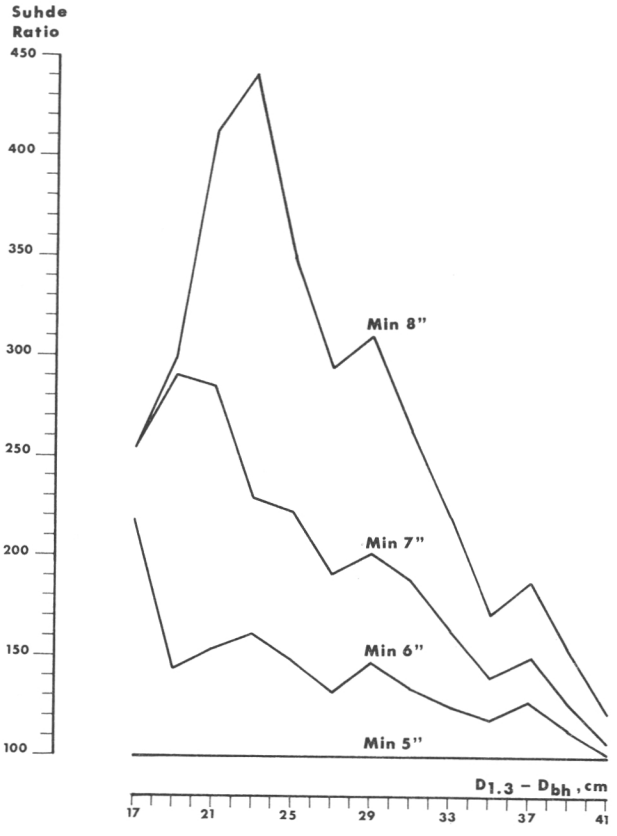
Aineisto *Material*	Vaihtoehto A *Alternative A*				Vaihtoehto B *Alternative B*			
	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*							
	5	6	7	8	5	6	7	8
	Suhteellinen paperipuumäärä — *The relative pulpwood volume*							
Perusaineisto *Basic material*	100	143	215	321	100	143	215	321
Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	103	143	215	321	98	139	211	317
Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	131	169	215	321	85	122	166	275
Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	212	234	269	321	65	87	122	174

Kysymys paperipuun kokonaismäärän samanaikaisesta riippuvuudesta minimiläpimitasta ja minimirungosta on kaksijakoinen. Minimirungon suurentuessa sahapuuksi kelpaamattomat rungot voidaan ajatella joko tehtävän kokonaan paperipuuksi tai jätettävän kokonaan hakkaamatta. Edellinen vaihtoehto tullee kysymykseen lähinnä silloin, kun selvitetään minimisahapuurungon vaikutusta olemassa olevan leimikon puutavaralajijakautumaan. Jälkimmäinen vaihtoehto liittyy lähinnä leimikon suunnittelukysymyksiin. Minimirungon vaikutus on näissä tapauksissa suunnaltaan erilainen (taulukko 13). Jos sahapuuksi kelpaamattomat rungot tehdään paperipuuksi, suurenee paperipuumäärä minimirungon myötä. Jos ne jätetään hakkaamatta, pienenee sahapuumäärän ohella myös paperipuun määrä.



Piirros 6. Sahapuurungon paperipuumäärä rinnankorkeusläpimitan funktiona.

Fig. 6. Pulpwood volume in a saw timber stem as a function of DBH.

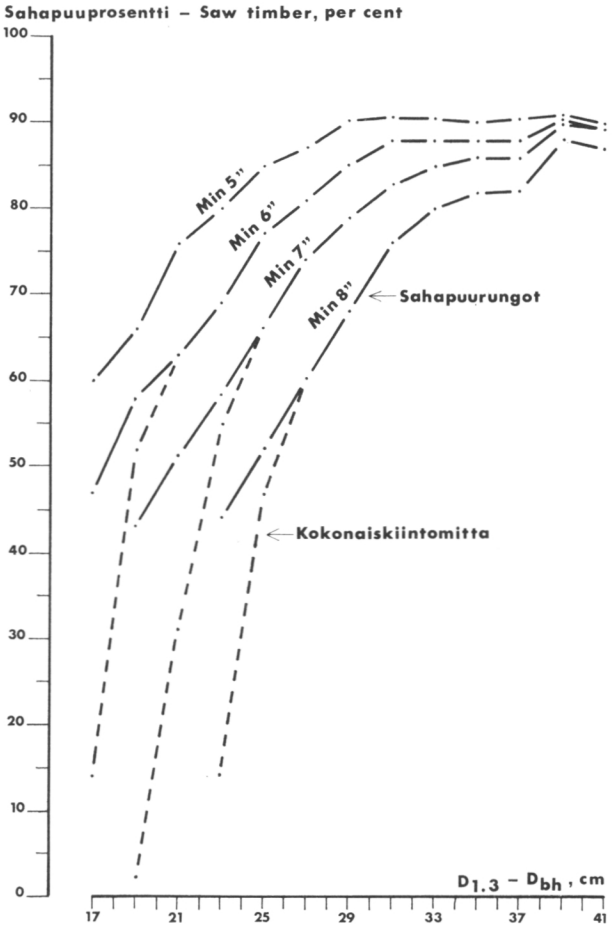


Piirros 7. Paperipuun kokonaismäärän suhteellinen arvo rinnankorkeusläpimitan funktiona.
Fig. 7. The relative value of the total pulpwood volume as a function of DBH.

65. Puutavaralajijakautuma

Puutavaralajijakautuma on seuraavassa esitetty sahapuuprosenttina, jolla tässä tarkoitetaan sahapuun kuorellisen todellisen kiintomitan osuutta rungon käyttöosan kuorellisesta kokonaiskiintomitasta.

Sahapuurungon keskimääräinen sahapuuprosentti (piirros 8) suurenee rungon koon kasvaessa ja minimiläpimitan pienentyessä. Viimeksi mainitun vaikutus on suurin pienillä ja keskijäreillä rungoilla, joilla minimiläpimittavaihtoehtojen väliset erot ovat pääosassa aineistoa 10 prosenttiyksikön luokkaa. Runkojen käydessä järeämmiksi erot supistuvat. Koko tutkimusaineistossa olivat prosentit seuraavat:



Piirros 8. Sahapuurungon ja kokonaiskiintomitan sahapuuprosentti rinnankorkeusläpimitan funktiona.

Fig. 8. Saw timber percentage of the saw timber stem and total solid volume as a function of DBH.

Minimiläpimitta, tuumaa	Sahapuu-prosentti
5	86
6	80
7	75
8	69

Sahapuurungon keskimääräisen sahapuuprosentin määrittämiseksi sovellettiin rinnankorkeusläpimittaa, pituutta ja kapenemista sekä eräitä näiden transformaatioita selittävinä muuttujina käyttäen valikoivaa regressioanalyysiä. Analyysi suoritettiin kussakin minimiläpimittavaihtoehdossa erikseen koko aineistosta 45 % sisältäneestä otoksesta.

Muuttujat olivat seuraavat:

Selitettävä muuttuja	y	Sahapuuprosentti
Pakollinen selittävä muuttuja	x_1	Log $D_{1.3}$
» » »	x_2	$D_{1.3}^2$
Valinnainen selittävä muuttuja	x_3	Pituus
» » »	x_4	Pituus^2
» » »	x_5	Log pituus
» » »	x_6	Kapeneminen
» » »	x_7	Kapeneminen^2
» » »	x_8	Log kapeneminen

Sahapuuprosentti on sitoutunut verraten selvästi rinnankorkeusläpimittaan, heikommin pituuteen ja tuskin havaittavasti kapenemiseen (taulukko 14). Kaikki korrelaatiot ovat positiivisia. Minimiläpimitan suuretessa sahapuuprosentin sidonnaisuus sekä rinnankorkeusläpimittaan että kapenemiseen vahvistuu. Sahapuuprosentin hajonta kuitenkin samanaikaisesti suurenee.

Minimiläpimitta, tuumaa	Sahapuuprosentin aritm.keskiarvo	hajonta
5	82.6	12.3
6	75.8	13.3
7	68.4	14.5
8	63.2	14.7

Valinnaiset muuttujat ovat vain vähän lisänneet regressiomallien selittävyyttä (taulukko 15). Regressiokertoimet ovat useissa tapauksissa etumerkiltään ristiriidassa taulukon 14 korrelaatiokertoimien kanssa, mikä johtunee selitettävien muuttujien välisestä sisäisestä korreloitumisesta.

Taulukko 14. Sahapuuprosentin ja selittävien muuttujien välinen korrelaatio.
Table 14. Correlation between the saw timber percentage, and independent variables.

Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter inches*	Selittävä muuttuja [1]) — *Independent variable* [1])							
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8
	Korrelaatiokerroin							
5	0.55	0.49	0.47	0.46	0.48	0.13	0.13	0.12
6	0.72	0.65	0.55	0.54	0.55	0.21	0.20	0.21
7	0.79	0.74	0.53	0.54	0.52	0.27	0.26	0.27
8	0.83	0.79	0.46	0.47	0.44	0.29	0.29	0.28

Taulukko 15. Sahapuuprosenttia selittävien yhtälöitten vakiot, sekä regressio- ja korrelaatiokertoimet.

Table 15. The constants, regression coefficients and correlation coefficients of the equations explaining saw timber percentage.

Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*	Runkoja, kpl *Number of stems*	Askel, n:o *Step nr*	Vakio *Constant*	Selittäjä — *Variable*						R
				x_1	x_2	x_3	x_5	x_6	x_8	
				Regressiokerroin — *Regression coefficient*						
5	798	1	— 40.4	87.8						0.554
		2	—205.5	226.0	—0.042					0.592
		3	—230.6	208.7	—0.043		38.7			0.609
		4	—224.3	219.9	—0.042		24.9		—8.9	0.614
6	771	1	—101.9	126.6						0.715
		2	—273.7	269.7	—0.043					0.739
		3	—282.0	281.5	—0.042				—16.0	0.754
7	661	1	—171.7	169.0						0.789
		2	—376.6	336.9	—0.046					0.806
		3	—384.7	346.6	—0.043			—2.02		0.821
8	481	1	—239.6	209.1						0.826
		2	—490.9	410.3	—0.049					0.839
		3	—523.8	442.1	—0.050				—20.4	0.856
		4	—497.6	459.9	—0.048		— 37.7		—26.9	0.861
		5	—306.3	479.2	—0.055	+5.163	—282.7		—25.9	0.864

Taulukko 16. Regressioyhtälöillä laskettu sahapuuprosentti rinnankorkeusläpimittaluokittain.

Table 16. Saw timber percentage calculated from regression equations, by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
17	60	46		
19	68	56	37	
21	75	64	48	
23	80	71	58	42
25	84	77	65	52
27	87	81	72	60
29	89	85	77	68
31	91	87	81	74
33	92	90	85	79
35	92	91	87	82
37	91	91	88	86
39	90	90	89	88
41	88	89	89	89

Taulukko 17. Kokonaiskiintomitan sahapuuprosentti rinnankorkeusläpimittaluokissa 17—25 cm.

Table 17. Saw timber percentage of the total solid volume, in DBH classes 17—25 cm.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Sahapuuprosentti — *Saw timber percentage*			
17	60	14	0	0
19	66	52	2	0
21	76	63	31	0
23	80	69	55	14
25	85	77	66	47

Taulukko 18. Minimiläpimitan ja keskimääräisen rinnankorkeusläpimitan vaikutus leimikon kokonaiskiintomitan sahapuurosenttiin (vrt. sivu 00).

Table 18. Effect of minimum diameter and mean DBH on the saw timber percentage of total solid volume in a stand.

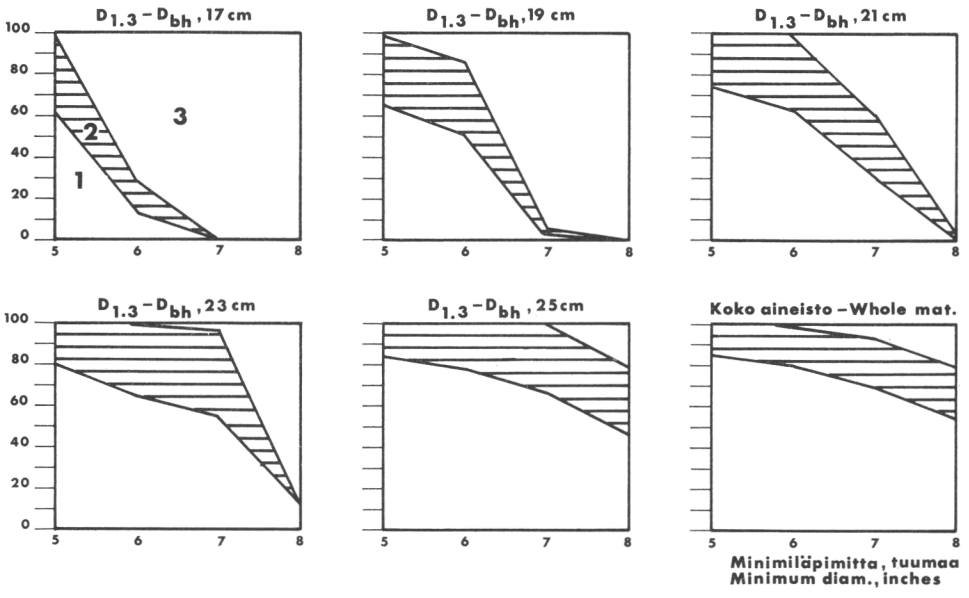
Keskim. $D_{1.3}$, cm *Mean DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Sahapuuprosentti — *Saw timber percentage*			
23	80	69	53	30
24	83	73	59	39
25	85	77	64	46
26	87	81	69	52
27	88	83	73	58
28	88	85	77	63
29	88	86	79	68

Minimiläpimitan suuretessa mallien selitysaste paranee. Onkin ymmärrettävää, että minimiläpimitan suureneminen pienentää samankokoisten runkojen sahapuuprosentin hajontaa, koska saha- ja paperipuun jakokohdan valintamahdollisuudet samalla vähenevät.

Taulukossa 16 on esitetty rinnankorkeusläpimittaan perustuvien mallien mukaan lasketut sahapuuprosentit. Tässä saadut prosentit poikkeavat vain niukasti edellä esitetyistä tasoittamattomista prosenteista.

Paperipuurunkosiirtymän vuoksi on minimiläpimitan vaikutus kokonaiskiintomitan sahapuuprosenttiin pienikokoisilla rungoilla huomattavasti suurempi kuin sen vaikutus sahapuurunkojen keskimääräiseen sahapuuprosenttiin (taulukko 17 ja piirros 8). 6″ vaihtoehdosta lähtien tämä pätee myös koko aineistoon, kuten seuraava asetelma osoittaa (vrt. sivu 26).

Minimiläpimitta, tuumaa	Sahapuu-prosentti
5	86
6	80
7	70
8	55



Piirros 9. Kokonaiskiintomitan jakautuminen sahapuun (1), sahapuurunkojen latvatavaran (2) ja paperipuurunkojen (3) kesken.

Fig. 9. Distribution of the total solid volume between saw timber (1), top pulpwood of saw timber stems (2) and pulpwood stems (3).

Paperipuurunkojen merkitystä on pyritty havainnollistamaan piirroksessa 9, jossa käyttöosan kokonaiskiintomitta on jaettu sahapuun, sahapuurunkojen paperipuuosan ja paperipuurunkojen kesken.

Leimikon kokonaiskiintomitan sahapuuprosenttia selittää seuraava malli. Se soveltunee parhaiten leimikoihin, joiden keskimääräinen rinnankorkeusläpimitta vaihtelee välillä 23—29 cm. Tällä vaihteluvälillä laskettuja prosentteja on laskettu taulukkoon 18.

$$y = -273.65 + 332.6 \log x_1 - 18.56\, x_2 + 1.546\, x_1 x_2 - 0.2286\, x_1^2 - 2.548\, x_2^2$$

$R = 0.98$

x_1 = leimikon keskimääräinen rinnankorkeusläpimitta

x_2 = minimiläpimitta.

Minimiläpimitan ja minimirungon yhteisvaikutus kokonaiskiintomitan sahapuuprosenttiin voidaan nähdä samoista näkökulmista kuin sen vaikutus paperipuun kokonaismäärään. Vastaavilla perusteilla lasketut sahapuuprosentit on esitetty taulukossa 19. Jos minimirungon suuretessa sahapuuksi kelpaamattomat rungot tehdään paperi-

puuksi, on seurauksena huomattava sahapuuprosentin pieneneminen. Jos nämä rungot jätetään hakkaamatta, suurenee sahapuuprosentti runkojen järenemisen johdosta.

Taulukko 19. Minimiläpimitan ja minimirungon samanaikainen vaikutus kokonaiskiintomitan sahapuuprosenttiin. Minimirungon suuretessa sahapuuksi kelpaamattomat rungot tehdään vaihtoehdossa A paperipuuksi mutta jätetään vaihtoehdossa B hakkaamatta.

Table 19. Simultaneus effect of minimum diameter and minimum stem on the saw timber percentage of total solid volume. As the minimum stem size increases, the stems unacceptable as saw timber are prepared into pulpwood under alternative A, but left unfelled under alternative B.

Aineisto *Material*	Vaihtoehto A — *Alternative A*				Vaihtoehto B — *Alternative B*			
	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*							
	5	6	7	8	5	6	7	8
	Sahapuuprosentti — *Saw timber percentage*							
Perusaineisto—*Basic material*	86	80	70	55	86	80	70	55
Osa-ain. 6″ — *Part material 6″*	85	80	70	55	86	80	70	55
Osa-ain. 7″ — *Part material 7″*	81	76	70	55	87	82	75	59
Osa-ain. 8″ — *Part material 8″*	70	67	62	55	89	84	78	69

66. Tukkien lukumäärä ja pituus

Rungosta saatava keskimääräinen tukkimäärä suurenee rungon koon kasvaessa ja minimiläpimitan pienetessä (taulukko 20). Minimiläpimitan vaikutus tukkien keskipituuteen sen sijaan on vähäinen (taulukko 21).

Tutkimusaineiston tukkien keskipituutta on erityisesti pienillä rungoilla pidettävä käytännön keskipituutta suurempana. Eräänä syynä siihen ovat ilmeisesti olleet minimipituusvaatimukset (sivu 8). Ohjetta, jonka mukaan alle 14-jalkaisia tukkeja saatiin tehdä vain poikkeustapauksissa, noudatettiin kirjaimellisesti. Lisäksi apteeraajat kiinnittivät päähuomion tukkien laatuun jättäen suuren kuutiomäärän tavoittelun taka-alalle.

Tukkien ylipituudella ei liene oleellista merkitystä tutkimuksen päätarkoituksen kannalta, sillä saha- ja paperipuun määrän ja minimiläpimitan väliseen riippuvuuteen se tuskin on merkittävästi vaikuttanut. Se, että keskipituus on pienikokoisilla rungoilla minimiläpimitan suuretessa pienentynyt, on seurausvaikutuksineen katsottava yleistettäväksi tutkimustulokseksi. Ylipituus on kuitenkin otettava huomioon tarkasteltaessa tutkimuksessa saatuja sahapuurunkojen teknillisiä keskikuutioita ja latvamuotolukuja.

Teknillinen kiintomitta on tunnetusti sitä pienempi mitä pitempiä tukkeja rungosta tehdään. Aron ja Rikkosen (1966) esittämien latvamuotolukujen perusteella on likimäärin laskettavissa, että jos esimerkiksi 17-jalkaiset Etelä-Suomen kuusitukit tehtäisiin 16-jalkaisiksi, suurenisi

Taulukko 20. Rungosta keskimäärin saatavien tukkien lukumäärä rinnankorkeusläpimittaluokittain.

Table 20. Average number of logs obtainable per stem, by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Tukkeja/runko, keskimäärin *Logs/stem, average*			
17	1.07	1.00	0	0
19	1.18	1.01	1.00	0
21	1.52	1.17	1.02	0
23	1.80	1.40	1.09	1.00
25	2.04	1.73	1.41	1.05
27	2.21	1.98	1.71	1.28
29	2.48	2.20	1.98	1.62
31	2.71	2.47	2.22	1.95
33	2.81	2.61	2.39	2.15
35	2.88	2.78	2.61	2.39
37	3.12	2.91	2.70	2.48
39	3.28	3.12	3.08	2.84
41 +	3.10	3.10	3.10	3.00
17—41 +	2.10	1.83	1.69	1.57

Taulukko 21. Tukkien keskipituudet rinnankorkeusläpimittaluokittain.
Table 21. Mean lengths of logs by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Keskipituus, jalkaa *Mean length, feet*			
17	19.1	(17.0)	—	—
19	18.4	18.1	(16.0)	—
21	17.6	17.8	16.7	—
23	17.3	17.4	17.2	(15.0)
25	17.3	17.3	16.7	17.0
27	17.3	17.2	16.5	16.8
29	17.2	17.3	17.0	16.6
31	17.2	17.3	17.1	17.0
33	16.9	17.0	16.9	16.9
35	16.7	16.5	16.5	16.6
37	16.5	16.4	16.5	16.6
39	16.6	16.9	16.4	16.7
41 +	16.7	16.6	16.3	16.1
17—41 +	17.2	17.2	16.8	16.7

6-tuumaisten tukkien teknillinen kiintomitta n. 3.5 %, 8-tuumaisten n. 2.5 ja 9-tuumaisten n. 2.3 %. Niiltä osin kuin tutkimusaineistossa katsotaan olevan esimerkiksi yhden jalan ylipituus, voidaan sen vaikutus teknilliseen kiintomittaan arvioida 2—3 prosentiksi. Koska latvamuotoluku on kääntäen verrannollinen teknilliseen kiintomittaan, on ylipituus vaikuttanut saman verran latvamuotolukuja suurentavasti. (Vrt. sivu 21).

67. Tukkien järeys ja laatu

Keskitukilla tarkoitetaan tässä tukkia, jonka pituus ja tilavuus ovat tietyn tukkierän aritmeettisia keskiarvoja. Taulukossa 22 on esitetty keskitukin latvaläpimitat j ä r e y d e n tunnuksina.

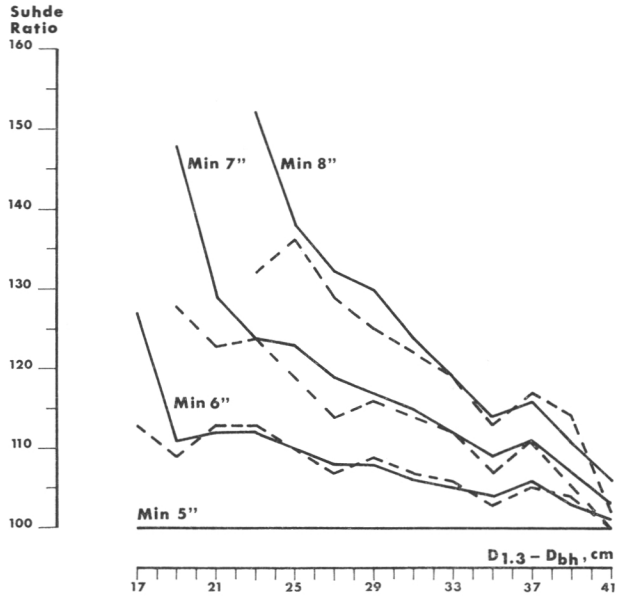
Samoin kuin useimpiin muihinkin tutkimuksessa tarkasteltavina oleviin tunnuksiin vaikuttaa minimiläpimitta myös järeyteen eniten pienillä rungoilla. Niiden osalta on tässäkin otettava huomioon paperipuurunkosiirtymä, jonka merkitys on järeyseroja suurentava.

Piirroksessa 10 on pyritty havainnollistamaan minimiläpimitan ja järeyden välistä riippuvuutta keskitukin latvaleikkauspinta-alan ja keskikuution suhteellisten arvojen avulla. Runkojen järeyden vaikutus vaihtoehtojen välisiin järeyseroihin on selvä.

Tukkien l a a t u pyrittiin määrittämään mahdollisimman tarkoin. Perusteeksi katkaisukohtien valitsemista varten mitattiin ennen apteerausta kustakin rungosta I ja II oksaisuusluokkien pituudet tyvestä lähtien. Erityisesti kiinnitettiin huomiota maksimisuuruisiin oksiin, joiden läpimitat

Taulukko 22. Keskitukin latvaläpimitat rinnankorkeusläpimittaluokittain.
Table 22. Top diameters of the mean log, by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Keskitukin latvaläpimitta, tuumaa *Top diameter of the mean log, inches*			
17	5.32	6.00	—	—
19	5.77	6.08	7.01	—
21	6.17	6.52	7.02	—
23	6.50	6.89	7.25	8.02
25	6.90	7.24	7.66	8.11
27	7.38	7.66	8.06	8.48
29	7.75	8.06	8.40	8.84
31	8.30	8.54	8.88	9.23
33	8.81	9.02	9.31	9.62
35	9.49	9.66	9.89	10.12
37	9.73	10.02	10.26	10.48
39	10.51	10.66	10.86	11.06
41 +	11.41	11.44	11.57	11.74



Piirros 10. Keskitukin latvaleikkausalan (yhtenäinen viiva) sekä tukin keskikuution (katkoviiva) suhteellinen arvo rinnankorkeusläpimitan funktiona.

Fig. 10. The relative value of the top cross section area of the mean log (continuous line) and the mean log volume (dotted line) as a function of DBH.

Taulukko 23. I ja II laatuluokan yhteinen osuus teknillisestä kiintomitasta.
Table 23. The aggregate proportion of grades I and II in the top volume.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	%			
17	94	—	—	—
19	73	76	82	—
21	70	75	85	—
23	69	75	84	91
25	68	69	81	90
27	72	72	79	90
29	75	76	82	90
31	72	73	79	84
33	70	72	75	77
35	68	69	71	74
37	58	59	62	64
39	71	71	71	73
41	46	51	46	46
17—41 +	70	71	77	81

mitattiin. I ja II luokan rajan määrittäminen tuotti kuitenkin huomattavia vaikeuksia. Koska näiden luokkien erottaminen toisistaan yleensäkin katsotaan vaikeaksi ja koska toisaalta niiden arvoero on todettu verraten pieneksi (vrt. A s i k a i n e n ja H e i s k a n e n 1970), on nämä luokat yhdistetty (taulukko 23).

Minimiläpimitan suurentaminen parantaa laatujakautumaa sitä selvemmin mitä pienempiä ovat rungot ja mitä suurempi on minimiläpimitta. Jakautuman paraneminen on selvempää teknillisen kiintomitan kuin tukkien kappaleluvun osalta, koska laatuluokkien keskikuution ero alla olevan asetelman mukaisesti tasoittuu minimiläpimitan suuretessa.

Minimiläpimitta, tuumaa	Keskikuutio, j^3	
	I—II lk	III lk
5	6.50	3.92
6	6.74	4.65
7	7.01	5.59
8	7.86	6.97

68. Sahapuun ja sahapuurungon arvo

Seuraavassa esitettäviä arvosuhdelaskelmia on pidettävä vain suuntaa-antavina esimerkkeinä seuraavista syistä.

— Sarjoja laskettaessa on lähtökohtana käytetty tukkien arvosuhteita, jotka perustuvat suurista keskimääräisistä tukkijoukoista läpimittaluokittain tehtyihin selvityksiin eivätkä riidattomasti sovellu rungoit-

taisiin laskelmiin. Esimerkkinä todettakoon, että pienestä rungosta tehty 7 tuuman II luokan tukki on useammin tyvitukki ja todennäköisesti eriarvoinen kuin saman kokoinen ja samaan luokkaan kuuluva tukki keskimäärin.

— Eräänä laskentaperusteena käytetty laadun mukainen arvosuhdesarja on todettu vanhentuneeksi.

Laskelmat on suoritettu taulukossa 24 esitetyn laadun ja järeyden mukaisen arvosuhdesarjan perusteella. Taulukon luvut on laskettu käyttämällä perustietoina Heiskasen (1968) esittämää laatujakautumaa, Asikaisen ja Heiskasen (1969) esittämiä läpimittaluokittaisia kuutiojalkahintoja sekä Heiskasen (1966) esittämiä laadun mukaisia arvosuhdesarjoja.[1])

Taulukko 24. Kuusisahatukkien järeyden ja laadun mukaiset arvosuhteet, kun II lk:n 8″ tukilla suhteellista arvoa merkitään luvulla 100.

Table 24. Value relations by size and quality of spruce saw logs when the relative value for an 8 inch log of grade II is indicated by 100.

Latvaläpimitta, tuumaa *Top diameter, inches*	Laatuluokka — *Grade*		
	I	II	III
	Suhteellinen arvo — *Relative value*		
5	102.2	98.3	99.4
5½	101.1	97.2	98.3
6	100.0	95.6	96.7
6½	100.0	95.0	95.6
7	101.7	96.1	96.1
7½	103.9	97.2	96.7
8	107.2	100.0	98.9
8½	109.4	101.7	99.4
9	112.7	104.4	101.1
9½	114.9	106.1	101.1
10	118.2	108.3	102.8
10½	119.9	109.4	102.8
11	122.7	111.6	103.9
11½	124.9	112.2	103.9
12	127.1	113.3	104.4
12½	128.7	114.4	104.4
13	130.4	115.5	105.0
13½	131.5	116.0	105.0
14	132.6	116.6	105.0
14½	133.7	117.1	105.0
15	134.3	117.1	104.4
15½	134.8	117.1	104.4

Minimiläpimitan ja suhteellisten arvojen välistä riippuvuutta voidaan tarkastella erikseen sahapuuosan teknillisen kiintomitan, sahapuuosan todellisen kiintomitan sekä koko rungon käyttöosan osalta.

[1]) Sarjaa laadittaessa on kunkin läpimittaluokan kullekin laatuluokalle laskettu markkamääräinen kuutiojalkahinta laatujakautuman, laatuluokittaisten suhteellisten arvojen ja läpimittaluokan keskimääräisen kuutiojalkahinnan perusteella. Suhteelliset arvot on laskettu valitsemalla 8″ II lk:n tukin kuutiojalkahinta perusarvoksi (100).

Taulukko 25. Sahapuun laadun ja järeyden mukaiset teknillisen kiintomitan suhteelliset arvot rinnankorkeusläpimittaluokittain, kun 8″ II lk tukin arvoa merkitään luvulla 100.
Table 25. Relative values by size and quality for the top volume of saw timber, by DBH classes, when the relative value for an 8 inch log of grade II, is indicated by 100.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Suhteellinen arvo — *Relative value*			
17	97.8	95.6	—	—
19	96.7	96.0	96.1	—
21	97.3	96.7	96.8	—
23	98.4	97.6	98.0	101.9
25	99.8	99.6	99.0	102.0
27	101.3	101.1	101.6	102.9
29	103.3	103.2	103.4	104.9
31	105.2	105.1	105.5	106.4
33	107.8	107.9	108.0	108.9
35	109.5	109.6	109.9	110.6
37	109.8	109.9	110.3	110.7
39	111.7	111.3	111.8	112.3
41+	110.7	110.7	110.7	110.9

Sahapuuosan teknillisen kiintomitan suhteellinen arvo kussakin rinnankorkeusläpimittaluokassa (taulukko 25) on laskettu seuraavan kaavan mukaan.

$$S_{te} = \frac{\Sigma\,(v_{te} \cdot s_{te})}{\Sigma\, v_{te}}$$

jossa S_{te} = teknillisen kuutiojalan keskimääräinen suhteellinen arvo
s_{te} = yksittäisen tukin teknillisen kuutiojalan suhteellinen arvo (taulukosta 24)
v_{te} = yksittäisen tukin teknillinen kuutiojalkamäärä

Sahapuuosan todellisen kiintomitan suhteelliset arvot eri rinnankorkeusläpimittaluokissa (taulukko 26) perustuvat kaavaan:

$$S_{to} = \frac{\Sigma\,(v_{te} \cdot s_{te})}{\Sigma\, v_{to}}$$

jossa S_{to} = sahapuuosan todellisen kiintokuutiometrin keskimääräinen suhteellinen arvo
v_{to} = yksittäisen tukin todellinen kiintomitta kuutiometreinä

Minimiläpimitan vaikutus sahapuun arvoon riippuu kiintomitan määritystavasta. Minimiläpimitan suuretessa viidestä kuuteen tuumaan teknillisen kiintomitan suhteellinen arvo alenee, sillä 6-tuumaisten tukkien osuus on lisääntynyt arvokkaampien 5—5 1/2 tuumaisten kustannuksella.

Taulukko 26. Sahapuun laadun ja järeyden mukaiset todellisen kuutiometrin suhteelliset arvot eri rinnankorkeusläpimittaluokissa kun 8″ II lk:n tukin teknillisen kuutiojalan arvo on 10.

Table 26. Relative values by size and quality for the actual solid cubic metre of saw timber, by DBH classes, when the relative value for an 8 inch log of grade II is indicated by 100.

$D_{1{,}3}$, cm *DBH, cm*	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*			
	5	6	7	8
	Todellisen kuutiometrin suhteellinen arvo *The relative value of the actual cubic metre*			
17	236	—	—	—
19	226	236	—	—
21	226	233	251	—
23	227	231	239	—
25	227	233	242	257
27	232	236	246	254
29	240	244	251	261
31	252	253	260	267
33	251	259	263	270
35	263	266	269	272
37	268	271	272	276
39	274	273	277	280
41+	284	285	287	289

Todellisen kiintomitan arvo kuitenkin hieman suurenee. Laskentamenetelmän epävarmuudesta huolimatta voidaan pitää mahdollisena, että minimiläpimitan suurentuessa teknillisen mittayksikön arvo saattaa alentua. Näin tapahtuu, jos järeyden suureneminen ja laadun paraneminen eivät korvaa aiemmin todetun latvamuotoluvun pienenemisen aiheuttamaa arvon vähenemistä. Toisaalta näyttää ilmeiseltä, että tukkien järenemisen sekä laadun paranemisen johdosta todellisen kiintomittayksikön arvo suurenee aina minimiläpimitan myötä.

Laskettaessa minimiläpimitan vaikutusta rungon koko käyttöosan todellisen kiintokuutiometrin suhteellisiin arvoihin on paperipuun arvoksi oletettu 70, 85 tai 100 % sahapuun keskimääräisestä arvosta, joksi on katsottu koko tutkimusaineiston kiintokuutiometriarvo minimiläpimittavaihtoehdossa 6″. Kun 8″ II luokan tukin teknillisen kuutiojalan suhteellista arvoa merkitään luvulla 10, on kyseinen arvo 247. Laskennassa on käytetty seuraavaa kaavaa.

$$S_r = \frac{\Sigma\,(v_{to} \cdot s_{to} + v_p \cdot s_p)}{\Sigma\,(v_{to} + v_p)}$$

jossa S_r = käyttöosan todellisen kuutiometrin keskimääräinen suhteellinen arvo

v_{to} = yksittäisen rungon sahapuuosan kiintomitta todellisina kuutiometreinä

v_p = yksittäisen rungon paperipuuosan kiintomitta todellisina kuutiometreinä

s_{to} = yksittäisen rungon sahapuuosan todellisen kuutiometrin suhteellinen arvo

s_p = yksittäisen rungon paperipuuosan todellisen kuutiometrin suhteellinen arvo

Rungon kiintokuutiometriarvo suurenee minimiläpimitan myötä selvästi, jos sahapuu ja paperipuu katsotaan keskimäärin samanarvoisiksi (taulukko 27). Paperipuuosuuden tasoittavasta vaikutuksesta johtuen on suureneminen kuitenkin vastaavaa sahapuuosuuden arvon suurenemista hitaampaa. Kun paperipuun suhteellista hintaa alennetaan, minimiläpimitan suurentaminen lopulta pienentää rungon kiintokuutiometriarvoa. Oleelliseen pienenemiseen tarvitaan kuitenkin huomattavan suuri arvoero.

Taulukko 27. Minimiläpimitan vaikutus sahapuurungon kokonaiskäyttöosan kiintokuutiometrin suhteelliseen arvoon rinnankorkeusläpimittaluokittain.

Table 27. The effect of the minimum diameter on the relative value of a solid cubic metre of the total merchantable volume in a saw timber stem, by DBH classes.

$D_{1.3}$, cm *DBH, cm*	Paperipuun arvo % sahapuun arvosta — *The value of pulpwood per cent of the value of saw timber*											
	100				85				70			
	Minimiläpimitta, tuumaa — *Minimum diameter, inches*											
	5	6	7	8	5	6	7	8	5	6	7	8
	Suhteellinen arvo — *Relative value*											
17 . . .	100	111	—	—	100	110	—	—	100	108	—	—
19 . . .	100	103	119	—	100	102	116	—	100	101	113	—
21 . . .	100	103	108	—	100	101	104	—	100	99	100	—
23 . . .	100	102	105	112	100	100	101	107	100	98	97	101
25 . . .	100	103	106	110	100	101	103	104	100	100	100	99
27 . . .	100	102	105	107	100	101	103	103	100	100	101	99
29 . . .	100	101	104	107	100	101	102	103	100	100	100	100
31 . . .	100	100	103	105	100	100	101	102	100	99	100	100
33 . . .	100	100	102	103	100	100	101	102	100	100	100	100
35 . . .	100	101	102	102	100	101	101	101	100	100	101	100
37 . . .	100	101	101	102	100	100	100	101	100	100	100	100
39 . . .	100	100	101	101	100	99	101	101	100	99	100	100
41+ .	100	100	101	101	100	100	101	101	100	100	101	101

7. YHDISTELMÄ

Tutkimuksen on tehnyt tarpeelliseksi ja ajankohtaiseksi lähinnä pystymittauksen yleistyminen. Tämän mittausmenetelmän käyttö erityisesti järeiden runkojen mittaamisessa on kohdannut vaikeuksia siitä syystä, että tiedot rungon sahapuuosuuden ja sahapuun laadun vaihteluista erisuuruisia sahapuun minimiläpimittoja käytettäessä ovat olleet puuttellisia.

Tutkimuksessa kerättiin Etelä-Suomen alueelta 1 790 kuusirunkoa käsittävä aineisto yhteensä 18 eri kohteesta (taulukot 1 ja 2).

Vertailtavina minimiläpimittavaihtoehtoina käytettiin 5, 6, 7 ja 8 tuumaa. Läpimitat mitattiin kuoren alta puolen tuuman alenevalla luokituksella.

Rungon kokonaiskiintomitta määritettiin Ilvessalon pystypuiden kuutioimistaulukoiden avulla. Paperipuuosuus kuutioitiin Simpsonin kaavalla (vrt. sivu 9).

Tutkimuksen perusteella voidaan todeta mm. seuraavaa.

Minimiläpimitan täyttävästä rungon osasta jää sahapuuksi käyttämättä sitä pitempi osuus mitä kookkaampia ovat rungot ja mitä pienempi on minimiläpimitta (Piirros 1 ja taulukko 4). 5 tuuman minimiläpimittaa käytettäessä oli latvakatkaisuläpimitta sama kuin minimiläpimitta 37 %:ssa kaikista tapauksista. 6, 7 ja 8 tuuman vaihtoehdoissa olivat vastaavat luvut 49, 62 ja 69 % (taulukko 3).

Jos sahapuurunkojen lukumäärä pysyy minimiläpimitan suuretessa samana, sahapuurungon teknillinen keskikuutio pienenee. Mikäli sahapuurunkojen määrä tällöin kuitenkin supistuu — kuten pienillä rungoilla ja koko aineistossa tapahtuu — voi keskikuutio myös kasvaa (taulukko 6). Niiltä osin kuin kysymys on samoista sahapuurungoista eri vaihtoehdoissa, on minimiläpimitan vaikutus keskikuutioon sitä vähäisempi, mitä järeämpiä ovat rungot ja mitä pienempi on minimiläpimitta.

Sahapuurunkojen määrän vähenemisen johdosta pienenee sahapuun kokonaismäärä minimiläpimitan suuretessa pienillä rungoilla hyvin voimakkaasti (taulukko 8 sekä piirrokset 2 ja 3). Koko aineistossa olivat kokonaissahapuumäärän suhteelliset määrät eri vaihtoehdoissa 5 tuumasta lähtien teknillisen kiintomitan osalta 100, 95, 85 ja 68 sekä todellisen kiintomitan osalta 100, 93, 81 ja 64.

Sahapuun todellisen ja teknillisen kiintomitan suhde eli latvamuotoluku pienenee minimiläpimitan kasvaessa erityisesti pienillä rungoilla. Runkojen

järeytyessä vaihtoehtojen väliset erot supistuvat kuitenkin selvästi (piirrokset 4 ja 5 sekä taulukko 10). Rinnankorkeusläpimitan kasvaessa latvamuotoluvut ensin suurenevat eri vaihtoehdoissa mutta pienenevät runkojen edelleen järeytyessä. Leimikoittaiset latvamuotolukujen keskiarvot olivat eri minimiläpimittavaihtoehdoissa 5 tuumasta alkaen 1.522, 1.486, 1.451 ja 1.418 sekä hajonnat vastaavasti 0.075, 0.068, 0.063 sekä 0.058.

Paperipuuta saatiin sahapuurungosta vähiten keskijäreistä rungoista (taulukko 11 ja piirros 6). Koko aineistossa oli sahapuurungon keskimääräinen paperipuumäärä 0.080, 0.112, 0.156 ja 0.218 k-m³ eri vaihtoehdoissa pienimmästä suurimpaan. Minimiläpimitan vaikutus paperipuun kokonaismäärään on pienemmistä vertailuarvoista johtuen suhteellisesti suurempi kuin sahapuun määrään (taulukko 12 ja piirros 7). Koko aineiston suhteelliset määrät eri vaihtoehdoissa olivat 100, 143, 215 ja 322. Sahapuurungon minimikoon vaikutus paperipuun kokonaismäärään on kahtiajakoinen. Jos minimirungon suuretessa sahapuuksi kelpaamattomat rungot tehdään paperipuuksi, paperipuun kokonaismäärä suurenee. Jos ne jätetään hakkaamatta, pienenee sahapuumäärän myötä myös paperipuun määrä (taulukko 13).

Sahapuun prosenttinen osuus rungon käyttöosan kuorellisesta kokonaiskiintomitasta pienenee selvästi minimiläpimitan suuretessa pienillä ja keskijäreillä rungoilla (piirros 8). Huomattavassa osassa aineistoa ovat erot eri vaihtoehtojen välillä 10 prosenttiyksikön suuruusluokkaa.

Rungon rinnankorkeusläpimitan avulla voidaan selittää sitä suurempi osuus sahapuuprosentin hajonnasta mitä suurempi on minimiläpimitta. Malli $y = a+b \log x - cx^2$ (y = sahapuuprosentti, x = rinnankorkeusläpimitta) selittää vaihtoehdoissa 5, 6, 7 ja 8 tuumaa rungoittaisesta sahapuuprosentin kokonaishajonnasta vastaavasti 35, 54, 65 ja 70 % (taulukot 14 ja 15). Mallin mukaan lasketut sahapuuprosentit (taulukko 16) poikkeavat verraten vähän tasoittamattomista prosenteista (vrt. piirros 8).

Sahapuurunkojen vähenemisen vuoksi on minimiläpimitan vaikutus kokonaiskiintomitan sahapuuprosenttiin pienillä rungoilla huomattavasti suurempi kuin sahapuurunkojen sahapuuprosenttiin (taulukko 17). Koko aineiston kokonaiskiintomitasta oli sahapuuta 86, 80, 70 ja 55 % eri vaihtoehdoissa.

Malli, jossa selittävinä muuttujina käytettiin leimikon keskimääräistä rinnankorkeusläpimittaa ja minimiläpimittaa sekä eräitä näiden transformaatioita (vrt. sivu 30) selitti leimikoiden välisestä kokonaiskiintomitan sahapuuprosentin hajonnasta 96 %. Mallin mukaan laskettuja prosentteja on esitetty taulukossa 18.

Tukkien keskipituus hieman pienenee minimiläpimitan suuretessa pienten ja keskijäreiden runkojen osalta (taulukko 21). Huomattavassa osassa aineistoa on tukkien keskipituus yli 17 jalkaa. Mikäli tämän katsotaan merkitsevän yhden jalan ylipituutta, on tutkimuksessa saatu tukkien teknillinen

kiintomitta vastaavilta osin n. 2—3 % liian pieni ja latvamuotoluku vastaavasti liian suuri.

Minimiläpimitan suuretessa tukkien järeys kasvaa ja laatu paranee sitä selvemmin mitä pienempiä ovat rungot (taulukot 22 ja 23). Koko tutkimusaineistossa oli I ja II laatuluokkien yhteenlaskettu osuus eri vaihtoehdoissa pienimmästä suurimpaan 70, 71, 77 ja 81 % teknillisestä kiintomitasta.

Minimiläpimitan vaikutuksesta sahapuun ja sahapuurungon arvoon on tarkoitukseen riidattomasti soveltuvien perustietojen puuttuessa voitu esittää vain laskentamenetelmäesimerkki (taulukot 24, 25, 26 ja 27). Joka tapauksessa on ilmeistä, että minimiläpimitan vaikutus sahapuuosan kiintomittayksikön suhteelliseen arvoon riippuu hyvin suurelta osalta kiintomitan määritystavasta. Teknillisen kiintomittayksikön arvo saattaa minimiläpimitan suuretessa alentuakin, koska sahapuun latvamuotoluku tällöin pienenee. Todellisen kiintomittayksikön arvon voidaan sensijaan aina katsoa suurenevan minimiläpimitan myötä.

KIRJALLISUUTTA

Aro, Paavo ja Rikkonen, Pentti. 1966. Havusahatukkien latvamuotoluvut. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 61. 7.

Asikainen, Kalevi ja Heiskanen, Veijo. 1970. Havusahatukkien laadun mukaiset arvosuhteet. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 70. 3.

Heiskanen, Veijo. 1954. Tutkimuksia mäntytukkipuiden laatuluokitustavoista ja niiden tarkkuudesta. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 44. 1.

—»— 1968. Kuusisahatukkien laatuluokkajakautuma Etelä-Suomessa. Silva Fennica. Vol. 2, n:o 1.

—»— 1969. Puutavaran mittauksen näkymiä. Metsälehti 18. 12. 1969.

Heiskanen, Veijo ja Asikainen, Kalevi. 1969. Havusahatukkien järeyden mukaiset arvosuhteet ja hinnoitteluperusteet. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 69. 3.

Heiskanen, Veijo ja Siimes, F. E. 1960. Ehdotus mänty- ja kuusisahatukkien laatuluokitukseksi. Suomen Puutalous n:o 10.

Ilvessalo, Yrjö. 1947. Pystypuiden kuutioimistaulukot. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 34. 4.

Metsäteho. 1962. Sahapuurunkojen apteeraus. Ohjevihkonen.

Rikkonen, Pentti. 1968. Minimiläpimitan vaikutus kuusisahapuun määrään. Ennakkotietoja. Metsäntutkimuslaitos. Metsäteknologian tutkimusosasto. Moniste.

Tiihonen, Paavo. 1966. Puutavaralajitaulukot 1. Maan eteläpuoliskon mänty ja kuusi. Folia Forestalia 19.

Tuovinen, Arno. 1968. Eräitä tapoja sahapuurungon arvon määrittämiseksi. Metsätehon tiedotus 279.

Västerbo, Jonas. 1967. Värdering av stammar, sågtimmer och ståndskog. Ide'er bearbetade för Kungl. Domänstyrelsen av J. Västerbo.

EFFECT OF MINIMUM DIAMETER ON THE VOLUME OF SAW TIMBER AND PULPWOOD OBTAINABLE FROM SPRUCE STEM, AND ON SAW TIMBER VALUE

Summary

The present study was made necessary and topical primarily by the generalisation of the measurement of standing trees instead of piles or logs. The use of this method, especially to measure large-sized stems, led to difficulties because of inadequate information on the proportion of saw timber in a stem and on fluctuations in saw timber quality resulting from use of different minimum diameter standards.

A material of 1 790 spruce stems was collected for the study from 18 localities in South Finland (tables 1 and 2).

The alternative minimum saw timber diameters compared were 5, 6, 7 and 8 inches. The diameters were measured under bark by classes rounded down by half an inch.

The total solid volume of a stem was determined by means of Ilvessalo's »Volume tables for standing trees». The pulpwood volume ratio was calculated from the Simpson formula.

The following conclusions were among those that could be drawn on the basis of this study:

The proportion of the part of the stem fulfilling the minimum diameter requirement but for other reasons not used as saw timber is longer the larger the stems and the smaller the minimum diameter (fig. 1 and table 4). With a minimum diameter of 5 inches, the real top diameter equalled the minimum diameter in 37 per cent of all the cases. With the 6, 7 and 8 inch alternatives the corresponding percentages were 49, 62 and 69 (Table 3).

If the minimum diameter is increased and the number of saw timber stems remains the same, the average top volume of the saw timber stem decreases. But if the number of saw timber stems is reduced — as is the case with small stems and in the total material — the average volume may increase (table 6). When the saw timber stems are identical under the different alternatives, the effect of the minimum diameter on the average volume is smaller the larger the stems and the smaller the minimum diameter.

With a reduced number of saw timber stems the total saw timber volume decreases as the minimum diameter increases; with small stems the decrease is very marked (table 8 and figs. 2 and 3). In the total material, the relative volumes of total saw timber under the different alternatives, starting from 5 inches, were 100, 95, 85 and 68 for the top volume and 100, 93, 81 and 64 for the actual solid volume.

The ratio of actual solid volume to top volume of saw timber, i.e. the top form factor, diminishes as the minimum diameter increases, especially with small stems. When the breast height diameter of the stems grows larger the differences between the alternatives become distinctly smaller (figs. 4 and 5, and table 10). As the breast

height diameter increases the top form factor for the different alternatives at first grows, but when the increase continues it starts diminishing. The mean top form factor per stand for the different minimum diameter alternatives from 5 inches upward, were 1.522, 1.486, 1.451 and 1.418, and the standard deviations 0.075, 0.068, 0.063 and 0.058, respectively.

Medium sized saw timber stems yielded the lowest average volume of pulpwood (table 11 and fig. 6). In the total material, the mean pulpwood volume of the saw timber stem was 0.080, 0.112, 0.156 and 0.218 solid cubic metres, respectively, from the smallest to the largest minimum diameter. Because of the smaller comparative values, the effect of minimum diameter on the total pulpwood volume was relatively greater than its effect on the saw timber volume (table 12 and fig. 7). The relative volumes for the total material were 100, 143, 215 and 322. The effect of the minimum volume of a saw timber tree on the total pulpwood volume is twofold: as the minimum stem volume increases, if the stems not acceptable as saw timber are prepared as pulpwood, the total pulpwood volume increases. If they are not felled at all, both the saw timber volume and pulpwood volume diminishes (table 13).

For small and medium-sized stems, the percentage of saw timber in the total solid volume of merchantable timber including bark falls markedly as the minimum diameter increases (fig. 8). In a considerable part of the material the differences between the alternatives were of the magnitude of 10 percentage units.

Equation $y = a + b \log x - cx^2$ (y = saw timber percentage, x = diameter at breast height) explains 35, 54, 65 and 70 per cent, respectively, of the total standard deviation of saw timber percentage per stem for alternatives 5, 6, 7 and 8 inches (tables 14 and 15). The saw timber percentages calculated from the equation (table 16) differ relatively little from the unadjusted percentages (cf. fig. 8).

Owing to the reduced number of saw timber stems, the effect of minimum diameter on the saw timber percentage of total solid volume is with small stems considerably greater than with saw timber stems (table 17). For the four alternatives, 86, 80, 70 and 55 per cent of the total solid volume in the total material was saw timber.

The next equation, in which the independent variables were the mean breast height diameter of the stand and the minimum diameter plus a few of their transformations, explained 96 per cent of the between-stand standard deviation of saw timber percentage in total solid volume. The percentages calculated from this equation are given in table 18.

$$y = -273.65 + 332.6 \log x_1 - 18.56 x_2 + 1.546 x_1 x_2 - 0.2286 x_1^2 - 2.548 x_2^2$$

y = saw timber percentage
x_1 = mean DBH of a stand
x_2 minimum diameter

The mean length of logs diminishes slightly in small and medium-sized stems as the minimum diameter increases (table 21). In the majority of the material the mean length of the logs exceeded 17 feet, about a foot longer than the average in Finland. If we take this to imply an over-length of one foot, the top volume obtained in the present study is some 2—3 per cent too small and the top form factor accordingly too large.

As the minimum diameter increases the log size grows and log quality improves, the more distinctly the smaller the stems (tables 22 and 23). In the total material, the aggregate share of grades I and II for the alternatives from the smallest too the largest was 70, 71, 77 and 81 per cent of the top volume.

In the absence of basic data that are unequivocally suitable for the purpose, only a calculation method could be presented to illustrate the effect of minimum diameter on the value of saw timber and saw timber stem (tables 24, 25, 26 and 27). In any case, it is evident that the effect of minimum diameter on the relative value of the solid measure unit of saw timber proportion very much depends on the method by which the solid measure is determined. The value of a top volume unit may even decrease as the minimum diameter increases, since the top form factor of saw timber trees will then decrease. The value of the actual solid volume unit, on the other hand, may be considered always to increase with the minimum diameter.

LINKED SYSTEMATIC CLUSTER SAMPLING FOR THE ESTIMATION OF TIMBER REMOVALS

RISTO SEPPÄLÄ

SELOSTE

KETJUTETTU SYSTEMAATTINEN RYVÄSOTANTA HAKKUUPOISTUMAN MÄÄRITYKSESSÄ

HELSINKI 1971

Helsinki 1971. Valtion painatuskeskus

PREFACE

As an academic thesis, this study was prepared under the guidance of Professor Leo Törnqvist who was always willing to help me with moral support and thoughtful criticism. The practical part of the investigation was carried out for the Finnish Forest Research Institute with Professor Lauri Heikinheimo following its progress with interest and offering encouragement and valuable assistance.

Associate Professor Timo Mäkeläinen kindly devoted a great deal of his time to reading and discussing the paper. Dr. Matti Palo perused the whole manuscript and Dr. Pekka Kilkki examined parts of it with a critical eye.

Licentiate Esko Salo made some of the material he had collected for his work available to me and advised me on questions pertaining to forestry. The experimental material was collected by Terho Huttunen, B. F., who was also partly responsible for training the other interviewers, Pentti Roitto, M. F., Arvi Huuskonen and Aake Kuntonen, forest technicians. Helena Seppälä, M. Pol. Sc., and Miss Pirjo Nurmilaakso assisted with the treatment of the material. Most of the computer calculations were carried out at the Helsinki University Computer Center under the supervision of Mr. Ossi Salakari.

The local tax and administrative offices for the selected communes were most helpful in making their files available and assisting in the selection of the samples.

The Foundation for Research in Natural Resources in Finland, the Leo and Regina Wainstein Foundation, and the University of Helsinki all supported my work with grants.

Mrs. Hilkka Kontiopää, M. A., translated the manuscript into English and David Cope, A. B., checked the translation.

I wish to express my gratitude and appreciation to these people and institutions and to anyone else I may have inconvenienced during the course of my study.

Helsinki, November 1970

Risto Seppälä

CONTENTS

1. Introduction 7
   1.1. Methods of determining drain 7
   1.2. Study outline 8
2. Cluster sampling 11
   2.1. Theoretical basis 11
   2.2. Efficiency of cluster sampling 11
   2.3. Estimating population parameters 15
      2.3.1. Equal selection probabilities 15
      2.3.2. Varying selection probabilities 20
      2.3.3. Choice of the best estimator 24
3. Systematic sampling 26
   3.1. Reasons for using systematic sampling 26
   3.2. Estimating the parameters of a systematic sample 26
4. Linked samples 31
   4.1. The use of linked samples 31
   4.2. Estimating population parameters 32
      4.2.1. Definitions 32
      4.2.2. Average value estimator 32
      4.2.3. Change estimator 34
   4.3. Determining sample size 34
   4.4. Link sampling in a case with several time intervals 35
5. Experimental studies 37
   5.1. Objectives 37
   5.2. Primary study 39
      5.2.1. Material 39
      5.2.2. Optimal cluster size 40
      5.2.3. The most efficient estimator 43
      5.2.4. Construction of a cluster 44
   5.3. Continuation studies 46
      5.3.1. Collecting material 46
      5.3.2. Estimating selection probabilities 49
      5.3.3. Optimal cluster size 52
      5.3.4. Choice of estimator 55
      5.3.5. Use of systematic sampling 71
      5.3.6. Use of link sampling 74
      5.3.7. The normality of population distribution 76
      5.3.8. Non-sampling errors 77
6. Sampling by forest holdings in a continuous statistical system for estimation of removals 80
   6.1. Integrating the estimation of removals with national forest inventories 80
   6.2. Estimating removals to cover the whole country 81

7. Summary 84
Principal notation used 87
References 89
Seloste 91
Appendix 93

1. INTRODUCTION

1.1. Methods of determining drain

All planning and the related decisions must be based on knowledge of the past and current situation. Forestry is no exception in this respect. Forestry may be considered a two-phase system in which the growth of new wood material represents the input and drain of wood from the growing stock the output. Reliable and up-to-date information on the condition of the system — quantity and structure of the growing stock — and on the input and output quantities is currently required for planning.

Various methods of forest mensuration are used to obtain information on growing-stock quantity and growth of new wood material. Finland has since 1922 carried out national forest inventories which provide information on growth and volume mainly by using a line-plot survey (see p. 80).

Forest increment is the basis of the forestry output. Total drain in a given time interval cannot be determined simply by inventories of growing-stock volume at two moments of measurement. If it were possible to precisely determine the increment of growing-stock volume in the interval between two moments of measurement, the drain could be calculated by adding the increment to the difference of the growing-stock volumes recorded at the dates of the inventories. The drain has, however, largely been determined in Finland by separate studies. By and large, the total drain can be divided into cutting quantity and natural losses. When waste wood not removed from the forest is subtracted from the total drain we arrive at the removal. The main purpose of this study is to develop a method for estimating removal.

Disregarding increment and volume data, drain can be estimated on the basis of a number of alternative populations. Such populations may be the stumps of felled trees, the employers of loggers, the forest holdings or their owners, the timber buyers or, ultimately, the timber users. Closest to the wood-producing system is the method that measures the stumps, as used in Sweden for example. This method has several shortcomings, of which the most noticeable is that drain estimates have been systematically 5—10 per cent lower than the true drain (N y y s s ö n e n 1955 and T i i h o n e n 1962). In addition, the method is relatively expensive.

The estimate of timber quantity cut for sale in Finland in 1942—47 was based on reports by the employers of all roundwood loggers. The drain estimates so obtained were considered relatively uncertain (H o l o p a i n e n 1956, p. 77). Since the population of the employers of loggers, moreover, varies a great deal from one year to the next, it is not particularly well suited to serve as a population for sampling.

A trial covering the whole country was carried out in 1955—57 concerning the suitability of sampling by forest holdings. For several reasons, the results of the trial were not encouraging and the removals for sale obtained by this study were about 20—25 per cent below the true volume (H o l o p a i n e n 1959, p. 18).

Roundwood buyers make up one of the groups with the aid of which timber output can be studied. This method is less expensive than an inquiry among forest owners, since buyers are considerably fewer than owners. With a view to determining the drain, the worst weakness of the method is that wood cut by the owner for his own use from his own forest, roundwood sold by forest owners direct to private persons for household consumption, and the majority of the fuelwood sold will not be recorded at all (P a l o 1969). Cutting statistics based on roundwood buyers are annually compiled by the Ministry of Labour. The coverage compared with the total cutting quantity in 1965—68 averaged 68 per cent.

Measurement of wood at the point where it is used has long been the most important source of information for the statistics of wood output. Apart from the roundwood used on farms and in buildings, almost all other roundwood consumption is covered by annual statistics. Studies of wood consumption on farms and in buildings, based on a sample, have been carried out up to 1965 at approximately ten-year intervals, the latest covering the years 1969—70. All told, this wood consumed on farms and in buildings amounts to nearly 20 per cent of the removals. The weaknesses inherent in statistics compiled at the point of use are associated with the general conclusions that the longer the distance between the site of measurement and the stump, the less certain the determination of the true cutting area and the longer the time interval from felling to measurement, the more difficult the deduction of the true cutting period (P a l o 1969, p. 15).

1.2. Study outline

All the above methods for determining the drain or the removal involve shortcomings and weaknesses. Generally, it may be said that the closer we come to the stump the more expensive the statistics are but at the same time the greater their coverage.

The method based on the buyer sample meets the practical requirements as regards roundwood removals for sale. But about one-third of the total drain remains unmeasured. The bulk of the missing third comprises fuelwood and industrial roundwood used by forest owners, and thus not covered by sales, and waste wood. The quantity of waste wood is currently estimated with the aid of the tract network used in the national forest inventories (M i k k o l a 1969).

The annual total drain and its changes cannot, therefore, be accurately enough determined at the moment. In addition, determination of total drain is chronologically and regionally almost totally separated from increment and volume inventories. The method proposed in this study seeks to abolish these defects.

The unit finally selected for listing was a forest holding which in most cases can be identified with an individual forest owner. The most important advantage associated with sampling by forest holdings is good coverage. Furthermore, both the structural and regional distribution of removals can be established in great detail. Another advantage not attainable by any other method is that information can be easily collected not only on removals, but also on forest holdings, forest owners, and forest owners' attitudes. Information of this kind is very helpful in the planning of forest policy.

Sampling of forest holdings in the form of simple random sampling presents many disadvantages. Reliable listing of the population and keeping the lists up-to-date is expensive and time-consuming. If simple random sampling is used, the sample holdings are regionally widespread and the travel costs necessitated by interviews will be high.

The purpose outlined for this study was to develop a method capable of eliminating the above disadvantages. The purpose, therefore, was to develop a method in which

(1) listing the population could be avoided,

(2) the cost of travel associated with data collection could be kept reasonable,

(3) the estimating of removals could be chronologically and regionally connected with national forest inventories, and

(4) observational errors could be kept reasonable and non-systematic.

Requirements (1) and (2) are met by cluster sampling, in which the clusters are regionally compact groups of forest holdings. To satisfy requirement (3), the tract network of the national forest inventory was selected as the basis on which the clusters were formed. The elimination of observational errors places great importance on a high level of training and the suitability of those collecting the information (the interviewers). The crew leaders employed in national forest inventories form a group with sufficiently high vocational standing in this respect.

This study is divided into two main parts. The first (Sections 2—4) outlines the theoretical frame of reference of the necessary sampling methods. An effort has been made to set out the theoretical section so that non-statisticians can easily follow the train of thought. The second part (Sections 5 and 6) examines, with the aid of experimental material, the suitability of the proposed sampling methods for estimating removals according to forest holdings. It also discusses the potential integration of this work, both chronologically and regionally, with the national forest inventories.

2. CLUSTER SAMPLING

2.1. Theoretical basis

The generally accepted principles for the selection of a sampling method are, alternatively, maximum precision of results within the economic resources available or minimum cost for the precision required. The best means of meeting these criteria is often not simple random sampling. For example, if sampling units are regionally dispersed their measurement is expensive. In addition, creating the sampling frame is often laborious and expensive, and sometimes impossible, because of the incomplete listing of the population. In these cases areal cluster sampling provides the possibility of obtaining results sufficiently precise for their intended uses at a reasonable cost.

In cluster sampling, the concepts of elementary unit, sampling unit and listing unit must be defined in detail. The elementary unit or the element is the smallest of the units into which the population can be purposefully divided. When population parameters are estimated they are usually expressed at the elementary unit level. Its determination depends more on the purpose of the study than on the sampling method. In many cases more than one elementary unit may be involved in a single survey.

In cluster sampling the elements of the population are divided into groups, called clusters, on the basis of a given quality, e.g. geographical location. These are the sampling units in cluster sampling. After a cluster has been selected for the sample, the desired information can be collected from either all or a few of the elements it contains. If only a few are selected, the procedure is called multi-stage sampling.

The listing unit is a unit selected in the last stage of sampling. In two-stage sampling, for example, the second-stage unit is usually the listing unit. Elementary units and listing units need not necessarily be identical. The smallest of the units into which a population can still be divided often can no longer be listed.

2.2. Efficiency of cluster sampling

The efficiency of cluster sampling compared with other sampling methods depends not only on the structure of the population but also on the number and mutual relations of the clusters and their elements. The composition

of the clusters can often be influenced as they are constructed. On this point cluster sampling shows a similarity to stratified sampling. However, the principles according to which a good stratification is achieved are less suitable if applied to cluster sampling. The greater the mutual likeness of cluster elements the better are the clusters suited to serve as strata in stratified sampling but the poorer they are as sampling units.

The efficiency of cluster sampling will be studied below with the aid of the so-called intra-class correlation. This correlation describes the degree of homogeneity (or heterogeneity) within clusters, a crucial factor in cluster sampling.

The population studied is assumed to consist of N clusters each having M elements. Cluster i is randomly selected from the population as are two of its elements for which the values of the studied quantity are y_{ij} and y_{ik}. Each pair of elements is assumed to have the same probability of being selected for the sample.

Let the pair of elements be generally defined by random variables U and W. As the probability distributions of these random variables are identical it follows that their expectations and their variances are equal:

$$E(U) = E(W) \text{ and } V(U) = V(W).$$

The intra-class correlation can now be defined as follows (e.g. Sukhatme 1954, p. 244):

$$(2.1)\quad \omega(U,W) = \frac{\mathrm{Cov}(U,W)}{V(U)} = \frac{E[(y_{ij} - \bar{Y})(y_{ik} - \bar{Y})]}{E(y_{ij} - \bar{Y})^2}$$

$$= \frac{1}{NM(M-1)/2} \sum_{i}^{N} \sum_{j<k}^{M} (y_{ij} - \bar{Y})(y_{ik} - \bar{Y}) \Big/ \frac{1}{NM} \sum_{i} \sum_{j} (y_{ij} - \bar{Y})^2$$

$$= 2 \sum_{i} \sum_{j<k} (y_{ij} - \bar{Y})(y_{ik} - \bar{Y}) \Big/ (M-1) \sum_{i} \sum_{j} (y_{ij} - \bar{Y})^2 ,$$

where

$$(2.2)\quad \bar{Y} = \frac{1}{NM} \sum_{i}^{N} \sum_{j}^{M} y_{ij} = E(U).$$

Let $\bar{Y}_c = \frac{1}{N} \sum_{i}^{N} Y_i$ and $\bar{Y}_e = \frac{\bar{Y}_c}{M} = \bar{Y}$,

where $Y_i = \sum_{j}^{M} y_{ij}$, and further $\bar{Y}_i = \frac{1}{M} \sum_{j} y_{ij}$.

We write (Raj 1968, p. 110)

$$(2.3) \qquad NM\sigma^2 = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{Y}_e)^2 \ ,$$

$$(2.4) \qquad \sigma_b^2 = \frac{1}{N} \sum_i (\bar{Y}_i - \bar{Y}_e)^2 \quad \text{and}$$

$$(2.5) \qquad \sigma_{\bar{w}}^2 = \frac{1}{NM} \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \ ,$$

in which case

$$(2.6) \qquad \sigma^2 = \sigma_b^2 + \sigma_{\bar{w}}^2 \ .$$

Since

$$(2.7) \qquad \sum_i (Y_i - \bar{Y}_c)^2 = \sum_i \left\{ \sum_j (y_{ij} - \bar{Y}_e) \right\}^2$$

$$= \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{Y}_e)^2 + 2 \sum_i \sum_{j<k} (y_{ij} - \bar{Y}_e)(y_{ik} - \bar{Y}_e)$$

$$= NM\sigma^2 + (M - 1)NM\omega\sigma^2 \ ,$$

we get

$$(2.8) \qquad NM(M - 1)\omega\sigma^2 = \sum_i (Y_i - \bar{Y}_c)^2 - \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{Y}_e)^2$$

$$= NM^2\sigma_b^2 - NM\sigma^2$$

which means, that the expression of intra-class correlation is (cf. S u k h a t m e 1954, p. 245)

$$(2.9) \qquad \omega = \frac{\sigma_b^2 - \sigma_{\bar{w}}^2/(M - 1)}{\sigma^2} \ .$$

When using a sample, the value of the intra-class correlation coefficient is usually estimated as follows (e.g. S n e d e c o r 1962, p. 284):

$$(2.10) \qquad \hat{\omega} = \frac{Ms_b^2 - s_{\bar{w}}^2}{Ms_b^2 + (M - 1)s_{\bar{w}}^2} \ ,$$

where

$$s_b^2 = \frac{1}{n - 1} \sum_i^n (\bar{Y}_i - \bar{y})^2 \ , \qquad \bar{y} = \frac{1}{nM} \sum_i^n \sum_j^M y_{ij}$$

$$s_{\bar{w}}^2 = \frac{1}{(M - 1)n} \sum_i^n \sum_j^M (y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \ , \qquad \bar{Y}_i = \frac{1}{M} \sum_j^M y_{ij} \ ,$$

n = number of clusters in the sample.

The value of intra-class correlation depends on the variance ratios between and within the clusters. If $\sigma_{\bar{w}}^2 = 0$, in other words if all elements of the cluster are equal compared with the measured variable, the correlation coefficient will have the value one. But, if the mean values of all clusters are equal, the correlation obtains its minimum value and the coefficient is determined from the expression

$$\omega = -\frac{1}{M-1} \quad (M \geq 2).$$

Its value will then depend on cluster size. Hence, the value of the intra-class correlation coefficient is close to + 1 if inter-cluster variance forms a considerable part of the total variance, and close to zero, positive or even negative, if the main part of the variance is composed of intra-cluster variance. In the latter case the clusters often are efficient sampling units.

If the clusters consist of regional entities the intra-class correlation is normally positive, since an individual cluster cannot be considered a random sample selected from among the elements of the population. Usually the elements of a cluster resemble one another more than they do elements of the other clusters as regards the quantity under examination. If the number of elements in a cluster is small and the units are close to one another, a marked positive correlation may be expected; but, if the cluster is large and elements are regionally dispersed, the correlation coefficient obtained may approach zero.

The efficiency of cluster sampling compared with simple random sampling will be studied next with the aid of intra-class correlation. For this purpose, the following formula is written to give the mean value of a cluster sample (carried out without replacement):

$$(2.11) \qquad \operatorname{est}(\bar{Y}_e) = \operatorname{est}(\bar{Y}) = \frac{1}{nM} \sum_{i}^{n} \sum_{j}^{M} y_{ij} = \bar{y}$$

with

$$(2.12) \qquad V(\bar{y}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right)\frac{1}{M^2} \frac{1}{N-1} \sum_{i}^{N} (Y_i - \bar{Y}_c)^2 \quad .$$

From formula (2.7) we obtain

$$(2.13) \qquad \sum_{i}^{N} (Y_i - \bar{Y}_c)^2 = (NM - 1)S^2 + (M - 1)(NM - 1)\omega S^2$$

$$= (NM - 1)S^2 \left\{1 + \omega(M - 1)\right\} ,$$

where

$$S^2 = \frac{1}{NM - 1} \sum_{i}^{N} \sum_{j}^{M} (y_{ij} - \bar{Y}_e)^2 \quad .$$

By substituting formula (2.13) in formula (2.12) and assuming N sufficiently high we obtain

$$(2.14) \qquad V(\bar{y}) \doteq \left(1 - \frac{n}{N}\right) \cdot \frac{1}{nM} S^2 \cdot \left\{1 + \omega(M - 1)\right\} .$$

$V(\bar{y})$ is composed of three factors, the last of which is the most interesting for cluster sampling. If $M = 1$, the last factor also has the value one and $V(\bar{y})$ is reduced to a normal variance of simple random sampling. When $M > 1$ (normally $M \geq 2$) the value of the variance depends essentially on intra-class correlation. Hence, the term $\omega\,(M - 1)$ can be used to measure the relative change in sample variance arising from the use of clusters instead of elements as sampling units.

Although ω usually decreases as M increases it changes relatively more slowly than M. Hence, if the intra-class correlation is positive, enlarged cluster size leads to increased variance of the sample estimate. If the sample size, i.e. the total number of elements, is pre-fixed, the variance reaches its maximum when all elements of the cluster are included in the sample, and its minimum when only one element per cluster is included in the sample. As a result, if the cost of sampling is determined by the number of elementary units and, for example, the cost of travelling is of no importance, the best result, as long as the intra-class correlation is positive, can be obtained if the population is not divided into clusters.

2.3. Estimating population parameters

2.3.1. Equal selection probabilities

2.3.1.1. Simple estimators

All the following discussions refer to compact clusters, finite populations and one-stage sampling without replacement. The compact cluster refers to a group of contiguous elements.

If every cluster contains the same number of elements, M, an unbiased estimator can be obtained for the mean and the variance of the mean estimator as follows:

$$(2.15) \qquad \bar{y}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} \bar{Y}_i \text{ , where } \bar{Y}_i = \frac{1}{M} \sum_{j}^{M} y_{ij} .$$

$$(2.16) \qquad V(\bar{y}_1) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{1}{n} \frac{1}{N - 1} \sum_{i}^{N} (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 .$$

If the number of elements, M_i, varies from one cluster to another, estimator (2.15) is biased because

$$E(\bar{y}_1) = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} E(\bar{Y}_i)$$

$$= \frac{1}{n} \frac{n}{N} \sum_{i}^{N} \bar{Y}_i$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{i}^{N} \bar{Y}_i$$

$$\neq \bar{Y} = \sum_{i}^{N} \sum_{j}^{M_i} y_{ij} \Big/ \sum_{i}^{N} M_i \ .$$

Nor is the estimator consistent. The effect of the bias is not great if M_i and $\overline{Y}_i$ are not highly correlated or the number of elements per cluster does not vary much.

Unbiased estimators can also be formed for the mean value of populations of different-sized clusters. The simplest has the following form (e.g. S u k h a t m e 1954, p. 266):

$$(2.17) \qquad \bar{y}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} \frac{M_i}{\bar{M}} \bar{Y}_i \ , \quad \text{where} \quad \bar{M} = \frac{1}{N} \sum_{i}^{N} M_i = \frac{M_o}{N} \ .$$

It is easy to see that this estimator is unbiased, for

$$E(\bar{y}_2) = \frac{1}{n\bar{M}} \sum_{i}^{n} E(M_i \bar{Y}_i)$$

$$= \frac{1}{n\bar{M}} \frac{n}{N} \sum_{i}^{N} M_i \bar{Y}_i$$

$$= \bar{Y} \ ,$$

when all clusters of the population have had the same overall probability n/N of being selected for the sample.

The sample variance can be written as follows:

$$(2.18) \qquad V(\bar{y}_2) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{1}{n} \frac{1}{N-1} \sum_{i}^{N} (M_i \bar{Y}_i / \bar{M} - \bar{Y})^2 \ .$$

The value of the variance depends on the variation of the product $M_i \overline{Y}_i$. This estimator yields higher values than estimator (2.16) if positive correlation obtains between cluster size and its mean. But, if the correlation is negative, estimator $\overline{y}_2$ may prove to be very efficient.

A third estimator to be presented is formed by weighting the cluster values with the total numbers of elements contained in the cluster:

$$(2.19) \qquad \bar{y}_3 = \sum_i^n M_i \bar{Y}_i / \sum_i^n M_i \ .$$

In actual fact this estimator is a ratio estimator since both the numerator and the denominator are random variables. Owing to this, the estimator yields biased results but is consistent, the bias decreasing with the increase of n.

Since estimator (2.19) represents ratio estimators its variance estimator leads to Taylor's expansion, from which the following approximation is obtained by excluding terms higher than the second power (S u k h a t m e 1954, p. 267):

$$(2.20) \qquad V(\bar{y}_3) = (1 - \frac{n}{N})\frac{1}{n}\frac{1}{N-1}\sum_i^N \left\{\frac{M_i}{\bar{M}}\right\}^2 (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 \ .$$

The estimator (2.20) yields lower values than estimator (2.16) if the value of intra-class correlation is greater than the quotient $CV(M_i)/2CV(M_i\bar{Y}_i)$, in which the CV's describe the coefficients of variation.

2.3.1.2. Ratio and regression estimators

When a sample study is carried out information other than that to be estimated by means of the sample is often available. This information may be at hand before sampling or may be collected in connection with sampling. Supplementary information is most commonly used by forming strata. Another common form of using supplementary information is to develop ratio and regression estimates with its aid.

Usually the use of a ratio estimator starts from the assumption that the ratio of quantity y to quantity x varies less than y alone. This implies estimating the ratio y/x in the population; in other words, an estimate is sought for

$$(2.21) \qquad R = \bar{Y}/\bar{X} = \sum_i^N Y_i / \sum_i^N X_i = Y_o/X_o \ .$$

If the clusters are selected using simple random sampling the sample estimator $r = \bar{y}/\bar{x}$ is almost always biased. The bias is given by (R a j 1968, pp. 86—87; cf. S u k h a t m e 1954, p. 143):

$$(2.22) \qquad B(r) = -[E(\bar{x})]^{-1} \operatorname{Cov}(r,\bar{x}) \doteq Re(\bar{x})[e(\bar{x}) - \rho e(\bar{y})] \ ,$$

in which ϱ is the coefficient of correlation between x and y, and e the relative standard error. From the exact expression in the middle it can be seen that r is unbiased if the correlation between r and $\bar{x}$ is zero.

Since r usually is biased the expansion of its mean square error must start from the variation about the population value R. When the sampling is carried out without replacement, the approximation obtained is given by (R a j 1968, p. 89)

$$(2.23) \qquad E(r - R)^2 \doteq (1 - \frac{n}{N})\frac{1}{n}\frac{1}{\bar{X}^2}(S_y^2 + R^2 S_x^2 - 2\rho R S_y S_x).$$

If it is desired to compare the efficiency of the ratio estimator with the simple average estimator, the right-hand side of the expression must be multiplied by the term $\bar{X}^2$. The product is the variance estimator for $\bar{y}$. The corresponding variance estimator of the simple average estimator is the same as in expression (2.16), or

$$(2.24) \qquad V(\bar{y}) = (1 - \frac{n}{N})\frac{1}{n} S_y^2, \quad \text{where} \quad S_y^2 = \frac{1}{N - 1}\sum_i^N (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2.$$

A comparison of expressions (2.23) and (2.24) shows that the ratio method yields more precise results than the estimator based on the simple arithmetic mean, provided that

$$2\rho > \frac{RS_x}{S_y} \quad \text{or} \quad \rho > \frac{CV(x)}{2CV(y)} .$$

The latter result is that already obtained in connection with estimator (2.20). It should be borne in mind that the inequalities are partly based on approximation and presuppose that the regression between y and x is linear and that the line describing this regression passes through the origin.

The ratio estimator discussed above yields biased results. One way of obtaining unbiased estimators is to start from a ratio inside an individual cluster, i.e. $r_i = \bar{Y}_i/\bar{X}_i$. This makes it possible to write (R a j 1968, p. 97)

$$(2.25) \qquad r' = \bar{r} + \frac{(N - 1)n}{N(n - 1)}\frac{\bar{y} - \bar{r}\bar{x}}{\bar{X}}, \quad \text{where} \quad \bar{r} = \frac{1}{n}\sum_i^n r_i .$$

An approximate variance is obtained from an expression similar to (2.23) with the exception that R has been replaced with $\bar{R} = \frac{1}{N}\sum_i^N r_i$.

By comparing the variances of the biased estimator r and the unbiased estimator r' it may be shown that the biased estimator is more precise than the unbiased one, provided the regression coefficient of y on x is closer to R than to $\bar{R}$. The two variances are equal if $R = \bar{R}$ (R a j 1968, p. 98).

Much used, but in many cases heavily biased, is the estimator already mentioned:

$$(2.26) \qquad \bar{r} = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} r_i \ .$$

The bias associated with this estimator can be expressed as follows (C o c h r a n 1963, p. 176):

$$(2.27) \qquad B(\bar{r}) = E(\bar{r}) - R = - \frac{1}{\bar{X}N} \sum_{i}^{N} r_i (\bar{X}_i - \bar{X}) \ .$$

The variance for the arithmetic mean of cluster ratios is obtained from the expression

$$(2.28) \qquad V(\bar{r}) = (1 - \frac{n}{N}) \frac{1}{n} \frac{1}{N - 1} \sum_{i}^{N} (r_i - \bar{R})^2 \ .$$

A study of the dependence between y and its concomitant variable x may reveal that, although the dependence is linear, the regression line does not pass through the origin. If so, the common ratio estimator becomes biased while its efficiency decreases. In a case like this, linear regression estimators ought to be used.

The first step is to define for the population values $\bar{Y}_i$ when $\bar{X}_i$ is fixed,

$$(2.29) \qquad \bar{Y}_i = \alpha + \beta \bar{X}_i + \epsilon_i$$

provided that

$$E(\epsilon_i | \bar{X}_i) = 0 \qquad \text{and that}$$

$$E(\epsilon_i^2 | \bar{X}_i) = \text{constant} .$$

Now the population mean of y can be estimated from the expression:

$$(2.30) \qquad \bar{y}_{lr} = \bar{y} + b_o (\bar{X} - \bar{x}) \ .$$

The variance

$$(2.31) \qquad V(\bar{y}_{lr}) = (1 - \frac{n}{N})\frac{S_y^2 - 2b_o\rho S_y S_x + b_o^2 S_x^2}{n}$$

reaches its minimum when $b_0 = \varrho \dfrac{S_y}{S_x}$.

If the conditions associated with expression (2.29) are met the estimator (2.30) is unbiased. In practice, however, this is usually not so. The bias can be expressed approximately in the form (Cochran 1963, p. 198)

$$(2.32) \qquad B(\bar{y}_{lr}) \doteq -(1 - \frac{n}{N})\frac{1}{(n-1)S_x^2}\frac{1}{N-1}\sum_i^N e_i(\bar{X}_i - \bar{X})^2 ,$$

where

$$e_i = \bar{Y}_i - \bar{Y} - b_o(\bar{X}_i - \bar{X}) .$$

From the above expression it can be seen that estimator (2.30) is consistent.

The regression model used above presupposes that $E(\varepsilon_i^2 \mid \bar{X}_i)$ is constant, i.e. that the residual variance of y with regard to the regression line is constant. If this is not so the lack of homogeneity in the variance can be reduced by using, for example, logarithmic transformation in y. In this case, however, it is not the arithmetic mean but the geometric mean that is estimated. Since the former, excluding the case of zero variance, is always greater than the latter, the results obtained are biased.

2.3.2. Varying selection probabilities

2.3.2.1. The nature of selection probabilities

In many cases the use of equal selection probabilities does not lead to the smallest possible error variance. Sampling with varying selection probabilities therefore attracts increasing interest.

Mostly the selection probabilities are chosen so as to be proportionate to the size of the sample unit. The sample-unit size in its turn is usually correlated with the value of the variable studied. Variables other than those associated with the sample-unit size can also be used as a basis in determining probabilities. If $p_i \propto Y_i$, in which p_i is the relative selection probability and Y_i is the value of the variable studied, the error variance is reduced to zero. Therefore, variable x having the property $X_i \propto Y_i$ should be sought to serve as a basis for selection probabilities. This variable need not be physically

meaningful; the only requirements are that the probabilities associated with it are known and non-zero. Sampling with varying selection probabilities is discussed below, both with and without replacement. Finally, the use of so-called prediction probabilities will be described.

2.3.2.2. Sampling with replacement

Let us assume that $p_i = X_i / \sum_i^N X_i$, in which $\sum_i^N p_i = 1$, is the probability that the ith unit ($i = 1, 2, \ldots, N$) will be selected for the sample at the first draw. Variable z is defined by (e.g. Sukhatme 1954, p. 62)

$$z_i = \frac{Y_i}{Np_i} \quad . \tag{2.33}$$

It is easy to show that the estimator of the arithmetic mean of the variables z_i

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum_i^n z_i \tag{2.34}$$

is the unbiased estimator of the population mean $\bar{Y}_c$.

The unbiased variance estimator for estimator $\bar{z}$ is obtained from

$$V(\bar{z}) = \frac{1}{n} \sum_i^N p_i (z_i - \bar{Z})^2 \quad , \quad \text{where} \quad \bar{Z} = \sum_i^N p_i z_i \quad . \tag{2.35}$$

If variable x describes the unit size, M_i, which varies, and the selection probabilities are proportionate to this size, that is to say $p_i = M_i / \sum_i^N M_i$, the unbiased estimator for $\bar{Z} = \bar{Y}_c$ is obtained, in accordance with estimator (2.17), from

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum_i^n \frac{M_i}{\bar{M}} z_i = \frac{1}{n} \sum_i \frac{M_i}{M_o/N} \frac{Y_i}{NM_i/M_o} = \frac{1}{n} \sum_i Y_i \quad . \tag{2.36}$$

It was stated above that an unbiased estimator of population mean $\bar{Y}_c$ can be derived from the variables z_i. Equation (2.36) therefore provides the important result that, if selection probabilities proportional to unit size are used, a simple arithmetic mean will yield an unbiased estimate of the population mean.

2.3.2.3. Sampling without replacement

When sampling is carried out without replacement, the probabilities we have to deal with will be conditional. It follows that the selection probabilities of population units are modified in the course of sampling, which makes estimation of the population parameters difficult.

The sample may first be assumed to consist of two units. Let u_i be the sample unit obtained at the first draw and u_j that obtained at the second draw. Let it be assumed further that

$$z_1' = \frac{Y_i}{Np_{i;1}} = \frac{Y_i}{Np_i} \qquad \text{and}$$

$$z_2' = \frac{Y_j}{Np_{j;2}} = \frac{Y_j}{N\left[p_j \sum_{i \neq j}^{N} p_i (1 - p_i)^{-1}\right]} \quad , \quad \text{where}$$

$p_{i;1}$ and $p_{j;2}$ are the probabilities with which the ith and jth unit will be selected at the first and second draws.

It is easy to prove that the arithmetic mean of z_1' and z_2' is the unbiased estimate of the population mean (S u k h a t m e 1954, p. 66).

Since the ith unit may be selected at either the first or second draw, a general definition can be given, in the case of two sample units, for the expected value of $\bar{z}$:

$$(2.37) \qquad E(\bar{z}_{(n=2)}) = \frac{1}{2} \sum_{i}^{N} E(q_i) z_i \quad ,$$

where

$$z_i = \frac{Y_i}{N \frac{1}{2} p_i \left[1 + \sum_{j \neq i}^{N} p_j (1 - p_j)^{-1}\right]} = \frac{2\, Y_i}{N \pi_{i(2)}}$$

and $E(q_i)$ = the total selection probability of the ith unit (the probability of being selected at the first draw + that of being selected at the second one).

Since $E(q_i) = \pi_{i(2)}$ the expected value $E(\bar{z}_{(n=2)})$ coincides with population parameter $\bar{Y}_c$. Hence, the definition of z_i above leads to an unbiased estimator.

$\bar{z}$ can be generally defined as follows:

$$(2.38) \qquad \bar{z} = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} \frac{Y_i}{N \pi_{i(n)} / n} = \sum_{i} \frac{Y_i}{N \pi_{i(n)}} \quad ,$$

where $\pi_{i(n)}$ = the selection probability of unit i when the sample size is n.

The following serviceable relations are associated with selection probabilities $\pi_{i(n)}$ (C o c h r a n 1963, p. 261).

$$\sum_{i}^{N} \pi_{i(n)} = n \quad , \qquad \sum_{j \neq i}^{N} \pi_{ij(n)} = (n - 1)\pi_{i(n)}$$

and $$\sum_{i} \sum_{j \neq i} \pi_{ij(n)} = \frac{1}{2} n(n - 1) \quad ,$$

where $\pi_{ij(n)}$ = the probability that both the ith and the jth unit are in the sample of size n.

Using the quoted relations, the variance of $\bar{z}$ without the finite multiplier can be expressed in the form (Y a t e s and G r u n d y 1953, p. 257):

$$(2.39) \qquad V(\bar{z}) = \frac{1}{n^2 N^2} \sum_{i}^{N} \sum_{j \neq i}^{N} \left\{ (\pi_{i(n)} \pi_{j(n)} - \pi_{ij(n)}) \left(\frac{Y_i}{p'_{i(n)}} - \frac{Y_j}{p'_{j(n)}} \right)^2 \right\} \quad ,$$

where $p'_{i(n)} = \pi_{i(n)} / n$ and $p'_{j(n)} = \pi_{j(n)} / n$.

When n is great the selection probabilities $p'_{i(n)}$ may differ considerably from the original probabilities p_i. In addition, it is laborious to calculate the probabilities once the sample size exceeds two. These factors have prompted the development of several selection procedures with the aim of making the final selection probabilities as stable as possible (e.g. N a r a i n 1951, R a j 1956 and 1968, M u r t h y 1957, H a r t l e y & R a o 1962, and R a o, H a r t l e y & C o c h r a n 1962). Attempts have been made to develop estimation procedures which does not require calculation of the probabilities π_i, π_j and π_{ij} (cf. R a j 1968, pp. 57—60).

2.3.2.4. S a m p l i n g w i t h p r o b a b i l i t y p r o p o r t i o n a l t o p r e d i c t i o n

If the selection procedure is one in which $\pi_i \propto Y_i$, the estimates derived from estimators (2.34) and (2.38) are composed of the same constant and their variances therefore are zero. In practice, the selection probabilities are proportional to some concomitant variable x so that $X_i \propto Y_i$ when $\pi_i \propto X_i$.

Sometimes the situation may be such that there is no concomitant variable with a sufficiently high correlation to the measured variable, but it may be possible to predict the value of the measured variable. The

predictions, if accurate enough, can then be taken as a basis for probabilities.

G r o s e n b a u g h has presented a method in which sampling based on prediction can be carried out without a preceding list of selection probabilities (G r o s e n b a u g h 1965). In brief, the method is as follows:

(1) Of a population of N units, all units are selected in any order. At the same time, prediction X_i of value Y_i of the variable being studied is made.

(2) After prediction X_i has been made, the value obtained is compared with an integer, τ_i, randomly selected from the range $[1, Q]$, where Q is an integer selected prior to sampling (usually $Q \geq X_{max}$).

(3) If $\tau_i \leq X_i$, unit i is selected for the sample and an accurate observation made of the variable Y_i.

When $Q \geq X_{max}$, the selection probabilities π_i are exactly proportional to the prediction X_i. When $Q < X_{max}$, the units in which $X_i < Q$ are certainly included in the sample, and for the other units $\pi_i \propto X_i$ is still valid.

Since the figure Q can be selected arbitrarily, the sample size varies as its function. It can be shown that

$$(2.40) \qquad E(n) = \sum_{i}^{N} X_i/Q$$

and

$$(2.41) \qquad V(n) = \sum_{i}^{N} X_i/Q - \sum_{i}^{N} X_i^2/Q^2 \ .$$

Since the selection probability of a given unit is independent of the sequence of selection and of the selection of other units, equation (2.38) yields a mean estimator which can be proved to be unbiased:

$$(2.42) \qquad \bar{z} = \sum_{i}^{n} \frac{Y_i}{N\pi_i} = \frac{Q}{N} \sum_{i} (Y_i/X_i) \ , \qquad Q \geq X_{max} \ .$$

Its variance without the finite multiplier is (S c h r e u d e r et al. 1968, p. 435):

$$(2.43) \qquad V(\bar{z}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i}^{N} [Y_i^2 (1 - \pi_i)/\pi_i] = \frac{1}{N^2} [Q \sum_{i}^{N} (Y_i^2/X_i) - \sum_{i}^{N} Y_i^2] \ .$$

2.3.3. Choice of the best estimator

Several estimators have been presented above, some of them unbiased and others biased. Which estimator is best for use in a given case? Freedom from bias often is no guarantee that the estimator is good; the judgement

in fact depends on the extent of the bias as compared with the efficiency of the estimator.

The variance of a biased estimator measures the deviation of sample observations from the expected value which is not the same as the population mean. For this reason, the mean square error has to be discussed and deviations from the population mean determined:

$$(2.44) \quad MSE(H) = E(h - \mu)^2$$

$$= E[h - E(h)]^2 + [E(h) - \mu]^2$$

$$= V(h) + [B(h)]^2 ,$$

where H = any estimator
h = the estimate H produces
V = variance
B = bias.

If the estimator is unbiased, only the term $E\,[h - E\,(h)\,]^2$ will be left in expression (2.44). It reflects the variance produced by estimator H. Hence, the term $[E\,(h) - \mu]^2$ is due to bias and the whole expression reflects the aggregate effect of variance and bias when estimator H is used. The best among alternative estimators is the one with which expression (2.44) obtains its minimum value.

3. SYSTEMATIC SAMPLING

3.1. Reasons for using systematic sampling

In practical work, sampling at regular intervals holds an important position. It is evident that the majority of sampling studies use various systematic methods, for two main reasons. Firstly, selection and localization of sample units in the field is often incomparably cheaper and easier if systematic sampling is used instead of simple random sampling. In addition, the expanding potential uses of computers provide advantages for systematic sampling which involve a perceptible saving of labour and funds.

A second reason often quoted is that systematic sampling spreads the sample better over the population, which makes the sample more representative than one obtained by random sampling. This view is not self-evident and universally applicable. It is true that a systematic sample in very many cases produces a more precise population estimate than a random sample of the same size, but estimation of the random error involved in the sampling requires more information than is usually available. Hence, it is seldom possible to define with certainty how accurate the obtained estimate is.

3.2. Estimating the parameters of a systematic sample

Let the population under examination comprise N units in random sequence so that $N = kn$, where n is the sample size desired. A random number is chosen from the interval [1, k]; let it be i. Units corresponding to the values $i, i + k, i + 2k, \ldots, i + (n-1)\,k$ constitute a systematic sample. In actual fact, a cluster of n units with a probability of $1/k$ has thus been selected from a total of k alternative clusters.

Let the mean estimator of the cluster obtained be

$$(3.1) \qquad \bar{Y}_i = \frac{1}{n} \sum_{j}^{n} y_{ij}$$

and the population mean be

$$(3.2) \qquad \bar{Y} = \frac{1}{nk} \sum_{i}^{k} \sum_{j}^{n} y_{ij} \ .$$

Since the selection probability of cluster i is $1/k$, it follows that

$$E(\bar{Y}_i) = \frac{1}{k} \sum_{i}^{k} \bar{Y}_i = \bar{Y} \ .$$

In other words, the systematic sample yields an unbiased estimate of the population mean. This presupposes, however, a random sequence of the population.

The variance estimator of estimator (3.1) can be given the form (C o c h r a n 1963, p. 210)

$$(3.3) \qquad V(\bar{Y}_i) = \frac{kn - 1}{kn} \frac{S^2}{n} [1 + \omega(n - 1)] \ ,$$

where $$S^2 = \frac{1}{kn - 1} \sum_{i} \sum_{j} (y_{ij} - \bar{Y})^2 \ .$$

The term ω is the coefficient of intra-class correlation calculated with regard to all possible sample clusters (sampling interval $= k$).

Since the variance of the mean of a simple random sample can be given the form

$$V(\bar{y}) = \frac{kn - n}{kn} \frac{S^2}{n} \ ,$$

a comparison of the variances indicates that a systematic sample yields more precise results than a simple random sample of the same size if

$$\omega < - \frac{1}{N - 1} \ , \qquad N = kn \ .$$

Since a systematic sample is a random sample covering only one individual cluster, variance cannot be estimated on its basis alone. This is one disadvantage of an otherwise very suitable method. Certain approximations of the variance can be calculated. The most common procedure is to use formulas of simple random sampling, taking the resulting cluster as a random sample of n units. The variances obtained in these cases are almost always overestimates. In some cases the standard error of the mean may be more than twice the true value (cf. N y y s s ö n e n et al. 1967, pp. 30—36).

One of the earliest reliable variance estimators based on a sample was that developed by L i n d e b e r g in the 1920s for the strip surveying of forests. Strip surveying represents systematic sampling in which a sample cluster consists of survey lines running through the whole region to be studied in a given direction and at a given spacing.

Lindeberg's basis was the comparison of two successive lines. He arrived at the following estimator (without the finite multiplier) (L i n d e b e r g 1924, p. 14):

$$(3.4) \qquad v_{sy}(\bar{y}) = \frac{1}{2} \sum_{1}^{n-1} \left\{ \frac{l_i + l_{i+1}}{2L} \right\}^2 (y_i - y_{i+1})^2 + (R_1 + R_2 + R_3) \, .$$

where

$$R_1 = \frac{1}{2}\left\{\frac{l_1}{L}\sigma_1\right\}^2 + \frac{1}{2}\left\{\frac{l_n}{L}\sigma_n\right\}^2 ,$$

$$R_2 = \frac{1}{2} \sum_{1}^{n-1} \left(\frac{l_i - l_{i+1}}{2L^2}\right) (l_i \sigma_i^2 - l_{i+1} \sigma_{i+1}^2) \, ,$$

$$R_3 = -\frac{1}{2} \sum_{1}^{n-1} \left(\frac{l_i + l_{i+1}}{2L}\right)^2 (y_i' - y_{i+1}')^2$$

and y_i = value of the studied variable (e.g. mean or percentage) on line i
y_i' = the smoothing value corresponding to y_i; obtained by means of a moving average, for example
l_i = length of line i, $\Sigma l_i = L$
σ_i^2 = variance of line i.

If the lengths l_i and standard deviations σ_i do not vary very much, the value of R_1 will equal approximately one-nth of the total value of the expression (3.4). In order that the value of R_2 be high, the lengths l_i and the products $l_i\sigma_i^2$ must vary considerably. Furthermore, the variation must occur so that the component terms of the sum R_2 do not cancel one another out. This, however, would require such a special structure of the region studied that, for practical purposes, the value of R_2 can be considered very small.

The value of $|R_3|$ is usually also small since the variations in figures y_i' correspond to the systematic alterations of the values y_i, which gives the difference $y_i' - y_{i+1}'$ a small value.

Consequently, it is seen that, compared with the first right-hand term, the value of terms R is so low that they can be disregarded. The first term

of the right-hand side of equation (3.4), therefore, provides a good approximation for the variance of the mean. This estimator may be considered to yield too high rather than too low values, for in a precise formula the negative R_3 is the most weighty of terms R. In actual fact, the estimator is a special case of stratified sampling with two sample units per stratum, the strata half-overlapping one another.

When the number of lines is very low, the first term of the right-hand side of estimator (3.4) yields too low values since the importance of term R_1 is enhanced. For this reason, factor $\frac{1}{2}$ $(= \frac{n}{2n})$ can be replaced by factor $\frac{n}{2\,(n-1)}$.

Lindeberg later presented an estimator more precise than that described above, based on the second differences of the line values obtained (L i n d e b e r g 1927, p. 8):

$$(3.5) \qquad v_{sy}(\bar{y}) = \frac{n}{6(n-2)} \sum_{i=2}^{n-1} \left\{ \frac{l_i (y_{i-1} - 2y_i + y_{i+1})}{L} \right\}^2 .$$

If it is desired to make the estimator even more precise, formulas based on third or fourth differences can be used. However, they are laborious to calculate. T ö r n q v i s t, using a slight modification, presented formulas which also correspond to second and third differences (T ö r n q v i s t 1963, p. 19).

Estimators (3.4) and (3.5) are quadratic forms in which squares of linear combinations of the sample units have been added together. M a t é r n presented a method in which this form is reached by the use of coefficient matrices. For example, on the basis of four units the following starting figure for area sampling and the corresponding coefficients can be formed (M a t é r n 1947, p. 91):

y_3	y_4	— 0.5	0.5
y_1	y_2	0.5	— 0.5

In estimator form, this can be expressed as follows:

$$(3.6) \qquad v'_{sy}(\bar{y}) = (1 - \tfrac{1}{k}) \frac{1}{nn'} \sum_{1}^{n'} (\tfrac{1}{2} y_{i_1} - \tfrac{1}{2} y_{i_2} - \tfrac{1}{2} y_{i_3} + \tfrac{1}{2} y_{i_4})^2 ,$$

where k = sampling interval
n = the number of sample units
n′ = the number of balanced differences.

Estimators based on balanced differences, like estimator (3.6), can also be constructed for starting figures greater than those representing 2×2 replication. Matérn has presented several coefficient matrices suited for these cases (M a t é r n 1960, pp. 115—116).

4. LINKED SAMPLES

4.1. The use of linked samples

The above discussion of the theory of cluster sampling and systematic sampling was restricted to a one-time study. Practical work and especially sampling surveys aiming at dynamic statistics need continuously fresh information, and sampling must be repeated at given, usually regular time intervals. Information is desired on the following aspects:

(1) average values of the variables for the most recent occasion;

(2) changes in the values of the variables from one occasion to the next;

(3) average values of the variables during a given time interval.

In this connection an interesting question presents itself as to whether (a) the same sample should be used continuously, (b) a completely new sample should be provided for each occasion, or (c) a combination of the two should be used. If estimation of the change suffices, the most efficient method is the continuous use of exactly the same sample. This presupposes, however, that the structure of the population will remain stable from one occasion to the next.

When the objective is to establish the average values of the most recent occasion, a permanent sample is the most efficient only in a few exceptional cases. Especially in studies based on interviews, the sample easily acquires a bias if the same sample units are burdened several times running. Such a sample, moreover, is not elastic: if originally it was not representative enough, it will not acquire representativeness when repeated entirely unchanged.

A completely new sample selected on each occasion seldom yields a result of optimum precision. This procedure leaves practically unutilized the information previously collected concerning the parameters of the studied variable. For this reason link sampling has been preferred in many cases. It involves periodic replacement of a given proportion of the sample. For link sampling to be efficient the autocorrelation of the values of the studied variable measured at different points of time must be strong.

4.2. Estimating population parameters

4.2.1. Definitions

The link sample procedure will first be assumed to cover only two occasions. It is assumed that simple random sampling is used and the sampling fraction is taken to have been so small that the finite multiplier can be disregarded. The objects of estimation are the means $\overline{Y}_t$ and $\overline{Y}_{t+1}$ of the variable under consideration at occasions t and $t+1$ and, as an indicator of the change that has taken place, the difference of these means, $\triangle_{t+1} = \overline{Y}_{t+1} - \overline{Y}_t$.

The beginning consists of four subsamples:

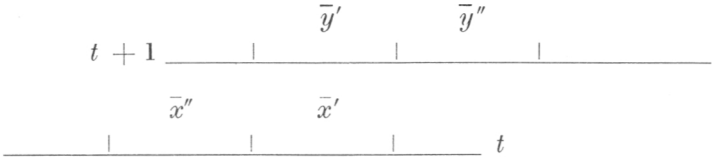
(1) the sample used only at occasion t (unmatched), mean $\overline{x}''$, sample size u;

(2) the sample used at occasion t, to be re-measured (matched), mean $\overline{x}'$, sample size m;

(3) the sample corresponding to the former at occasion $t+1$ (matched), mean $\overline{y}'$, sample size m;

(4) the sample used only at occasion $t+1$ (new), mean $\overline{y}''$, sample size n.

Graphically, the procedure can be presented as follows:



The sample sizes corresponding to the various occasions are indicated as follows:

$n_t = m + u$ and $n_{t+1} = m + n$.

4.2.2. Average value estimator

In a general linear form, the estimator of the mean at occasion $t+1$ can be presented as follows:

$$\bar{y}_1 = a\bar{x}'' + b\bar{x}' + c\bar{y}' + d\bar{y}'' . \tag{4.1}$$

Since $E(\overline{x}'') = E(\overline{x}') = \overline{Y}_t$ and $E(\overline{y}'') = E(\overline{y}') = \overline{Y}_{t+1}$, we must have $a + b = 0$ and $c + d = 1$, and therefore $b = -a$ and $d = 1 - c$.

The error variance of estimator $\bar{y}_t$ can be evaluated using the usual expectation procedure and the result obtained is (Ware and Cunia 1962, p. 6):

$$(4.2)\quad V(\bar{y}_l) = a^2 S_x^2 \left(\frac{1}{u} + \frac{1}{m}\right) + c^2 \frac{S_y^2}{m} + (1 - c)^2 \frac{S_y^2}{n} - 2ac\rho \frac{S_x S_y}{m}, \text{ where}$$

ϱ is the correlation coefficient between observations of occasions t and $t + 1$.

By setting equal to zero the partial derivatives of $V(\bar{y}_l)$ with respect to a and c, solving the resulting equations simultaneously and writing

$$(4.3)\quad \bar{y}_{lr} = \bar{y}' + b_o(\bar{x} - \bar{x}'),$$

where $b_o = \rho \frac{S_y}{S_x}$ and $\bar{x} = P_u \bar{x}'' + P_m \bar{x}'$,

where $P_u = u/n_t$ and $P_m = m/n_t$,

$\bar{y}_l$ can be expressed in the form

$$(4.4)\quad \bar{y}_l = c\bar{y}_{lr} + (1 - c)\bar{y}''.$$

Parameter c is determined from the equation (W a r e and C u n i a 1962, p. 7)

$$c = \frac{m}{n_{t+1} - P_u n \rho^2}.$$

Using this expression of c the error variance can be written briefly (W a r e and C u n i a 1962, p. 9)

$$(4.5)\quad V(\bar{y}_l) = \frac{S_y^2 (1 - P_u \rho^2)}{n_{t+1} - P_u n \rho^2}.$$

The quoted estimators, unlike common practice, do not presuppose that variances remain constant from one occasion to another.

If the customary double sampling is used, in other words $n = 0$ and $n_{t+1} = m$, the mean value estimator will be $\bar{y}_{lr}$ (formula (4.3)) and the variance estimator is reduced to the approximation form (cf. C o c h r a n 1963, p. 336 and S a m p f o r d 1962, p. 137):

$$(4.6)\quad V(\bar{y}_{lr}) = \frac{S_y^2 (1 - P_u \rho^2)}{m}.$$

4.2.3. Change estimator

Estimating the change $\triangle_{t+1} = \overline{Y}_{t+1} - \overline{Y}_t$ will be discussed next. It is possible to develop several unbiased estimators, but only the most efficient of them will be discussed here.

In a general form, the change estimator can be expressed analogously to equation (4.1). By now setting the partial derivatives with respect to coefficients b and c, with conditions $a + b = -1$ and $c + d = 1$, equal to zero, b and c can be solved. This gives the following change estimator (W a r e and C u n i a 1962, p. 12):

$$(4.7) \quad g = \left\{\frac{m\bar{y}_{lr} + n(1 - P_u\rho^2)\bar{y}''}{Q}\right\} - \left\{\frac{n_{t+1}P_m\bar{x}_{lr} + P_u(n_{t+1} - n\rho^2)\bar{x}''}{Q}\right\},$$

where $Q = n_{t+1} - P_u n\rho^2$ and $\bar{x}_{lr} = \bar{x}' + b_o(\bar{y} - \bar{y}')$,

where $\bar{y} = \frac{m}{n_{t+1}}\bar{y}' + \frac{n}{n_{t+1}}\bar{y}''$.

The variance estimator obtained is

$$(4.8) \quad V(g) = \left\{\frac{1}{n_{t+1} - P_u n\rho^2}\right\}\left\{\left(\frac{n_{t+1} - n\rho^2}{n_t}\right)S_x^2 + (1 - P_u\rho^2)S_y^2 - 2P_m\rho S_x S_y\right\}.$$

If the customary double sampling is used, the change estimator obtained is

$$(4.9) \quad g' = \bar{y}_{lr} - \bar{x} = \bar{y}' - (1 - b_o)P_u\bar{x}'' - (b_o + P_m - b_o P_m)\bar{x}'$$

and its variance estimator is

$$(4.10) \quad V(g') = \frac{1}{m}[P_m S_x^2 + (1 - P_u\rho^2)S_y^2 - 2P_m\rho S_x S_y].$$

4.3. Determining sample size

The original sample size and the numbers of re-measured and new sample units depend essentially on the type of estimate, be it average value or change estimate. The most precise average value estimate is usually obtained by partial re-measurement, whereas the change estimate usually arrives at minimum error through re-measurement of all the original sample units.

For practical purposes, a compromise must usually be accepted, the sample size being determined according to both these estimates.

The following solution is based on finding the precise average value estimate at occasion $t + 1$. The sample size n_t of occasion t is considered given. Let the desired precision be predetermined. Minimization of the costs is therefore required. Assuming that the costs change linearly, the function of the variable costs to be minimized is

$$(4.11) \qquad C_v = c''n + c'm \text{ , where}$$

c'' is the unit cost associated with the new sample units and c' is that associated with the re-measured units, subject to the following restriction:

$V(\bar{y}_l) \leq V_o$, where $\sqrt{V_o}$ = the given standard error.

The following Lagrangian function can be formed from equations (4.11) and (4.5):

$$\varphi = (c''n + c'm) + \lambda\left\{\frac{S_y^2 (1 - P_u\rho^2)}{n_{t+1} - P_u n\rho^2} - V_o\right\} .$$

When partial derivatives with respect to n, m and coefficient λ are set equal to zero and the resulting equations are solved simultaneously, the following expressions are arrived at (W a r e and C u n i a 1962, p. 18; cf. C o c h r a n 1963, p. 344):

$$(4.12) \qquad m = \frac{n_t\sqrt{1 - \rho^2}}{\rho^2}\left\{\sqrt{\frac{c''}{c'}} - \sqrt{1 - \rho^2}\right\} ,$$

$$(4.13) \qquad n = \frac{S_y^2}{V_o} - \frac{n_t}{\rho^2}\left\{1 - \sqrt{\frac{c'(1 - \rho^2)}{c''}}\right\} .$$

The number of re-measured sample units does not depend at all on the precision required, but only on terms n_t, ϱ and c''/c'. Number m increases when n_t or c'' increases but decreases when c' increases.

4.4. Link sampling in a case with several time intervals

If link sampling is applied to more than two successive occasions, a large variety of samples are available for the calculation of estimates. If re-measured sample units are continuously selected at random from among all units

of the previous time, t different samples will be available by the tth period. They have a total of

$$\sum_{1}^{t}(t - i) = t^2 - \sum_{1}^{t} i$$

different dependencies on earlier samples. In this situation multiple regression is a useful aid, provided dependencies on observations older than the preceding occasion are strong (cf. e.g. C u n i a 1965).

Assuming that the population variance of the variable under examination remains constant from one occasion to the next and that sample sizes are kept unchanged and, furthermore, that the autocorrelogram values on the successive occasions consist of the series $\varrho, \varrho^2, \ldots, \varrho^{t-1}$, it can be shown (C o c h r a n 1963, p. 346) that the variance of the mean is determined by the expression

$$(4.14) \qquad V(\bar{y}_t) = \frac{S^2}{n} G_t \ ,$$

where

$$\frac{1}{G_t} = 1 + \frac{(1 - \sqrt{1 - \rho^2})^2}{\rho^2 G_{t-1}}$$

When $t \to \infty$, we have

$$\lim_{t \to \infty} G_t = \frac{2[\sqrt{1 - \rho^2} - (1 - \rho^2)]}{\rho^2} \ .$$

Let us compare, with the assumptions presented above prevailing, $\lim_{t \to \infty} G_t$ with G_t, giving t the value 2, in which case $G_{t-1} = 1$. It is now easy to notice that a sample covering several time intervals, taking into account any samples earlier than the one of the immediately preceding occasion, in many cases does not appreciably improve the precision of the results.

5. EXPERIMENTAL STUDIES

5.1. Objectives

It had been suggested that the linked systematic cluster sampling might adapt itself to the obtaining of information on timber removals over large areas (S e p p ä l ä 1967), but no material suitable for verification was available. This prompted a series of experimental studies. They started in the summer of 1968 in Suonenjoki commune (SAVO in Fig. 1) and covered the removals by wood lots in the felling season 1967/68. The wood lot in this connection referred to the forest land of an administratively and territorially undivided land holding. Studies were continued in the winter of 1969, still concerned with the same felling season.

The study in summer 1968, hereafter called the p r i m a r y s t u d y, was limited both in time and space. For this reason it was considered necessary to expand the coverage in both dimensions. On the basis of hints obtained from the primary study, supplementary material was collected in autumn 1969 from the forestry board districts of Etelä-Pohjanmaa (POHJANMAA in Fig. 1) as well as Lounais-Suomi and Uusimaa-Häme (UUSIMAA in Fig. 1). The removals inquiry referred to felling season 1968/69, and the listing unit was a forest holding, which referred to the forest land of an administratively autonomous but not necessarily territorially undivided land holding (farm) in the same commune. These studies will hereafter be called the c o n t i n u a t i o n s t u d i e s.

To expand the time dimension, interviews were carried out at Suonenjoki in summer 1969 concerning the same forest holdings as the year before. This inquiry covered the removals in felling season 1968/69.

The purpose of the experimental studies was to find answers primarily to the following four questions:

1. What is the best way of constructing the sample cluster, both from the point of view of determining the removals and with a view to integrating the estimation of removals, chronologically and regionally, with national forest inventories?
2. What is the optimal cluster size in different forestry conditions?
3. What is the most efficient method of estimating the removals?
4. Can link sampling increase the precision of the results?

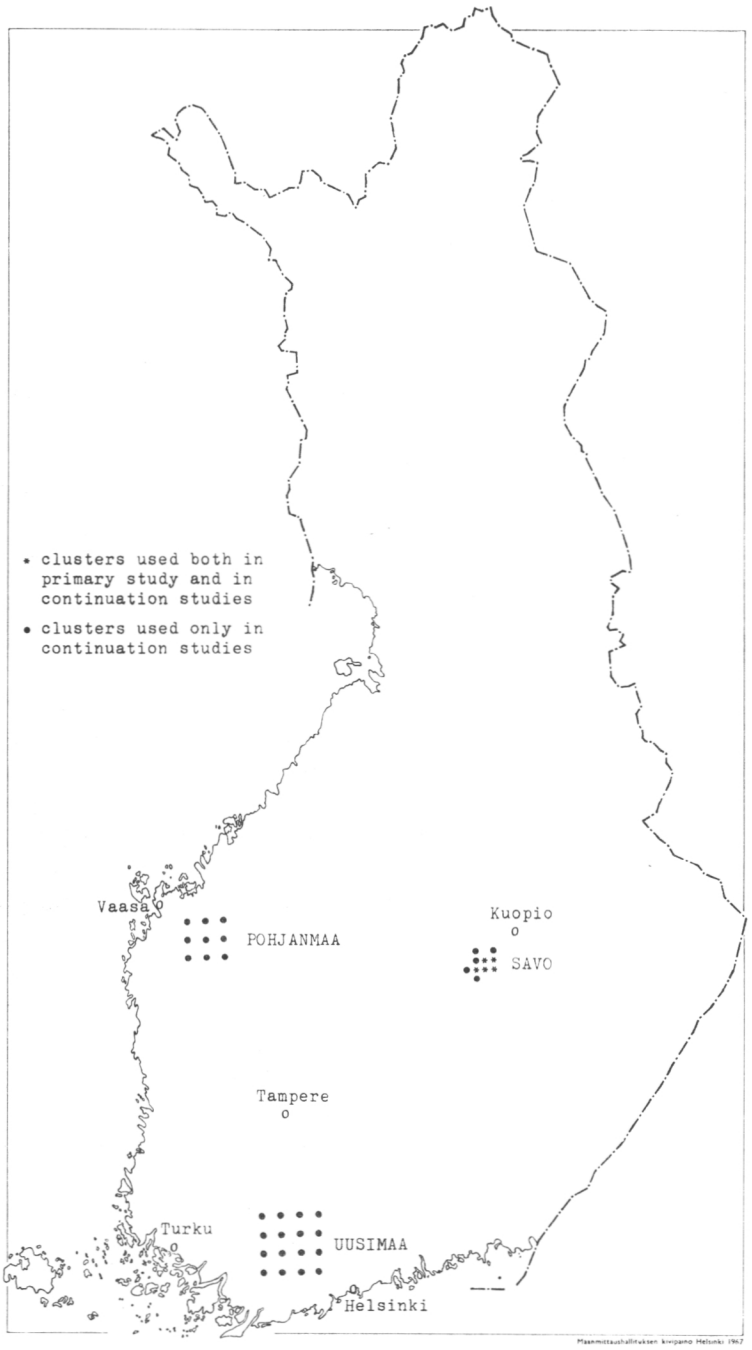
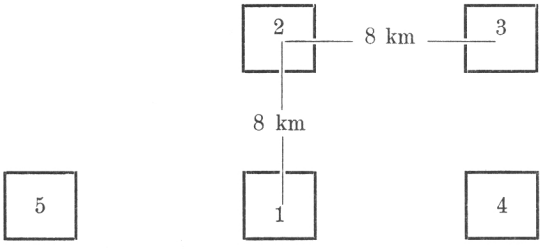


Fig. 1. Survey regions.

5.2. Primary study

5.2.1. Material

The locality studied was the commune of Suonenjoki. Areas of nine square kilometres each were selected for study. Their centres coincided with those of the so-called tracts (see p. 80) used in the latest national forest inventory. Since the rate at which work progressed in the compact areas was difficult to judge in detail beforehand, and since the funds available permitted only two weeks of field study (three interviewers), the number of areas studied was determined in the course of the work. Within the prescribed time, five areas could be gone through. They were situated in the following pattern:



The removals of one year from the forest land of these areas was determined by owner interviews and by measurements. The listing unit selected was a wood lot (see the definition, p. 37). The sample came to comprise all the wood lots which either entirely or partly belonged to one of the five areas; if the forest holding covering a wood lot also comprised lots outside the areas studied, also their removals were recorded.

Before starting the interviews and measurements, the exact areas and owners of the sample wood lots, and the owners' addresses, were verified in the Suonenjoki Local Tax Office. All the interviewed, as far as possible, were informed beforehand by letter of the planned survey.

In the summer of 1968, the removals in the felling season from July 1, 1967 to June 30, 1968, on 167 separate wood lots could be recorded. The records compiled classified the removals by use (for household consumption or sale), timber assortment (logs, industrial cordwood or fuelwood), and tree species (pine, spruce, birch or other). The various tree species and timber assortments were made commensurate by conversion into solid cubic metres excluding bark.

5.2.2. Optimal cluster size

The calculations were based on the total removal of an individual wood lot in the felling season covered by the study. To start with, the possible existence of a spatial autocorrelation was studied. For distances expressed in metres the coefficient was practically zero, unless the distances were very short. When correlation coefficients were calculated on the basis of observation pairs of successive lots, the different areas yielded values ranging from —0.122 to +0.170. This result was promising as to the effective use of cluster sampling. On the basis of the results obtained, it was not considered necessary to study removal correlations between other than successive lots.

There was no precise advance idea of the level of intra-class correlation and its changes as cluster size varied. No material on compact clusters of forest holdings or wood lots was available. There was just one earlier study in which proper cluster sampling had been applied to forest-holding material (Salo 1970). The clusters used were communes, which differ from the present compact clusters both in size and homogeneity. When intra-class correlations were calculated for Salo's material the coefficients obtained were positive and close to zero, and their values diminished as the cluster size increased. With due consideration of the cost involved, the optimal cluster size obtained was 2—3 forest holdings (Seppälä 1967, p. 26).

On the basis of this finding, it was believed that the optimal cluster size in the present case also should be small. A number of areally compact clusters was therefore formed, separately for each of the five areas investigated. Since the wood lots in these areas were not very numerous (22—55 wood lots), the maximum size of a cluster was fixed at seven wood lots. Intra-class correlations were approximated using formula (2.10).

The results obtained revealed that the material behaved differently from what was expected. The average intra-class correlations in all cluster constructions studied (2—7 wood lots) were negative and diminished as the cluster size increased. It was justified to suspect that the correlation could not diminish indefinitely and that there would exist a turning point where the values would start approaching zero and later become positive. Had the absolute values of the coefficients of correlation continued to grow on the negative side, the result would have been paradoxical: the cluster as a sampling unit is the more efficient the larger it is.

In order to be able to form clusters of more than seven wood lots, the areas investigated had to be combined. After this, a large number of clusters were constructed, ranging in size from 2 to 20 wood lots. To eliminate random variation, double five-item moving averages of the intra-class correlation values were calculated. The points obtained are shown in Fig. 2.

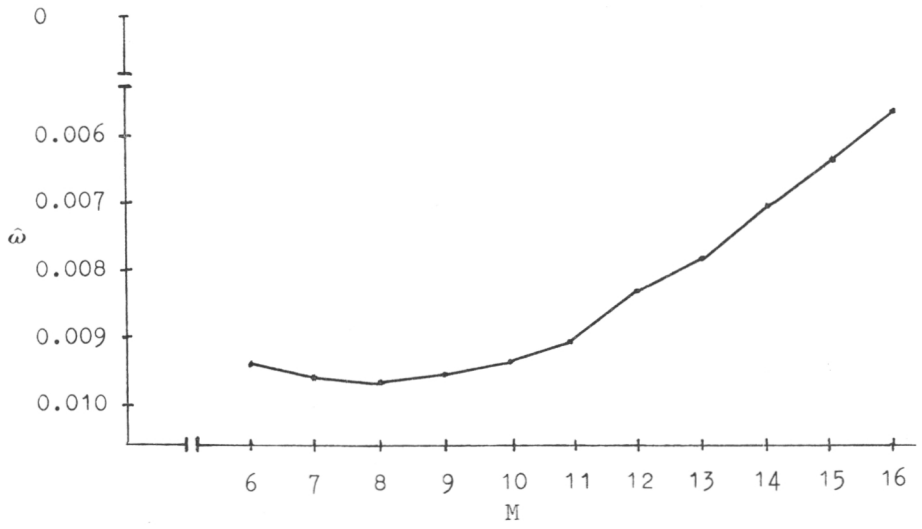


Fig. 2. The double five-item moving averages of empirical intra-class correlations, as a function of cluster size.

As before, the intra-class correlation in the range studied assumed negative values. In other words, a cluster sample in this case was more precise than a simple random sample of the same size based on elements. The shape of the curve plotted through the points of intra-class correlation suggests a second-degree parabola. Fitting by least squares yielded the following function:

$$\hat{\omega} = -0.006148 - 0.000899\ \mathrm{M} + 0.000059\ \mathrm{M}^2.$$

The coefficient of determination was 0.992 and the standard deviation 0.000146. Earlier (p. 15) the variance of the mean in a cluster sample was presented so that the term $\omega\,(M-1)$ indicated the relative change in sample variance resulting from the use of clusters as sample units instead of elements. When this term is expressed with the aid of the $\hat{\omega}$ obtained above, the result is

$$\hat{\omega}\,(\mathrm{M}-1) = +0.006148 - 0.005249\ \mathrm{M} - 0.000958\ \mathrm{M}^2 + 0.000059\,\mathrm{M}^3.$$

The positive stationary point of the function is $M = 13.0$ and corresponds to the relative minimum value —0.094. Since the cost of sampling per element decreases as the cluster size grows, the optimal cluster size must be at least

13. The cost function must be known before the exact optimal point can be sought.

In cluster sampling the costs can be divided roughly into three classes:

(a) the fixed cost, independent of the selection and size of sample;

(b) cost associated with the clusters and dependent on the number of clusters;

(c) costs associated with the elementary units, dependent on their number.

Since the optimal cluster size does not affect the fixed cost, this item can be excluded from the study. In its simple linear form, the cost function of the variable costs will then be the following:

$$(5.1) \qquad C_v = c_1 n + c_2 nM \,,$$

where c_1 = cost associated with the cluster
and c_2 = cost associated with the elementary unit.

The cost associated with the cluster covers the selection of the cluster and the listing of its elements, checking the maps required to localize the clusters, and the travel from one cluster to another. The cost associated with the elementary unit, i.e. the wood lot, covers the interviews and measurements, and the travel within the cluster.

The cost incurred for travel from one cluster to another often constitutes the largest item in the total cost associated with the cluster. It is therefore useful to distinguish this item in the cost function as term $c_3 k$, in which c_3 is a coefficient which can be determined empirically. Assuming that the sample clusters are evenly distributed over the investigated area, factor k may be expressed as $k = \sqrt{n}$ (H a n s e n et al. 1960, p. 274).

The values of coefficients c_i could be determined on the basis of the assembled material. The true absolute figures are not necessary as long as the ratios between coefficients are known. This is due to the fact that no use is made of the total cost level. The following coefficients, however, are quoted in terms of Finnish marks:

$$c_1 = 3\text{M}, \; c_2 = 26 \text{ and } c_3 = 79.$$

The basis for the calculation of coefficient c_3 was that the size of the area investigated is 20,000 sq.km. This corresponds approximately to the area of the Pohjois-Savo forestry board district of which the commune of Suonenjoki forms a part.

The function for variable costs, using the coefficient values presented, obtains the following form:

$$\hat{C}_v = 29\ n\ M + 79\ \sqrt{n}.$$

Assuming that the precision of the results has been predetermined, the cost function is to be minimized while the prescribed precision is valid. An explicit mathematical solution is not always feasible; a practically satisfactory result can be reached by means of a graphic search for the minimum. Fig. 3 shows a graph which indicates the cost levels obtained from the cost function and meeting the same precision level, for different cluster sizes. The calculation of the precision was based on equation (2.14) without the finite multiplier. The equation was solved for n, and the value 10,000 was taken for the quotient $S^2/V(\bar{y})$. This value corresponds to a single relative standard error of roughly five per cent.

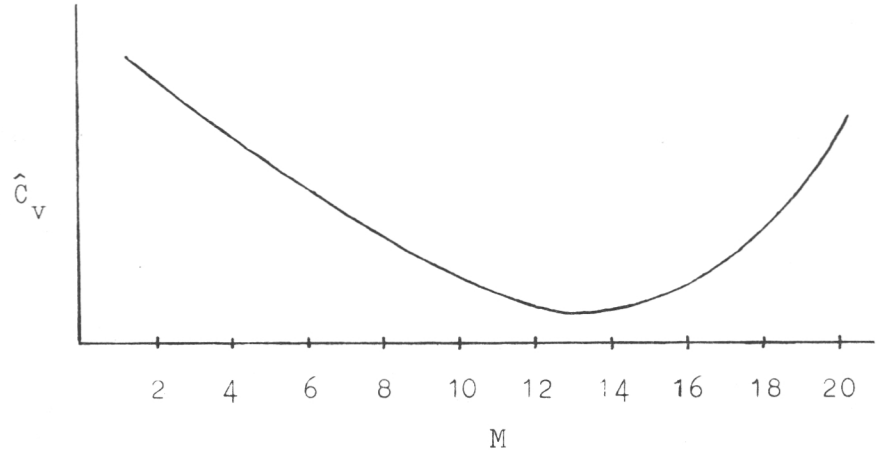


Fig. 3. Relative level of costs corresponding to the same precision level, as a function of cluster size.

The cost minimum occurs at $M = 13.1$. The cost function in this case did not, therefore, change the optimal cluster size indicated by the intra-class correlation function alone.

5.2.3. The most efficient estimator

Section 2.3 presented several methods of estimating the population parameters from a cluster sample. To find the best estimator for this case, the material of the experimental study was grouped into clusters aiming

at the above optimum size. A total of 13 clusters was obtained, with the number of wood lots per cluster ranging from 11 to 15. It is evident that the material cannot be considered a random sample selected from all possible clusters. Tentative calculations, however, could be based on it.

The regression estimator proved to be the most efficient estimator. The underlying observations were cluster means, and regression was based on forest area. The next best method was ratio estimation. Least efficient were the customary estimation methods of simple random sampling.

5.2.4. Construction of a cluster

The method of constructing the cluster is of great importance to the best result. Deciding factors are usually the form of the cluster and the method by which the elementary units are allocated to a given cluster. Swedish studies have shown, in connection with area sampling, that the optimal form of a cluster is partly dependent on the selection method used (Matérn 1960, pp. 72—92). As a rule, a square cluster is not optimal, but in almost all cases its efficiency is close to that of the optimal form. If construction of a population of clusters on the basis of a map is assumed, for practical reasons a rectangular cluster is often best.

Exactly rectangular areas do not form natural entities in the terrain for wood lots are far from rectangular. The cluster, therefore, must be constructed on some other basis. Rectangles can nevertheless serve as the starting point for construction. Alternatives possible in practice include:

(1) A cluster comprises wood lots of which a larger areal part belongs to the studied basic area (rectangular) than to any other basic area.

(2) A cluster comprises wood lots of which at least a small areal part falls within the confines of the basic area being studied.

(3) The centre of the basic area is taken as the starting point and the sample cluster is composed of M wood lots closest to the centre. M here is the cluster size found to be optimal.

(4) The cluster comprises wood lots which intersect one or more sides of the basic area, but not those entirely inside the area.

It is easiest at the start to replace forest area by total area. The forest area/total area ratio varies from one size class to the next. In the material of the primary study, calculated by lots, the ratio was 0.32 in size class 0—5 ha of forest area, but averages 0.82 for wood lots exceeding 20 ha. On very large lots the ratio approaches unity.

When the wood lots of the population are classified into exclusive clusters, as under alternative (1), the selection probabilities of different-sized lots in large clusters are, on the average, proportional to their number in the

population. Since the removal, in its turn, is approximately proportional to the forested area of the lot, the sample is not optimally distributed with a view to estimating the removals.

Selection of the sample, especially in lots cut by the boundaries of the basic area, is difficult since it must be verified whether the major portion of the area belongs to the cluster being studied or to some other cluster. One way of simplifying the selection is to fix a single point on the map for the identification of each lot and to allocate the lots into clusters on the basis of these points (cf. Y a t e s 1965, pp. 82—83). If the primary units are forest holdings and not lots, and a forest holding is composed of several lots, the point representing this forest holding is selected e.g. from the largest individual lot.

If under alternative (2) a fixed regional network is used the lots intersected by basic area boundaries are more likely than others to be included in the sample since they form parts of more than one basic area in the population. If the location of the basic area is always randomly determined, the selection probabilities of the lots approach the sampling fraction as the size of the basic area increases. If the size diminishes the probabilities become nearly proportional to the areas of the lots. It is impossible to determine the exact selection probabilities except in extreme cases. Under this alternative, the identification of the sample lots or forest holdings is easy.

Alternative (3) gave up the fixed size of the basic area and was based on the number of wood lots. In this case, the size of clusters measured over an area varies while the number of the lots remains the same. If the number of lots in a cluster is large the selection of the sample is difficult. To facilitate the selection, the procedure presented under alternative (1) may be chosen, selecting for the cluster the lots with a point of determination closest to the centre of the basic area. Under this alternative it is difficult to define the selection probabilities since wood lots situated at a distance from the other lots are more likely to be included in the sample than those situated close to one another.

A selection method similar to alternative (3) was tried in forestry studies in Finland in the 1950s by adding a so-called pair holding to each sample holding (H o l o p a i n e n 1959, p. 8). The pair holding was the forest holding located closest to the sample holding. The sample unit was thus a cluster of two forest holdings.

Alternative (4) leads to a sample distribution in which the numbers of lots per size class come closer to an areal than a frequency distribution. If the basis is a straight line, with randomly determined starting point and direction, the selection probabilities are proportional to the perimeter of the lot, unless the clusters are very small. The selection of the sample is easy. Clusters will contain equal numbers of lots or forest holdings if the line is strictly followed until the desired cluster size is reached.

Of the four alternatives, only the first gives all wood lots of the population the same probability of being selected. In all others these probabilities vary from one lot to another, partly owing to the variation in total lot area. Hence, under alternatives (2)—(4), the cluster values must be estimated as weighted means, with the inverse values of selection probabilities as the weights (see Section 2.3.2). The use of varying selection probabilities gives the advantage that the precision of the results can be increased. This is due to the fact that the selection probabilities are a function of the total area and the total area in its turn is correlated with removals.

5.3. Continuation studies

5.3.1. Collecting material

5.3.1.1. Construction of sample clusters

When a possibility of collecting additional material offered itself in the autumn of 1969, an analysis of the material collected in the primary study in the summer of 1968 was available. It had been found that, under those conditions, cluster sampling was a very efficient method of estimating the removals on the basis of wood lot populations. Hence the experimental study could be continued in a form which resembled more the desired final sampling method than that used in the primary study.

The first step was to decide how the sample clusters were to be constructed. Of the four alternatives described above, alternatives (2) and (4) were the easiest to carry out in practice. In the former, the area of the sample cluster is relatively constant and in the latter the number of elements contained in the cluster can be kept fixed. Calculations on the basis of the primary study material revealed that cluster sampling is most efficient when the cluster size measured by the number of wood lots is constant. As a result, it was decided to form the sample clusters for the continuation studies according to alternative (4).

If each cluster is formed so that the starting point is randomly chosen from the area under examination and if the direction of the compass towards which the selection line is drawn is also randomly chosen, the selection probabilities are approximately proportional to the perimeter of the wood lot. The perimeter of a lot is not listed anywhere but can be measured from maps. If sampling is to be connected with the tract network of the national forest inventory, random location of the selection line's starting point cannot be used. If the tract line is used, the direction of the selection line cannot be random but is south-north and west-east. Furthermore, the length of the selection line is restricted by the lengths of the sides of the tract.

A special pre-determined objective (see p. 37) was to construct the sample clusters in a way permitting areal connection of removals estimation with the national forest inventory studies. This decided the issue in that the sides of the tracts of the latest inventory were selected as basic lines. The lower left-hand corner of each tract was taken as the starting point. In an anti-clockwise movement, forest holdings were selected for the sample so that the tract line ran across the land of the corresponding farms. A farm was included in the population provided its forest area was not less than 0.1 ha.

5.3.1.2. Material

The primary study was carried out at Suonenjoki in the Pohjois-Savo forestry board district. According to the 1959 Census of Agriculture, forest covered 80.6 per cent of the total land area of Suonenjoki, while the percentage for the whole country was 71.2 per cent. In 1965, removals for sale at Suonenjoki, calculated in relation to forest area, amounted to 2.43 solid m^3/ha, while the figure for the whole country was 1.63 solid m^3/ha. The region covered by the primary study, therefore, represented relatively intense forestry.

The regions for the continuation study were chosen, as far as possible, so as to represent different forestry conditions. The funds available permitted field work on two new areas to the same extent as in the primary study. One was chosen from the Etelä-Pohjanmaa forestry board district and has been designated here as POHJANMAA. The other was located so that it fell in both the Uusimaa—Häme and the Lounais-Suomi forestry board districts; it will be called UUSIMAA. In addition, the primary study material was supplemented earlier by material collected from Suonenjoki and its neighbour communes. This material will be called SAVO. (See Fig. 1, p. 38.)

Figures concerning the various study regions and the whole country are given below. The regional figures have been calculated from values per commune weighted by the sample quantities in communes. (Sources: Census of Agriculture in 1959; the archives of the Ministry of Labour.)

Region	Forest land, percentage, 1959	Private forest holdings, ha/holding, 1959	Removals for sale, solid m^3/ha, 1965
SAVO	81.1	49.4	2.54
POHJANMAA ..	55.0	20.4	1.52
UUSIMAA	70.0	23.4	2.01
Whole country	71.2	33.7	1.63

Compared with the whole country, SAVO represents intense forestry and POHJANMAA relatively undeveloped forestry. All the characteristics for UUSIMAA fall between the two. The sample material may therefore be considered to represent fairly different types of forestry conditions.

In the primary study the wood lots (see p. 37) were the elements of the clusters. This was a theoretically sound and practically functional solution, particularly in conditions like Suonenjoki where the majority of forest holdings consist of one wood lot each. When the clusters for POHJANMAA, and then UUSIMAA, were constructed it became apparent that the element of a cluster, instead of being a wood lot, should be the whole forest holding since the forest holdings, especially in POHJANMAA, often comprised quite a number of separate wood lots.

The primary study material contained all but state-owned forests. Annual overall statistics are available concerning removals from state forests. In addition, the member companies of the Central Association of Finnish Woodworking Industries also keep annual statistics of their removals which are available from the Central Association. It was decided to exclude from the continuation study both the state-owned forests and those owned by these companies. As a result, the continuation-study population covered 69.5 per cent of the forest area of the whole country, on the basis of the 1965 data (U u s v a a r a 1969, p. 21).

Some of the SAVO material was collected at the end of 1968 and beginning of 1969, originally to enable trials of the suitability of the national forest inventory tracts, unmodified, for serving as the basis of removal estimation by forest holdings according to alternatives (1) and (2) (p. 44). The clusters were successive tracts of the national forest inventory and therefore of approximately the same size regionally. The numbers of forest holdings and wood lots varied from one cluster to another. As a result, the value of the intra-class correlation became positive, which greatly reduced the efficiency of cluster sampling.

The majority of the SAVO material, however, could be used in connection with the method of cluster construction which had been adopted as a basis of the continuation study. 10 of the 16 clusters contained a minimum of 9 forest holdings intersected by the tract line. Half this material (5 clusters) came from the primary study (p. 39) and had been collected in summer, 1968. The other half had been collected in connection with the tract experiment.

The POHJANMAA material comprised data on 9 clusters. The inquiry covered 13 forest holdings per cluster. The clusters were based on inventory tract lines with 16 kilometer spacing.

The UUSIMAA material comprised 16 tract clusters also with 16 kilometer spacing. The inquiry covered the removals from 10 forest holdings in each cluster. In three cases, the required 10 forest holdings per cluster

were not obtained by means of the basic tract (the overall line length 5.4 km). In these cases a supplementary area corresponding to the basic tract was selected on its right with the left side being shared with the basic tract and the other three sides being used as the basis for selection. In one cluster, which coincided with one large forest holding, it was necessary to take yet another supplementary area from the left side of the basic tract.

In the SAVO material, the inquiry covered the removals of the felling season 1967/68; in the POHJANMAA and UUSIMAA material this was 1968/69. The removals were referred to groups in the same way as in the primary study (p. 39).

5.3.2. Estimating selection probabilities

In the continuation study, each starting point chosen was the lower left-hand corner of a national forest inventory tract. Proceeding anti-clockwise, a sample cluster was selected from the forest holdings belonging to farms through which the tract line ran. For farms consisting of an undivided land area the selection probabilities were proportional to the width and length of the wood lots in the principal directions of the compass. Closely reviewed, this presupposes that the sample tract is randomly selected and, also, that the sides of the tract are sufficiently and equally long.

Sampling according to the selection method used here cannot be said to have been carried out completely randomly. It is possible to take, for example, any of the tract's four corners randomly and to select the succession of sampling randomly. In this pilot study, however, the starting point and the succession of sampling were the same for all clusters. The perpendicular sides of the national forest inventory tracts are not of equal length. It is, however, possible to make the tract square either by lengthening the horizontal or shortening the vertical sides.

The length of a tract side affects the selection probability. The necessary length of the tract side in order that the assumption of probabilities proportional to wood lot width be sufficiently accurate will be discussed later.

The fact that a farm may consist of several separate areas makes the estimation more difficult. In 1960 more than half the number of farms consisted of more than one lot. The greater the number of lots in a farm, the greater the probability of its selection.

The exact determination of selection probabilities is generally very difficult in practice, although the theoretical basis is clear. The following reviews are based on the assumption that, when the sample cluster is constructed on the basis of the tract line, the selection probability is proportional to the sum of the lot's width and length in the principal directions of the

compass. The tracts are assumed to be square, and the starting corner and succession of sampling randomly selected.

The first thing is to establish whether the length of the tract side is sufficient for the assumption of selection probabilities to be valid. Apart from the length of the tract side, another influencing factor is the cluster size, i.e. the number of forest holdings a cluster is to comprise. If in extreme cases the length of the side approaches a point and the cluster size the value one, the selection probability will be proportional to the total area of the lot. When the cluster size is increased and supplementary tracts (cf. p. 49) are selected from around the basic tract — in this case a point — to serve as a basis for selection, the selection probabilities of alternative (2) (see p. 44) are arrived at. When both the side length and tract size grow, the probabilities conforming to the assumption are approached.

Simulation experiments with the material of the primary study were carried out to obtain an idea of the required minimum length as related to the cluster size. The results are given in Fig. 4. The unshaded area describes those combinations of length and size in which the selection probabilities obtained by size classes differed not more than five per cent from the true values. The polygonal curve obtained has been smoothed by free hand.

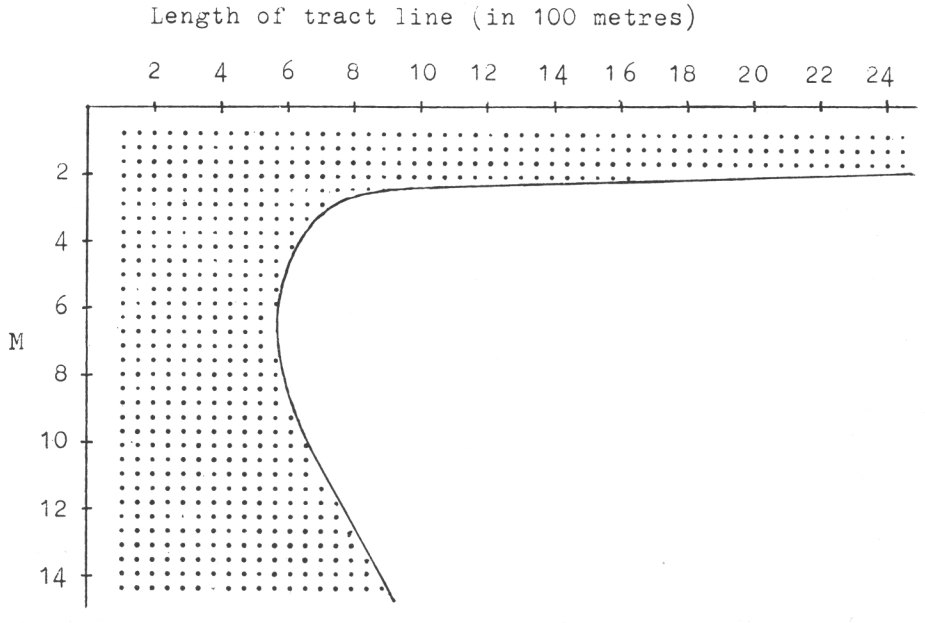


Fig. 4. The five per cent equal precision curve for the selection probabilities as a functionof the length of selection line and size of cluster.

When a farm consists of more than one lot, its selection probability increases. If the lots are far apart or if the elements of an individual cluster are selected with replacement, the selection probabilities discussed here become approximately proportional to the sum of the widths and lengths of the different lots of the same farm.

The widths and lengths of the individual land lots are not listed anywhere but can be measured from a map. This measurement may be laborious; in any case it increases the cost of sampling. If the lots were squares with sides in the principal directions of the compass, the selection probabilities would be proportional to the square roots of their areas. Since the total area of every farm is easy to obtain from existing lists, its use as a basis of the estimation of probabilities is tempting. The accuracy of such an approximation was studied with the aid of the primary study material.

The simulation experiment was organized as follows. A population of 64 forest holdings was composed from the total experimental material, making its size class distribution that of the Pohjois-Savo forestry board district. Now the variables z_j (see p. 21) were formed

$$(5.2) \qquad z_j = \frac{y_j}{M_o p_j}, \quad \text{where} \quad p_j = a_j / \sum_j^{M_o} a_j$$

and y_j = removals from forest holding j
a_j^2 = total area of farm that included forest holding j
M_o = number of forest holdings = 64.

Where the farm was composed of several land lots, a_j was replaced by

$$a'_j = k_j^2 \sqrt{\frac{a_j^2}{k_j^2}} = k_j a_j ,$$

where k_j^2 = number of separate lots of farm j.

The frequencies of all forest holdings were now determined by measuring the widths of the corresponding farms in the two principal directions of the compass. The sum of these widths illustrated the frequency and corresponded to a method of selection in which the sides of square tracts formed the basis for cluster construction.

When the mean, weighted with frequencies, of variables z_j was calculated, i.e. $\sum_j^{Mo} (P_j z_j)$, where P_j = relative frequency = true relative selection pro-

bability, an estimate of the total cutting quantity was obtained. It differed by 0.7 per cent from the true value. Consequently, the bias connected with this approximation of selection probabilities can be considered small. No systematic trend was observable in farm size and bias, and therefore the bias may be assumed to diminish as sample size increases.

Since the square root of the total farm area as an approximation of selection probability proved to be sufficiently precise, it was used in the calculations concerning the continuation-study material. Where the farm was composed of several separate lots, the quantity a_j' was used as above.

5.3.3. Optimal cluster size

The variables presented in expression (5.2) were the starting point for calculations. A large number of clusters of varying sizes was formed on the basis of the material of each study region, so that the forest holdings of a cluster were consecutive along the tract line. Three-item moving averages were finally calculated from the intra-class correlation values obtained; single for the SAVO and UUSIMAA materials and double for the POHJANMAA material. The results are presented in Table 1.

Table 1. Three-item moving averages of intra-class correlations per area.

Cluster size	SAVO	POHJANMAA	UUSIMAA
3	—0.0381		+0.0531
4	—0.0330	+0.2108	+0.0521
5	—0.0385	+0.1294	+0.0409
6	—0.0431	+0.0450	+0.0408
7	—0.0472	+0.0137	+0.0502
8	—0.0513	+0.0052	+0.0567
9		+0.0097	+0.0580
10		+0.0195	
11		+0.0305	

In the SAVO material, no relative minimum was observed with the cluster sizes used. The intra-class correlation values were negative, just as in the primary study, when the minimum obtained was eight (p. 41). In the POHJANMAA material, the intra-class correlation reached its minimum at cluster size eight, and in the UUSIMAA material the corresponding minimum was at size six.

For the calculation of term ω (M—1), intra-class correlations in the SAVO material were extrapolated beyond eight according to the form of the ω function obtained from the primary study material (p. 41). In the other

study regions, the search for the minimum could be based on existing materials.

In the SAVO material, term $\omega\,(M-1)$ assumed its minimum at $M = 11$. In the POHJANMAA material, the minimizing cluster size was eight. In the UUSIMAA material the intra-class correlation reached its minimum with such small values that term $\omega\,(M-1)$ was steadily increasing (cf. S e p p ä l ä 1967, p. 23).

The material available for calculating the cost function was now considerably more extensive and resembled more closely true sampling than had the primary study. For this reason the cost function coefficients were re-calculated, and each region was given its particular coefficients.

During the primary study, unsuccessful visits (respondent was not contacted) were implicitly included in the costs. Now they were given an explicit form, and the coefficient connected with the elementary unit was divided in two. The form of the cost function, as far as variable costs are concerned, was the following:

$$(5.3) \qquad C_v = c_1 n + c_2 nM + c_3 nM + c_4 k + \theta Q \,,$$

where $$Q = \frac{1}{M}(c_4 k + c_3 n) + \frac{1}{M}(c_4 k/2 + c_3 n) + \frac{M-2}{M}(c_3 n) \,.$$

c_1 = cost involved in selecting the cluster
c_2 = cost connected with the interview (the interviewer's time)
c_3 = cost arising from travel within the cluster
c_4 = cost arising from travel between the clusters
θ = unsuccessful visits as a fraction of total visits nM.

The value given to factor k, connected with coefficient c_4, was that used in the primary study, i.e. $k = \sqrt{n}$.

The number of useless visits was measured in connection with the interviews. No appreciable differences were visible between the study regions. At the first visit, about one-fifth of the respondents could not be contacted. A second visit could often be agreed on ahead of time, for example through family members. However, on the average one-fifth of the second visits also proved futile. Hence the value of θ was ultimately estimated by

$$\theta = 1/5 + 1/5^2 + \ldots = \sum_{n=1}^{\infty} (1/5)^n = 1/4 \,.$$

The additional cost due to a futile visit depends essentially on the phase of the study at which such a visit occurs. If the intended interview was the

last of the cluster, a return to the cluster at a later date was necessary; if the futile visit was among the first interviews of the cluster, the respondent was usually contacted before the interviewer left the cluster. In order to allow for the point of time of the futile visit as compared with the other visits, the term for this cost item, Q, was divided into three components.

The first component illustrates the case in which the failed visit would have been the last interview of the cluster. The cost component $c_4 k$ arising from travel between the clusters was now included. The second component represents the case in which an unsuccessful visit occurred as the next to last planned interview. Only half the cost of travel between clusters was taken into account. When the unsuccessful visit occurred among some of the earlier (M—2) interviews, only the cost of travel inside the cluster was included. The probability of each of these alternatives was the same, $1/M$. When $M = 1$, the cost of unsuccessful visits degenerates into the first component of Q.

When the cost function coefficients, on the basis of the study material, were calculated for the different study regions, the following figures, in terms of Finnish marks, were obtained (the details of the calculation are described in Appendix):

	c_1	c_2	c_3	c_4
SAVO	3.8 M	15.2	5.1	158.7
POHJANMAA ..	3.8 M	13.3	6.3	138.0
UUSIMAA	3.8 M	11.7	7.4	142.6

For each region, the first three terms in equation (5.3) could be combined and the term for the futile visits simplified. The following cost functions were then obtained:

SAVO ..... $\hat{C}v = 24.1\ nM + 158.7\ \sqrt{n} + (1/4\ M)\ (5.1\ nM + 238.1\ \sqrt{n})$
POHJANMAA .. $\hat{C}v = 23.4\ nM + 138.0\ \sqrt{n} + (1/4\ M)\ (6.3\ nM + 207.0\ \sqrt{n})$
UUSIMAA ..... $\hat{C}v = 22.9\ nM + 142.6\ \sqrt{n} + (1/4\ M)\ (7.4\ nM + 213.9\ \sqrt{n})$

Like the primary study, the aim was minimization of the cost function subject to the restriction regarding precision. The term S^2 of equation (2.14) was estimated, on the basis of the cluster material obtained, from the formula (see p. 13; cf. Sukhatme 1954, p. 246):

$$(5.4) \qquad \mathrm{Est}(S^2) = s_b^2 + \frac{M-1}{M} s_{\bar{w}}^2 .$$

In the above formula, the highest M value was used in each study region. Equation (2.14) was solved for n. The quotient $S^2/V(\bar{y})$ was given, in each

region, a value which corresponded to a ten per cent relative standard error.

The cost minimum for SAVO was reached at $M = 11$ (cf. p. 43). The cost was then 45 per cent of the cost of a simple random sample of the same precision. The minimum for POHJANMAA was obtained with $M = 8$. The cost fell to 72 per cent. For UUSIMAA the minimum was reached when $M = 5$. Compared with simple random sampling, the cost had fallen to 85 per cent.

All variable costs are not taken into account in cost function (5.3). The most important of the missing items is the cost of travel between the lodgings and the cluster at the beginning and close of a working day. This travel was often covered by movement from one cluster to another.

5.3.4. Choice of estimator

5.3.4.1. Selection method

The method of selecting the sample in the continuation study (see p. 46) determines that the estimator used must be based on varying selection probabilities. Approximation of these probabilities was discussed in Section 5.3.2. Section 5.3.4.2 will also deal with this problem. Sections 5.3.4.3—5.3.4.5 discuss alternative estimators and compare their relative preference on the basis of the study material. The cluster size chosen for POHJANMAA and UUSIMAA was the optimum obtained above. For SAVO, however, this was not possible since the optimum number, 11, exceeded the maximum size of the clusters which was nine. Using this latter cluster size, a cost saving of 51 per cent was obtained compared with simple random sampling, while with the optimum cluster size the saving would have been 55 per cent. Since the difference is small, it was decided to use the cluster size of nine for SAVO calculations. In principle, the number of clusters in the population is infinite; hence, in all discussions the finite multiplier is disregarded.

5.3.4.2. Selection probabilities

The sample constituting the study material was selected without replacement. As pointed out earlier (p. 23), the result is that the relative selection probabilities $\pi_{j(n)}/n = p'_{j(n)}$ may differ even considerably from the original probabilities p_j. Calculation of the probabilities $p'_{j(n)}$ soon becomes laborious. For this reason it is useful to study how much the figures p_j may be expected to differ from figures $p'_{j(n)}$. If the differences are not great, much time and trouble can be saved by basing the estimation on the use of probabilities p_j.

Table 2. Exact and simulated selection probabilities with (p_h) and without ($p'_{h(n)}$) replacement for sample size n within strata in populations of N units.

N = 1,040

stratum, ha	p_h	$p'_{h(2)}$	est ($p'_{h(n)}$)				
			n = 2	n = 20	n = 50	n = 100	n = 250
— 4.99	.000500	.000500	.000499	.000503	.000510	.000522	.000559
5— 19.99	.001000	.001000	.001002	.001004	.001012	.001019	.001031
20— 49.99	.001500	.001500	.001517	.001513	.001502	.001505	.001471
50— 99.99	.002500	.002499	.002439	.002472	.002390	.002331	.002108
100—199.99	.003500	.003496	.003487	.003407	.003347	.003047	.002607
200—499.99	.005500	.005489	.006100	.005900	.005300	.004550	.003300
500—	.007500	.007477	.007200	.007100	.006000	.005200	.003400

N = 5,200

stratum, ha	p_h	$p'_{h(2)}$	est ($p'_{h(n)}$)				
			n = 2	n = 20	n = 50	n = 100	n = 250
— 4.99	.000100	.000100	.000100	.000100	.000100	.000101	.000102
5— 19.99	.000200	.000200	.000201	.000200	.000201	.000201	.000202
20— 49.99	.000300	.000300	.000303	.000303	.000304	.000304	.000301
50— 99.99	.000500	.000500	.000488	.000488	.000485	.000485	.000481
100—199.99	.000700	.000700	.000697	.000696	.000688	.000673	.000659
200—499.99	.001100	.001100	.001220	.001200	.001170	.001110	.001020
500—	.001500	.001499	.001460	.001440	.001440	.001440	.001260

Since the calculation of probabilities $p'_{j(n)}$ is laborious and, with large sample sizes, even impossible in practice, their estimation had to be based on simulation experiments. Two populations were tested, one with 1,040 and the other with 5,200 units. The populations were divided into seven strata using a distribution equalling that of forested farms in the whole country.

The mean farm size was calculated per stratum. The calculation of the initial stratum probabilities was based on the square root of the mean farm size (see p. 51). A random number generator was used to simulate samples of varying sizes from both populations, with the same first-draw selection probability p_h applied to the units of each stratum h. The samples were selected without replacement. Samples of each size were selected until the total number of the units in the relevant sample size class was 10,000. In other words, 5,000 two-unit samples, 100 hundred-unit samples, etc. were selected.

Relative frequencies were calculated on the basis of the sample units obtained per stratum, and used for estimating the selection probabilities $p'_{h(n)}$ per stratum. All units of a stratum were assumed to have equal probabilities. When $n = 2$, precise values were also calculated on the basis of the following expression (see equation (2.37), p. 22):

$$(5.5) \qquad p'_{h(2)} = \frac{1}{2} p_h [1 + (N_h - 1)p_h(1 - p_h)^{-1} + \sum_{g \neq h}^{l} N_g p_g (1 - p_g)^{-1}] ,$$

where N_h = size of stratum h
l = number of strata.

The difference between $p'_{h(n)}$ and p_h depends on the size of both the population and the sample. For reliable conclusions the number of simulated samples should be higher than has been used here. When $N = 5{,}200$ and $n = 100$, the deviations are of the order of only a few per cent. If sampling is assumed to cover the whole country and the smallest calculation unit is the forestry board district, N will average 19,000 and, excluding the Ahvenanmaa forestry board district, be nowhere less than 6,800 (data obtained from the 1959 Census of Agriculture). On the other hand, the sample size per forestry board district would not much exceed a hundred. This being so, figures p_h may be considered sufficiently precise approximations of the true selection probabilities $p'_{h(n)}$. In the following considerations, selection probabilities p_j will be used in single forest holdings as estimates of the probabilities $p'_{j(n)}$.

5.3.4.3. Simple estimators

Estimators (2.15), (2.17) and (2.19) of Section 2.3.1.1 were available for the analysis. A forest holding constituted the elementary unit when the optimal size of the cluster was determined. A hectare of forest could also have served as the elementary unit. A forest holding would then be a compact cluster formed by these elements. But, in studies based mainly on interviews data concerning a single hectare of forest is not easy to obtain. This would make it impossible in practice to determine the optimal size of a cluster. In addition, it would be useless since it is almost always easiest to obtain removal data concerning the forest holding as a whole.

For the purpose of measuring timber removals a hectare of forest provides, however, a convinient elementary unit. Therefore, a hectare of forest is first taken as the element. Let the basic unit of the calculation be the variable

$$(5.6) \qquad z_{ijk} = \frac{y_{ijk}}{M_o p_{ij}} , \quad p_{ij} = p_j = \frac{a_{ij}}{A_o} , \quad A_o = \sum_{j}^{M_o} a_{ij} , \quad \sum_{j}^{M_o} p_{ij} = 1 ,$$

where y = timber removals
a^2 = total area
M_o = number of forest holdings in the population
i = index of a cluster
j = index of a farm (or forest holding)
k = index of a hectare of forest.

According to estimator (2.15), a mean value estimator for a forest holding is given by

$$(5.7)\qquad \bar{\bar{z}}_{ij} = \frac{\bar{y}_{ij}}{M_o p_{ij}} = \frac{1}{x_{ij}} \sum_{k}^{x_{ij}} y_{ijk}/M_o(a_{ij}/A_o) = (A_o/M_o)(v_{ij}/x_{ij}),$$

where $v_{ij} = v_j = y_{ij}/a_{ij}$
and x = forest area.

Furthermore, the cluster mean can be estimated by

$$(5.8)\qquad \bar{\bar{z}}_i = \frac{1}{M} \sum_{j}^{M} \bar{\bar{z}}_{ij} = \frac{1}{M} (A_o/M_o) \sum_{j} (v_{ij}/x_{ij}) ,$$

where M = number of forest holdings in a sample cluster.

The estimator for the whole sample mean is

$$(5.9)\qquad \bar{\bar{z}} = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} \bar{\bar{z}}_i = \frac{1}{nM} (A_o/M_o) \sum_{i}^{n} \sum_{j}^{M} (v_{ij}/x_{ij}) ,$$

where n = number of clusters in the sample.

Since the number of elementary units (in this case, hectares of forest) varies from one cluster (in this case, forest holding) to another, the mean value estimator $\bar{\bar{z}}_i$ is biased and, therefore, estimator $\bar{\bar{z}}$ is also biased.

The variance estimator of $\bar{\bar{z}}$ derived from the sample has the form (see formula (2.16)):

$$(5.10)\qquad v(\bar{\bar{z}}) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i}^{n} (\bar{\bar{z}}_i - \bar{\bar{z}})^2$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} (1/M^2)(A_o/M_o)^2 \sum_{i} \left[\sum_{j} (v_{ij}/x_{ij}) - \frac{1}{n} \sum_{i} \sum_{j} (v_{ij}/x_{ij}) \right]^2 .$$

On the basis of estimator (2.17), we obtain

$$(5.11)\qquad \bar{\bar{z}}'_i = \frac{1}{M} \sum_{j}^{M} \frac{x_{ij}}{X_o/M_o} \bar{\bar{z}}_{ij} = \frac{1}{M} (A_o/X_o) v_i ,$$

where $v_i = \sum_{j}^{M} v_{ij}$ and $X_o = \sum_{j}^{M_o} x_{ij}$.

Hence we have

$$(5.12)\qquad \bar{\bar{z}}' = \frac{1}{n} \sum_{i} \bar{\bar{z}}'_i = \frac{1}{nM} (A_o/X_o) \sum_{i} v_i .$$

The estimator obtained is unbiased (see p. 16) provided that the selection probabilities used can be considered free from bias. The variance estimator obtained for it is

$$(5.13)\qquad v(\bar{\bar{z}}') = \frac{1}{n(n-1)}(1/M^2)(A_o/X_o)^2 \sum_i (v_i - \bar{v})^2 \ , \quad \bar{v} = \frac{1}{n}\sum_i v_i \ .$$

If the cluster estimator is given the form

$$(5.14)\qquad \bar{\bar{z}}_i'' = \frac{1}{M}\sum_j^M \frac{x_{ij}}{x_i/M}\,\bar{\bar{z}}_{ij} = (A_o/M_o)(v_i/x_i) \ , \quad x_i = \sum_j^M x_{ij} \ ,$$

an unbiased estimator for the whole sample is obtained, after applying once again formula (2.17), from

$$(5.15)\qquad \bar{\bar{z}}'' = \frac{1}{n}\sum_i \frac{x_i}{M(X_o/M_o)}\,\bar{\bar{z}}_i'' = \frac{1}{nM}(A_o/X_o)\sum_i v_i = \bar{\bar{z}}' .$$

If we continue from $\bar{\bar{z}}_i''$ according to expression (2.15), we obtain

$$(5.16)\qquad (\bar{\bar{z}}'')' = \frac{1}{n}\sum_i \bar{\bar{z}}_i'' = \frac{1}{n}(A_o/M_o)\sum_i (v_i/x_i) \ .$$

This estimator is biased (cf. p. 16). Its variance estimator will be

$$(5.17)\qquad v((\bar{\bar{z}}'')') = \frac{1}{n(n-1)}\sum_i [\bar{\bar{z}}_i'' - (\bar{\bar{z}}'')']^2$$

$$= \frac{1}{n(n-1)}(A_o/M_o)^2 \sum_i [v_i/x_i - \frac{1}{n}\sum_i (v_i/x_i)]^2 \ .$$

When we continue from $\bar{\bar{z}}_i''$ according to estimator (2.19), we obtain

$$(5.18)\qquad (\bar{\bar{z}}'')'' = \sum_i (x_i \bar{\bar{z}}_i'')/\sum_i x_i = (A_o/M_o)(\sum_i v_i/\sum_i x_i) = (A_o/M_o)(v_o/x_o).$$

The estimator is biased, for it is a ratio estimator. The bias is also due to the inequality $E(x_0) > nM\,(X_0/M_0)$. The approximation obtained for variance estimator is (see formula (2.20)):

$$(5.19)\quad v((\bar{\bar{z}}'')'') = \frac{1}{n(n-1)} \sum_i \left[\frac{x_i}{M(X_o/M_o)}\right]^2 [\bar{\bar{z}}_i'' - (\bar{\bar{z}}'')'']^2$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} (1/M^2)(A_o/X_o)^2 \sum_i [v_i - x_i(v_o/x_o)]^2 .$$

A cluster estimator may also be formed on the basis of expression (2.19):

$$(5.20)\quad \bar{\bar{z}}_i''' = \sum_j (x_{ij}\bar{\bar{z}}_{ij}) / \sum_j x_{ij} = (A_o/M_o)(v_i/x_i) = \bar{\bar{z}}_i'' .$$

When the above estimators were evaluated against the empirical study material, the coefficients of variation presented in Table 3 were obtained.

Table 3. Coefficients of variation of simple estimators, by study regions.

Estimator	SAVO	POHJANMAA	UUSIMAA
$\bar{\bar{z}}$ (5.9)	0.78	0.47	0.49
$\bar{\bar{z}}'$ (5.12)	0.42	0.49	0.52
$(\bar{\bar{z}}'')'$ (5.16)	0.59	0.64	0.72
$(\bar{\bar{z}}'')''$ (5.18)	0.71	0.46	0.86

The unbiased estimator $\bar{\bar{z}}'$ is the most efficient for SAVO. The relative standard deviation it gives to POHJANMAA and UUSIMAA is only slightly higher than that given by the most efficient estimator which, in its turn, is biased.

When the correlation between the forest area and the mean removals was calculated, i.e. $\varrho\,(x_i, v_i/x_i)$, the coefficients obtained were: SAVO, —0.54; POHJANMAA, —0.45; and UUSIMAA, —0.62. Such clearly negative correlations prompt the assumption that estimator (5.16) may involve a considerable bias. The negative correlations also suggest that estimator (5.12), besides being unbiased, is also very efficient (see p. 16).

In Section 2.3.3 it was stated that the best estimator was one which produced the lowest mean square error. For the calculation of the mean square error, the bias accompanying each of the estimators discussed was estimated. The calculation of the bias of estimators (5.9) and (5.16) was based on expression (2.27):

$$(5.21)\quad B(\bar{\bar{z}}) = -\frac{1}{\bar{\bar{X}}} \sum_j^{M_o} p_{ij}(A_o/M_o)(v_{ij}/x_{ij})(x_{ij} - \bar{\bar{X}})$$

$$= \frac{M_o - 1}{M_o - 1} \left\{ -\frac{1}{\bar{\bar{X}}} [(A_o/M_o)/M_o] \sum_j M_o p_{ij}(v_{ij}/x_{ij})(x_{ij} - \bar{\bar{X}}) \right\},$$

where $\bar{\bar{X}} = X_o/M_o$.

For the term

$$\frac{1}{M_o - 1} \sum_{j}^{M_o} M_o p_{ij} (v_{ij}/x_{ij})(x_{ij} - \bar{\bar{X}})$$

we get the sample estimator

$$\frac{1}{nM - 1} \sum_{j}^{nM} (v_{ij}/x_{ij})(x_{ij} - \bar{\bar{x}}) = \frac{nM}{nM - 1} (\bar{\bar{v}} - \bar{\bar{r}}\bar{\bar{x}}) ,$$

where $\bar{\bar{v}} = \sum_{j}^{nM} v_{ij}/nM$, $\bar{\bar{r}} = (M_o/A_o)\bar{\bar{z}}$ and $\bar{\bar{x}} = \frac{1}{nM} \sum_{j}^{nM} \frac{x_{ij}}{M_o p_{ij}}$.

By assuming M_0 to be sufficiently great, in which case $(M_0 - 1)/M_0 \doteq 1$, we get an approximate estimator for the bias, based on a sample (cf. estimator (2.25)):

$$(5.22) \quad \operatorname{est}[B(\bar{\bar{z}})] = - \frac{A_o/M_o}{\bar{\bar{X}}} \left\{ \frac{nM}{nM - 1} [\bar{\bar{v}} - (M_o/A_o)\bar{\bar{z}}\bar{\bar{x}}] \right\} .$$

Correspondingly we have

$$(5.23) \quad \operatorname{est}[B((\bar{\bar{z}}'')')] = - \frac{A_o/M_o}{M\bar{\bar{X}}} \frac{n}{n - 1} [\bar{v} - (M_o/A_o)((\bar{\bar{z}}'')')\bar{x}] ,$$

where $\bar{v} = M\bar{\bar{v}}$ and $\bar{x} = M\bar{\bar{x}}$.

The bias of estimator (5.18) is composed on the one hand of the bias accompanying the ratio estimator and on the other hand of the inequality in $E(x_0) > nM\bar{\bar{X}}$ (see p. 59). As an approximation we have an estimator based on a sample (see formula (2.22)):

$$(5.24) \quad \operatorname{est}[B((\bar{\bar{z}}'')'')] = ((\bar{\bar{z}}'')'') \, e(\bar{x}') \, [e(\bar{x}') - \rho e(\bar{v})]$$

$$+ (A_o/M_o)\left(\frac{\bar{v}}{\bar{x}'} - \frac{\bar{v}}{\bar{x}}\right) ,$$

where $\bar{x}' = \sum_{j}^{nM} x_{ij}/n$

ϱ = coefficient of correlation between x_i and v_i based on sample.

In order that the mean square errors illustrating the various estimators could be compared, the sample variances and biases were scaled as follows:

$$V_{rel} = 100[e(h)]^2 \quad \text{and} \quad B^2_{rel} = 100[B(h)/h]^2 ,$$

where h = estimate produced by estimator H
e(h) = relative standard error based on H
B(h) = bias joining to H.

We also define

$$(5.25) \qquad MSE_{rel} = V_{rel} + B^2_{rel} .$$

Regional figures are presented in Table 4. The relative mean square errors produced by the unbiased estimator are the smallest in all regions. The bias, especially of estimator (5.18) but also of estimator (5.16), is considerable.

Table 4. Regional relative mean square errors, with components.

	Estimator	SAVO	POHJAN-MAA	UUSI-MAA
(5.9)	V_{rel}	6.150	2.435	1.494
	B^2_{rel}	0.421	2.241	0.602
	MSE_{rel}	6.571	4.676	2.096
(5.12)	V_{rel}	1.768	2.667	1.667
	B^2_{rel}	—	—	—
	MSE_{rel}	1.768	2.667	1.667
(5.16)	V_{rel}	3.517	4.653	3.218
	B^2_{rel}	7.012	2.647	19.838
	MSE_{rel}	10.529	7.300	23.056
(5.18)	V_{rel}	5.102	2.356	4.594
	B^2_{rel}	32.799	15.610	74.592
	MSE_{rel}	37.901	17.966	78.184

The next step is to use the forest holding as the primary element instead of a hectare of forest. We write

$$(5.26) \qquad z_{ij} = z_j = \frac{y_{ij}}{M_o p_{ij}} = (A_o/M_o)(y_{ij}/a_{ij}) .$$

The estimator of the cluster mean given by formula (2.15) is

$$(5.27) \qquad \bar{z}_i = \frac{1}{M} \sum_j^M z_{ij} = \frac{1}{M} (A_o/M_o) v_i \ , \qquad v_i = \sum_j^M (y_{ij}/a_{ij}) \ .$$

The mean estimator of the whole sample is

$$(5.28) \qquad \bar{z} = \frac{1}{n} \sum_i^n \bar{z}_i = \frac{1}{nM} (A_o/M_o) \sum_i v_i \ .$$

Estimators (5.27) and (5.28) are unbiased, since the number of elements is the same in every cluster and

$$E(z_{ij}) = \sum_j^{M_o} p_{ij} \frac{y_{ij}}{M_o p_{ij}} = \frac{1}{M_o} \sum_j y_{ij} = \bar{Y} \ .$$

In actual fact, estimator (5.28) represents the form that proved to be best among those discussed earlier, i.e. (5.12), because

$$(5.29) \qquad \bar{z} = (X_o/M_o) \bar{\bar{z}}' .$$

Consequently

$$(5.30) \qquad v(\bar{z}) = (X_o/M_o)^2 v(\bar{\bar{z}}') \ .$$

Hence the efficiency of estimator $\bar{z}$ is the same as that of estimator $\bar{\bar{z}}'$.

5.3.4.4. Ratio and regression estimators

The concomitant variable in the following is the forest area. The primary element is a forest holding.

In order that the ratio estimator yield the most precise unbiased linear estimate of the removals, the population must meet the following conditions (Sukhatme 1954, p. 154):

(1) the relationship between removals and forest area must be linear and the regression line describing this relationship must pass through the origin;

(2) the variance of removals about the regression line must be proportional to the forest area.

It follows from the nature of the forest holding chosen as the elementary unit that if the first part of condition (1) is true the second is also met. The linearity, however, is not self-evident. This, and condition (2), were studied by dividing the forest holdings into size-class strata and taking the estimates of the parameters of each stratum as starting points.

The SAVO material was that used in the estimator experiments described above, whereas for POHJANMAA and UUSIMAA the complete material collected was used (cf. p. 55). In addition, for the sake of comparison, parameters of the primary-study material and material on removals collected by S a l o throughout the Etelä-Pohjanmaa forestry board district for the felling season 1962/63 (S a l o 1970) have been included.

Since the sampling was carried out using varying selection probabilities, the basis consisted of the variables (for explanations, see pp. 57—58):

$$v_{ij} = \frac{y_{ij}}{a_{ij}} \quad \text{and} \quad u_{ij} = \frac{x_{ij}}{a_{ij}} .$$

A review of the removals/forest area ratio in the different strata (see Table 5) reveals that, apart from SAVO, this ratio is greatest in stratum 20—49.99 ha. A credible reason is that owners of forest holdings of this size, more often than those of other size classes, must sell a great deal of timber to make their living. In addition, as they live on their farms, their cutting for household consumption exceeds the average for other forest owners.

Table 5. Regional parameters tabulated by strata.

Stratum, ha	—4.99	5— 19.99	20— 49.99	50— 99.99	100— 199.99	200—
SAVO						
m	6	11	31	22	16	4
$\bar{v}_h$	0.23	6.30	11.39	19.82	42.92	44.41
$\bar{u}_h$	0.58	2.93	5.07	7.45	10.06	20.88
$\bar{v}_h/\bar{u}_h$	0.40	2.15	2.25	2.66	4.27	2.13
$s^2_{v_h}/\bar{u}_h$	0.48	35.78	38.55	62.18	356.67	98.42
POHJANMAA						
m	18	48	37	9	3	2
$\bar{v}_h$	1.22	7.36	17.44	10.69	28.53	41.46
$\bar{u}_h$	1.03	2.40	4.26	6.94	9.67	18.94
$\bar{v}_h/\bar{u}_h$	1.18	3.07	4.09	1.54	2.95	2.19
$s^2_{v_h}/\bar{u}_h$	6.85	30.35	80.14	6.89	30.63	8.29
UUSIMAA						
m	19	70	30	22	11	8
$\bar{v}_h$	5.04	6.90	27.18	16.61	23.70	37.56
$\bar{u}_h$	1.03	2.37	4.38	6.86	10.05	16.31
$\bar{v}_h/\bar{u}_h$	4.91	2.91	6.21	2.42	3.36	2.30
$s^2_{v_h}/\bar{u}_h$	113.41	41.76	306.98	25.76	40.70	87.49
PRIMARY STUDY						
m	41	49	39	17	16	4
$\bar{y}_h/\bar{x}_h$	1.73	3.34	3.43	1.74	1.88	1.65
$s^2_{y_h}/\bar{x}_h$	152.94	346.98	1148.12	318.66	956.52	430.94
SALO'S STUDY						
m	19	82	149	98	41	20
$\bar{y}_h/\bar{x}_h$	1.57	2.09	2.10	1.77	1.79	1.67
$s^2_{y_h}/\bar{x}_h$	63.00	150.41	184.17	381.60	268.77	439.59

m = number of forest holdings in a stratum.

The variance of removals with regard to forest area differs greatly between size classes. With the exception of UUSIMAA, the ratio is smallest in stratum —4.99 ha. The reason is that in this size class forest holdings with no cuttings at all represent an average of 67 per cent of the material, whereas the percentage for the other size classes averages 13. In these other strata the variation of the quotient from one stratum to another seems random.

Ratio estimators can be formed in many ways. Variables z_{ij} and q_{ij} may be first defined as follows:

$$z_{ij} = \frac{y_{ij}}{M_o\, p_{ij}} = \frac{A_o}{M_o}\, v_{ij}\,, \quad q_{ij} = \frac{x_{ij}}{M_o\, p_{ij}} = \frac{A_o}{M_o}\, u_{ij}\,.$$

The ratio estimator of an individual cluster has the form

$$(5.31) \qquad r_i = \sum_j^M z_{ij} \Big/ \sum_j^M q_{ij} = \sum_j v_{ij} \Big/ \sum_j u_{ij} = v_i/u_i\,.$$

Furthermore, the arithmetic mean estimator for the whole sample is

$$(5.32) \qquad \bar{r} = \frac{1}{n} \sum_i r_i\,.$$

The estimator $\bar{r}$ is biased for the population ratio. Its variance estimator will be simply

$$(5.33) \qquad v(\bar{r}) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_i (r_i - \bar{r})^2\,.$$

Another estimator can be expressed as follows:

$$(5.34) \qquad r = \sum_i \sum_j z_{ij} \Big/ \sum_i \sum_j q_{ij} = \sum_i v_i \Big/ \sum_i u_i = v_o/u_o\,.$$

In most cases, the bias of estimator r is smaller than that of estimator $\bar{r}$.

We have the following approximation for the variance estimator of r, based on formula (2.23):

$$(5.35) \qquad v(r) = \frac{1}{n} \frac{1}{\bar{u}^2} (s_v^2 + r^2 s_u^2 - 2\rho r s_v s_u)$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} \frac{1}{\bar{u}^2} \left(\sum_i v_i^2 + r^2 \sum_i u_i^2 - 2r \sum_i v_i u_i \right)$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} \frac{1}{\bar{u}^2} \sum_i (v_i - r u_i)^2\,, \quad \bar{u} = u_o/n\,.$$

When the starting point is the ratio for an individual forest holding, we have

$$(5.36) \quad r_{ij} = \frac{y_{ij}/x_{ij}}{M_o p_{ij}} = (A_o/M_o)\frac{y_{ij}/x_{ij}}{a_{ij}} = (A_o/M_o)(v_{ij}/x_{ij}) .$$

The estimators of the cluster and the whole sample will be

$$(5.37) \quad \bar{r}_i = \frac{1}{M}\sum_j r_{ij} = \frac{1}{M}(A_o/M_o)\sum_j (v_{ij}/x_{ij})$$

and

$$(5.38) \quad \bar{r}' = \frac{1}{n}\sum_i \bar{r}_i = \frac{1}{nM}(A_o/M_o)\sum_i\sum_j (v_{ij}/x_{ij}) .$$

Estimator $\bar{r}'$ is biased. In actual fact it is equal to estimator (5.9) presented above. Thus the variance estimator of $\bar{r}'$ is given by (5.10).

If the cluster estimator is defined as

$$(5.39) \quad \bar{r}_i' = (A_o/M_o)\left(\sum_j v_{ij} / \sum_j x_{ij}\right) ,$$

the result is estimator $\bar{\bar{z}}_i''$ (formula (5.14)). Depending on the progression, either the unbiased estimator (5.15), or the biased estimators (5.16) and (5.18) will be arrived at.

Of the ratio estimators presented, estimators (5.32) and (5.34) are new, compared with those discussed earlier. To enable their comparison with the best estimator $\bar{z}$ (or $\bar{\bar{z}}'$), determined so far, the biases connected with them were estimated on the basis of the experimental material. The bias of estimator (5.32) was estimated on the basis of expression (2.27) and that of estimator (5.34) on the basis of expression (2.22).

Table 6. The relative mean square errors, with components, of the ratio estimators and the best simple estimator.

Estimator		SAVO	POHJAN-MAA	UUSI-MAA
(5.32)	V_{rel}	2.278	2.602	1.302
	B^2_{rel}	0.075	0.110	0.179
	MSE_{rel}	2.353	2.712	1.481
(5.34)	V_{rel}	1.785	2.105	1.071
	B^2_{rel}	0.001	0.001	0.000
	MSE_{rel}	1.786	2.106	1.071
(5.28)	V_{rel}	1.768	2.667	1.667
	B^2_{rel}	—	—	—
	MSE_{rel}	1.768	2.667	1.667

For POHJANMAA and UUSIMAA, ratio estimator (5.34) proved to be the best, and for SAVO it was almost as good as the simple cluster estimator (5.28). The ratio estimator is more efficient than the simple cluster estimator even in a case of minor linear dependence (see p. 18), for UUSIMAA has

$$\varrho = 0.617 > \frac{CV(u)}{2\,CV(v)} = 0.378$$

and POHJANMAA

$$\varrho = 0.482 > \frac{CV(u)}{2\,CV(v)} = 0.314.$$

In the SAVO material the dependence proved to be weaker than in the others:

$$\varrho = 0.268 < \frac{CV(u)}{2\,CV(v)} = 0.279.$$

The ratio of the variance of the linear regression estimate to that of the simple unbiased estimate is approximately $(1-\varrho^2)$. Hence the variance of the regression estimate is always smaller than or equal to that of the simple unbiased estimate.

The regression estimator is more efficient than the ratio estimator, provided (S u k h a t m e 1954, p. 221)

$$(\rho\sigma_v - R\sigma_u)^2 > 0 ,$$

which is always true, unless the two coincide, that is

$$R = \rho(\sigma_v / \sigma_u) .$$

The form (S u k h a t m e 1954, p. 222)

$$(5.40) \qquad T = \frac{V(\bar{y}_{lr})}{V(\bar{y}_r)} = \frac{\sigma_v^2(1-\rho^2)}{\sigma_v^2 - 2R\rho\sigma_v\sigma_u + R^2\sigma_u^2} .$$

can be given to the ratio of the variances of these two estimates.

The following values of variance ratios T were obtained from the material of the experimental study:

SAVO	0.918
POHJANMAA ..	0.973
UUSIMAA	0.974.

The bias of the regression estimator was estimated on the basis of expression (2.32). Table 7 presents the relative mean square errors, by components, of the regression estimator and the best ratio estimator (estimator (5.34)).

Table 7. The relative mean square errors, by components, of the regression estimator and the best ratio estimator.

Estimator		SAVO	POHJAN-MAA	UUSI-MAA
regression estimator	V_{rel}	1.639	2.047	1.044
	B^2_{rel}	0.001	0.046	0.000
	MSE_{rel}	1.640	2.093	1.044
ratio estimator (5.34)	V_{rel}	1.785	2.105	1.071
	B^2_{rel}	0.001	0.001	0.000
	MSE_{rel}	1.786	2.106	1.071

For POHJANMAA, the regression estimator proved to be more biased than the ratio estimator. The estimated extent of the bias, however, is negligible for practical purposes.

5.3.4.5. Sampling with replacement

In the above discussion, the selection probabilities have had to be approximated. Exact probabilities can be used by selecting the sample forest holdings on the basis of points placed on the tract line at regular intervals. Then the sample clusters include the forest holdings belonging to farms with land areas encompassing the selection point. Selection probabilities will then be proportional to the total farm area. Sampling can be carried out with replacement, i.e. the forest holding is included in estimation as many times as selection points fall on it.

A simple mean estimator for an individual cluster is obtained as follows

$$(5.41) \qquad \bar{z}_i = \sum_j^{M_i} \left\{ m_{ij} \frac{y_{ij}}{M_o p'_{ij}} \right\} \Big/ \sum_j^{M_i} m_{ij} \ ,$$

where $p'_{ij} = a_{ij}^2 / (A^2)_o$, $\quad (A^2)_o = \sum_j^{M_o} a_{ij}^2$

M_i = number of forest holdings in cluster i
m_{ij} = number of selection points on the tract line in forest holding j belonging to cluster i
(for the other symbols, see p. 57).

An estimator of the whole sample is

$$(5.42) \qquad \bar{z} = \frac{1}{n} \sum_i^n \bar{z}_i$$

$$= \frac{1}{n} [(A^2)_o / M_o] \sum_i^n \left\{ \sum_j^{M_i} m_{ij} \frac{y_{ij}}{a_{ij}^2} \Big/ \sum_j^{M_i} m_{ij} \right\}$$

$$= \frac{1}{n} [(A^2)_o / M_o] \sum_i (v'_i / \Sigma m_{ij}) \ .$$

If the number of selection points per cluster is constant, estimator (5.42) is unbiased. The variance estimator will then be

$$(5.43) \qquad v(\bar{z}) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_i (\bar{z}_i - \bar{z})^2$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} (1/m^2) [(A^2)_o / M_o]^2 \sum_i (v'_i - \frac{1}{n} \Sigma v'_i)^2 \ ,$$

where $\sum_j^{M_i} m_{ij} = \text{constant} = m$.

The frequency of the selection points, in an extreme case, can be made so great that adjacent points form a continuous line. The weight coefficient m_{ij} would then be the length of that part of the selection line which falls inside the area containing the sample holding. The total length of selection line per sample cluster is m.

Estimates in accordance with estimator (5.42) and with a constant number of selection points in all clusters were calculated for the different study regions. In order to be able to make comparisons with the methods of estimation described previously, the length of the selection line per region was chosen so that the total number of sample holdings in all clusters was the same as in the earlier estimates. The relative mean square errors are presented in Table 8. For the sake of comparison, the mean square errors of the best simple estimator (5.28) are included.

Table 8. The relative mean square errors of the estimates obtained according to different selection principles, by study regions.

Estimator	SAVO	POHJAN-MAA	UUSI-MAA
with replacement (5.42)	5.022	3.752	1.820
without replacement (5.28)	1.768	2.667	1.667

In no study region is estimator (5.42) as efficient as estimator (5.28). When the ratio estimators

$$(5.44) \qquad r = \sum_i \bar{z}_i / \sum_i \bar{q}_i \quad ,$$

where $\bar{z}_i = \frac{1}{m} \sum_j^{M_i} \left(m_{ij} \frac{y_{ij}}{M_o p_{ij}} \right)$ and $\bar{q}_i = \frac{1}{m} \sum_j^{M_i} \left(m_{ij} \frac{x_{ij}}{M_o p_{ij}} \right)$

were calculated, the mean square errors were even greater than for estimator (5.42). The reason is that no positive correlation was seen between variables $\bar{z}_i$ and $\bar{q}_i$.

5.3.4.6. Summary

It is not always evident that the use of varying selection probabilities yields more precise estimators than sampling with equal selection probabilities. A comparison of the variances

$$(5.45) \qquad \sigma_1^2 = \sum_j^{M_o} p_j \left(\frac{y_j}{M_o p_j} - \bar{Y} \right)^2$$

$$= \frac{1}{M_o^2} \sum_j \frac{y_j^2}{p_j} - \bar{Y}^2$$

$$= (A_o / M_o^2) \sum_j \frac{y_j^2}{a_j} - \bar{Y}^2$$

and

$$(5.46) \qquad \sigma_2^2 = \frac{1}{M_o} \sum_j^{M_o} (y_j - \bar{Y})^2$$

$$= \frac{1}{M_o} \sum_j y_j^2 - \bar{Y}^2$$

leads to the result that the use of varying selection probabilities is efficient if

$$\sigma_2^2 - \sigma_1^2 = \frac{1}{M_o} \sum_j y_j^2 - (A_o/M_o^2) \sum_j (y_j^2/a_j) > 0 ,$$

in other words, if

$$\sum_j^{M_o} (a_j - \bar{A})(y_j^2/a_j) > 0 \quad , \quad \bar{A} = A_o/M_o \quad .$$

In the present case, the use of selection probabilities proportional to the square root of the total forest-holding area is advantageous if a and y^2/a are positively correlated. The study data gave the following correlation coefficients: SAVO: +0.51, POHJANMAA: +0.40, and UUSIMAA: +0.74.

In conclusion, the relative efficiency of the estimators examined above was studied. The simple cluster estimators (5.28) and (5.42), the ratio estimator (5.34) and the regression estimator were compared. Since these estimators either contained no bias at all or the bias compared with the standard error was of no practical importance, the bias was not taken into account in the efficiency figures. The most efficient estimator was given the numerical value 100.0.

Table 9. Relative efficiencies of different estimators, by study regions.

Estimator	SAVO	POHJAN-MAA	UUSI-MAA
Simple estimator			
— with replacement (5.42)..	32.6	54.6	57.4
— without replacement (5.28)	92.7	76.8	61.9
Ratio estimator.....	91.8	97.3	97.4
Regression estimator	100.0	100.0	100.0

5.3.5. Use of systematic sampling

When the primary-study material was analysed it was found (p. 40) that no autocorrelation could be traced in the material over successive wood lots. By forming large clusters and reviewing extensive regions, a slight correlation in distance can apparently be traced. The correlogram in these cases, with a high degree of certainty, is concave upward. No valid grounds could be found for the existence of periodic variation. Hence, the population constituting the subject of study may be considered structurally suitable for systematic sampling.

A single systematic sample can provide the population with an unbiased mean value estimate, but variance cannot be precisely estimated on the basis of only one systematic sample. Section 3.2 presented several alternatives for estimating the extent of sampling variation. Although the present material is small, a comparison of the estimators was attempted.

Two types of estimators were tried: Lindeberg's estimator (3.4) and the estimator based on balanced differences (3.6). Both were treated in their simple form and in a corresponding ratio form.

The Lindeberg-type estimator can be expressed in the simple form as follows (cf. N y y s s ö n e n et al. 1967, p. 42):

$$(5.47) \qquad v_{sy}(\bar{v}) = \frac{1}{2nn'} \sum_{i}^{n'} (v_i - v_{i+1})^2 \quad ,$$

where n' = the number of successive differences
(for v_i, see p. 58).

An estimator of this kind usually overestimates the true variance but is mostly closer to it than the random sample estimator.

On the basis of estimator (3.6), the following is obtained by excluding the finite multiplier:

$$(5.48) \qquad v'_{sy}(\bar{v}) = \frac{1}{4nn'} \sum_{i}^{n'} (v_{i_1} - v_{i_2} - v_{i_3} + v_{i_4})^2$$

$$= \frac{1}{4nn'} \sum_{i} d_{v_i}^2 \quad ,$$

where n' = the number of balanced differences.

Estimators like (5.48), based on balanced differences, have been found to be somewhat superior to those based merely on successive differences. They, too, normally produce overestimates. (Cf. N y y s s ö n e n et al. 1967, pp. 43—47.)

With the aid of expression (5.47), estimator (2.23) can be written as follows (for the symbols, see pp. 64 — 65):

$$(5.49) \qquad v_{sy}(r) = \frac{1}{2nn'}(1/\bar{u}^2) \left\{ \sum_{i}^{n'} (v_i - v_{i+1})^2 + r^2 \sum_{i}^{n'} (u_i - u_{i+1})^2 \right.$$

$$\left. - 2r \sum_{i}^{n'} (v_i - v_{i+1})(u_i - u_{i+1}) \right\}$$

$$= \frac{r^2}{2nn'} \left\{ \frac{\sum_i (v_i - v_{i+1})^2}{\bar{v}^2} + \frac{\sum_i (u_i - u_{i+1})^2}{\bar{u}^2} \right.$$

$$\left. - 2 \frac{\sum_i (v_i - v_{i+1})(u_i - u_{i+1})}{\bar{v}\bar{u}} \right\} .$$

Accordingly, the balanced differences give

$$(5.50) \qquad v'_{sy}(r) = \frac{r^2}{4nn'} \left\{ \frac{\sum_{i}^{n'} d_{v_i}^2}{\bar{v}^2} + \frac{\sum_{i}^{n'} d_{u_i}^2}{\bar{u}^2} - 2 \frac{\sum_{i}^{n'} d_{v_i} d_{u_i}}{\bar{v}\bar{u}} \right\} .$$

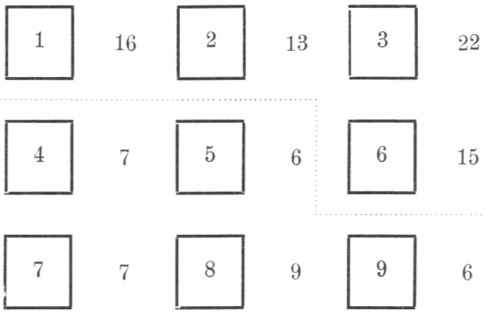
Successive differences were calculated for all adjacent clusters, both horizontally and vertically. When the clusters form a square, there will be a total of $2(n - \sqrt{n})$ pairs. The balanced differences formed were also overlapping in order that all possible squares be constructed. The number of differences when the clusters form a square is $(\sqrt{n} - 1)^2$.

The relative standard errors obtained are presented in Table 10, in which (5.30) and (5.35) are the simple estimator and the ratio estimator, respectively, based on random sampling. The SAVO material was not included in the comparison because the distance between adjacent clusters was not always the same (see Fig. 1, p. 38).

Table 10. Relative standard errors produced by different estimators in systematic sampling.

	Estimator	POHJANMAA	UUSIMAA
simple	5.30	0.163	0.130
	5.47	0.126	0.135
	5.48	0.089	0.139
ratio	5.35	0.145	0.104
	5.49	0.116	0.108
	5.50	0.130	0.108

In the UUSIMAA material, the estimators of random sampling produced almost the same relative standard error as those usually considered preferable. In the POHJANMAA material, on the other hand, there were differences, especially in the simple cluster estimator. This is understandable when examining the means per cluster of variables v_i, which for POHJANMAA (nine clusters) can be divided into two different parts (dotted line) on the basis of these means:



The result suggests a systematic change, but may also be due to the small number of observations. In the ratio estimator the differences between the methods of estimation are not particularly great in either region. Summarizing, the use of random sample estimators in the present material produced good results in ratio estimation.

5.3.6. Use of link sampling

5.3.6.1. Estimation of autocorrelation

Since the objective of the present study was to develop a method for obtaining continuous removal statistics, sampling had to be planned to take place at given intervals. Therefore, it is necessary to think of ways and means by which the costs can be cut without prejudice to the precision of the results. As pointed out in Section 4.1, link sampling provides a means worth considering.

The most important data required for efficient application of link sampling is the autocorrelation on time. Originally, when the present study was launched, no direct information was available on the strength of autocorrelation concerning removals per forest holding or any other unit. Such material was collected on 104 forest holdings at Suonenjoki in 1968 and 1969. The time lag, therefore, was one year.

When the autocorrelation was estimated on the basis of total removals, a positive correlation close to zero was obtained. When the removals were specified in greater detail and correlations were calculated for both removals for sale and removals for household consumption, the coefficient obtained for the latter group was +0.63. In removals for sale the correlation was low.

When removals for sale were examined by forest-holding size classes, it was seen that the behaviour of forest holdings under 50 hectares differed from that of the larger holdings. In the former group the correlation coefficient was +0.38 and in the latter —0.41. The explanation is probably that presented in the review of ratio estimators (p. 64). It was noticed that owners of forest holdings of 20—50 hectares were largely farm owners who often were compelled to sell timber regularly to make their living. The owners of large forest holdings can, for example, speculate with price changes. They sell when prices are high and avoid cuttings for sale while prices are low.

In order to obtain an idea of the strength of temporal autocorrelation both chronologically and regionally over a wider range than was afforded by the experimental-study material, material was obtained from the bookkeeping farms of the Agricultural Profitability Surveys (material is kept in the archives of the Agricultural Economics Research Institute). This

material is not representative, for bookkeeping farms are appointed on the basis of voluntary application. Furthermore, the material contains only a few farms with forest areas under five hectares.

For the study of autocorrelations, a sample of 118 farms was selected from among the bookkeeping farms. Efforts were made to keep its size-class distribution the same as in the population of all farms with not less than five hectares of forest area. The data on cutting quantities covered both cuttings for sale and cuttings for household consumption in 1954—63. The results obtained were:

time lag (years)	1	2	3	4	5	6	7	8	9
correlation ...	0.75	0.73	0.66	0.66	0.71	0.70	0.59	0.65	0.73.

The essential feature is that in the time interval studied the correlation did not diminish appreciably. The coefficient based on one-year lag is higher than that estimated from the experimental study material for removals for household consumption. The former can be considered more accurate in that it is based on nine pairs, whereas the latter was calculated on the basis of only one pair. Furthermore, a remarkable rise in stumpage prices took place between felling seasons 1967/68 and 1968/69, and this must have had an effect on cutting behaviour. It is possible, therefore that the coefficient obtained on the basis of the data for these felling seasons concerning the total removal and close to zero is an extreme variant. It may also be pointed out, for example, that the autocorrelation of wood consumed by farms in 1964 and 1965 was approximately 0.93 (Ervasti et al. 1969, p. 43).

5.3.6.2. Sample size

In most cases, the average-value estimates of the variable studied at the most recent occasion are of the greatest interest. As was seen before (p. 35), the number of re-measured sample units in this case does not depend on the precision required, but only on the original sample size, the extent of autocorrelation, and the ratio between the unit costs of new and re-measured sample units. This latter ratio will exceed one since finding the owner's name and address is not required for re-measurement any more than is a new determination of the exact area of the forest holding, provided neither has undergone a change. On the basis of the cost data in the Appendix, the value obtained for the ratio as an average of the different study regions was $27.5 / (27.5—3.8) = 1.160$.

It was said above that the value of the autocorrelation coefficient obtained from the present material must be considered exceptionally low. For this

reason, the coefficient has arbitrarily been set at 0.70. When this coefficient and the cost ratio obtained were inserted in expression (4.12), the ratio of the total number of re-measured sample units to the original sample size was 0.529.

The number of the new sample units is affected not only by the cost and autocorrelation, but also by the precision required. If the same precision is required from one occasion to the next, equation (4.13) can be given the form $V_0 = S_y^2/n_t$. This presupposes that the variance does not essentially change between observation years. The ratio between new sample units and the original sample size in this case was 0.312. Consequently, the total number of sample units required is 100 (0.529 + 0.312) = 84.1 per cent of the original sample size.

5.3.7. The normality of population distribution

Normality of population distribution becomes important when confidence limits for the estimates of population parametres are to be calculated. In a forest-holding population, the distribution is positively skewed. This means that the upper confidence limit tends to be greater and the lower limit smaller than that concordant with normal distribution.

Fortunately, for any population with finite standard deviation the distribution of the sample mean tends to normality as the sample size increases. Thus the distribution of cluster means may also be expected to tend to normality as the cluster size grows.

The measures of skewness based on moments were estimated for the study regions by

$$\gamma_1 = \frac{E(y_i - \bar{Y})^3}{\sigma^3} .$$

The figures obtained had absolute values much below one. This suggests that the selection method used, based on varying selection probabilities, together with the method of cluster formation, produces a distribution that is not systematically skewed.

Although the population showed no apparent skewness the degree of peakedness in its distribution may differ from that in a normal distribution. If the distribution studied is highly leptokurtic, the estimated variance may be more highly variable from sample to sample than in a population with

normal distribution. The variance of the variance can be written as follows (Cochran 1963, p. 44):

$$(5.51) \qquad V(s^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}\left(1 + \frac{n-1}{2n}\gamma_2\right),$$

where $$\gamma_2 = \frac{E(y_i - \bar{Y})^4}{\sigma^4} - 3 .$$

The quantity in parentheses indicates the factor by which the variance of s^2 must be multiplied when the distribution of the population shows a degree of peakedness different from the normal.

In each of the regions the distribution proved to be platykurtic, since the values of γ_2 were negative. This means that the true standard deviation of the variance is smaller than that obtained on the basis of assumed normality. For the various regions, the quantity in parentheses in equation (5.51) gave values ranging from 0.43 to 0.63.

5.3.8. Non-sampling errors

In the analysis above it was assumed that to each population unit U_{ij} is attached a value y_{ij}. Value y_{ij} is the true value of unit U_{ij} for the measured quantity y.

It has been implicitly assumed that when U_{ij} is selected in the sample, the correct measurement y_{ij} is obtained. However, it is not self-evident that the measured value, irrespective of who measures and what the circumstances are like, is always exactly y_{ij}. For example, in a study of the removals of Finland's forests in 1955—57, the results obtained were systematically 20—25 per cent lower than the true values. The main causes of this bias were the incomplete training of the interviewers, careless collection of material, and apparently the intentional or unintentional behaviour of the respondents (the forest owners) (Holopainen 1959, p. 24).

In this study, the non-sampling errors arose from the following main sources:

(1) the interviewer;
(2) the respondent;
(3) treatment of results;
(4) inexact definitions.

Apparently the biggest potential sources of error were the interviewers and the respondents. The material for this study was collected by four interviewers. This, however, does not help to explain the interviewers'

influence, for field work had to be accelerated and therefore the forest holdings could not be randomly divided among the interviewers. On the basis of experience gained it is probable, however, that when skilled and well-trained personnel are employed, the interviewers do not represent a great source of error. This assumption is also supported by experience obtained from some earlier forestry studies using the interview method (Ervasti et al. 1969, pp. 20 & 45; Salo 1970).

The attitude of the respondents to the inquiry definitely affects the reliability of the information supplied. In this study, the forest owners were informed beforehand by letter of the interviewer's visit. The attitude to the interviews was favourable, almost without exception. Only one of more than 500 asked refused the interview. The interviewers were requested to evaluate the attitudes of the respondents. The following percentage distribution expresses the degree of willingness:

	SAVO per cent	POHJAN-MAA per cent	UUSI-MAA per cent
Very interested ..	2.1	3.4	11.5
Ready and willing	91.6	86.2	80.5
Indifferent	4.9	6.9	6.7
Reluctant	1.4	2.6	1.3
Refused	—	0.9	—

A favourable attitude can be interpreted to mean that the respondents do not intentionally try to supply misleading information. For timber sold, the removals were mainly based on measurement certificates which may be considered to provide extremely precise information. Removals for household consumption were recorded by detailed listing of all possible timber assortments. Where the cut timber could be seen, its quantity was measured. For quantities already consumed, efforts were made to learn the measurements of the stack or pile that had contained the timber.

Errors arising from the treatment of results are mainly due to the conversion of timber quantities measured in various commercial units into cubic metres solid measure. The precision of the conversion figures and functions used is improving all the time. Apparently, when large timber quantities are concerned the error due to conversion cannot become very great, if whatever inaccuracies there may be are not systematic.

Inaccurate definitions may produce a certain number of errors. No difficulties were encountered in defining the timber assortments used. A source of error is the localization of the felling season. Especially for timber quantities cut and used in different felling seasons, errors on this point are possible. If the results are treated as mean values for several consecutive years, not even this source of error will be great.

In summary, it may be said that non-sampling errors will apparently not impair the results obtained by the method used for this study. This presupposes, however, that careful preparations are made for collecting the material and that particular attention is devoted to training the interviewers.

6. SAMPLING BY FOREST HOLDINGS IN A CONTINUOUS STATISTICAL SYSTEM FOR ESTIMATION OF REMOVALS

6.1. Integrating the estimation of removals with national forest inventories

At present, removal estimation and national forest inventory are still, both chronologically and regionally, practically separate studies. In the national forest inventory, the land-use areas and stand classes are estimated by line survey and growing-stock characteristics by so-called relascope plots. The sample plots are located at 200-metre intervals on the survey lines. The lines, in their turn, are in a so-called tract form. In the southern half of the country, each primary area of 8×8 sq.km encloses 5.2 km of survey line in the form of a rectangular tract. In northern Finland, the tracts have an L-shape. The length of the survey line per primary area is 5.1 km, and the primary areas cover 9×9 sq.km. (K u u s e l a and S a l m i n e n 1969, pp. 9—11.)

This tract system provides a good basis for forest-holding estimation by clusters. It represents a systematic sample, and provides the frame. An L-shaped survey line is also well adapted for the construction of a cluster. The selection probabilities used will even be less biased than in rectangular tracts.

The latest national forest inventory was carried out in 1964—1970. Starting in the south, a certain part of the country was surveyed each year. The total number of tracts was almost 4,500. If the next inventories are carried out so that the whole country is surveyed continuously covering a small number of tracts per year, the total number of tracts per year will be reduced. However, their number may still be too high to serve as a basis for the estimation of removals. Consequently, a sample of tracts must be selected.

In national forest inventories, inventory crews headed by a graduated forester carry out estimation in the field from May to September. 6—10 crews per year have been at work. Since field work, including preparatory work, only takes a part of the year, the crew leaders, who are employed for the whole year, might also be charged with estimating removals by forest holdings.

The system in the 1970s might be the following. The whole country is divided into 6—10 forest-statistic districts. A national forest inventory crew leader would be responsible for each district. In May—September the crew leaders, together with the crew hired for this period, would carry out the field work of forest inventory in their respective districts. Preliminary observations can be made at the same time with a view to estimating the removals. In October—January the crew leaders alone would find out the removals in their districts by interviewing the forest owners. The removals of the previous felling season ending on June 30 can evidently still be recorded with a fair degree of reliability as late as in March. The balance of the year, February—April, is at the crew leaders' disposal for preparatory work before the field work of forest inventory and removal determination begins again.

At the moment, owing to the method used, a completely separate sample is used every year in the national forest inventory surveys. On the basis of results obtained elsewhere, it would seem rational to introduce link sampling. In North American studies, for example, autocorrelations ranging from 0.67 to 0.93 for growing-stock volume have been obtained (W a r e and C u n i a 1962, p. 24). The average time lag has been nine years. Studies in Finland have yielded values ranging from 0.64 to 0.92, the time lag in all cases being five years (N y y s s ö n e n 1967, p. 207).

In successive years, the correlation may be expected to average not less than 0.9. If the precision requirement is kept constant from year to year, and the cost of re-measuring a number of sample units does not change, the sample size with link sampling will entail a 40 per cent saving. The estimation of removals can easily be linked with the same sample used in forest inventory work. Since the dependence in removals is weaker than in growing-stock volume, the advantage achieved with link sampling is not equally great.

6.2. Estimating removals to cover the whole country

Although the material of the present study covered only three regions, it was considered necessary to speculate on the size and cost of the sample required for using the present method to estimate removals in the whole country. The material of the present study as well as of the studies by Holopainen (H o l o p a i n e n 1959) and Salo (S a l o 1970) were used.

Ratio estimator (5.34) was chosen as the estimator to be used. It is not as efficient as the regression estimator, but the difference is so small that the convenient use of the ratio estimator outweighs the loss in efficiency.

The coefficients of variation obtained for the ratio estimator were 0.423 for SAVO, 0.435 for POHJANMAA, and 0.414 for UUSIMAA. The basis taken for the calculation was 0.42, and the size of the cluster was assumed to be eight forest holdings.

In 1955—69 the change in cutting quantity in the whole country from year to year varied from 0.2 to 13.9 per cent with a mean value of 4.0 per cent (Yearbook of forest statistics 1969, table 5.1.6). If the 95 per cent confidence interval of the annual cutting quantity is required to not exceed this mean, the standard error must not exceed two per cent of the mean. This precision standard was made the basis for estimating the sample size for the whole country. When the coefficient of variation is 0.42, the number of sample clusters will be 441.

The use of link sampling will reduce the sample required. If the autocorrelation is assumed to be 0.70, the sample required is 84.1 per cent of the original sample size (see p. 76). This results in 371 sample clusters.

In a nation-wide calculation the sample can usefully be stratified by forestry board districts or groups of districts. If the allocation has been successful, the precision of the estimates can be increased or the sample size reduced accordingly. In Holopainen's study, stratification into forestry board districts reduced the sample variance by 10.4 per cent (Holopainen 1959, p. 21). The estimates by forestry board districts were calculated according to the simple stratified random sampling. Proportional allocation was sought by dividing the sample among the forestry board districts in proportion to the estimated removals (Holopainen 1959, p. 8). Assuming a reduction of the sample variance by the said 10.4 per cent, the number of the sample clusters required could be reduced to 332.

If optimum allocation is used instead of proportional allocation, the sample size can be reduced even further. When the ratio of the optimal and proportional sample sizes was calculated on the basis of the variance estimates presented by Holopainen per forestry board district, the result obtained was that after replacement of the latter by the former the sample size could be reduced to 92.8 per cent. This implies that 308 sample clusters are required. As the clusters average eight forest holdings each, the total number of sample holdings would be 2,464.

When the sample sizes obtained were inserted in the cost function (5.3), whose coefficients were taken as mean values of the coefficients per district, the variable total cost obtained for the sample was about 68,800 marks. This total is composed of the payroll (according to government salary bracket A 28), daily allowances (calculated solely in terms of urban allowances), and costs arising from transportation (private car). Since the plan is to have the interviews carried out by personnel already on the payrolls (crew-leader foresters of the national forest inventory), the payroll item can be disregarded.

The final total obtained is now 23,700 marks. This sum is less than 10 per cent of the cost of a national forest inventory. In 1966, for example, the field-work cost, including 12-month salaries for the crew leaders, totalled nearly 370,000 marks (K u u s e l a and S a l m i n e n 1969, p. 13).

If sampling by forest holdings were carried out in the form of simple unrestricted random sampling, the sample size should be 10,000 forest holdings, assuming a relative standard error of two per cent and a coefficient of variation of 2.00. This latter figure was partly estimated on the basis of the studies by Holopainen and Salo. The cost of field work, excluding the pay for the interviewer, would then total 122,200 marks. When this figure is compared with the final total of 23,700 marks arrived at above, it may be concluded that, by various sampling techniques, the cost can be reduced to one-fifth of the sum the simple unrestricted random sampling would involve.

7. SUMMARY

This study is a part of the work towards the improvement of the methods of collecting drain statistics in which the Departments of Forest Economics and Mathematical Statistics of the Forest Research Institute have been engaged in recent years.

The purpose defined for the study was to create a proposal for a statistical method based on a sample of forest holdings, meeting the following requirements:

(1) no listing of the population should be necessary;
(2) the cost of travelling involved in the collection of material should remain reasonable;
(3) the estimating of removals could be associated, chronologically and regionally, with national forest inventories;
(4) observational errors could be kept reasonably small and non-systematic.

Requirements (1) and (2) are met by cluster sampling, with clusters consisting of regionally compact groups of forest holdings. To meet requirement (3), the network of tracts in the national forest inventory was taken as the basis for the formation of the clusters. In the elimination of observational errors, a high level of training and personal suitability of the interviewers plays an important part. The crew leaders employed in the national forest inventories form a group with a sufficiently high level of a professional skill.

The study was divided into two parts: a theoretical review, and an experimental study with a presentation of the use of the developed method as a system of continuous statistics. The theoretical section presents the results, covering cluster sampling, systematic sampling and link sampling, needed for the application of the proposed method based on a sample of forest holdings.

The experimental study endeavoured to find

(1) the best way of constructing the sample cluster, both from the point of view of determining the removals and considering the integration of the removals estimation with national forest inventories;
(2) the optimum size of the cluster in different forestry conditions;
(3) the most efficient method of estimation to determine the removals; and
(4) whether link sampling might increase the precision of the results.

In order to find the answers to these questions, material concerning removals was collected in 1968 and 1969 from the forestry board districts of 1) Pohjois-Savo, 2) Etelä-Pohjanmaa and 3) Lounais-Suomi and Uusimaa—Häme on a total of more than 500 forest holdings. These three districts were taken as representative of different forestry conditions.

Varying selection probabilities were used in the final construction of the clusters. The sample clusters were formed from the forest holdings intersected by the tract

line of the national forest inventories. Selection probabilities used in the calculation were approximated.

The optimum cluster size ranged from 5 to 11 forest holdings, depending on the region. Apparently, for most of the country the optimum remains within this range.

Regression estimation proved to be the most efficient estimation method. Ratio estimation was almost equally efficient. The difference was so small that the simplicity of the latter was considered to compensate for the reduction in efficiency following its use. Ratio estimator (5.34) (p. 65) was chosen as the estimator to be used.

Preliminary experiments were carried out concerning the expediency of link sampling. The time interval was one year. It was found that more material is required to find out exactly how efficient the use of link sampling was.

The last section of the study dealt with the use of linked systematic cluster sampling by forest holdings as a system of continuous statistics. A recommendation was presented to divide the whole country into 6—10 forest-statistic districts. A crew leader of the national forest inventory would be responsible for each district. In their respective districts in summer each crew leader would together with his crew carry out the field work of forest inventory. In winter the crew leader alone would find out the removal by interviewing forest owners.

The calculations showed that when this system is used and when a relative standard error of two per cent throughout the country is the target, the variable costs for the sampling may be estimated at about 24,000 Finnish marks per annum. If sampling by forest holdings were carried out in the form of simple unrestricted random sampling, the cost of field work excluding the pay for the interviewers may be estimated at about 122,000 marks. When this figure is compared with 24,000 marks, it may be concluded that, by various sampling methods, the variable cost can be reduced to one-fifth of the sum the simple unrestricted random sampling would involve. As a sampling basis for this evaluation were the following assumptions:

(1) sample forest holdings are selected from the survey line of the national forest inventory;
(2) the average cluster size is eight forest holdings;
(3) clusters are stratified by forestry board districts;
(4) ratio-estimation is used, in which case forest area is the concomitant variable;
(5) link sampling is applied, a certain part of the sample being re-measured when the sampling is repeated.

ERRATA

Page 17 — the second row after expression (2.20)
is: intra-class correlation; should be: correlation $\varrho\ (M_i,\ M_i\overline{Y}_i)$

PRINCIPAL NOTATION USED

In cases where a symbol has been used only a few times and its meaning has been indicated in the text, it has not been included in this list. Wherever the notation used is not explained, it should have the following meaning:

$A_o = \sum_{j}^{M_o} a_{ij} = \sum_{j}^{M_o} a_j$

a = square root of a total area

$B(\ )$ = bias

$Cov(\ )$ = covariance

$CV(\ )$ = coefficient of variation

$E(\ )$ = expected value

$e(\ )$ = relative standard error

i = cluster i

j = element (forest holding) j

M = number of elements in a cluster

M_o = number of elements in the population

$MSE(\ )$ = mean square error

N = number of clusters in the population

n = number of clusters in a sample

ω = coefficient of intra-cluster correlation

p = relative probability of being selected for a sample when sampling is carried out with replacement

$p'_{(n)} = \pi_{(n)}/n$ = relative probability of being selected for a sample of n units when sampling is carried out without replacement

$\pi(n)$ = overall probability of being selected for a sample of n units when sampling is carried out without replacement

R = ratio of two totals or two population means (population ratio)

r = ratio of two stochastic variables (sample ratio)

ϱ = correlation coefficient

S^2 = population mean square

s^2 = sample mean square

σ^2 = population variance

$u_{ij} = x_{ij}/a_{ij} = x_j/a_j$

$V(\ )$ = variance based on population values

$v(\ )$ = variance based on sample values

$v_{ij} = y_{ij}/a_{ij} = y_j/a_j$

x = forest area

y = timber removals

$\doteq$ = approximately equal to

REFERENCES

Cochran, W. G. 1963. Sampling techniques. John Wiley & Sons, Inc. New York —London.

Cunia, T. 1965. Continuous forest inventory, partial replacement of samples and multiple regression. *Forest Science* 11.4, 480—502.

Cunia, T. — Chevrou, R. B. 1969. Sampling with partial replacement on three or more occasions. *Forest Science* 15.2, 204—224.

Ervasti, S. — Salo, E. — Seppälä, R. — Tiililä, P. 1969. Survey of the utilization of roundwood and fuel on real estates in Finland. Methods and results for 1964—66, and plan for 1970. *Metsäntutkimuslaitoksen Julkaisuja* 68.6. Helsinki.

Grosenbaugh, L. R. 1965. Three-pee sampling theory and program »THRP» for computer generation of selection criteria. *U. S. Forest Service Research Paper* PSW-21. Berkeley.

Hansen, H. M. — Hurwitz, W. N. — Madow, W. G. 1960. Sample survey methods and theory. Volume I: Methods and applications. John Wiley & Sons, Inc. New York — London.

Hartley, H. — Rao, J. 1962. Sampling with unequal probabilities and without replacement. *Annales of Mathematical Statistics* 33, 350—374.

Holopainen, V. 1956. Yksityismetsien luovutusmäärä, sitä vastaava kantorahatulo ja raakapuun hintataso Keski-Suomen metsänhoitolautakunnan alueella hakkuuvuotena 1953/54. Summary: Removal of private forests, stumpage and prices of roundwood in the area of Keski-Suomi district forestry board in the felling year 1953/54. *Silva Fennica* 89, 73—125.

—»— 1959. Suomen metsien luovutusmäärä hakkuuvuosina 1955/56—1956/57. Hakkuutilaston metodia käsittelevä koetutkimus. Summary: Removal of Finland's forests in the felling years 1955/56—1956/57. A study in the method of compiling felling statistics. *Silva Fennica* 97.

Kuusela, K. — Salminen, S. 1969. The 5th national forest inventory in Finland. General design, instructions for field work and data processing. *Metsäntutkimuslaitoksen Julkaisuja* 69.4. Helsinki.

Lindeberg, J. W. 1924. Über die Berechnung des Mittelfehlers des Resultates einer Liniertaxierung. *Acta Forestalia Fennica* 25.

—»— 1927. Zur Theorie der Liniertaxierung. *Acta Forestalia Fennica* 31.

Matérn, B. 1947. Metoder att uppskatta noggrannheten vid linje- och provytetaxering. Summary: Methods of estimating the accuracy of line and sample plot surveys. *Meddelanden från Statens Skogsforskningsinstitut* 36. Stockholm.

—»— 1960. Spatial variation. *Meddelanden från Statens Skogsforskningsinstitut* 49. Stockholm.

Mikkola, P. 1969. Metsähukkapuun osuus hakkuupoistumasta Etelä-Suomessa. Summary: Proportion of wastewood in the total cut in southern Finland. *Folia Forestalia* 74. Helsinki.

Murthy, M. 1957. Ordered and unordered estimators in sampling without replacement. *Sankhyā* 18, 379—390.

Narain, R. 1951. On sampling without replacement with varying probabilities. *Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics* 3, 169—174.

Nyyssönen, A. 1955. Hakkuumäärän arvioiminen kannoista. Summary: Estimation of the cut from stumps. *Metsäntutkimuslaitoksen Julkaisuja* 45.5. Helsinki.

—»— 1967. Remeasured sample plots in forest inventory. *Meddelelser fra det Norske Skogsforsøksvesen* XXII, 189—220. Oslo.

Nyyssönen, A. — Kilkki, P. — Mikkola, E. 1967. On the precision of some methods of forest inventory. *Acta Forestalia Fennica* 81.

Palo, M. 1969. Ostajaotantaan perustuva hakkuutilasto. Summary: Removal statistics based on a sample of buyers. *Metsäntutkimuslaitoksen Julkaisuja* 68.1. Helsinki.

Raj, D. 1956. A note on the determination of optimum probabilities in sampling without replacement. *Sankhyā* 17, 197—200.

—»— 1968. Sampling theory. McGraw-Hill. New York—London.

Rao, J. — Hartley H. — Cochran, W. 1962. A simple procedure of unequal probability sampling without replacement. *Journal of the Royal Statistical Society* B 24.

Salo, E. 1970. Hakkuupoistuman määritys metsälönäyttein. Mimeographed. Metsäntutkimuslaitos. Helsinki.

Sampford, M. R. 1962. An introduction to sampling theory. Oliver and Boyd. Edinburgh.

Schreuder, H. T. — Sedransk, J. — Ware, K. 1968. 3-p sampling and some alternatives I. *Forest Science* 14.4, 429—454.

Seppälä, R. 1967. Systemaattisesta ryväsotannasta ja sen käytöstä hakkuupoistuman määrityksessä. Mimeographed. Metsäntutkimuslaitos. Helsinki.

Snedecor, G. W. 1962. Statistical methods. The Iowa State University Press. Ames.

Sukhatme, P. V. 1954. Sampling theory of surveys with applications. The Iowa State University Press. Ames.

Tiihonen, P. 1962. Hakkuupoistuma hankintakausina 1959—60 ja 1960—61 maan eteläpuoliskossa. *Metsätaloudellinen Aikakauslehti* 5—6/1962, 227—230. Helsinki.

Törnqvist, L. 1963. The theory of replicated systematic cluster sampling with random start. *Review of the International Statistical Institute* 31: 1, 11—23.

Uusvaara, A. 1969. Maan ja metsän omistus Suomessa v. 1965 alussa ja sen kehitys v. 1957—65. Summary: Land and forest ownership in Finland 1965 and their development during 1957—65. *Folia Forestalia* 63. Helsinki.

Ware, K. D. — Cunia, T. 1962. Continuous forest inventory with partial replacement of samples. *Forest Science*. Monograph 3.

Yates, F. 1965. Sampling methods for censuses and surveys. Charles Griffin & Company Limited. London.

Yates, F. — Grundy, P. 1953. Selection without replacement from within strata with probability proportional to size. *Journal of the Royal Statistical Society* B 15, 253—261.

Yearbook of forest statistics 1969. Metsätilastollinen vuosikirja 1969. *Folia Forestalia* 96. Helsinki.

SELOSTE

Tämä tutkimus liittyy osana Metsäntutkimuslaitoksen metsäekonomian tutkimusosastossa ja matemaattisessa osastossa viime vuosina tehtyyn hakkuutilastomenetelmien kehittämistyöhön.

Tutkimustehtäväksi asetettiin sellaisen metsälöotantaan perustuvan hakkuiden tilastointijärjestelmän luominen, jossa

(1) vältyttäisiin perusjoukon luetteloinnilta,
(2) saataisiin aineiston keruuseen liittyvät matkakustannukset pidetyksi kohtuullisina,
(3) voitaisiin hakkuupoistuman estimointi ajallisesti ja alueellisesti kytkeä valtakunnan metsien inventointeihin ja
(4) pystyttäisiin pitämään havaintovirheet kohtuullisina ja satunnaisina.

Vaatimukset (1) ja (2) täyttää ryväsotanta, jossa rypäät ovat alueellisesti kompakteja metsälöryhmiä. Vaatimuksen (3) täyttämiseksi otettiin rypäiden muodostamisessa lähtökohdaksi valtakunnan metsien inventoinnin traktiverkosto. Havaintovirheiden eliminoimisessa näyttelee tärkeää osaa tietojen kerääjien (haastattelijoiden) sekä valmennuksen että soveltuvuuden korkea taso. Valtakunnan metsien inventoinnissa käytettävät ryhmänjohtajat muodostavat tässä suhteessa ammattitaidollisesti riittävän korkeatasoisen joukon.

Tutkimus jakautuu kahteen osaan: teoreettiseen katsaukseen sekä koetutkimukseen ja esitykseen kehitetyn menetelmän käyttämisestä jatkuvana tilastointijärjestelmänä. Teoreettisessa osassa esitetään ryväsotannasta, systemaattisesta otannasta ja ketjuotannasta ne tärkeimmät tulokset, joita tarvitaan esitetyn metsälöotantaan perustuvan menetelmän soveltamisessa.

Koetutkimuksella pyrittiin selvittämään,

(1) mikä on paras tapa konstruoida otosryväs sekä hakkuiden määrityksen kannalta että pitäen silmällä hakkuupoistuman estimoinnin kytkemistä valtakunnan metsien inventointeihin,
(2) mikä on optimaalinen ryväskoko erilaisissa metsätaloudellisissa olosuhteissa,
(3) mikä on tehokkain estimointimenetelmä hakkuupoistuman määrittämiseksi ja
(4) voidaanko ketjuotantaa käyttämällä lisätä tulosten tarkkuutta.

Vastauksen löytämiseksi näihin kysymyksiin kerättiin vuosina 1968 ja 1969 hakkuita koskevaa materiaalia 1) Pohjois-Savon, 2) Etelä-Pohjanmaan sekä 3) Lounais-Suomen ja Uudenmaan—Hämeen piirimetsälautakuntien alueilta yli 500 metsälöltä. Näiden kolmen tutkimusalueen katsottiin edustavan metsätaloudellisesti toisistaan poikkeavia olosuhteita.

Lopullisessa rypäiden konstruoinnissa käytettiin vaihtelevia poimintatodennäköisyyksiä. Otosrypäät muodostettiin niistä metsälöistä, joita vastaavien rekisteritilojen pinta-alaa valtakunnan metsien inventoinnin traktiviiva leikkasi. Laskennassa käytetyt poimintatodennäköisyydet estimoitiin aproksimatiivisesti.

Optimaalinen ryväskoko vaihteli 5—11 metsälöön tutkimusalueesta riippuen. On ilmeistä, että suurimmassa osassa maata optimi pysyttelee näissä rajoissa.

Tehokkaimmaksi estimointimenetelmäksi osoittautui regressioestimointi. Suhdeestimointi oli lähes yhtä tehokas. Ero oli niin pieni, että viimeksi mainitun yksinkertaisuuden katsottiin korvaavan sen käytöstä aiheutuvan tehokkuuden vähentymisen. Käytettäväksi estimaattoriksi valittiin suhde-estimaattori (5.34) (s. 65).

Ketjuotannan soveltuvuudesta tehtiin alustavia kokeita. Aikavälin pituus oli yksi vuosi. Ilmeni, että ketjuotannan käytön tehokkuuden tarkaksi selvittämiseksi tarvitaan vielä lisää materiaalia.

Tutkimuksen viimeisessä luvussa tarkasteltiin metsälöittäisen ketjutetun systemaattisen ryväsotannan käyttöä jatkuvana tilastointijärjestelmänä. Tällöin esitettiin suositus, että koko maa jaettaisiin 6—10 metsätilastopiiriin, joista kustakin olisi vastuussa yksi valtakunnan metsien inventoinnin ryhmänjohtaja. Omilta alueiltaan ryhmänjohtajat suorittaisivat kesällä yhdessä inventointiryhmänsä kanssa metsien inventointiin kuuluvat maastotehtävät. Talvella ryhmänjohtajat yksinään määrittäisivät hakkuupoistuman metsänomistajia haastattelemalla. Laskelmat osoittivat, että käytettäessä tätä järjestelmää ja pyrittäessä tulosten tarkkuudessa koko maassa kahden prosentin yksinkertaiseen suhteelliseen keskivirheeseen ovat otannasta aiheutuvat muuttuvat erilliskustannukset vuosittain arviolta 24,000 markkaa. Jos metsälöittäinen otanta toteutettaisiin käyttämällä yksinkertaista rajoittamatonta satunnaisotantaa, kenttätyön kustannukset ilman haastattelijan kuukausipalkkaa olisivat noin 122,000 markkaa. Kun tätä lukua verrataan 24,000 markkaan, voidaan todeta, että erilaisin otantateknisin menetelmin on mahdollista pienentää muuttuvia kustannuksia viidenteen osaan siitä määrästä, joka tarvitaan käytettäessä yksinkertaista rajoittamatonta satunnaisotantaa. Tämän arvion otantateknisinä lähtökohtina olivat seuraavat oletukset:

(1) otosmetsälöt poimitaan valtakunnan metsien inventoinnin traktiviivalta;
(2) keskimääräinen ryväskoko on kahdeksan metsälöä;
(3) rypäät ositetaan piirimetsälautakunnittain;
(4) käytetään suhde-estimointia, jossa rinnakkaismuuttujana on metsäala;
(5) sovelletaan ketjuotantaa, jossa määräosa otoksesta uusitaan otantaa toistettaessa.

APPENDIX. BASIS FOR CALCULATING THE VARIABLE COSTS

1. Prices
   (a) Payroll (government salary bracket A 28) ..... mk 14.00/hour
   (b) Daily allowance (mk 36.00/day) ..... mk 5.00/ »
   (c) Motor vehicle costs ..... mk 0.26/km

2. Cost connected with selecting the cluster and listing the forest holdings (c_1)
   12 minutes/forest holding ..... mk 3.80/holding

3. Cost per forest holding (c_2 and c_3)
   (c_2) duration of interview:

	SAVO	48 min.	= mk	15.20/holding
	POHJANMAA	42 »	= »	13.30/ »
	UUSIMAA	37 »	= »	11.70/ »

   (c_3) travel from one forest holding to another and locating the respondent:

time used	SAVO	14 min.	= mk	4.43/holding
	POHJANMAA	16 »	= »	5.07/ »
	UUSIMAA	20 »	= »	6.33/ »
distance	SAVO	2.4 km	= »	0.62/ »
	POHJANMAA	4.9 »	= »	1.27/ »
	UUSIMAA	4.2 »	= »	1.09/ »

4. Cost connected with travel between clusters (c_4)
   (a) mean rate

SAVO	47	km/hour
POHJANMAA	55	»
UUSIMAA	52	»

   (b) coefficient by which the distance measured as the crow flies must be multiplied to obtain road kilometres

SAVO	1.7
POHJANMAA	1.6
UUSIMAA	1.6

The regions studied were assumed to cover 20,000 square kilometres.
For UUSIMAA, for example, the value of component c_4k is obtained as follows:

$$c_4k = 0.63 \times 1.6\sqrt{n\ 20{,}000} = 142.6\ \sqrt{n},\ \text{in which}$$

coefficient 0.63 consists of	payroll ..	mk 0.37/kilometre
	and motor car costs	» 0.26/kilometre
		mk 0.63/kilometre

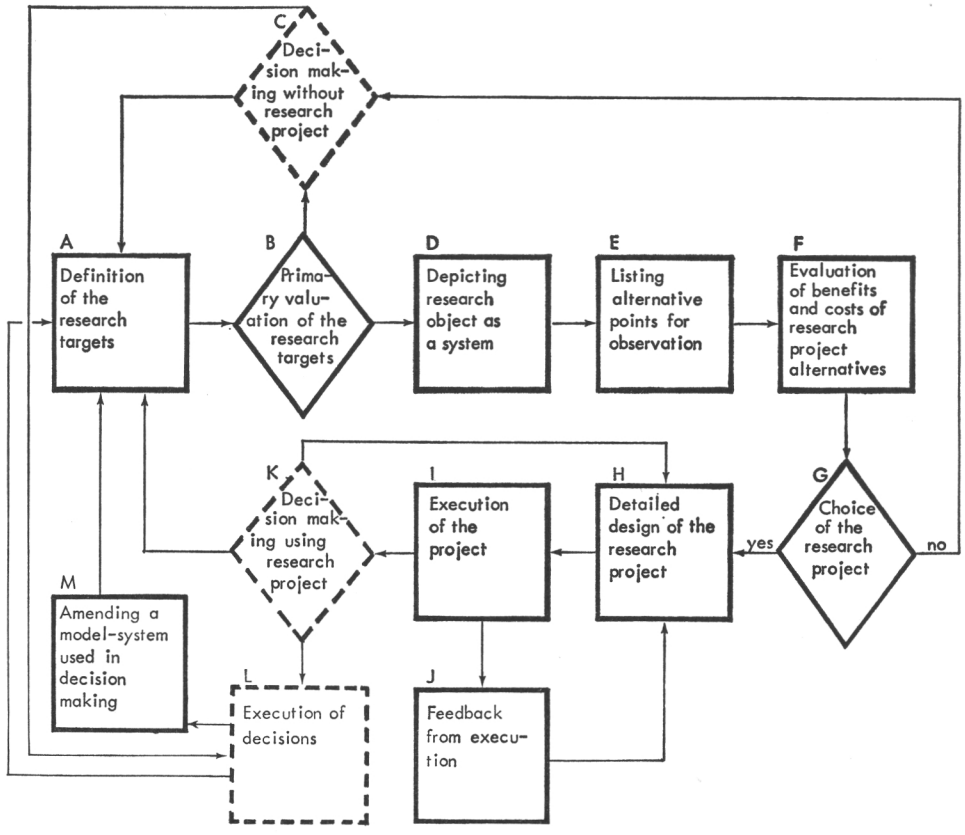
A SYSTEMS-ORIENTED FRAME MODEL FOR PLANNING RESEARCH PROJECTS IN FORESTRY

MATTI PALO

Tiivistelmä

Metsällisen tutkimusprojektin suunnittelun systeemiteoreettinen kehysmalli

HELSINKI 1971



To Anne-Marie

FOREWORD

A tentative study written in Finnish along the lines of this paper was originally included as part of the thesis for the Licentiate degree in forestry by MATTI PALO in 1967. He wrote a substantial part of the present paper while spending a year as a visiting scholar at the School of Forestry and Conservation, University of California, Berkeley, in 1969—70. JOHN A. ZIVNUSKA made helpful arrangements to facilitate his research activities there.

This study was supported by the Forest Economics Department of the Forest Research Institute in Helsinki. RISTO SEPPÄLÄ read the manuscript and made several suggestions for improving it.

This is the author's first attempt at writing a scientific paper in English; the efforts were checked by DAVID COPE and MICHAEL JONES. MAIJA KUUSIJÄRVI and MAIJA-LIISA SOVERI drew the figures. MARJA IMMONEN assisted by typing the manuscript.

MATTI PALO's trip to the United States was funded by the Senior Fulbright-Hays Program. The W. K. KELLOGG Foundation, the Finnish Government and the Society of Forestry in Finland also contributed to this study by supporting financially his stay in California.

On behalf of the Department, I wish to express my sincere gratitude to all these persons and institutions.

Helsinki, December 1970

Lauri Heikinheimo

CONTENTS

page

1. Summary 5

2. Introduction 7

3. Systemology 9

4. Cybernetics 13
   4.1. Black-box concept 13
   4.2. Information theory 15
   4.3. Feedback theory 16

5. Forestry as a system 18
   5.1. Forestry as a production-consumption system 18
   5.2. Forestry as a control system 22

6. A frame model for planning research projects in forestry 27
   6.1. Research as an information system 27
   6.2. A frame model for planning research projects 30

7. Cases of application 36
   7.1. Goal-setting 36
   7.2. Viewing the research object as a system 38
   7.3. Network planning 43

8. Discussion 51
   8.1. Applicability of the frame model 51
   8.2. The alternatives of the systems approach 52
   8.3. Systems description of research objects 52
   8.4. The concept of the forestry ecosystem 53

References 56

Tiivistelmä 59

1. SUMMARY

The hypothesis underlying this study is that too often the planning of a research project in forestry has been restricted only to the choice of particular statistical methods for sampling and analysis. The availability of specific procedures for problem identification and efficient planning, execution and feedback of the whole project has not generally been recognized. *The purpose of this paper is to design a frame model for efficient planning of research projects in forestry.* The presentation is based mainly on general systems theory, cybernetics, network-planning methods and graphical models.

First, the basic concepts of systems and cybernetics are introduced. The ecologists of the 1930s created the concept of an ecosystem. This fits well into the general framework of present systems theory, although the latter is of more recent origin. For the purpose of this paper, a system is defined as a set of elements viewed as a whole and including relationships among the elements and between their states.

Cybernetics is a theory of complex, probabilistic systems utilizing the principle of feedback. The ultimate goal for cybernetics research is the development of self-control devices analogical to a thermostat (which regulates the temperature of a system according to the target given).

In this study, much effort has been devoted to depicting forestry as a system. First, the concept of a forestry ecosystem is introduced. The forestry ecosystem is that part of the general ecosystem which is concerned with making, distributing and consuming the goods and services of the forest. These goods and services are primarily trees, wildlife, forage, other organisms, the products into which they can be converted, water, watershed regulation, air and recreation. It should be stressed here that the boundaries of this definition are in many respects arbitrary. The final argument for fixing them is the point of view chosen for each problem to be tackled.

The forestry ecosystem is initially viewed as a production-consumption system. In the next phase, frame models for a control and decision system in the forestry ecosystem are constructed. The idea here is to make a detailed analysis of the forestry ecosystem from the point of view of control. Feedback is identified as being a function which ensures that the whole system operates as closely as possible to the target budget.

In the course of this systems delineation, an endeavor is made to depict scientific research as an active element in an information system. An information system is defined as being the collection, processing and communication of information within a parent system. Hence, the whole information system, with forestry research as a part of it, should be viewed as a subsystem of the forestry-ecosystem control system. *Thus, the main function of the information system is to help the decision-makers obtain "better" decisions.*

Finally, a frame model for planning research projects in forestry is assembled. It can be regarded as the main result of the study. This kind of planning is viewed as a recursive process of eight main activities linked together by four major decisions, a time sequence and seven feedback loops.

In this frame model, the main emphasis is put on (1) goal-setting for a research project, (2) depicting a research object as a system, (3) detailed designing of the research project, (4) executing the project, and (5) feedback from this execution. One part of this frame model is dealt with only tentatively: the evaluation of benefits and costs of research-project alternatives. Being fundamental in nature, this crucial task has yet to be analyzed fully.

In the application section, a few examples are introduced. They concern the following phases of the frame model: (1) goal-setting, (2) depicting a research object as a system, and (3) network planning of a research project. These examples deal mainly with a study of a system of roundwood-removal statistics based on a sample of buyers.

First is shown how the targets for a specific research project within the forestry ecosystem can be defined. This is done by listing and analyzing all the decisions where results from the project are required or could be used by amending the decision models. In addition, the latter point of view is illustrated by a prediction model.

Viewing and depicting a research object as a system can be regarded as fundamental when applying this paper's frame model for research-project planning. Therefore, this phase is illustrated by three cases.

Finally, most attention is focused on introducing network-planning methods for the detailed design, execution, and feedback of research projects. The techniques of drawing arrow and block networks are illustrated in three figures. An example of how to compute total and free slacks and other related values in critical-path analysis is set out. The benefits of using network planning as a basis for estimating the resources and costs required by the project are also stressed in this context.

2. INTRODUCTION

Decisions are the pivotal events in the management of forestry organizations, as is true in other sectors of the economy. There are two types of decisions: deliberative ones and those which are arrived at by custom or faith. This paper has been written to stimulate the use of deliberative decisions. In this sense, decision-making may be generally defined to mean a target-oriented selection after identifying the problem and analyzing and evaluating all the alternative means and their consequences. (Cf. DUERR *et al.* 1968, LEHTINEN 1968, TÖRNQVIST & NORDBERG 1968.)

The function of planning is to help decision-makers improve the results of decisions. Information constitutes the raw material for planning. "The chief thing is to understand that there is a fundamental difference (in the field of economics) between mere data and observations. The latter are naturally also data, but they are more than that. They are selected. They are supposed to arise from planned observation, guided by theory, which however need not necessarily be tied to controlled experiments. Observations are deliberately designed, other data are merely obtained." (MORGENSTERN 1963, p. 88.) Accordingly, when the term "information" is used in this paper, it is mostly thought of in this sense of observations.

Forestry research and statistical services may be viewed as producers of observations designed to reveal invariances and to develop theories. Forestry research is generally considered as being mainly applied research (cf. HOLOPAINEN 1969). This feature is specifically emphasized in countries like the United States and Great Britain, where the publicly supported research outside the universities is carried out as part of the national forest administrations (Forest Service and Forestry Commission, respectively). Accordingly, in this paper the function of forestry research is viewed as the essential part of the information system serving planning and decision-making in forestry (cf. DANA 1953).

The development of general systems theory and cybernetics (see Chapters 3 and 4) since World War II has provided new scientific tools for the planning of research projects. This development was reviewed by the present author first when studying network-planning methods (PALO 1966) and

later when developing a system of removal statistics based on a sample of buyers (PALO 1967 and 1969 a). MIIKKA JAHNUKAINEN's studies (1967 and 1970) on a frame method for planning an information system for a firm, ROBERT SEALE's work (1966) on viewing forestry as a system and, finally, ARNOLD SCHULTZ's lectures (1970) on "ecosystemology" catalyzed the thinking behind this paper.

The hypothesis underlying this study is that too often the planning of a research project in forestry has been restricted to choosing particular statistical methods for sampling and analysis purposes. The problem of efficient control of the whole project has not generally been recognized. The purpose of this paper is to design a frame model for efficient planning of research projects in forestry. The presentation is based mainly on general systems theory, cybernetics, network analysis and graphical models. The author is well aware of the difficulty and complexity of the problem chosen. By presenting this paper, the idea is to stimulate discussion and design of more rewarding research projects in forestry than has been the practice so far.

In Chapters 3 and 4, the essential thinking tools and concepts of general systems theory and cybernetics are presented. Using this methodology, forestry is described as a system (in Chapter 5), especially from the point of view of control. In Chapter 6, a frame model for planning research projects in forestry is designed. Finally, in Chapter 7 are presented a couple of examples of how to apply some parts of the model.

3. SYSTEMOLOGY

DESCARTES, the well-known French philosopher of the 17th century, already at that time emphasized the analogy between an animal and a machine. He viewed an animal as a machine interacting with its environment. However, it was not until 1948 that NORBERT WIENER introduced the concept of feedback and observed the similarity of the principle of control in different fields of science. His study "Cybernetics or communication and control in the animal and the machine" is generally considered to be the starting point for the science of cybernetics. (Cf. AHMAVAARA 1969, pp. 89—92; BEER 1966, p. 2.)

The concept of a system was originally created in physics. A physical system may be either closed or open. A system is closed if there is no flow of energy between it and its environment. If such a flow exists, the system is open. Cybernetics may be defined initially as a study of open systems (not restricted to physics) from the point of view of describing the interchanges between systems, and between systems and their environments, through influence channels which can be separately identified. (AHMAVAARA 1969, p. 93.)

The cybernetics approach may also be described as follows: "Instead of studying first one system, then another, and so on through some hierarchy, the cybernetics approach goes to the other extreme, and considers the set of all conceivable systems and then reduces the set to some reasonable comprehensible size. It is primarily a deductive method. The cybernetic approach requires the conceptualization of a special case of system: a machine with input." (SCHULTZ 1970, p. 38)

Accordingly, the system concept is essential for cybernetics. Its application outside physics is not entirely a recent one. In ecology, the *ecosystem* concept was introduced as early as 1935 by A. G. TANSLEY. His pioneering arguments are as follows: "But the more fundamental conception is, as it seems to me, the whole *system* (in the sense of physics), including not only the organism-complex, but also the whole complex of physical factors forming what we call the environment of the biome — the habitat factors

in the widest sense. Though the organisms may claim our primary interest, when we are trying to think fundamentally we cannot separate them from their special environment, with which they form one physical system.

"It is the systems so formed which, from the point of view of the ecologist, are the basic units of nature on the face of the earth. Our natural human prejudices force us to consider the organisms (in the sense of the biologist) as the most important parts of these systems, but certainly the inorganic 'factors' are also parts — there could be no systems without them, and there is constant interchange of the most various kinds within each system, not only between the organisms but between the organic and the inorganic. These ecosystems, as we may call them, are of the most various kinds and sizes. They form one category of the multitudinous physical systems of the universe, which range from the universe as a whole down to the atom. The whole method of science, as H. Levy has most convincingly pointed out, is to isolate systems mentally for the purposes of study, so that the series of *isolates* that we make become the actual objects of our study, whether the isolate be a solar system, a planet, a climatic region, a plant or animal community, an individual organism, an organic molecule or an atom. Actually the systems we isolate mentally are not only included as parts of larger ones, but they also overlap, interlock and interact with one another. The isolation is partly artificial, but is the only possible way in which we can proceed." (TANSLEY 1935, pp. 299—300)

For the purpose of this paper, *a system may be defined as a set of elements (objects) viewed as a whole with relationships between the elements and between their states (attributes)* (HALL & FAGEN 1956; cf. BEER 1966, p. 9). According to this definition, there are three essential components in a system: elements, states and relationships.

Elements may be either physical objects such as atoms, molecules, planets, machines, trees, animals and people, or abstract ones including variables, equations, processes, populations, societies, etc. Every element of a specific system can generally be viewed as a system by itself, being a subsystem of the primary one. On the other hand, the primary system may be a subsystem of a system on a higher level. This way of thinking refers to the *hierarchy of systems* — a very essential part of systems theory.

The *states* are attributes or properties of the elements. The state of the system can be observed by measuring the states of its elements. The states may be:

Element:	Atom	Planet	Tree	Man
State:	Weight	Temperature	Increment	Blood pressure

Relationships are the notions of connectedness, interconnectedness, dependence, cause, correlation, etc. Relationships tie the elements together as a system. Accordingly, any element of a possible set that cannot be tied in with any of the others does not belong to the system. The *point of view* of the observer (researcher) is decisive when determining which elements to include under the system and which under the *environment* of the system. The latter concept is defined as follows: "*For a given system, the environment is the set of all objects a change in whose attributes affect the system and also those objects whose attributes are changed by the behaviour of the system.*" (HALL & FAGEN 1956) (Cf. SCHULTZ 1963, pp. 146—149; and 1970, pp. 38—40.)

From this definition, two vital concepts of systems theory can be derived. A change in the environment's state (attributes) which affects the system is called the *input* of the system. The *output* of the system, on the other hand, is the action by which the system affects its environment. (See Fig. 3.1.)

When applying systems theory, initially two problems exist: (1) how to identify the elements of the whole universe to be studied (the system and its environment); (2) which elements from this set to include in the system and which ones in its environment. This problem can be expressed in the following terms (the former case can be approached in an analogical way):

$$(3.1)\quad E = f\ (C_1, C_2, \ldots, C_n; U_1, U_2, \ldots, U_m) = f\ (C \mid U)$$

E = efficiency of the system
C = instrumental variables (parts of system)
U = exogenous variables (parts of environment).

The value of equation (3.1) could be maximized, for example, by the maximum-likelihood method. The application of this equation implies operational asessment of the "net benefit" of including each element under either the system or its environment. In practice, this evaluation in quantitative terms may often be difficult. (Cf. SEALE 1966, pp. 5—6.)

Systems can initially be divided into two categories: static and dynamic. Cybernetics deals only with dynamic systems which are characterized by *modifications* (changes). This prominent component is handled in different ways: (1) taking a cross-section of a dynamic system at an instant of time by considering only elements, states and relationships; (2) defining the state of the system by including time in the set of independent variables; (3) using a *transformation* as defined in cybernetics (e.g. ASHBY 1965, pp. 10—16). (SCHULTZ 1970, p. 39)

With this set of definitions, it is possible to draw a graphic model to summarize the system concept (Fig. 3.1). The prominent properties of the system concept are: (1) generality and versatility — the whole universe

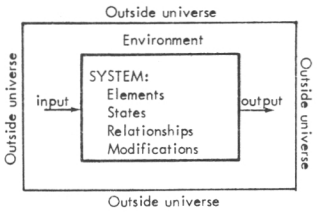


Fig. 3.1. The concept of the system.

can be viewed as a set of systems in hierarchical order; (2) integrative power, meaning a tool to handle large wholes efficiently; (3) "The beauty of the general system approach is that it lends itself to mathematical description. The state of the system is describable uniquely by a finite set of state factors which, when quantified, yields a set of n numbers. The set of all points in the n-dimension hyperspace determines all possible states of the system. Then the functional relationships can be solved by means of a set of simultaneous differential equations." (SCHULTZ 1963, p. 149) A good illustration of the last viewpoint is provided, for example, by PÄIVIÖ RIIHINEN (1962, pp. 20—25).

4. CYBERNETICS

4.1. Black-box concept

Cybernetics can be briefly redefined as a theory of *complex, probabilistic* systems utilizing the principle of *feedback*. The ultimate overall goal for cybernetics research is the development of *self-control* devices in the sense of a homeostat. The classical example of a homeostat is a thermostat. Its function is to regulate the temperature of a system according to the target given.

The self-control of a system depends mainly on the specific functional and structural links among system components and between the system and its environment. These links can be best described by presenting existing exchanges as if they functioned through channels. There are two main categories of exchanges between a system and its environment: information and energy. The self-control of a system relies more on information than on energy. So the fundamental character of cybernetics is the study of information exchange. In every case, all the effects transferred by channels can be interpreted as information signals. (AHMAVAARA 1969, pp. 93—94)

A complex system can be either disorganized or organized. Cybernetics deals with organized complexity which can be characterized by such concepts as *redundancy* and *hierarchical order*. By redundacy is meant that the original complexity of a system can be reduced by coding or other means of manipulation.

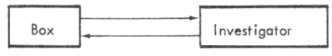
An example of a systems classification is given in Table 4.1.1. By this means, the scope of cybernetics can be specified into probabilistic and extremely complex systems such as a national economy and an ecosystem.

Table 4.1.1. A classification of systems (adapted from BEER 1966, p. 18).

Systems	Simple	Complex	Extremely complex
Deterministic	Switch	Computer	—
	Billiards	Planetary system	—
Probabilitistic	Die toss	Inventory control	National economy
	Amoeba	Conditioned reflex	Ecosystem

The approach used in attacking the extreme complexity in cybernetics is that of *system models*. There are two main procedures involved here, either viewing the system (1) as a *machine* or (2) as a *black box*. For the purposes of this paper, the latter is described in more detail.

"The engineer is given a sealed box which has terminals for inputs and for outputs. Any number of meters may be used on the output end; any forces or disturbances may be applied at the input end. The box cannot be opened. The box is coupled with the investigator to make a feedback system:



"Questions to be asked in black box theory: i — What is in this box? — This is least important. ii — How should an investigator proceed when faced with a black box? iii — What properties of the box's contents can be discovered and what cannot be discovered? Inputs, whatever their real nature, are replaced by a set of levers; and outputs by a set of dials. Such a convention is capable of representing most natural systems, whether biological, economic, or physical. The experimenter needs to have no skill in manipulating the inputs.

"The protocol: the primary data of any investigation of a black box consists of a sequence of values of the vector with the components — input state, output state. From this the deduction is made that all knowledge obtainable from the box must come from a re-coding of the protocol. There is no other information. The deduction of the machine-like behavior of the box comes from direct observation. The investigator relies on no outside knowledge." (SCHULTZ 1970, p. 44)

"Black boxes should not be thought of as 'behaving like real objects' but that the real objects themselves are to us the black boxes. The theory of the black box is the study of the relationships between the experimenter and his environment when special attention is given to the flow of information from real world objects." (SCHULTZ 1970, pp. 47—48)

Earlier, the impact of the environment upon a system was defined as a system input, entering the system through input channels. The quality or type of input is determined by the channel. On the other hand, the system's impact upon its environment is called system output. This is transferred to the environment through output channels and the quality of the output is determined by the channel.

It is possible not to classify different qualities of inputs and outputs but to consider all the inputs alike and all the outputs alike. Doing this means only that instead of distinguishing qualities, various states are identified. In this sense, the number of exchange channels depends on the point

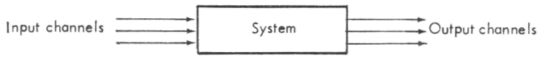


Figure 4.1.1. A black-box model of a system with several exchange channels.

of view chosen by the researcher. Thus, the graphic model of a system can be depicted in the two ways introduced in Figures 4.1.1 and 4.1.2.

The essential assumption in black-box theory is that a particular input can produce, not any output, but only some specified outputs from the set of all possible outcomes. What particular output is the result of the input is determined by the state of the system.

For summarizing black-box theory, a system model is used where the researcher is not interested in and cannot observe the inside structure and functioning of the system but may observe the inputs and outputs of the system and the invariances connecting these two sets. (Cf. AHMAVAARA 1969, pp. 94—98.)

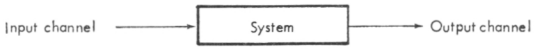


Fig. 4.1.2. A black-box model of a system with one input and one output channel.

4.2. Information theory

Information theory in cybernetics is a tool for attacking the probabilistic feature of extremely complex systems. Generally speaking, every system can be interpreted as an information-processing system. Every input can be viewed as a signal whose information content is received by the system. After processing this message, the system sends another signal which is carried by an output. So the behavior of the system can always be seen as the processing of information. The transmission in information is called communication. A condition for communication is that the signals are recognizable. Thus only a system with exchange through channels can be interpreted as an information system. (AHMAVAARA 1969, pp. 99—100).

In communication, a signal is sent by a transmitter to a receiver. This necessitates the existence of a communication language based on a set of signals, such as numbers, alphabets, words, figures, gestures or on some other information symbols. The set of rules governing the "sentence-construction" of a communication language is called a syntax. The study of such relationships belongs to *syntactic information theory*. This field was opened up in 1948 by CLAUDE SHANNON's article: "The mathematical theory of communication" (Bell System Technical Journal, Vol. 27). The idea here is to

express the production and transmission of information mathematically, the ultimate aim being to develop better communication systems.

Information signals represent all kinds of states, events and phenomena. *Semantic information theory* investigates the relationships between these symbols and the things they represent. This approach is needed, for example, in translating from one language to another or in eliminating conflicts. (Cf. AHMAVAARA 1969, pp. 44—53.)

In this paper, applications of information theory in above senses will not be developed. Information is viewed more from a *pragmatic* standpoint: how information is used and what are the consequences of receiving it. This lead to the following definition: *information is a symbolic expression of a state or an event; its function is to get its recipient to act or to improve his possibilities of acting.* (Cf. JAHNUKAINEN 1970, pp. 39—40).

4.3. Feedback theory

Self-control of a system is the ultimate goal of cybernetics. The approach applied is that of feedback theory. If two systems A and B interact so that A affects B but B has no effect on A (Fig. 4.3.1 a), A is said to dominate B. On the other hand, in the case of systems C and D (Fig. 4.3.1 b), where each affects the other, there exists a feedback loop.

The feedback concept in the single-system case is illustrated by Fig. 4.3.2. The function of feedback is to measure the performance (output) of the system and to feed the information back to the input phase of the system. This function is carried out in two phases: (1) the accomplishment is compared with the target, and (2) the choice of inputs is affected according to the magnitude and direction of the error (deviation from the target).

Feedback control can be achieved without knowing the exact structure and functions of the system itself (the details of the process) if only the effects of various sets of inputs on outputs are known. (Cf. SCHULTZ 1970, pp. 67—70; NIEMI 1967, pp. 76—77; ASHBY 1965, pp. 53—55; BEER 1966, pp. 28—38.)

"The ship steering control consists of a steering wheel to set the desired rudder position, a measure of the actual rudder position, a subtractor to take the difference and deliver a signal proportional to the rudder error.



Fig. 4.3.1. The principles of dominance and feedback between two systems.

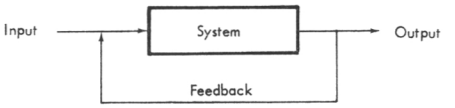


Fig. 4.3.2. The principle of feedback in the single-system case.

If the rudder is too far to the right, the force is to the left, or negative. This is called a negative feedback control system, because the measured rudder position is fed back to the amplifier input to subtract from the desired rudder position. This forms a closed loop or sequence of actions: rudder to subtractor to amplifier to rudder.

"All control systems have these same elements. A refrigerator has a temperature setting, a thermostat to measure the actual temperature, electrical contacts to measure the error and a compressor motor for power amplification.

"The automatic society is also full of feedback control systems. The government regulates the incidence of crime in Berkeley. The law says 35 mi/hr on certain streets. If a car goes 40 or 45 mi/hr, a policeman takes the error between the speed limit and estimated actual speed, and exerts a force, first on his accelerator, and secondly on the motorist, which force is proportional to the speed error. All regulatory bodies throughout our whole society are feedback control systems.

"For our complex civilization to survive, we must have a science of society, based on the proven principles of feedback control systems, with meters for measuring the wishes of the people, the errors or shortcomings in our accomplishments, and the stabilizing policies on governmental, economic, and social power that will prevent oscillations, encourage progress, and maximize the efficiency of all worthy human endeavors." (SMITH 1970, pp. 1—2 and 9)

5. FORESTRY AS A SYSTEM

5.1. Forestry as a production-consumption system

Various analogy models are often applied in cybernetics. Viewing forestry as a system may be initiated by a quotation from ROBERT H. SEALE's Ph.D. dissertation (1965, p. 82): "The corpus of forestry is the forest; its organs — trees and other living things; its bloodstream — soil, air and water. The heart of forestry is man's relationship to the forest; its muscles — man's resourcefulness in deriving utility from the forest. The brain of forestry is management — the making of decisions affecting the entire system." Although a trivial and widely used analogy for many purposes in the past, it illustrates the close interconnections among different parts of forestry. It also shows that the point of view when studying forestry is generally optional.

According to the definition of a system and its environment (pp. 10—11), human organizations can easily be considered as systems. "Any distinction between 'organization' and 'system' at most is subtle. Where the objects of interest in the system are human, the former term is more frequently applied." (SCHULTZ 1963, p. 149)

The ecologists were the first natural-resource scientists to apply a systems-oriented approach resembling today's systems theory. This development naturally had repercussions on forestry. *Inter alia*, the cyclical flows of carbon, nitrogen and water have been well described (e.g. Fig. 5.1.1). At least one doctoral dissertation has been devoted to the need and advantages of viewing forestry as a system (SEALE 1966). As early as 1963, ARNOLD SCHULTZ stressed the value of using "the ecosystem as a conceptual tool in the management of natural resources."

The basis of this section is the conception of organizations as systems. Because of their hierarchical character, organizations fit perfectly as elements for constructing systems at different levels. On the other hand, the concept of a *forestry ecosystem* is introduced to avoid the shortcomings of the traditional division of the national economy into subsectors.

From the point of view of efficient control and purposeful planning of forestry research, that part of the general ecosystem (see p. 9) which is

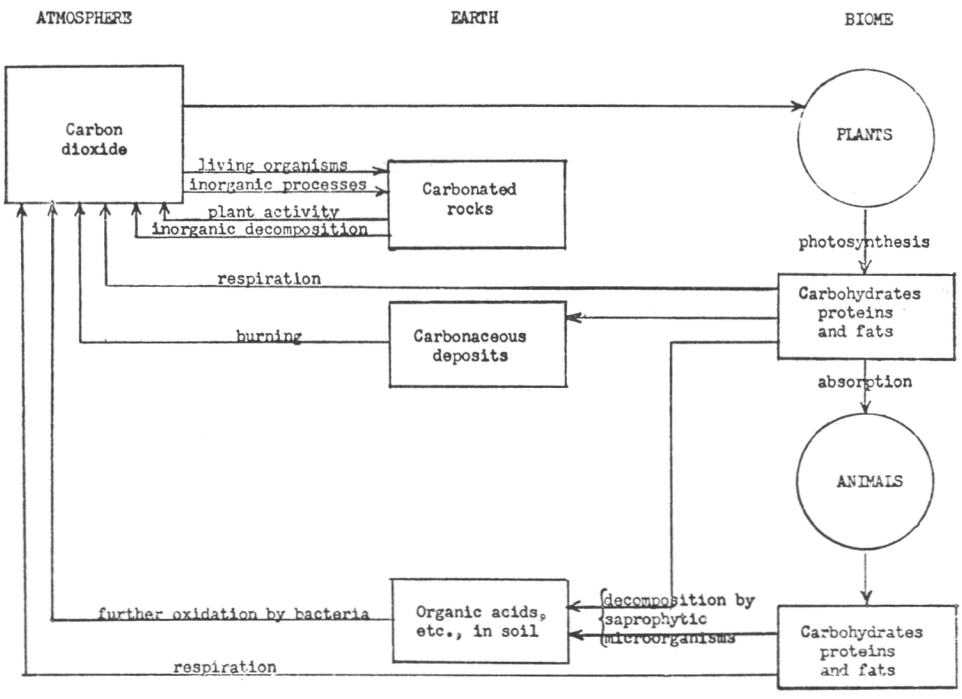


Fig. 5.1.1. A model of the carbon ecosystem (SEALE 1966, p. 49).

concerned with making, distributing and consuming the goods and services of the forest is defined as the forestry ecosystem. These goods and services are primarily trees, wildlife, forage, other organisms, the products into which they can be converted, water, watershed regulation, air and recreation (cf. DUERR 1960, p. 19).

This definition is an adaption from the definition of a forest economy. Being general in nature, it can be accepted here. An additional explanation is perhaps needed to specify that human beings are also included among the organisms of the forestry ecosystem. Accordingly, production, distribution and consumption can be carried out either by human beings or by other organisms. Thus the whole chain of subsystems from primary production (e.g. growing timber) to consumption can be viewed as one integrated whole. Depending on the point of view and the purpose of the study, a whole set of ecosystems in forestry can be defined. Consequently, the forestry-ecosystem concept is an abstraction of a high order.

The primary method used in the following analysis is that of black-box theory (see Section 4.1). It is first applied for structural analysis and then for input-output analysis combined with feedback theory (see Section 4.3).

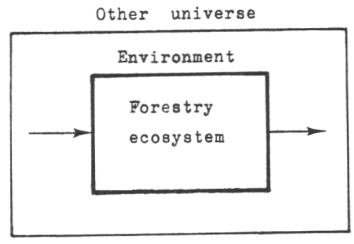


Fig. 5.1.2. A frame model for a forestry ecosystem.

The inputs and outputs described are viewed either as flows of materials and services or as information signals (see Section 4.2). At first the analytical point of view concentrates on the production aspect but is later (in Section 5.2) shifted to the control aspect and especially to the role of information as a part of the control system. Some of the ideas to be presented in this section were introduced in Finnish by the present author in 1967 (PALO 1967, pp. 25—32).

As a starting point, a frame model is presented for studying forestry ecosystems (Fig. 5.1.2). In Fig. 5.1.3, it is pointed out that the conceptual boundaries of a forestry ecosystem are discretionary and the case is the same when defining its environment. Depending on the specific purpose of the study, other descriptions for the environment could be chosen.

First a frame model of a production-consumption system from the standpoint of people is sketched in Fig. 5.1.4. The contents of the boxes are either resources or processes. The arrows represent either inputs or outputs. The idea here is to emphasize the systems nature and the close relationship of production and consumption.

The general structure of the forestry ecosystem has been analyzed in Fig. 5.1.5 from the point of view of production and consumption. In Fig. 5.1.6, the object of study is the timber subsystem in Fig. 5.1.5. This subsystem has been divided into six subsystems at the next lower level of

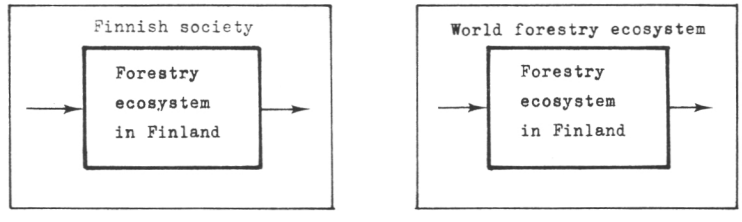


Fig. 5.1.3. Two applications of the forestry-ecosystem frame model in Fig. 5.1.2.

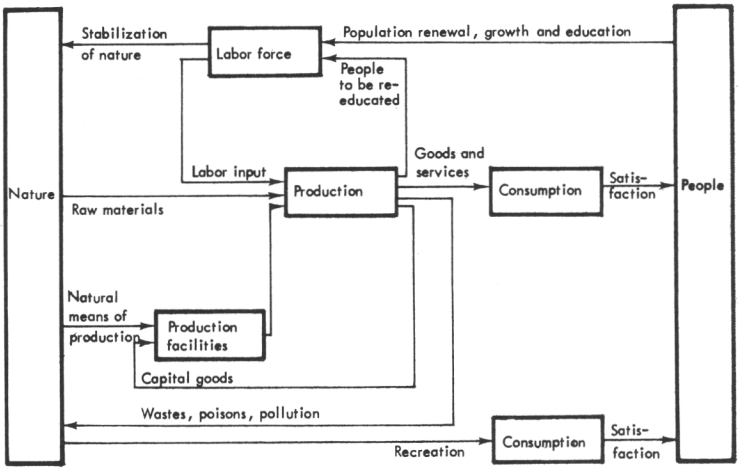


Fig. 5.1.4. A frame model of a production-consumption system from the standpoint of people (adapted from AHMAVAARA 1969, p. 198).

the hierarchy. They all interact. The interactions can be interpreted as networks of flows where each unit of flow is transported from one subsystem to another either directly or through one or more other subsystems. The final event of these flows is the consumption of end products.

The set of networks above can be differentiated by the content of the flow each network is carrying; for example, material, finance, order, labour input, and information. Ultimately, all the flows can be interpreted as information. These flows can be conceived of as forming six networks which are coupled with each another in such a complicated way that a detailed description of them is not feasible and necessary in this context.

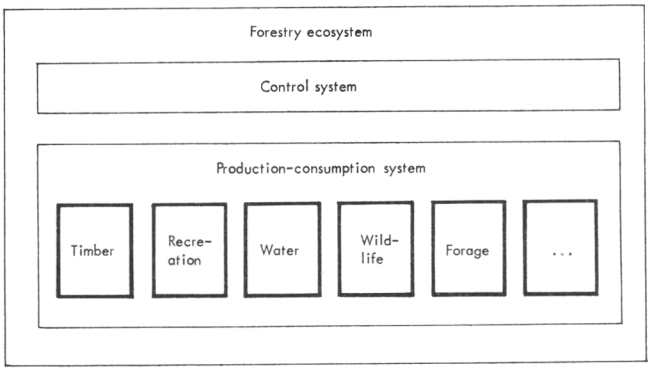


Fig. 5.1.5. General structure of the forestry ecosystem.

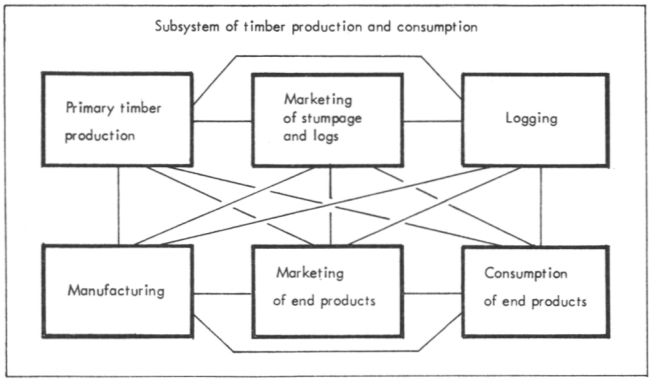


Fig. 5.1.6. A model for the subsystem of timber production and consumption.

A clear description of why it is worth while to view forestry as a system is given by WILLIAM A. DUERR (1966, pp. 75—98). He points out four main benefits from applying this approach to forest-resource management. (1) It clarifies the framework of the whole into which each management unit belongs as a part. (2) A system model is a first step toward a mathematical description of the problem. (3) The system analysis provides a framework for problem analysis in both research and administrative activities. (4) The systems approach provides an unparalleled opportunity for learning.

5.2. Forestry as a control system

In the following presentation, the point of view in analysis will be changed from the production and consumption aspect to control. The word control is used here to mean conducting a system's action towards its targets by utilizing feedback. The content of the information concept was discussed earlier (p. 16). An information system is here defined as being the collection, processing and communication of information within a parent system (cf. JAHNUKAINEN 1970, p. 40).

In Fig. 5.2.1, a frame model for controlling a forestry ecosystem has been sketched. In the figure, the forestry ecosystem has been divided on a functional basis first into control and production-consumption systems and second into *decision and information subsystems of the control system.*

The first function of the decision system is to define the nature of the information required (arrow Fa_1—Fa_2 in Fig. 5.2.1). On this basis, the information system designs the detailed form of data to be collected and sends the requests to the production-consumption system (Fa_2—Fb) and outside the forestry ecosystem (Fa_2—E). The data is collected (Fb—Fa_2 and E—Fa_2) and processed by the information system into the desired form. Then it is

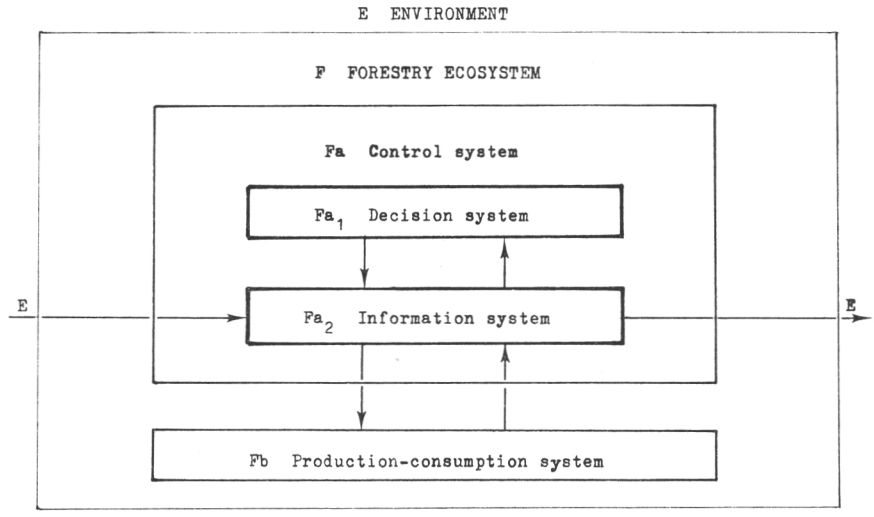


Fig. 5.2.1. A frame model for a control system of the forestry ecosystem.

fed mainly into the decision system (Fa_2—Fa_1), but also partly to other controlling units outside the forestry ecosystem (Fa_2—E).

It is to be noted here that all the arrows of Fig. 5.2.1 carry information. Thus they are also parts of the information system. In fact, real-world information systems resemble a vascular system reaching every acting element at various hierarchical levels of the parent system concerned.

On the basis of information received, the decision system plans and decides the objectives, goals and means of the forestry ecosystem. According to these decisions, production and consumption are controlled by forest-policy means (Fa_1—Fa_2—Fb). The success of this action is revised by a specific data-flow feedback (Fb—Fa_2—Fa_1). By several iterations of this *feedback loop* (Fa_1—Fa_2—Fb—Fa_2—Fa_1), the control of the forestry ecosystem aims at a homeostatic situation (see p. 13). The success of this endeavor depends largely on the effectiveness of the decision and information systems, but in principle the whole system is going through a learning process at all times. Thus the outcome should be improved after each feedback iteration, assuming that the decisions have been logically made.

This frame model for a control system is general in character. It can be applied at all levels of the organizational hierarchy where there exists a control function. According to the same principle, the decision system in Fig. 5.2.1 was further analyzed (Fig. 5.2.2). The primary function of the information system is to provide the information required by the decision system. In order to find out these requirements, a more detailed depiction of the decision system is necessary.

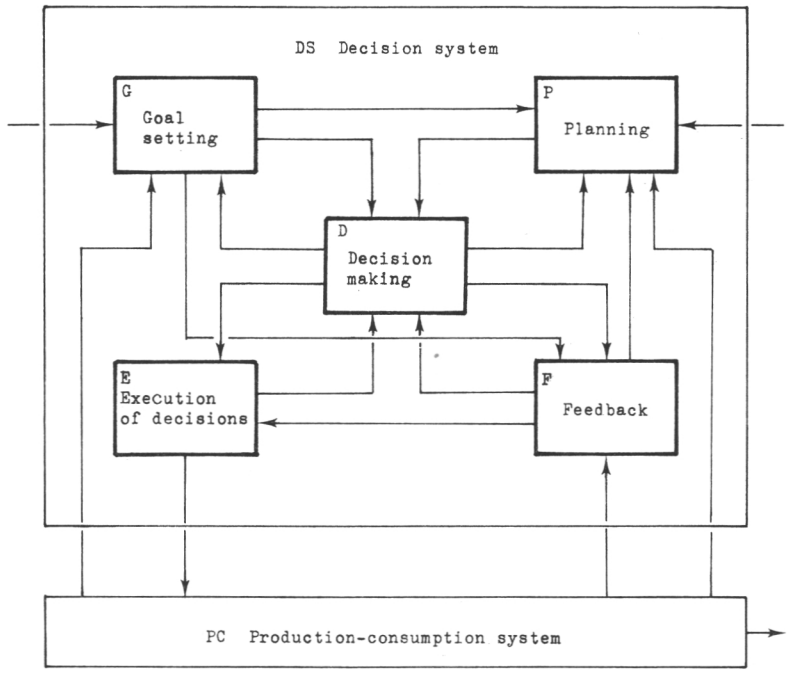


Fig. 5.2.2. A frame model of the decision system in Fig. 5.2.1.

In Fig. 5.2.2, the decision system has been divided into five subsystems. The process starts in the goal-setting unit (G) with an analysis of the information received through two channels: (1) arrow PC—G from the production-consumption system, and (2) the arrow to box G from outside the forestry ecosystem. The first task is to fix the priorities of general objectives and goals based on relevant values and other information. Second, a detailed target budget fitting into this frame is prepared. This budget is the result of a thorough comparison of capabilities and limitations within each responsible unit of the system concerned. The results of the goal-setting process are then communicated by the arrow G—D to the decision-making unit. They are fed back by arrow D—G with two possible outcomes: either confirmation or rejection. In the latter case, the same loop is iterated enough times so that after amendments in each loop the proposals are finally approved.

The confirmed target budget is then communicated to the planning unit (arrow G—P). Based on information received from the production-consumption system (arrow PC—P) and from outside (arrow from the right to box P), the planning unit then designs the most promising alternative means of achieving the specific budget targets. This plan is sent to the decision-

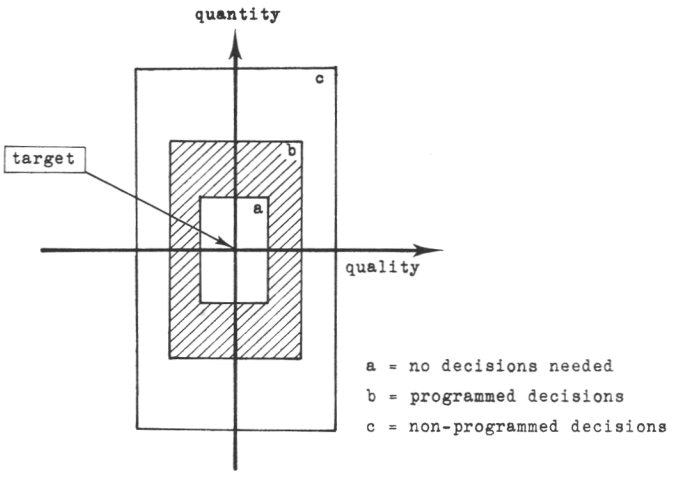


Fig. 5.2.3. A frame model for comparing targets and accomplishments in the feedback unit in Fig. 5.2.2.

making unit for a choice and for confirmation of the alternative means proposed (arrow P—D). If not approved, the plan is fed back to the planning unit with recommendations for amendments (arrow D—P). The plan is then iterated around the loop P—D—P—D until a final solution is reached. Then the plan is transferred to the execution unit (arrow D—E) for the start of the operations of the production-consumption system (arrow E—PC).

The confirmed target from the goal-setting unit is also sent to the feedback unit (arrow G—F). Feedback is a means of ensuring that the whole system is operated as nearly as possible in accordance with the target budget. In order to carry out this task, the feedback unit receives specific information from the production-consumption system (arrow PC—F). For comparing targets and accomplishments, specific criteria are required. They are designed by the feedback unit and confirmed by the decision-making unit (loop F—D—F) according to the model in Fig. 5.2.3. The comparison may have three different outcomes (cf. JOHANSON *et al.* 1963, p. 59):

(1) In the most favorable case, the accomplishment either fits the target or occurs in the range of box *a*. This is considered to be so minor an error that it needs no corrective action.

(2) The accomplishment occurs in the range of *b* (shaded area in Fig. 5.2.3). The corrective actions necessitated by these errors are of such a nature that it has been possible beforehand to program the decisions required. These programmed decisions are transferred directly to the execution unit (arrow F—E in Fig. 5.2.2).

(3) The accomplishment occurs outside area *b* (Fig. 5.2.3). The outcome of the comparison is communicated to the planning unit (arrow F—P in Fig. 5.2.2) for preparation of the decision needed. If the error has occured within area *c* (Fig. 5.2.3), the planned corrective action first circulates around loop P—D—P—D (Fig. 5.2.2) until it is confirmed. Then it is executed through arrows D—E and E—PC (Fig. 5.2.2). If the error occurs outside area *c*, the situation is beyond control by the present system framework. There are two ways of getting out of this situation; either the target budget should be altered or the whole system or parts of it should be redesigned.

It is fruitful to review the frame model of the forestry-ecosystem decision system (Fig. 5.2.2) in the context of the present organizational situation in Finland. Certainly, all the functions presented in Fig. 5.2.2 exist, but efficiency in the present decision system is lacking in many ways. First of all, forestry and the forest industries are under different government ministries so that integrated decision-making is difficult. The same is true for goal-setting, planning and feedback. So far, goal-setting and planning concerning the whole forestry ecosystem has been carried out only occasionally by some committees. There is no permanently organized unit for undertaking these essential tasks. Therefore, no co-ordinated, annual target budgeting with effective feedback occurs.

It is natural that a control system cannot be developed as efficiently at the macro-level as at the micro-level because there are not usually as many effective instrumental variables available. However, the present situation could be far more efficient with the application of the principles in Fig. 5.2.2 to the current administration of forestry and the forest industry.

6. A FRAME MODEL FOR PLANNING RESEARCH PROJECTS IN FORESTRY

6.1. Research as an information system

The benefits from the application of systems theory to forestry research have been evaluated by ROBERT SEALE (1966, pp. 150—161). He considers the following points of view: (1) research activity itself as a system; (2) research subjects as systems; and (3) the conduct of research with and about the techniques of systems science.

"The subject matter of a research project, i.e. the object of a scientific study, can be regarded, and it is the contention here that it should be regarded, as a system. Therefore one of the foremost opportunities to benefit from a system approach is through the optimization of the system (question or problem) under study, as has been discussed in chapter VII." (SEALE 1966, pp. 152—153)

Research will be first viewed as a system according to KYÖSTI PULLIAINEN's scheme (1967, pp. 38—55). The point of view here is taken from information theory. Research is considered as an active element of a communication system. The goal of scientific research is to describe real systems. On the other hand, research itself is a real system which can also be described. Accordingly, a system model of scientific research has been developed.

In the system model in Fig. 6.1.1, research has been described as follows. The goals for research are drawn into the decision system from the goal-setting (-forming) system. There is also another information flow from the specific information register (store) to the decision system. Research is initiated in the decision system by combining these two communication flows. Then systems for observation, modelling, inference and comparison are formed by the choice system.

The observation system takes observations from the research object. The predictions by the inference system are based on experimenting with the models chosen using the observations made. The results are transferred to the information register through the comparison system. The arrow from the decision system through the transmitter to "everything else" describes

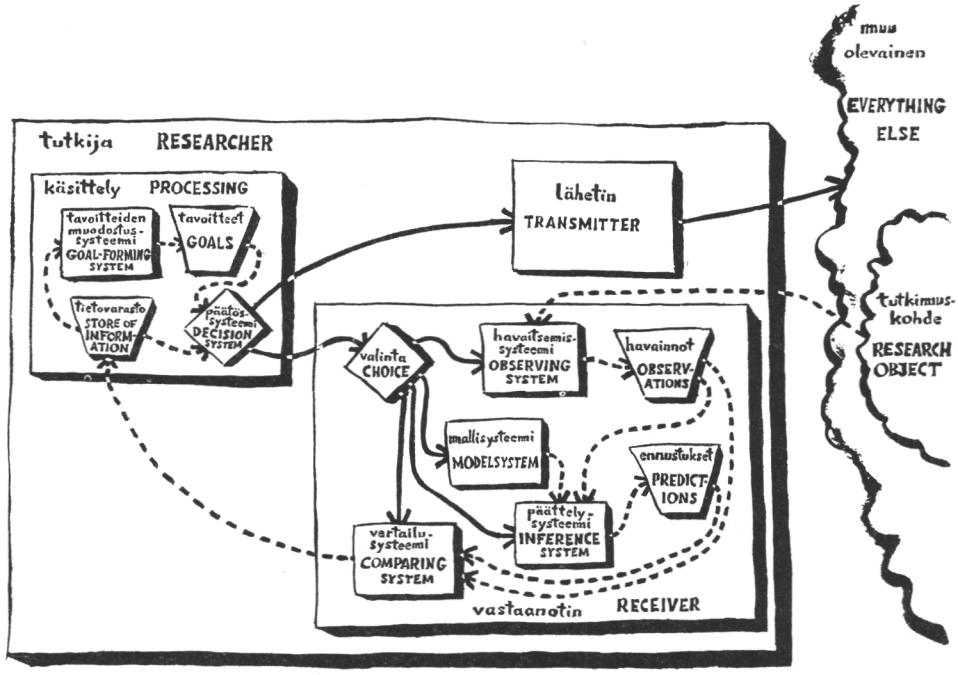


Fig. 6.1.1. A system model for scientific research (PULLIAINEN 1967, p. 49).

the researcher's direct influence on his environment by communicating the results of the research project.

The choice of the model system in the receiver in Fig. 6.1.1 is of essential importance. STIG-ERIK BERGSTRÖM (1968) dealt with this problem in his Ph. D. thesis. The aim was to carry out a theoretical decision analysis on how to choose an optimal prediction model. In such a model, the costs of using the model would be as low as possible while the predictions remained precise enough and otherwise satisfactory for making "good" decisions. This approach is especially relevant to decision situations where (1) the consequences of the possible alternative actions *a priori* differ a great deal and (2) the costs of using the potential prediction methods vary considerably.

The importance of an efficient model system for decision-making has also been stressed by GEORGE FRAZIER (1969 a & b). In the same context, he has analyzed the role of an information system and the close connections between these two system types.

"As we look ahead to the 70's, we observe and will have to cope with two phenomena: — explosions of new information about our internal affairs and external environments; — and an increasingly dynamic world generating important changes which are occuring with a greater frequency."

"If an information system is to be successful, it must initially start with the organization as it exists — the existing organization may or may not be optimal with respect to the information system. Second, the information system must be directed toward problem solving for management. The primary task of the manager is to make planning decisions about the future. The decisions faced by all managers, by definition, must be based upon expectations and forecasts. How a manager makes decisions or makes plans is based upon his own subjective needs for making forecasts and as all decision-makers will tell us, he gets his information from various and perhaps innumerable sources." (FRAZIER 1969 b, pp. 1, 4)

The presentation in the rest of this section will follow fairly closely an earlier paper by the present author (PALO 1967, pp. 33—34). Fig. 5.2.1 presents a suitable starting point for analyzing the function of an information system. Hence it should be viewed as a subsystem of the forestry ecosystem's control system. The main task of the information system is to serve the decision system by helping arrive at "better" decisions. In this context, it is easy to see that the quality of decisions is based on models and information used, in addition to inherent subjective valuations. *Accordingly, creation or redesigning of an information system should always be started by evaluating the relevancy of the decision models in use. It is only after an efficient model system is developed that the maximum utility from an information system can be gained* (cf. FRAZIER 1969 b, p. 5).

A forestry information system should be developed along the lines suggested by the frame model of the decision system in Fig. 5.2.2. Three information flows are depicted from the production-consumption system to the decision system: (1) arrow PC—G to the goal-setting unit, (2) arrow PC—P to the planning unit, and (3) arrow PC—F to the feedback unit. Thus various kinds of information are required for these purposes and also for other decision systems outside the forestry ecosystem (arrow from box PC to the right).

In Fig. 6.1.2, a frame model of an information system is introduced, in which information flows from the real activities (events, sources, research objects) of the parent system on different data carriers (e.g. questionnaires, forms, punched cards, etc.) through sequential handling processes to utilization (application). The process in each handling phase is carried out by a predetermined mechanism (e.g. person, computer) under specific controls and according to specified transformation rules.

When comparing Figures 6.1.1 and 6.1.2, it can be seen that it is possible to view the former in the same way as the latter; research activity may be considered as a queue of processes and data carriers. Hence the observing system in Fig. 6.1.1 may be depicted by process 1 (box B) in Fig. 6.1.2, where: (1) direct signals are received from the research object by a person

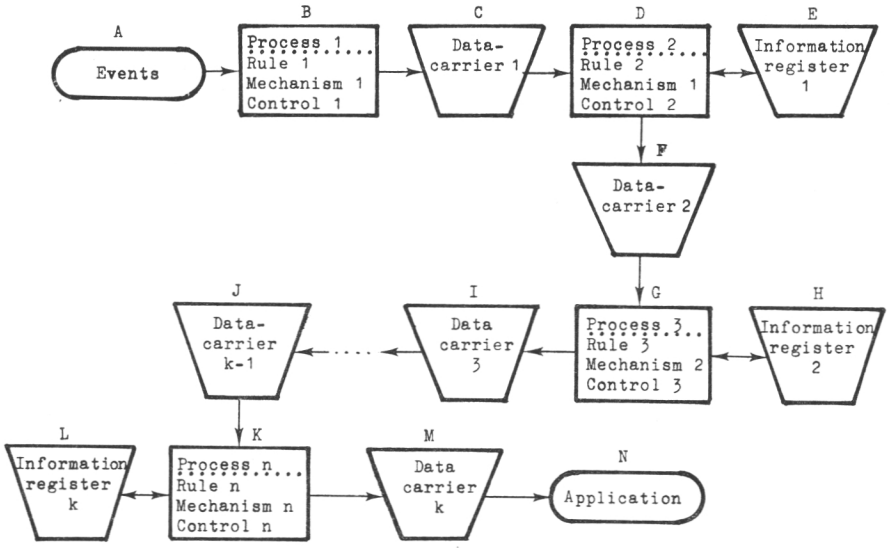


Fig. 6.1.2. An information system as a queue of handling processes and data carriers (JAHNUKAINEN 1967, p. 66).

and/or an instrument (mechanism 1); (2) this input is processed under control by the same mechanism according to determined transformation rules (e.g. instructions for interviewing forest owners); (3) the output is communicated to the next process on a data carrier (e.g. questionnaire). In the same way, the other subsystems of Fig. 6.1.1 can be viewed as queues of information-handling processes and data carriers. *As a result, the real nature of applied research such as in forestry is as an information system, the main function of which is to serve the needs of decision-making in the parent system (forestry ecosystem).*

6.2. A frame model for planning research projects

Planning can be considered as a process by which a system allocates its resources to internal and external conditions and to changes in them. The ultimate goal of planning is to create an integrated and efficient control system for the parent system (organization) involved. There are two main ways to achieve this goal: (1) target budgeting, and (2) long-range planning. In the former, specific targets are expressed both in physical and monetary terms, and means of executing them within each responsible unit of the organization are identified. The time span usually corresponds to that of the financial budget (normally 1 year). The long-range plan forecasts optimal allocation of resources and evaluates alternative investment schedules for longer intervals (cf. FRAZIER 1969 a, p. 2).

Goal-setting forms the basis for planning (Fig. 5.2.2, arrow G—P). Goal-setting is guided by an approved general objective for a parent system. The following statement provides an example: "The objective of Georgia's forestry agencies is the promotion of efficient management and utilization of forest resources for maximum social and economic benefits to the citizens of the state." (BETHUNE 1967, p. 68).

Planning of forestry research as an information system should be based on the goal hierarchy of the parent system. Alternative means of achieving these goals are found by planning. The decision-making unit chooses the most suitable of the means proposed. These means, after confirmation by the decision unit, can similarly be viewed as goals for the forestry system's control and production-consumption subsystems. The means required to execute these goals are then goals for systems a step lower in the hierarchy (e.g. information system, Fig. 5.2.1).

The above analysis raises the question of what kind of means the information system can offer to promote the efficient execution of the control system in forestry. By changing the point of view, these means become the goals of the information system. Generally, this goal-setting process proceeds from the whole to the parts in the systems hierarchy, using a simple rule: from goals to necessary means, which at a level one step lower can be viewed as the goals of this level, and so on, step by step (Cf. DUERR 1966, p. 48; JAHNUKAINEN 1967, pp. 92—93; cf. Section 8.2).

Accordingly, the function of the information system is to produce information within the forestry ecosystem for the following purposes: (1) goal-setting, (2) long-range planning, (3) target budgeting, and (4) feedback from target budgets. There remains a somewhat different problem of how best to serve the external needs of forestry information.

Fig. 6.2.2 presents a frame model for planning research projects in forestry. Boxes drawn with continuous lines indicate various planning stages. The other three boxes (C, K and L) describe related activities which are not objects of research-project planning. The non-rectangular shapes of boxes B, C, G and K indicate main decision-making phases. The arrows show the time sequence of the boxes or the alternative outcomes of the decisions made.

Box A is the initial stage, in which the information required as the output from the project is defined. The frame model indicates three possible factors initiating the process: (1) decision-making using some earlier research-project results that have been unsatisfactory (arrow K—A); (2) feedback from the execution of decisions (arrow L—A), indicating a need for a new research project; (3) amending the model system used in decision-making (arrow M—A).

In fact, a very important element is introduced in box M. Often the models on which decision-making is based are not satisfactory or some of them have not been explicitly displayed at all. Thus the planner of a new research project (information system) must also consider carefully this aspect of the problem. When necessary, the model system used in decision-making should be improved or a totally new system created. This may have a decisive role in defining the research targets (arrow M—A).

The targets for a specific research project within the forestry ecosystem can be defined by analyzing all the decisions for which the results from this project are required or, if decision models are amended, could be used. The form and attributes of this information are further analyzed in the same way.

In going ahead with this analysis, Fig. 6.1.2 may be referred to. The starting point was at the lower right-hand corner, "application". Now the analysis goes backwards to the higher left-hand corner, "real events". The exact rules for observing the activities of the real system under study must be made. What variables, attributes and states should be observed and how? The essential problem is how to choose proper classifications according to the needs of the decision-makers under the restrictions of the technical and economic aspects of information production.

The same approach is used when tackling the problem of determining the precision of the information (research output) required. The decision-makers themselves generally have only a vague idea about the precision of the information to be produced. However, the precision desired must usually be fixed beforehand. This task must be carried out as well as possible in each individual planning situation, according to the needs of decision-making and within the constraints of the technology, time schedule and budget funds available.

This problem is visualized in Fig. 6.2.1. By estimating the marginal revenues and costs of the information to be produced as a function of precision, an optimal precision could be found at the intersection (P) of the two curves (cf. LÖNNER 1968, pp. 104—105). In practice, revenue appraisal may be problematic to carry out. One approach to overcome this difficulty could be first to derive risk estimates of the decisions involved at the various levels of precision. Then the consequences of decisions could be evaluated at different risk levels.

The rapid decrease of the marginal revenue curve from the optimum precision reflects two facts: (1) producing more precise results takes more time and this new information becomes at least partly obsolete; (2) beyond a certain precision limit, achieved benefits start to decline although no time delay occurs. The exact forms of both curves naturally vary according to the plannig situation, especially the left part of the marginal cost curve.

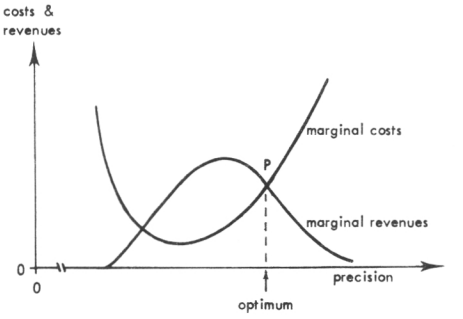


Fig. 6.2.1. Marginal revenues and costs of information as a function of precision.

A primary appraisal of research targets (box B, Fig. 6.2.2) is the next step. The idea here is to check that no means other than a new research project exist to satisfy the targets of box A. There are two possible outcomes: (1) the research project will be cancelled (arrow B—C); (2) the research project will be initiated (arrow B—D).

Ecosystems (cf. p. 9) are the basic units of forest ecology, which is an interdisciplinary science studying living organisms (including human beings) and their habitat factors, especially from the viewpoint of interchanges and interdependencies. The rational use and conservation of forest rescources can only be based on knowledge of these facts. People themselves are parts of the organic and inorganic whole of nature. Therefore, increased research on ecosystems is necessary to promote understanding of human relations to nature and for survival (cf. DASMANN 1968, p. 43).

Accordingly, box D in Fig. 6.2.2 is of essential importance. *Research objects should* a l w a y s *be reviewed and depicted as a system when defining a particular research problem.* This forms the foundation for this study. The same phase has been stressed by HENRY SEALE (1966, p. 153): "Therefore one of the foremost opportunities to benefit from a system approach is through the optimization of the definition and delineation of a system (question or problem) under study . . . A completed system delineation, or even (perhaps especially) a tentative one, will serve as a useful tool in the planning of research."

Listing alternative points for observation (box E) can be efficiently carried out when based on the system delineation of the research object (box D).

The next phase is to develop tentative research projects based on these alternative points of observation, taking into consideration a proper model system and other choices indicated in the system model of research in Fig. 6.1.1. Evaluation of benefits and costs for such research-project alternatives is carried out in this connection (box F, Fig. 6.2.2). A systems approach can be applied in the cost appraisal. Network-planning methods (such as

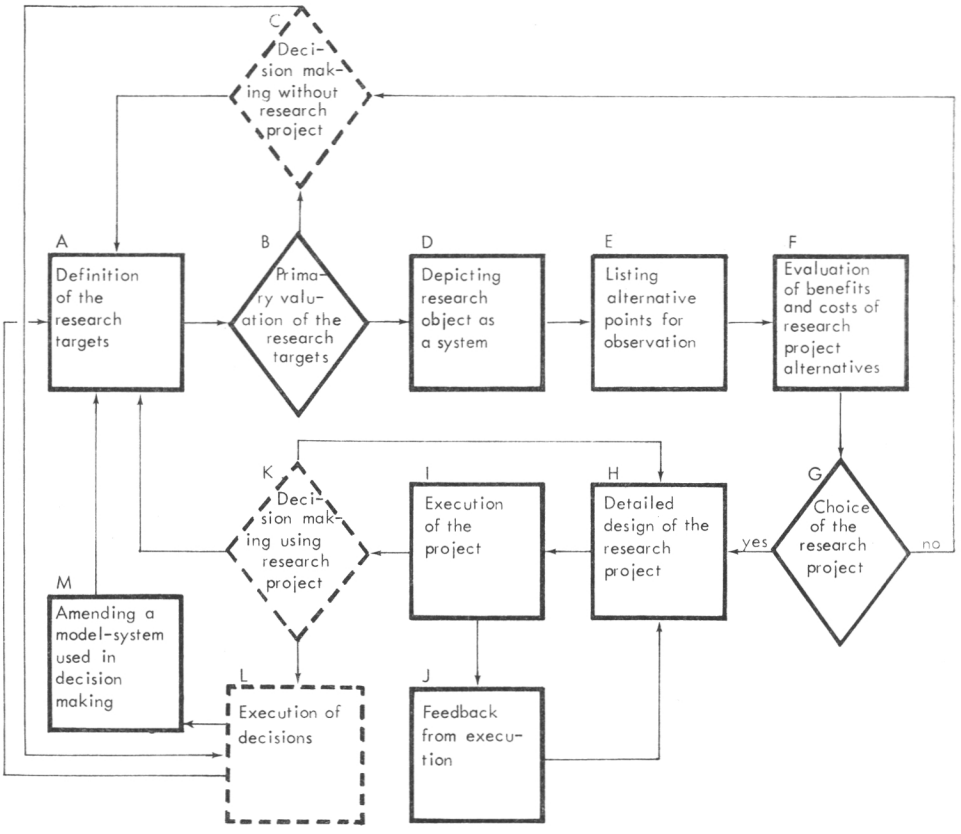


Fig. 6.2.2. A frame model for planning research projects in forestry.

PERT and CPM) are readily available for this purpose (e.g. MODER & PHILLIPS 1964, PALO 1966). These methods are based on theories of systems and graphs.

There is another aspect in cost appraisal which has often been neglected. When, for example, the effect of fertilization on tree increment is studied, all possible side-effects on water, wildlife and so on should be included in the project. Another example is the method of logging whole trees, including branches. In this case, the loss of nutrients in the form of branches, needles, leaves, bark, tops, stumps and roots should also be considered. *These cases involve two kinds of costs: (1) those occuring from the extra research effort because the potential side-effects must also be studied; (2) the potential amount by which the side-effects are diminishing (or sometimes increasing) the final benefits from the research project.*

The evaluation of the benefits from information produced by a research project often presents a difficult problem (cf. p. 32). It may be approached

by appraising the opportunity costs of the consequences of the decisions due to different amounts of risk because of variation in the degree of precision of the information. Two types of costs need to be estimated: (1) when using information produced by the research project, and (2) when using the best information otherwise at hand. A benefit estimate can then be derived as the difference of these cost estimates.

"The problems involved in evaluation and enumeration of benefits are formidable, but are not unique to research. They are the same problems confronting the analyst who attempts to describe the benefits to society emanating from any government program. While this universality does nothing to simplify the solution, the growing number of competent analysts in the field of government cost-effectiveness, and the measure of success they have already achieved, provides reassuring evidence that solutions are within the realm of possibility." (BETHUNE 1967, p. 109)

In box G of Fig. 6.2.2, a research project is chosen, based on the evaluation process of box F. There are two possible outcomes: (1) one alternative is chosen (arrow G—H), or (2) none of the alternatives is approved (arrow G—C), indicating that the decisions are made without any additional research.

A detailed design of the chosen research project is carried out by means of network-planning in box H. The whole project is divided into elementary activities whose logical sequence is determined. The nature of the design task requires that the scientific and other methods to be used to carry out each activity must be carefully defined. Then duration, cost and resource requirements are estimated for each activity, and computation according to network theory is executed.

A long-range plan and a detailed target budget (or in the case of small projects only the latter) are the outputs of the design phase. It is characteristic of research that execution of this target budget (box I) can seldom be a straight-forward activity. Because of uncertainties and risks involved in the preceeding design, the feedback function (box J) must be planned to act efficiently. The normal case is that when executing a research project several feedback loops (I—J—H—I) must be run. During each loop, some replanning is done. In principle, feedback is carried out according to the model in Fig. 5.2.3.

After preliminary results have been fed to the decision-making unit (box K), there is often a chance to redesign the research project to a certain extent if required (feedback arrow K—H). When the decision-making unit has received the final results, there are three possible outcomes: (1) a decision is made for execution (arrow K—L), (2) no decision is made for execution but a definition of new information required is sent to box A (arrow K—A), and (3) a decision is made for execution but at the same time a definition of new information is sent to box A. In cases (2) and (3), the whole process (from A to K) will be started again.

7. CASES OF APPLICATION

7.1. Goal-setting

A case described in the study of roundwood-removal statistics (PALO 1969 a, pp. 21—24) has been chosen to illustrate the application of phase A (definition of the research targets) of the frame model in Fig. 6.2.2. The frame model in Fig. 5.2.1 provides an introduction. The goal-setting process was started by analyzing the information flow Fa_1—Fa_2. The aim here was to identify the decisions requiring information related to the statistical system under development.

First, all sectors of the forestry ecosystem were analyzed to determine those where roundwood-removal information was needed. All relevant problems within these sectors were listed. Finally, decisions in each problem requiring roundwood-removal information were identified. An attempt was also made to find out as clearly as possible the form, precision and classification of the information wanted for various uses. In the same way, an analysis was carried out to define the principal concomitant information and its properties for these decisions. The aim here was integration of the goal-setting for all kinds of information required for a specific decision.

This analysis was carried out systematically according to the model presented in Fig. 7.1.1. The approach when reading this model is from left to right as follows: sector — problem — decision — data — need of data classification. The codes above the boxes of column E refer to the respective boxes in columns C and D. For example, code C_4 refers to box 4 in column C, meaning "regional marketing efforts".

The degree of precision needs to be defined according to the model in Fig. 6.2.1. The results from the model in Fig. 7.1.1 can be considered as a tentative hypothesis of the general form and classification required for information which is planned to be produced by a research project. However, quite often the decision models used are not the optimal ones. In these cases, an amendment of the model system (box M in Fig. 6.2.2) must be made first. Only after this operation is it possible to define correctly the properties of the information required by decision-making. A brief summary of a case of applying this principle follows.

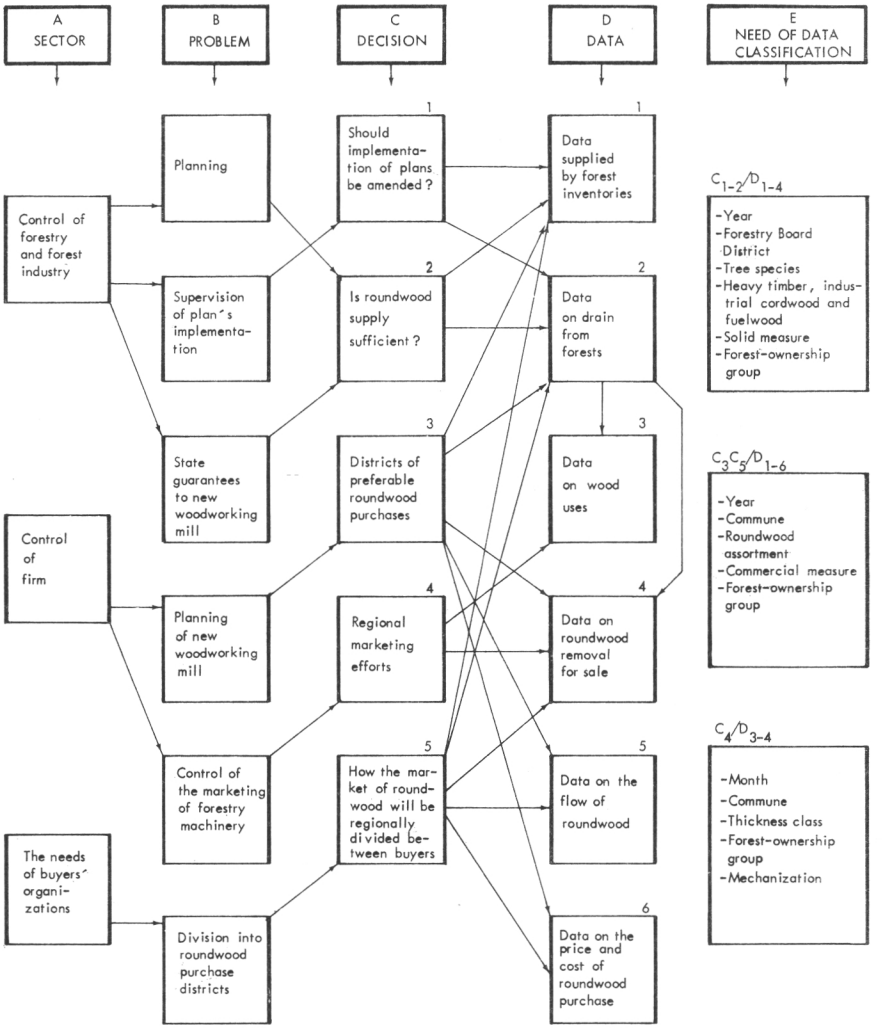


Fig. 7.1.1. The definition of the research targets for a study of the system of roundwood-removal statistics based on samples of buyers (PALO 1969 a, p. 23).

In the context of developing roundwood-removal statistics based on a sample of buyers (PALO 1969 a), short-term forecasting models of roundwood removals for sale were studied (PALO 1969 b). The results from an analysis analogical to Fig. 7.1.1, concerning information requirements by decision systems outside the forestry ecosystem (PALO 1969 a, p. 24), formed the starting point for the latter study. It was observed that roundwood-removal forecasts were already made to promote decision-making when preparing the government budget. These methods were surveyed and the applicability of their

results were evaluated. Accordingly, it was decided that better models should be developed.

The aim in this case was not to predict demand and supply functions of roundwood removals for sale. Rather, an effort was made to develop econometric models to produce short-term predictions of the single intersections of these functions. A requirement for the models was that they should be logical and without contradictions. The models were supposed to produce more precise predictions than the methods already used. The final criteria here was the model of marginal benefits and costs as a function of precision (Fig. 6.2.1).

From the prediction models developed, one example is given here. For deciduous logs from forests owned by private individuals, the following model was estimated for the whole cutting year, provided the information concerning the first four months was available. The multiple correlation coefficient (R) was 0.998. All regression coefficients differed from zero with a risk of 2 per cent.

$$(7.1.1)\quad H^*_t = 892.9 - 2.734\ L_{t-1} + .2442\ H_{t-1} - 7.854\ P_t + .03768\ L_{t-1}\ P_t$$

H^*_t = forecast of removals of deciduous logs from private forests in cutting year t

L_{t-1} = quantity of marked deciduous logs in private forests from September of year t-1 to October of year t

H_{t-1} = removal of deciduous logs from private forests from September of year t-1 to October of year t

P_t = stumpage prices of deciduous veneer logs in private forests in year t (negotiated between the organizations of buyers and sellers at the beginning of each cutting year)

This type of model helps to define the research targets of a specific research project in two ways: (1) form, classification and precision of information is further specified, and (2) further concomitant information needed is identified.

7.2. Viewing the research object as a system

Viewing and depicting the research object as a system can be regarded as fundamental when applying the frame model in Fig. 6.2.2 for research-project planning. Much research has been unfruitful because this phase has been neglected. In this section, a case will first be described from a recent study by the present author (Palo 1969 a, pp. 25—26).

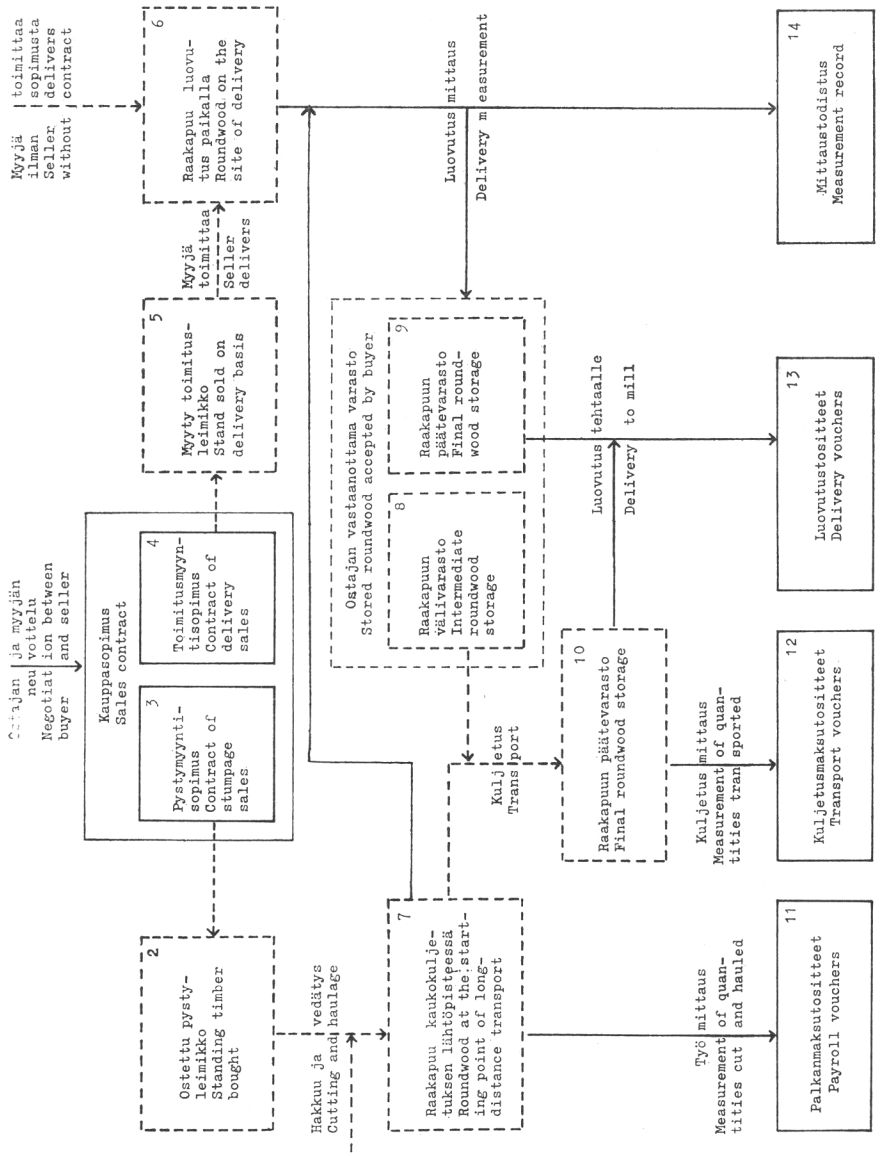


Fig. 7.2.1. Roundwood-production system from the buyer's point of view (PALO 1969 a, p. 25).

The basic problem involved was to develop a method of roundwood-removal statistics based on a population of roundwood buyers. The research object, therefore, was roundwood production, or logging. When defining the appropriate point of view in the system description, the need for listing alternative points of observation was recognized. Process-output analysis was chosen as a method of depiction. In this, outputs of different processes are emphasized, but not inputs. Accordingly, outputs were depicted as boxes and processes as arrows. It is natural that an output of a certain process may also be the input to another process. Otherwise, however, no attention was paid to inputs.

In Fig. 7.2.1, a roundwood-production system from the buyer's point of view is presented. There are two benefits in this approach: (1) more efficient definition and restriction of the problem, and (2) more efficient listing of alternative points for observation (Fig. 6.2.2, box E). In the former case, results are improved further if first a system model like the one in Fig. 7.2.2 at one level higher in the system hierarchy is sketched. In this way, the location of the problem can be ensured and then a more detailed system depicted.

The model in Fig. 7.2.1 can be regarded as a means of listing alternative points of roundwood observation from the population of buyers. First, those production phases were listed for which the buyers already had measuring vouchers (the boxes with solid outlines). Second, the alternatives that most closely coincided with the date of cutting were chosen within the constraints of production techniques and intended uses of the information (roundwood removals for sale). For compiling *annual statistics* of roundwood removal for sale, the following hypothesis based on the above analysis was chosen. In a case of wood purchase through buying, the most suitable source of observation was the phase of the scaling where the ownership of roundwood lots was transferred from a forest owner to a buyer (arrows 6—8 & 9 and 7—8 & 9) and where scaling records (box 14) were made for both partners of a deal. In a case where wood is purchased from the buyer's own forest, the equivalent phase was box 11 (payroll vouchers from scaling of quantities cut and hauled).

For the planning of *seasonal statistics* on roundwood removals, this hypothesis was considered valid as far as logging by forest owners (delivery sales) was concerned. However, for cases in which the buyer cuts from his own forest for his own account or cuts any standing timber which he has bought, another hypothesis was chosen. It was assumed that the roundwood quantities were best recorded from the scaling (arrow 7—11) which is carried out for paying the wages of cutting and haulage work.

Another illustration of how a research object may be viewed as a system (box D in Fig. 6.2.2) has been presented by GEORGE FRAZIER (1969 a, pp. 2—7). Two objectives were set for this corporate long-range (15 years)

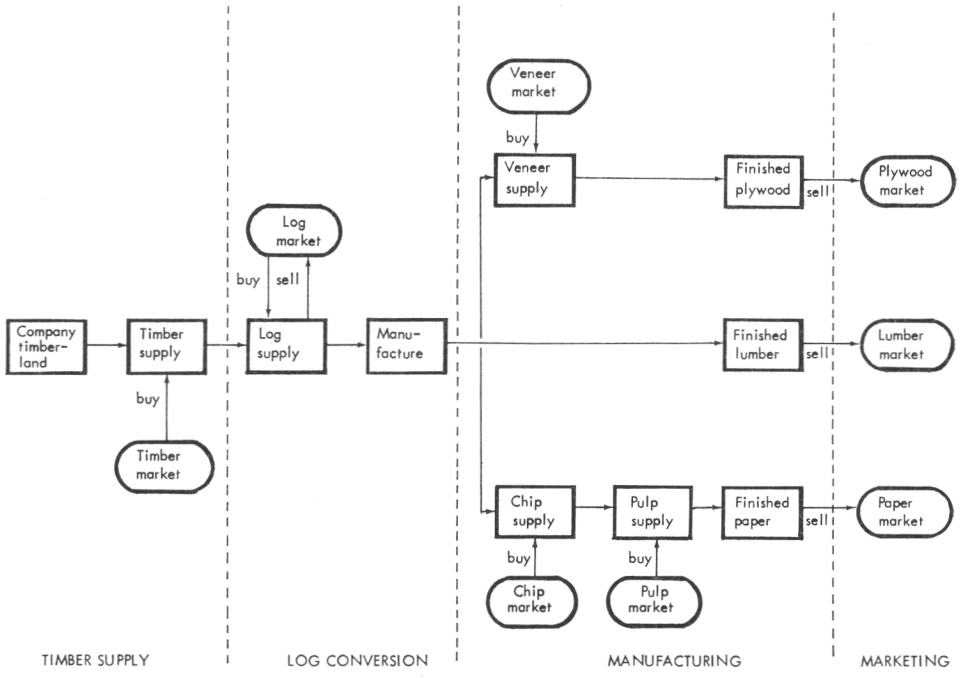


Fig. 7.2.2. An investment-planning model (structure of base model) of a forest-industry firm (FRAZIER, 1969 a, p. 6).

planning model: (1) forecasting optimal allocation of resources, and (2) evaluating investment alternatives. "The model has been structured to maximize profits within the Northwest operations, under alternative management assumptions about raw material availabilities, manufacturing investments and costs, and demands for products in the Northwest."

For each of nine geographical subregions, an integrative system model was developed on a relatively high level of the systems hierarchy (Fig. 7.2.2). The depiction method here is different from that used in Fig. 7.2.1. The arrows show roughly the sequence of the boxes in time. Any additional information can be read along the arrows. Boxes refer here to processes, outputs or resources, which are labelled in the figure.

A remarkable set of equations was developed to describe the contents and relations of these boxes. In 1969, this model system consisted of 4 800 such equations. At the time, it might have been the largest corporate planning model to have been succesfully solved and reported, linear programming being the main method applied.

In the next example, the theory of cumulative causation will be briefly introduced. Although being general in nature, it has also drawn the attention of some forest researchers (e.g. RIIHINEN 1963, pp. 45—47).

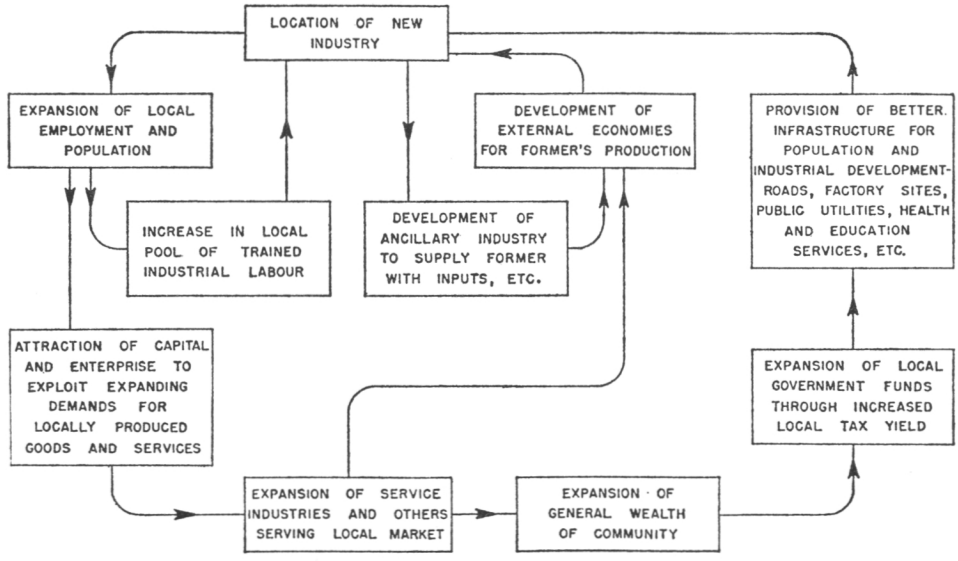


Fig. 7.2.3. Myrdal's Process of Cumulative Causation (KEEBLE 1968, p. 258).

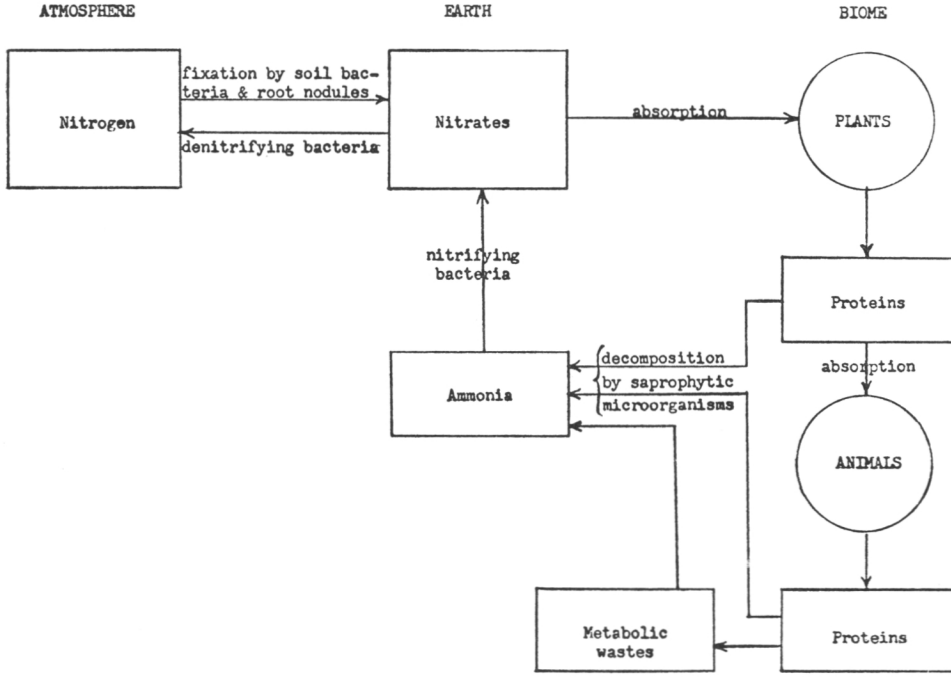


Fig. 7.2.4. A model of the nitrogen ecosystem (SEALE 1966, p. 51).

"The inadequacy of equalization theories has prompted economists in recent years to put forward new conceptual models of the development of spatial variation in economic prosperity. Probably the most important of these is the model elaborated by Myrdal during the mid-1950's. Framed implicitly in terms of countries already populated but exhibiting a low level of economic development, Myrdal's model is based on the contention that in a free economy, particular changes do not, as equalization models contend, 'call forth countervailing changes but, instead, supporting changes, which move the system in the same direction as the first change but much further'. Applying this idea of 'cumulative causation' to the problem of economic development within countries, Myrdal concludes that 'the play of the forces in the market normally tends to increase, rather than to decrease, the inequalities between regions': that is, that once particular regions have by virtue of some initial advantage moved ahead of others, new increments of activity and growth will tend to be concentrated in the already-expanding regions because of their derived advantages rather than in the remaining areas of the country." (KEEBLE 1968, p. 258). The system model in Fig. 7.2.3 illustrates this cumulative process.

The cases presented so far here are in the field of forest economics. However, the approach of depicting a research object as a system can be fruitfully applied in other fields of research (cf. SEALE 1966, pp. 38—57). As an example, a system model of the nitrogen cycle is presented (Fig. 7.2.4).

7.3. Network planning

An example of the application of a network-planning method in a forest-inventory project is discussed by KUUSELA (1965, p. 226):

"The main advantage of the network analysis is the chance to break down a project into numerous individual jobs and still have an overall picture of the entire project. It allows responsibility and authority to be defined and allocated. In a more thorough analysis the time, money and personnel for each job are estimated, the critical and essential jobs are determined, spare times and unnecessary works located, etc. The network analysis is a systematic procedure which itself can be delegated to a computer."

This application has been further developed by SAKARI SALMINEN (KUUSELA & SALMINEN 1969, pp. 64—68). He designed a thorough network of the steps and programs in the data-processing phase of a forest intentory.

This section describes a method for a detailed design of a research project (Fig. 6.2.2, box H). The case has previously been described in Finnish (PALO 1967, pp. 49—56).

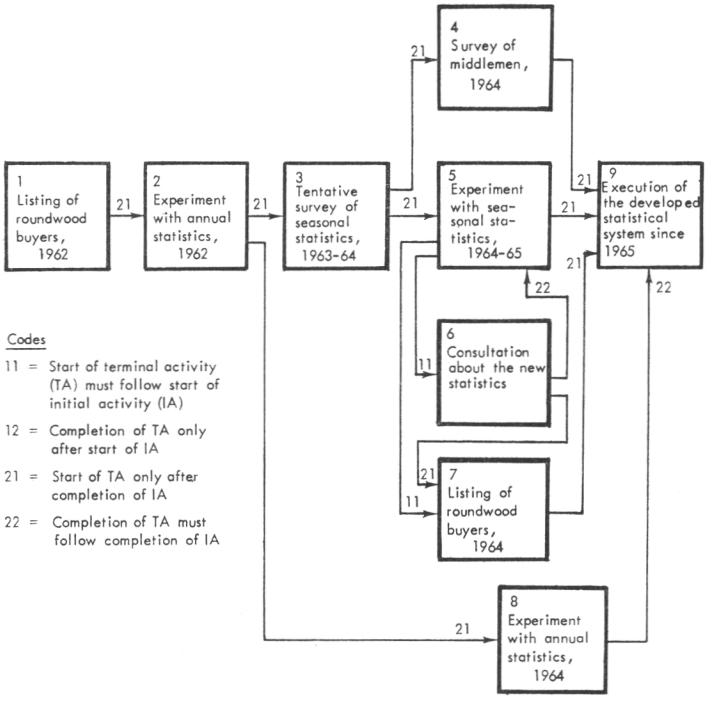


Fig. 7.3.1. Block-network model of the research project on a statistics system of roundwood removal for sale at a relatively high hierarchical level.

Network-planning methods (such as PERT and CPM) have been developed as efficient tools for designing and controlling projects. The creation of a new statistical method as well as research activities involving other topics can be treated as projects. Forecasting duration, various inputs (resources) and costs, which are necessary to carry out all the phases and activities of a research project, involves considerable risk and uncertainty. Projects are usually one-time efforts as opposed to continuous processes.

A clear and detailed definition of the information that a research project aims to produce forms the premise for network planning. This method is a versatile tool for meeting changing future conditions. Any necessary calculations can be executed by computers using available library programs. Consequently, amendments due to changes in original estimates of the duration, resources and costs of project activities are easy to carry out.

Depicting a project as a network forms the basis for this kind of planning. A choice between two alternative methods of depiction must be made. In the first method, each activity is depicted as an arrow restricted at both ends by an event. This is called an arrow network, on which most of the

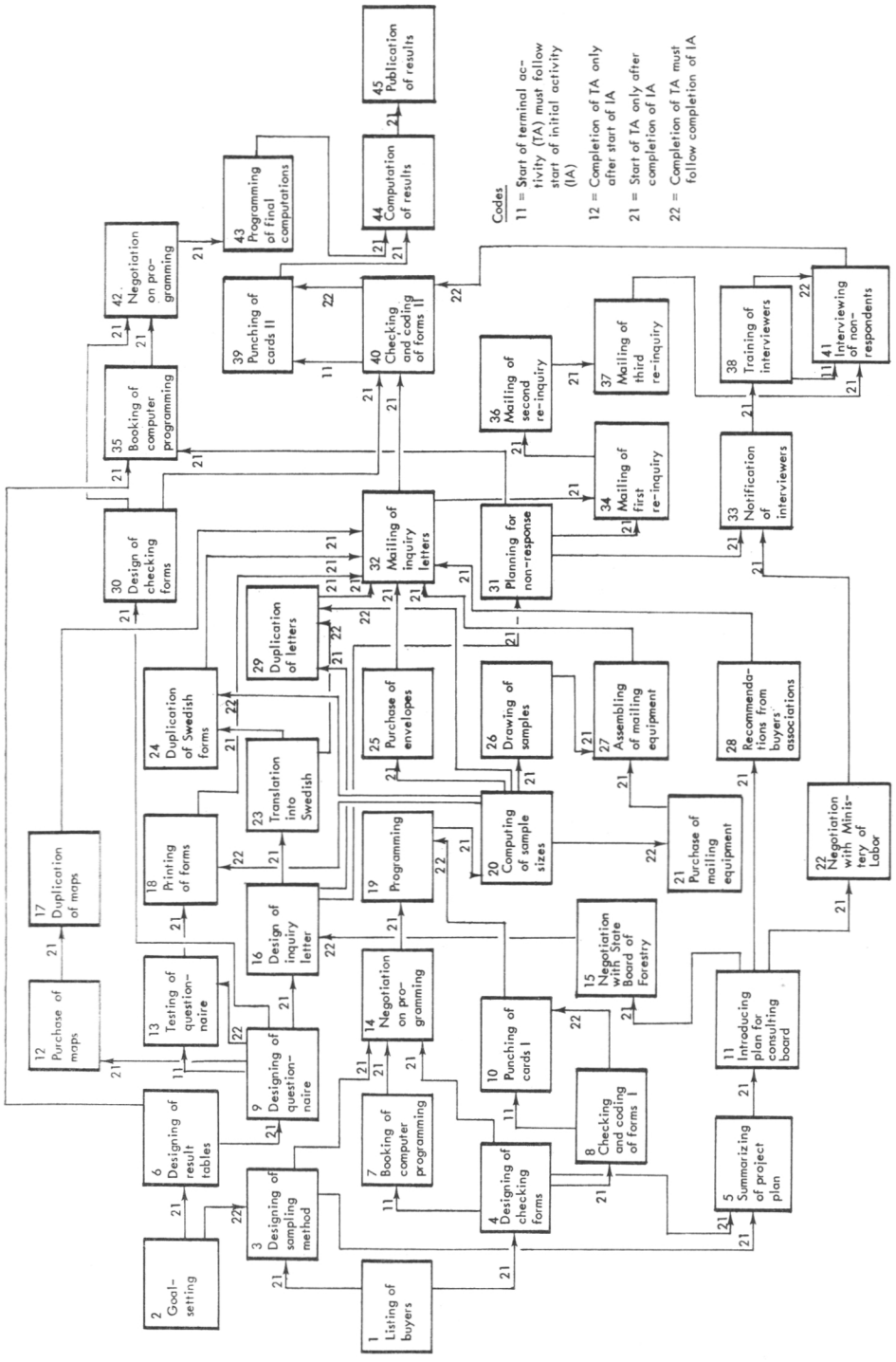


Fig. 7.3.2. A detailed network model for planning the experiment with annual roundwood statistics in activity 2, Fig. 7.3.1.

computer programs readily available are based. Consequently, it has been applied more widely than the second alternative, a block network.

In a block network, the various activities are represented by blocks or boxes instead of arrows. The role of the arrows is only to show time sequence among the blocks (activities). The design of a block network may often be more versatile and faster than that of an arrow network. In the following presentation, block networks are applied in Figures 7.3.1 and 7.3.2. In Fig. 7.3.3, the same project has been designed using both a block and an arrow network. The networks are designed to identify the activities in the project (elements of a system) and interdependence among them.

The case described here is a study of roundwood-removal statistics based on a sample of buyers (PALO 1967). This project was depicted at two hierarchical levels. The sequence of the principal phases was illustrated by a network at a higher level (Fig. 7.3.1). This kind of model can be used for tentative planning, in negotiations and as an informative media for various people connected with the project.

At a lower level of the hierarchy, a more complicated network was designed to carry out the detailed design of the project, its execution and feedback from the execution as sketched in the loop H—I—J—H in Fig. 6.2.2. Activity no. 2 in Fig. 7.3.1, the development of the annual roundwood-removal statistics for the year 1962, was chosen as an example (Fig. 7.3.2).

Only such detailed analysis can form a basis for the planning of a target budget for a project. The main difficulty in designing this kind of network is to identify various activities properly. For an activity to be independent, the following characteristics must be very similar: time sequence, resource requirement, cost as well as responsibility and authority relations.

The project in Fig. 7.3.2 was redrawn in Fig. 7.3.3 at a new hierarchical level between the levels of Figures 7.3.1 and 7.3.2 to illustrate the scheduling computations involved in network planning. A block network is applied in the upper part and an arrow network in the lower part of Fig. 7.3.3.

Based on the arrow network in Fig. 7.3.3, an analysis was made to discover the earliest activity start and finish times. The matrix method used is illustrated in Fig. 7.3.4. For example, the duration (8 weeks) of activity 2—4 (checking of the forms I) was marked at the intersection of row 2 and column 4. The analysis started by placing zero in the first row of column T_E. Next, the earliest occurence time of event 2 was sought. Column 2 contains only one duration estimate, because there is only one activity (1—2) leading to it. This estimate (14 weeks) was added to the number (0) of the same row at column T_E, where $0 + 14 = 14$. The sum 14 is then placed at the intersection of row 2 and column T_E. There are two estimates in column 6. According to the previous procedure, two sums are obtained: 2 +

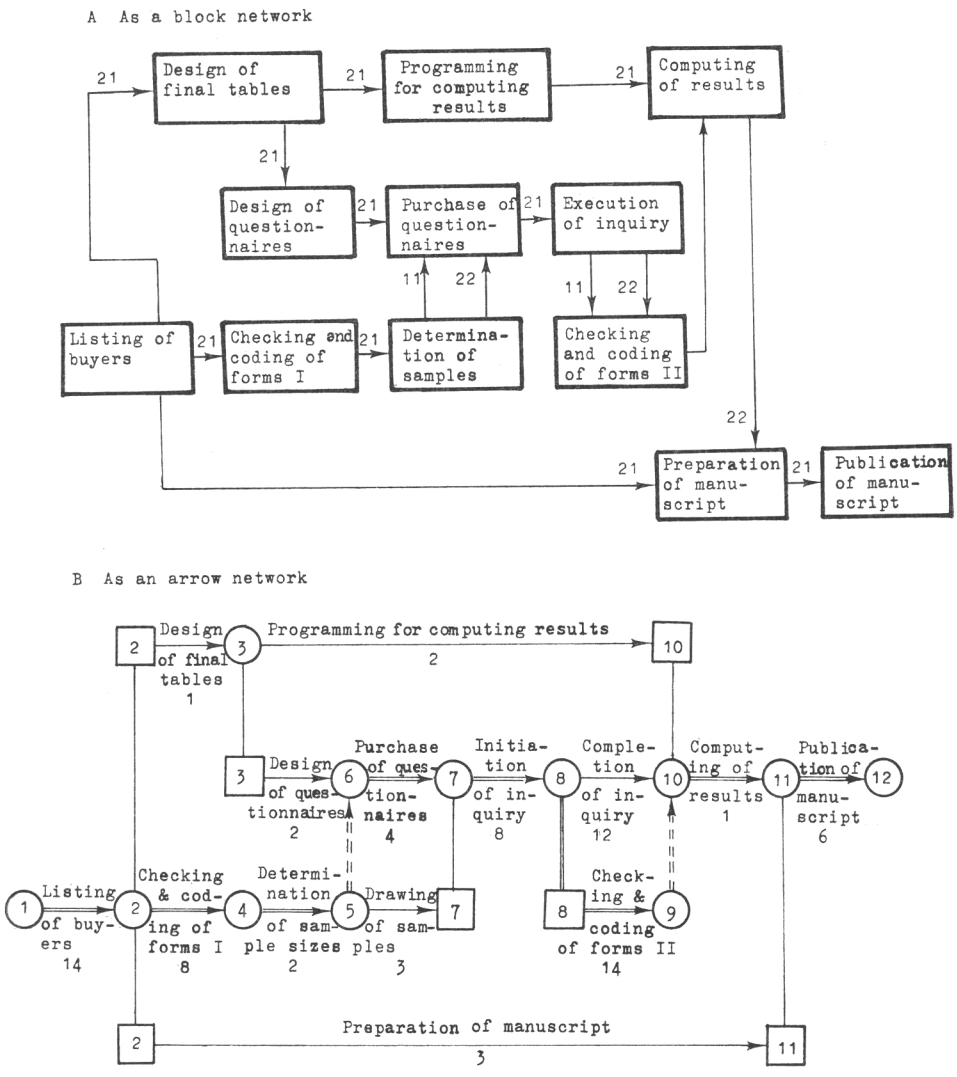


Fig. 7.3.3. The network in Fig. 7.3.2 condensed at a higher level, block network used above and arrow network below (where numbers beneath each activity refer to duration in weeks).

$18 = 20$ and $0 + 24 = 24$. The larger of these sums was chosen as the earlier occurrence time for event 6, and transferred to the intersection of row 6 and column T_E.

The latest allowable event-occurrence time T_L is analyzed in reverse order from the case above. In addition, summation is replaced by subtraction and in the case of two estimates in the same row the smallest outcome from the subtraction is chosen.

The earliest and latest allowable event-occurrence times from Fig. 7.3.4 were transferred to columns 3 and 6 of Table 7.3.1. The following two modifications were made: earliest activity start time = earliest event-occurrence time (ES = T_E), and latest allowable activity finish time = latest allowable event-occurence time (LF = T_L).

The total activity slack (S) and activity free slack (S_F) were computed here.

An example of the use of Table 7.3.1 follows. All duration estimates and hence times and slacks are in weeks. Three symbols must be explained:

t = activity duration estimate
EF = earliest activity finish time
LS = latest allowable activity start time.

Let us consider activity 2—3:

(7.3.1) $EF = ES + t = 14 + 4 = 18$
(7.3.2) $LS = LF - t = 22 - 4 = 18$
(7.3.3) $S = T_L - EF = 22 - 18 = 4$
(7.3.4) $S_F = T_E - EF = 18 - 18 = 0$

The estimates for these computions are taken from activity row 2—3, with the exception of T_E in equation 7.3.4, which is from activity row 3—6 (or 3—10), the successor to activity 2—3.

"Total activity slack (S) is equal to the amount of time that the activity completion time can be delayed without affecting the earliest start or occurrence time of any activity or event on the network critical path." (Moder & Phillips 1964, p. 54). By critical path is meant the path through a network with the total slack equalling zero for each activity, or a path where a duration change in any of the activities will cause a respective change in the final completion time of the whole project. The total slack (S) for activity 2—3 was 4 weeks.

"Activity free slack (S_F) is equal to the amount of time that the activity completion time can be delayed without affecting the earliest start or occurence time of any other activity or event in the network." (Moder & Phillips, p. 55). The free slack computed above for activity 2—3 was zero.

In the network in Fig. 7.3.3, the critical path could be identified according to the results in column 7 of Table 7.3.1. Each activity with total slack equalling zero was included. Hence the route 1—2—4—5—6—7—8—9—10—11—12 forms the critical path. It was marked with a double line. The completion of the whole project is delayed if any activity duration along this route is under-estimated. On the other hand, if it is desired in the course of project execution to hasten the completion time of the whole project, more resources should primarily be allocated to the activities on the critical path.

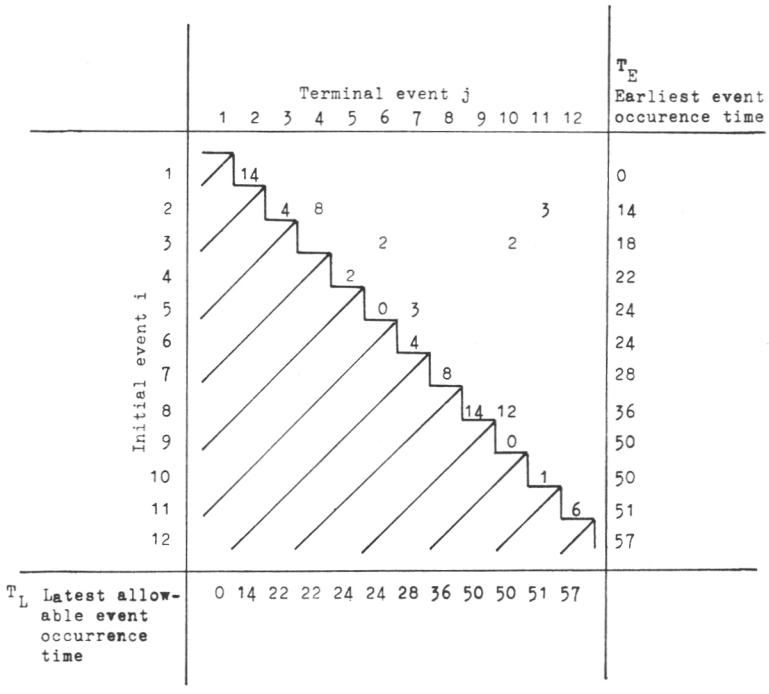


Fig. 7.3.4. Determination of earliest and latest event-occurrence times based on the arrow network of Fig. 7.3.3 by using the matrix method.

Table 7.3.1. Computing of total and free activity slacks based on the arrow network in Fig. 7.3.3 and on Fig. 7.3.4. All estimates in weeks.

1 Activity i j	2 Duration t	3 Earliest activity start time ES = T_E	4 Earliest activity finish time EF	5 Latest activity start time LS	6 Latest activity finish time LF = T_L	7 Activity total slack S	8 Activity free slack S_F
1—2	14	0	14	0	14	0	0
2—3	4	14	18	18	22	4	0
2—4	8	14	22	14	22	0	0
2—11	3	14	17	48	51	34	34
3—6	2	18	20	22	24	4	4
3—10	2	18	20	48	50	30	30
4—5	2	22	24	22	24	0	0
5—6	0	24	24	24	24	0	0
5—7	3	24	27	25	28	1	1
6—7	4	24	28	24	28	0	0
7—8	8	28	36	28	36	0	0
8—9	14	36	50	36	50	0	0
8—10	12	36	48	38	50	2	2
9—10	0	50	50	50	50	0	0
10—11	1	50	51	50	51	0	0
11—12	6	51	57	51	57	0	0

The project activities can be sorted according to the relevant characteristics from the point of view of the planning situation in Table 7.3.1, for example latest start time, total activity slack, etc. When the times given in the table are transformed to calender days, the project leader gets a list of days on which the various activities should at latest be started, keeping to the confirmed schedule. By using a computer, it is easy and inexpensive after calculating the results of Table 7.3.1 to arrange the activities of even a large project according to various characteristics chosen. Furthermore, the output is given in calender days. At the same time, holidays and the length of the working days and weeks can be considered. When duration estimates or a network must be reviewed, the recalculations can be carried out rapidly by a computer.

A detailed project network (as in Fig. 7.3.2) forms a good basis for estimating the resources and costs required for the completion of a project. All the requirements for executing each activity must be carefully considered. The quality and quantity of people as well as scientific instruments, machines and other material should be systematically estimated. By first applying minimum requirements for each activity, a tentative schedule and cost budget can be computed. If this schedule is not fast enough and there are more funds available, more resources can be allocated to the critical-path activities. By simulating this network model, a "satisfactory optimum" between the target schedule and the available funds can be found.

Besides providing a better design for research projects, the application of the network-planning method also creates a sensible basis for efficient feedback from the project execution phase. The computation can be revised frequently and carefully by activities, responsibility zones and various cost items. When facing changes in preliminary estimates, all the necessary calculations and listings can be rapidly amended by a computer.

8. DISCUSSION

8.1. Applicability of the frame model

In this paper, modern methods of planning and control of research projects are introduced. The approach is general, although most of the examples of application come from forestry. Accordingly, the results of this study may be also useful in other fields of applied sciences.

Given the nature of planning, the size of the research project largely determines how beneficial the approach of this paper really is. Generally speaking, the larger the project the more one can benefit by applying this frame model. In the case of small projects, it may appear that some parts of the frame model in Fig. 6.2.2, for example stage F, contribute nothing (there exist no alternatives). On the other hand, however, the losses (opportunity costs of time) are also minimal. In any case, the hypothesis is that by going through the various stages and thinking thoroughly about the topics suggested in the boxes in Fig. 6.2.2, the potential benefits outweigh the potential costs of spending the researcher's time for this kind of planning activity.

Research projects could be hypothetically located on a scale measuring the degree of direct applicability of the research results in practical decision-making. "Totally applied" and "totally basic" would be the opposite ends of the scale. The closer a project came to the former, the more rewarding the use of the goal-setting method in the frame model in Fig. 6.2.2 (box A). On the other hand, projects vary a great deal in respect to the schedule of completion. In cases of tight schedules, an extra benefit is gained by applying the network planning method introduced in Section 7.3.

Quite often a research project is executed in two or more successive stages; for example, a tentative study is launched first. Then the planning and execution of research is of an iterative nature. The various stages of the frame model (Fig. 6.2.2) are repeated enough times for adequate final results to be reached. A key thing to remember is that this kind of iteration is necessary in every research project, at least when reaching the completion of the execution phase of the project (box I, Fig. 6.2.2), in order to compare the results with the systems model of box D (including hypotheses to be tested).

8.2. The alternatives of the systems approach

The elements of general systems theory and cybernetics are presented initially (Chapters 3 and 4). Two basic approaches are available when applying these tools: analytical and synthetic. First, an analytical approach is illustrated. Viewing systems in a hierarchical order, the level of the forestry ecosystem in Finland is chosen as a starting point for analysis, which then proceeds downwards through the systems hierarchy until the level of a research project is reached. On the basis of this analysis, the position and goals of a research project as a part of the information system are specified (Chapter 5). The same analytical principle is applied when developing a frame model for research-project planning in Chapters 6 and 7.

However, as an alternative to the analytical approach, a synthetic method (LANGE 1965) may be feasible. A synthetic procedure is the reverse of the analytical. First, elements, the smallest units of interest, and their relations are defined. Then the systems hierarchy concerned is studied upwards from this level. In this framework, an element is affected by its environment through an input. On the other hand, the environment is affected by its elements through outputs. Each element has at least one input and one output. The state of an input determines uniquely the state of an output (cf. JAHNUKAINEN 1967, pp. 27—36; NIITAMO 1968, pp. 4—7).

Thus, in fact, there were three approaches available for systems delineation: (1) analytical, (2) synthetic and (3) a combination of these two. The choice of the analytical method was based in this case on the conception that the purpose of the parts is defined by the purpose of the whole. Therefore, this approach has more integrative power than the alternatives (cf. JOHNSON *et al.* 1963, p. 91). However, at least some combination of analytical and synthetic methods could also be feasible for this purpose, although it was not possible to verify this here (cf. JAHNUKAINEN 1967, p. 36).

8.3. Systems description of research objects

Independent of the systems approach chosen, systems analysis has two main functions in research: (1) systems description of the "real world", and (2) systems design of the future. In the former case, the aim may be either mere description or explanation, and in the latter, either forecasting or programming. In the frame model for planning research projects in forestry in Fig. 6.2.2, both cases are represented. Box D, depicting a research object as a system, belongs to the first category. On the other hand, box F, a tentative design of research-project alternatives, and box H, a detailed design of the research project, fall into the second category.

The first category, systems description of the real world, is discussed further. The real world as the object of research activity is divided between various disciplines. The part of the real world within each discipline is further divided among various researchers according to their specific interests. Each researcher is able to view his research object usually from only one angle at a time. Accordingly, in the case of a research team, a limited number of viewpoints can be considered.

A research object can be imagined as carrying attributes to be observed. These attributes are either observable or non-observable. The distinction depends on a researcher's observing ability (quality of instruments, etc.) (cf. PULLIAINEN 1967, pp. 27—37). The problem of observing relevant attributes has traditionally been approached by developing hypotheses and theories. The idea emphasized in this study is to present them explicitly by using graphical models and other means of general systems theory (Chapters 3 and 5). In other words, depicting a research object as a system is here considered fundamental in research-project planning.

In the course of planning and executing a research project, a research object should be described as a system in two phases. First, a tentative systems description is made, based on the hypotheses and theories condensed from the results of previous research efforts and other available information (box D in Fig. 6.2.2). Second, this systems depiction can be totally or partly confirmed or rejected and, in the latter case, revised and amended after the research project has been executed. Accordingly, various model-construction activities can be viewed as being analogical to systems analysis, although not usually expressed by using the terms and means of general systems theory.

8.4. The concept of the forestry ecosystem

The use of the ecosystem concept in this paper may be irritating to some readers. The definition of an ecosystem is quoted from A. G. TANSLEY and presented on p. 9. There are many essential aspects in this definition.

"These ecosystems, as we call them, are of the most various kinds and sizes. They form one category of the multitudinous physical systems of the universe as a whole down to the atom." This part of the definition brings out two central viewpoints: (1) ecosystems are analogical to physical systems; (2) variety and hierarchical order are typical of ecosystems.

"The whole method of science is to isolate systems mentally for the purposes of study, so that the series of isolates that we make become the actual objects of our study . . ." This section introduces the principle which is presented in box D in Fig. 6.2.2 and discussed later in Section 8.3.

"Actually the systems we isolate mentally are not only included as parts of larger ones, but they also overlap, interlock and interact with one another. The isolation is partly artificial, but is the only possible way in which we can proceed." TANSLEY refers here to the idea of versatility in defining the boundaries of an ecosystem. In general systems theory, the same principle is presented by stating that the point of view in each planning situation decides which elements belong to a system and which to its environment.

Accordingly, TANSLEY as early as 1935 made a definition for an *ecosystem* which clearly pointed out the connections of ecosystems to other systems, although as a whole *general systems theory* was for the most part created after that time (cf. p. 9). However, in many other cases later when an ecosystem has been defined, this aspect (including versatility, hierarchical order, etc.) has been neglected (e.g. DASMANN 1968) and hence operational application of the ecosystem concept has not been widely adapted. *According to the ideas developed in writing this paper, the combination of these two approaches produces the most fruitful results in forestry research* (cf. SCHULTZ 1963 and 1970; SEISKARI 1970) and in related fields. The ecosystem concept is believed to be applied in its widest and most versatile sense, including at its widest also human beings and the whole biosphere (the part of the earth and the atmosphere which interacts with organisms).

The use of the forestry-ecosystem concept (cf. p. 18) in this paper instead of simply referring to forestry and forest industry is aimed at emphasizing the following aspects: (1) the systems nature of this activity; (2) the vast set of interchanges and interdependences, first between organisms, and second between organisms and their non-living habitat factors. The recognition of these views by researchers and research administrators will greatly assist the promotion of arrangements favoring the establishment of research teams instead of individual efforts. *Increased knowledge of forestry ecosystems could also help in eliminating the conflicts between forestry and forest-industry practitioners and conservationists.*

The connections between ecology and economics are considered by ARNOLD SCHULTZ (1970, p. 18). "The ecosystem concept brings these two 'ecosciences' together. The biologist's ecosystem is organized as a functional unit in nature in which is carried out the activities of production, distribution, exchange and consumption of 'goods'. Goods might be energy, CO_2, molecules, foodstuff, or whole organisms. The economist also conceives a system, a functioning unit in the real world, in which occurs the activities of production, distribution, exchange, and consumption of goods. The two systems can coincide in space and time; that is to say, the ecologist and economist can study the same system." (Cf. the definition of the forestry ecosystem on p. 18 above.)

Proposals have been made to isolate the man-made world, the product

of human technology, from ecosystems. For example, PERTTI SEISKARI (1970) suggests calling this isolate a *technosystem*. He points out, however, that there are only slight differences between these concepts. The main difference is, according to him, the extent of space each of these systems covers: (1) an ecosystem can function only within short distances, but (2) the relations among the elements of an technosystem are nowadays virtually independent of distance.

When the differences between the concepts of an ecosystem and a technosystem are as slight as SEISKARI suggests, why make the distinction at all? When using the concept of a technosystem, is there not a danger of forgetting the close connections of human beings to other organisms? On the other hand, if the man-made world can be included in the concept of an ecosystem without any violation of the definition, is it worthwhile creating the new concept of a technosystem?

REFERENCES

AHMAVAARA, YRJÖ. 1969. *Yhteiskuntatieteen kyberneettinen metodologia.* Kustannusosakeyhtiö Tammi. Helsinki.

ASHBY, W. ROSS. 1965. *An introduction to cybernetics.* Methuen & Co., Ltd. London.

BEER, STAFFORD. 1966. *Cybernetics and management.* John Wiley & Sons, Inc. New York, London, Sidney.

BERGSTRÖM, STIG-ERIK. 1968. Valet av prognosmetod. En beslutsteoretisk studie. Summary: The choice of prediction method. A decision theoretic study. *Ekonomi och Samhälle*, 17. Helsinki.

BETHUNE, JAMES EDWARD. 1967. *Mathematical programming approaches to the allocation of resources to publicly supported timber management research.* University Microfilms. Ann Arbor, Michigan.

DANA, SAMUEL T. 1953. Function of forest-economics research. *Research in the economics of forestry* (editors William A. Duerr and Henry J. Vaux), pp. 10—13. Charles Lathrop Pack Forestry Foundation. Washington, D. C.

DASMANN, R. F. 1968. *Conservation and rational use of the environment.* Report submitted by Unesco and FAO at 44th session of United Nations Economic and Social Council. March 12, 1968.

DUERR, WILLIAM A. 1960. *Fundamentals of forestry economics.* McGraw-Hill Book Company. New York.

—»— 1966. Man and forest. Resource management in the face of change and uncertainty. Second draft. Mimeographed.

—»— DENNIS E. TEEGUARDEN & SAM GUTTENBERG. 1968. Decision making in forest resource management. *Journal of Forestry*, 66:10, pp. 760—763. Washington, D. C.

FRAZIER, GEORGE D. 1969 a. Economic forecasting and the corporate long range planning model. (Presented at the Long Range Forecasting Conference. May 29, 1966). National Association of Business Economists. Mimeographed. San Francisco.

—»— 1969 b. Integrating information systems and research. The National Industrial Conference Board. Mimeographed. New York.

HALL, A. D., & R. E. FAGEN. 1956. Definition of a system. *Yearbook, Society for the advancement of general systems theory.* Vol. 1, pp. 18—28.

HOLOPAINEN, VILJO. 1969. Forest research and wood production. *Five aspects on the Finnish forestry and forest industry.* Finnish Forestry Association. Helsinki.

JAHNUKAINEN, MIIKKA. 1967. Systeemimalli yrityksen informaatiosysteemin ja sen suunnittelun kehysmallina. Lisensiaattitutkimus. University of Helsinki, School of Social Sciences. Mimeographed. Helsinki.

—»— 1970. Yrityksen informaatiosysteemin suunnittelun kehysmetodi. Summary: A frame method for planning an information system for the firm. *Kansantaloudellisia Tutkimuksia*, 30. Helsinki.

JOHNSON, R. A., F. E. KAST & J. E. ROSEZWEIG. 1963. *The theory and management of systems.* McGraw-Hill Book Company. New York.

KEEBLE, D. E. 1968. Models of economic development. *Socio-economic models in geography* (editors Richard J. Chorley & Peter Haggett), pp. 243—302. Methuen & Co., Ltd. London.

KUUSELA, KULLERVO. 1965. The principal phases of a forest inventory illustrated by the network analysis. Conference of the advisory group of forest statisticians of IUFRO. Mimeographed. Stockholm.

—»— & SAKARI SALMINEN. 1969. The 5th national forest inventory in Finland. *Communicationes Instituti Forestalis Fenniae,* 69:4. Helsinki.

LANGE, OSKAR. 1965. *Wholes and parts.* Pergamon Press. Oxford.

LEHTINEN, UOLEVI. 1968. Päätös, päätöksenteko ja päätösprosessi. *Liiketaloudellinen Aikakauskirja,* 17:1, pp. 56—62. Helsinki.

LÖNNER, GÖRAN. 1968. Ett system för kortsiktig planläggning av drivning, lagring och vidaretransport av rundvirke. Summary: A system for short-term planning of logging, storing and transportation of wood. *Skogsarbeten,* 6. Forskningsstiftelsen. Stockholm.

MODER, J. J., & R. C. PHILLIPS. 1964. *Project management with CPM and PERT.* Reinhold Publishing Corp. New York.

MORGENSTERN, OSKAR. 1963. *On the accuracy of economic observations.* Princeton University Press. Princeton, New Jersey.

NIEMI, ANTTI. 1967. Säätötekniikan soveltava tutkimustyö. *Teknillinen Aikakauslehti,* 57:11, pp. 75—78. Helsinki.

NIITAMO, OLAVI. 1968. Systeemiajattelun eräitä pääpiirteitä. *Tilastotlinen Päätoimisto. Monistettuja tutkimuksia,* 6. Helsinki.

PALO, MATTI. 1966. Verkkosuunnittelu ja sen sovellutusnäkymät puunhankinnassa. Forest Research Institute, Economics Department. Mimeographed. Helsinki.

—»— 1967. Markkinahakkuiden tilastomenetelmä ja sen suunnittelun kehysmalli. Kansantaloudellisen metsäekonomian lisensiaattitutkimus. Forest Research Institute, Economics Department. Mimeographed. Helsinki.

—»— 1969 a. Ostajaotantaan perustuva hakkuutilasto. Summary: Removal statistics based on a sample of buyers. *Communicationes Instituti Forestalis Fenniae,* 68:1. Helsinki.

—»— 1969 b. Markkinahakkuiden lyhytjaksoinen ennakointi. Forest Research Institute, Economics Department. Mimeographed. Helsinki.

PULLIAINEN, KYÖSTI. 1967. Ekonometrinen tutkimus systeemiteoreettisesti tarkasteltuna. Summary: A systemtheoretic approach to econometrics. *Kansantaloudellisia Tutkimuksia,* 28. Helsinki.

RIIHINEN, PÄIVIÖ. 1962. Sales of newsprint in Finland, 1949—1959. *Acta Forestalia Fennica* 74: 7. Helsinki.

—»— 1963. Metsänhoidon tason vaihtelu Suomen maatilametsälöillä. Summary: Variations in the level of silviculture on the Finnish farm woodlots. *Acta Forestalia Fennica,* 75:5. Helsinki.

SCHULTZ, ARNOLD M. 1963. The ecosystem as a conceptual tool in the management of natural resources. *Quality and quantity in the management of natural resources,* pp. 139—161. University of California Press. Berkeley.

—»— 1970. Lecture notes on natural resource ecosystems. University of California, School of Forestry and Conservation. Mimeographed. Berkeley.

SEISKARI, PERTTI. 1970. Ekosysteemi vai teknosysteemi. Summary: Ecosystem or technosystem? *Teknillinen Aikakauslehti,* 60:10, pp. 78—84. Helsinki.

Smith, Otto J. M. 1970. Feedback regulation of social power. University of California, Department of Electrical Engineering and Computer Science. Mimeographed. Berkeley.

Tansley, A. G. 1935. The use and abuse of vegetational concepts and terms. *Ecology*, 16:3, pp. 284—307. Brooklyn Botanic Garden. New York.

Törnqvist, L., & L. Nordberg. 1968. *Päätäntätieteen keskeisiä ongelmia*. Werner Söderström Oy. Porvoo-Helsinki.

TIIVISTELMÄ

Tämän tutkimuksen johtavaksi hypoteesiksi valittiin toteamus, että tutkimusprojektin suunnittelu on aivan liian usein rajoitettu vain havaintojen hankinnassa ja analyysissä tarvittujen tilastomenetelmien valintaan. Sen sijaan systemaattisten menetelmien sovellutus ongelmien täsmentämiseen, tarkkojen tavoitteiden asettamiseen ja koko tutkimusprojektin tehokkaaseen suunnitteluun, toteutukseen ja sen valvontaan on ollut harvinaista. *Tämän tutkimuksen tarkoituksena on kehittää kehysmalli metsällisten tutkimusprojektien tehostettua suunnittelua varten.* Menetelminä käytetään lähinnä yleistä systeemiteoriaa, kybernetiikkaa, verkkosuunnittelua ja graafisia malleja.

Aluksi esitellään systeemiteorian ja kybernetiikan peruskäsitteet. Ekologian tutkijat loivat jo 1930-luvulla ekosysteemin käsitteen. Se sopii hyvin nykyisen systeemiteorian viitekehykseen, vaikkakin viimeksi mainittu teoria kehitettiin pääosiltaan vasta toisen maailmansodan jälkeen. Systeemi määritellään kokonaisuutena tarkasteltavaksi alkioiden joukoksi, jossa alkioita ja niiden tiloja sitovat toisiinsa tietyt riippuvuussuhteet.

Kybernetiikka on monimutkaisten, stokastisten systeemien teoria, joka käyttää hyväksi takaisinkytkennän periaatetta. Kyberneettisen tutkimuksen lopullinen yleistavoite on itseohjausjärjestelmien kehittäminen. Näistä esimerkkinä voidaan mainita termostaatti, jonka tehtävänä on pitää tietyn systeemin lämpötila annetun tavoitteen osoittamissa rajoissa.

Eräs tämän tutkimuksen keskeisiä kohtia on esittää, kuinka luontevasti metsä- ja puutalous voidaan kuvailla systeeminäkökulmasta. Tämä sektori halutaan nähdä ja kuvailla nimenomaan ekosysteeminä. *Metsäekosysteemi* määritellään siksi osaksi yleistä ekosysteemiä, joka on tekemisissä metsien erilaisten tuotteiden ja palvelusten tuottamisen, jakelun ja kulutuksen kanssa. Näitä tuotteita ja palveluksia ovat lähinnä puut, eläimet, aluskasvillisuus ja muut organismit sekä kaikki ne tuotteet, joiksi nämä voidaan muuntaa, sekä vesi, ilma ja virkistys. Tässä yhteydessä painotetaan, että määritelmä tällaisenaan on laaja-alainen, mutta samalla joustava. Sen rajat voidaan siten vahvistaa tarkemmin kulloisenkin suunnittelutilanteen vaatimalla tavalla.

Metsäekosysteemi kuvaillaan aluksi tuotanto-kulutussysteeminä. Seuraavassa vaiheessa metsäekosysteemin analyysi käännetään ohjauskeskeiseksi. Tätä varten kehitetään erityiset ohjauksen ja päätöksenteon kehysmallit. Takaisinkytkennän tehtäväksi määritellään varmistaa, että koko systeemi toimii niin hyvin kuin mahdollista asetettujen tavoitteiden mukaisesti.

Informaatiosysteemiin määritellään sisältyväksi tietoaineiston hankinta, käsittely ja välitys kokonaissysteemissä. Tieteellinen tutkimus kuvaillaan tällaisen informaatiosysteemin osaksi. Niinpä metsäntutkimus ja koko metsällinen informaatiosysteemi olisi nähtävä nimenomaan metsäekosysteemin ohjaussysteemin osana. Tällöin informaatiosysteemin päätehtävänä on auttaa päätöksentekijöitä aikaansaamaan entisiä »parempia» päätöksiä.

Lopulta rakennetaan metsällisten tutkimusprojektien suunnittelun systeemiteoreettinen kehysmalli. Sitä voidaan pitää tämän tutkimuksen tärkeimpänä tuloksena. Siinä suunnittelu kuvaillaan kahdeksan päätehtävän perättäisenä ketjuna jossa eri tehtävät sidotaan toisiinsa neljällä peruspäätöksellä, seitsemällä takaisinkytkentäsilmukalla sekä aikaporrastuksella.

Yllä esitellyssä kehysmallissa asetetaan suunnittelun pääpaino seuraaviin vaiheisiin: (1) tutkimusprojektin tavoitteiden yksityiskohtainen määrittely, (2) tutkimuskohteen kuvaileminen systeeminäkökulmasta, (3) tutkimusprojektin yksityiskohtainen suunnittelu, (4) tutkimusprojektin toteuttaminen, (5) tämän toteutuksen valvonta takaisinkytkentäperiaatteella. Vain alustavasti voitiin tässä yhteydessä käsitellä tutkimusprojektin vaihtoehtoisten toteuttamistapojen hyöty-kustannusanalyysiä. Tämän monessa suhteessa perustavaa laatua olevan suunnitteluvaiheen menetelmien kehittäminen jää siten pääosiltaan tulevien tutkimusten varaan.

Lopuksi esitellään kehitetyn kehysmallin käyttömahdollisuuksia eräin sovellutuksin. Esimerkit liittyvät seuraaviin kehysmallin vaiheisiin: (1) tavoitteiden asettelu, (2) tutkimuskohteen kuvaileminen systeeminä ja (3) tutkimusprojektin verkkosuunnittelu. Tässä kuvaillut sovellutukset valittiin pääasiassa ostajaotantaan perustuvan hakkuutilaston kehittämistutkimuksesta.

Aluksi havainnollistetaan, kuinka yksittäisen metsällisen tutkimusprojektin tulosten luokittelu, muoto ja muut tavoitteet voidaan systemaattisesti määritellä. Tämä tapahtuu inventoimalla ja analysoimalla kaikki ne potentiaaliset päätökset, joissa projektin tuottamia tuloksia käytetään hyväksi tai voitaisiin käyttää, jos sovellettuja päätösmalleja kehitettäisiin. Viimeksi mainittua, useissa käytännön päätöstilanteissa tärkeätä näkökohtaa havainnollistetaan esittämällä esimerkki markkinahakkuumäärien ennustemallista.

Tutkimuskohteen kuvailemista systeeminäkökulmasta pidetään ensiarvoisen tärkeänä suunnittelun kehysmallin osana. Siksi tästä vaiheesta esitetään kolme sovellutusta. Relevanttien havaintojen tekemisen ongelmaa on tutkimustyössä perinteellisesti lähestytty luomalla hypoteeseja ja teorioita. Tämän tutkimuksen eräs johtava idea on, että metsällisen tutkimusongelman asettelussa kyseinen vaihe tulisi aina kuvailla ekosysteeminä käyttäen yleisen systeemiteorian metodia.

Sovellutusosassa kiinnitetään eniten huomiota verkkosuunnittelumenetelmien esittelyyn tutkimusprojektien yksityiskohtaisen suunnittelun, toteutuksen ja sen valvonnan apuvälineinä. Kolmen mallin avulla havainnollistetaan nuoli- ja lohkoperiaatteelle rakentuvaa toimintaverkkojen laatimistekniikkaa. Esimerkillä valaistaan PERT-metelmän mukaista kriittisen polun analyysiä, jossa lasketaan projektin kokonais- ja vapaa pelivara sekä eräitä muita aikatunnuksia. Myös tuodaan esille verkkosuunnittelun käyttömahdollisuus projektin eri tehtävien vaatimien resurssien ja kustannusten arvioinnissa.

METSÄNTUTKIMUSLAITOKSEN JULKAISUJA 72.5
COMMUNICATIONES INSTITUTI FORESTALIS FENNIAE 72.5

HAKKUUPOISTUMAN MÄÄRITYS METSÄLÖOTOKSESTA

ESKO SALO

DETERMINATION OF DRAIN FROM FELLINGS BY A SAMPLE OF FOREST UNITS

HELSINKI 1971

Suomalaisen Kirjallisuuden Kirjapaino Oy Helsinki 1971

ALKUSANAT

Tämä tutkimus otettiin Metsäntutkimuslaitoksen metsäekonomian tutkimusosaston työohjelmaan jo vuonna 1962. Osaston työohjelmassa olleet muut tutkimukset viivästyttivät kuitenkin sen valmistumista. Esimieheltäni professori Lauri Heikinheimolta olen työni eri vaiheissa saanut arvokasta tukea, neuvoja ja kritiikkiä. Professori Seppo Ervastilta sain apua tutkimuksen suunnittelu- ja kenttätyövaiheissa. Tutkimuksen kenttätyöt suoritettiin yhteistyönä professori Päiviö Riihisen kanssa. Hän on myös ohjannut työtäni ja lukenut sen käsikirjoituksen tehden siihen useita parannusehdotuksia. Tutkimuksen tilastomatemaattisissa kohdissa sain merkittävää apua valtiotieteen tohtori Risto Seppälältä. Professori Hannu Väliaho luki tutkimuksen käsikirjoituksen ja teki siihen monia parannusehdotuksia.

Tutkimuksen perusjoukon luetteloinnin ja aineiston keruun suorittivat vaivojaan säästämättä metsänhoitajat Terho Huttunen ja Lauri Miettinen. Haastateltujen metsänomistajien, puutavaran ostajien sekä useiden valtion ja kuntien virastojen henkilökuntien myönteisellä suhtautumisella oli ratkaiseva merkitys tutkimuksen onnistumiseen.

Aineiston tietokoneohjelmointi ja käsittely suoritettiin Puolustuslaitoksen Tietokonekeskuksessa. Sen ohjasi metsänhoitaja Sakari Salminen. Aineiston laskennassa ja taulukoiden laadinnassa olen saanut runsaasti apua Metsäntutkimuslaitoksen metsäekonomian osaston henkilökunnalta. Erityisesti neiti Maija Kuusijärvi on nähnyt siinä paljon vaivaa.

Käsikirjoituksen suomenkielisen kieliasun tarkasti FK Riitta Seppälä. FM Hilkka Kontiopää käänsi lyhennelmän englannin kielelle. Sen tarkastivat Michael Jones, B.A. ja David Cope, A.B.

Tutkimustani varten sain apurahan Suomen Luonnonvarain Tutkimussäätiöltä.

Kaikille edellä mainituille henkilöille ja yhteisöille esitän parhaat kiitokseni. Työssäni olen saanut apua myös monelta muulta nimeltä mainitsemattomalta henkilöltä. Kiitän heitä kaikkia.

Esko Salo

SISÄLLYSLUETTELO

sivu

1. Johdanto 7
2. Tutkimustehtävä 8
   21. Tutkimustehtävän asettaminen 8
   22. Tutkimuksen rajoittaminen 9
3. Poistuma ja sen määritysmenetelmät 13
   31. Käsitteet 13
   32. Poistuman määritysmenetelmät 15
      321. Hukkapuu 15
      322. Käyttöpuu 17
4. Tutkimusmenetelmät 20
   41. Valtion metsät 20
   42. Muut kuin valtion metsät 21
      421. Estimointimenetelmän valinta 21
      422. Perusjoukon rajaaminen ja luettelointi 22
         4221. Perusjoukon rajaaminen 22
         4222. Maatalouslaskentaan perustuva metsälöiden luettelointi 23
         4223. Metsälöiden luettelointi kuntien verovirastoista 24
      423. Otoksen suuruus, kiintiöinti ja poiminta 26
   43. Aineiston keruu 31
      431. Havaintomenetelmä 31
      432. Kenttätyöt 32
      433. Hakkuumäärien yksityiskohtainen tiedustelu 34
         4331. Valtion metsät 34
         4332. Muut kuin valtion metsät 34
5. Tutkimusaineisto ja sen käsittely 38
   51. Valtion metsät 38
   52. Otantatutkimus 38
      521. Aineisto 38
      522. Aineiston tarkastus ja käsittely 40
6. Tulokset 43
   61. Otostulosten laskenta 43
   62. Käytettävän estimaattorin valinta 44
      621. Keskiarvo- ja keskivirhe-estimaattien laskenta 44
         6211. Yksiasteiset estimaattorit 44
         6212. Kaksiasteiset estimaattorit 46
      622. Yksi- ja kaksiasteisten estimaattorien vertailu 52
         6221. Otoksen kaksiasteisuuden vaikutus tuloksiin 52
         6222. Estimaattorin kaksiasteisuudesta aiheutunut tarkkuuden menetys 54
         6223. Yksi- ja kaksiasteiset otoskoot 59
            62231. Yksiasteinen otanta 59
            62232. Kaksiasteinen otanta 62

623. Käytettävän estimointimenetelmän valinta ... 65
63. Hakkuupoistuman määritys ... 67
631. Valtion metsien hakkuukertymä ... 67
632. Otoksesta laskettu hakkuukertymä ... 69
6321. Hehtaarikohtaiset hakkuumäärät ... 69
6322. Tulosten suurentamisessa käytetty metsäala ... 70
6323. Hakkuukertymän kokonaismäärät ... 72
633. Hukkapuun määritys ... 73
634. Hakkuupoistuma ... 74
7. Tulosten luotettavuus ... 76
71. Otoksen peittävyys ja pinta-alatietojen epävarmuus ... 76
72. Havaintoharhat ... 77
73. Tulosten tarkkuus ... 78
74. Tulosten vertailu puunkäyttötutkimuksen tuloksiin ... 80
8. Menetelmän soveltaminen valtakunnan metsien poistuman määrityksessä ... 84
81. Hakkuupoistuman määritys ... 84
82. Tutkimusmenetelmä ... 84
821. Menetelmän rajoitus ... 84
822. Otantamenetelmä ja sen vaatimat otoskoot ... 86
Kirjallisuusluettelo ... 90
Lyhennysluettelo ... 93
Symboliluettelo ... 95
Summary ... 97
Liitteet 1–5 ... 118

1. JOHDANTO

Valtakunnan ja alueittaisen metsätalouden suunnittelun erään tärkeän perustan muodostavat toisaalta valtakunnan metsien inventointitutkimuksista saadut puuston määrän, rakenteen ja kasvun arviot (esim. Ilvessalo 1956 ja 1963; Kuusela 1967) ja toisaalta lähinnä valtakunnallisten puunkäyttötutkimusten tuloksista johdetut poistuman määräarviot (esim. Saari 1934; Osara ym. 1948; Pöntynen 1963; Ervasti ym. 1969). Niiden perusteella on mm. pyritty ennakoimaan, riittävätkö maamme metsävarat ja millä ehdoilla tyydyttämään teollisuuden jatkuvasti kasvavan puun tarpeen. Laaditussa metsätaseissa poistumaa on nykyään yleisimmin verrattu erilaisten vaihtoehtojen pohjalta laskettuihin hakkuusuunnitteisiin (esim. Ervasti ym. 1964 ja 1969a).

Edellä mainitut taseet ovat osoittaneet suunnitteen ylittävää hakkuuta tapahtuneen sekä 1950-luvun lopussa että 1960-luvun alussa useimpien sekä Eteläettä Pohjois-Suomen piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla. Maan osa-alueittain laaditut metsätaseet ovat kuitenkin epävarmoja. Tämä johtuu erityisesti siitä, että puun käytöstä puulajeittain johdetut vuotuiset poistuman määrät saattavat olla sekä ajallisesti että määrällisesti virheellisiä. Poistuman nykyisen määritysmenetelmän vuoksi ei sen luotettavuutta voida tilastollisesti määrittää. Tällä tavoin alueittain lasketun poistuman virheellisyys on lisäksi suhteellisesti sitä suurempi, mitä pienemmästä alueesta on kysymys (Ervasti ym. 1968, s. 16).

Poistuman määritysmenetelmän epävarmuuden vuoksi ei menetelmällä saatavia alueittaisia arvioita voida enää nykyään pitää riittävän tarkkoina. Tämän vuoksi on vuotuisten poistumatietojen hankintaan ja siinä käytettyjen menetelmien kehittämiseen alettu kiinnittää entistä suurempaa huomiota. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan alueittaisten poistumaestimaattien määrittämismahdollisuuksia metsälöistä poimitusta otoksesta ja määritykseen soveltuvia menetelmiä.

2. TUTKIMUSTEHTÄVÄ

21. Tutkimustehtävän asettaminen

Koko maan ja sen osa-alueiden vuotuiset hakkuu- ja kokonaispoistumat on Suomessa määritetty lähes yksinomaan laskemalla poistuman suuruus ao. vuonna käytetyn kotimaisen puun määristä. Kysymyksessä on siten ollut epäsuora määritysmenetelmä, jolla poistuman ajoittaminen ja paikallistaminen ovat jääneet jossain määrin epävarmoiksi. Osittain juuri tästä syystä on valtakunnan metsien III ja V linja-arviointien yhteydessä vuodesta 1958 lähtien suoritettu linja-arviointimenetelmiin perustuvia koetutkimuksia hakkuupoistuman määrittämiseksi metsässä suoritettujen kantomittausten avulla (T i i h o n e n 1962a). Käytännön tarpeisiin ei poistuman määrityksiä tällä menetelmällä ole kuitenkaan suoritettu.

Tutkimuksia, joissa metsien kokonaispoistuma olisi määritetty metsätalouden taloudellisista perusyksiköistä, metsälöistä poimituista otoksista, ei meillä eikä muuallakaan ole aiemmin suoritettu. Tämän tutkimuksen aineiston keruun jälkeen on kuitenkin S e p p ä l ä (1971) tutkinut hakkuupoistuman määritystä ketjutetulla systemaattisella ryväsotannalla poimitusta metsälöotoksesta. Hän käytti tässä tutkimuksessa käytettyä haastattelumenetelmää. Suomessa on myös H o l o p a i n e n (1959) määrittänyt tällä menetelmällä yksityismetsien myyntipuutavaran luovutusmäärät hakkuuvuosina 1955/56 ja 1956/57. Tutkimuksessaan hän totesi menetelmän tilastoteknisesti käyttökelpoiseksi, mutta se antoi jopa 30 %:sesti harhaisia tuloksia. Menetelmän avainkysymyksenä hän piti haastatteluun liittyvien havaintovirheiden eliminoimista (H o l o p a i n e n 1959, s. 24). Erityisesti juuri tältä kannalta on valitettavana seikkana pidettävä, että H o l o p a i n e n rajoitti tutkimuksensa koskemaan vain myyntipuuta, koska raja sen ja muun metsälöltä hakattavan puun (ns. kotitarvepuun) välillä on vaikea täsmällisesti vetää. Yksityismetsien omistajat näet käsittävät yleisesti myyntipuuksi vain sen puun, jonka he myyvät puunjalostusteollisuudelle tai muille puutavaran suurostajille. Naapureille, samoin kuin maaseudun muille ostajille yleensä pieninä erinä luovutetut puuerät jäävät siten tämän luontoisissa tiedusteluissa helposti kirjaamatta, ellei niihin kiinnitetä erityistä huomiota. Tutkimuksen kannalta on siten edullisempaa määrittää samalla kertaa metsälöiden koko vuotuinen hakkuumäärä kuin niiltä luovutetun tai niillä käytetyn puun määrä. Metsätaselaskelmien kannalta ensiksi mainittu tapa on

myös sikäli edullinen, että poistuman ajankohta tulee siinä tarkoin määritetyksi. Havaintovirheiden supistaminen mahdollisimman vähiin edellyttää kuitenkin tietojen kerääjien hyvää koulutusta tehtäväänsä sekä tutkimuksen aikana suoritettua valvontaa. Tietojen kerääjien tulisi tämän vuoksi olla tehtäväänsä päätoimisesti palkattuja, eikä heillä saisi olla mitään sivutoimia.

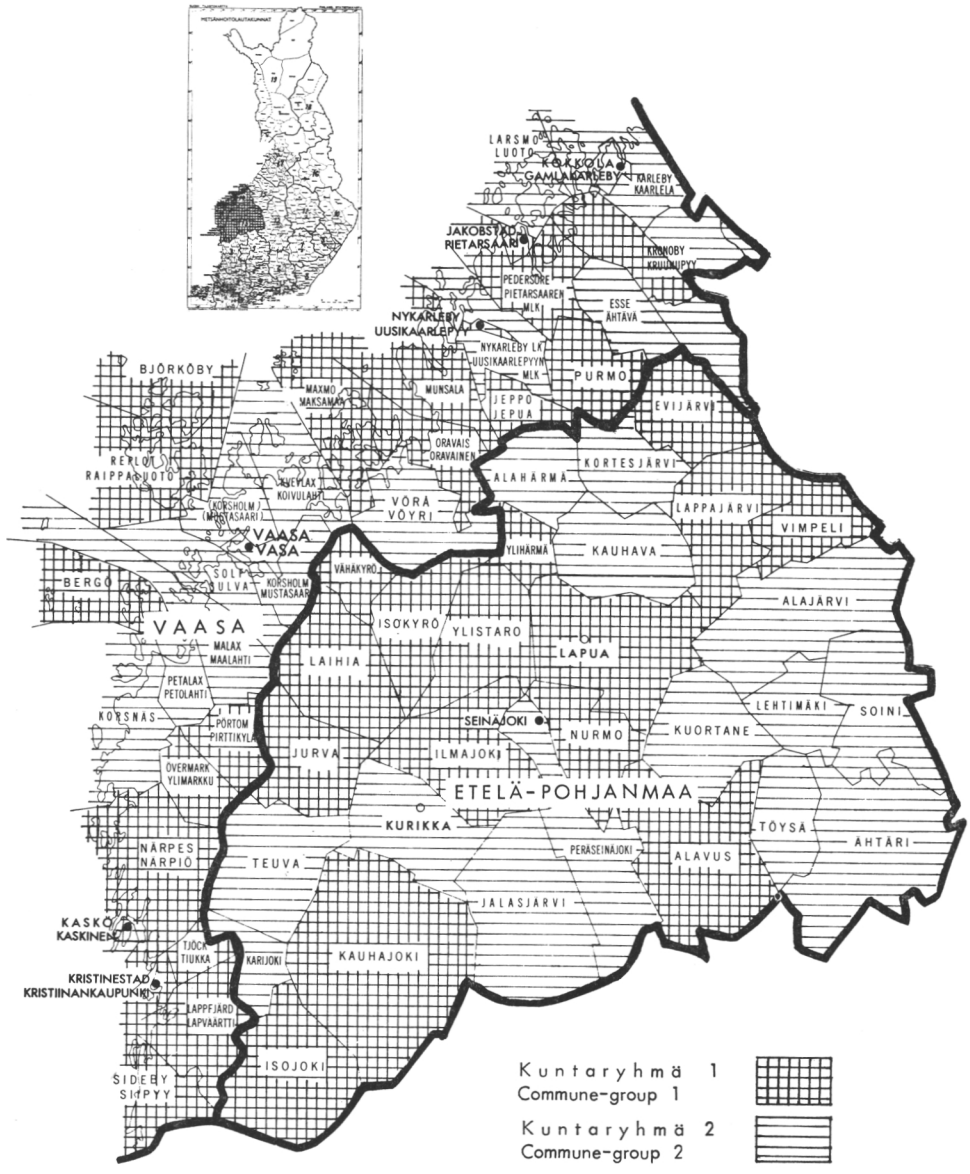
Kun noin kolme neljännestä Suomen metsien poistumasta on peräisin yksityis- tai yksityisluontoisista metsälöistä (esim. Huttunen v. 1969, s. 43), joita vuoden 1959 maatalouslaskennan mukaan oli noin 372 000 (SVT III: 55, 1962, taul. 7, s. 76), olisi metsätalouden suunnittelun ja järjestelyn kannalta tarpeellista saada metsälösuuruusluokittaisia poistuma- ja metsävaratietoja erityisesti juuri yksityismetsistä. Niitä voitaisiin siten käyttää sellaisten omistusyksiköiden hyväksi, jotka kipeimmin kaipaavat metsätaloudellista valistusta ja ohjausta (vrt. Mäkinen 1964, s. 14).

Edellisen perusteella näyttää tarpeelliselta tutkia metsälöotokseen perustuvapoistuman määritysmenetelmää, sen luotettavuutta ja kustannuksia. Tutkimnn aineiston keruu otosmetsälöiltä saattaisi tulla tehokkaammaksi ja kustannuksiltaan edullisemmaksi, jos otoskuntien lukumäärä voitaisiin supistaa esimerkiksi puoleen tutkimusalueen koko kuntaluvusta. Vaikkakin eräät Amerikassa suoritetut tutkimukset (esim. Jebe, 1952 ja Madow, 1950) ovat osoittaneet, että kunta ei ole kovin tehokas poimintayksikkö, koska vaihtelut kuntien välillä ovat suuria, on tässä tutkimuksessa pyritty selvittämään myös sellaisen kaksiasteotannan käyttömahdollisuuksia, jossa ensimmäisen asteen yksikkönä (primary unit) olisi kunta ja toisen asteen yksikkönä (secondary unit) metsälö. Kuntien käyttöä kaksiasteisen otannan primaariyksikkönä puoltaa lisäksi se, että kunta on yleensä pienin — alueellisesti rajoitettu — hallinnollinen yksikkö, josta saadaan valmiita tilastotietoja. Tässä tarkoituksessa on otoksen antamia kuntien sisäisten ja niiden välisten varianssien suhteita vertailtu erilaisia kuntaryhmityksiä käyttäen.

Tutkimuksen keskeisenä tarkoituksena on siten selvittää, voidaanko metsälöotoksella intensiivistä haastattelumenetelmää käyttäen saada kohtuullisin kustannuksin riittävän luotettava piirimetsälautakunnittainen hakkuupoistuman tai sen käyttöpuuosan arvio. Sen tulisi antaa tiedot metsänomistajaryhmittäin ja puulajeittain. Kerätyn aineiston avulla pyritään löytämään mahdollisimman yksinkertainen, halpa ja tietojen tuotannossa tehokas poistuman määritysmenetelmä.

22. Tutkimuksen rajoittaminen

Tutkimus päätettiin suorittaa kustannussyistä koetutkimuksena kahden vierekkäin sijaitsevan piirimetsälautakunnan toiminta-alueella. Koska niistä poimitun otoksen antamia tuloksia piti voida käyttää koko valtakunnan hakkuupoistumatutkimuksen otantamenetelmän ja otoskoon määrityksessä, pyrittiin



Kuva 1. Tutkimusalueen maantieteellinen jakaantuminen kuntaryhmiin 1 ja 2.

Fig. 1. Study area: geographical distribution of commune groups 1 and 2.

alueet valitsemaan siten, että niiden metsätaloudelliset olosuhteet poikkesivat toisistaan mahdollisimman paljon. Erityisesti otoksen suuruuteen vaikuttavista tilastomatemaattisista tunnusluvuista toivottiin täten saatavan enemmän tietoja, kuin jos tutkimus olisi suoritettu kahdella samankaltaisella alueella.

Vaasan ja Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakuntien toiminta-alueet (kuva 1) täyttivät hyvin edellä mainitut tutkimusalueelle asetetut vaatimukset. Valtakunnan metsien III linja-arvioinnin pinta-alatietojen mukaan (Ilvessalo 1957, s. 16) oli Vaasan piirimetsälautakunnan toiminta-alueen sekä kokonais- että metsäpinta-ala vajaa puolet Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toiminta-alueen vastaavista pinta-aloista. Kun kummallakin alueella on maalaiskuntien lukumäärä lähes sama, edellisessä 30 ja jälkimmäisessä 29, ovat kuntien keskimääräiset kokonais- ja metsäalat Vaasan piirimetsälautakunnan toiminta-alueella siten myös vain noin puolet Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan vastaavista aloista. Vuoden 1959 maatalouslaskennan mukaan (Maatalouden... 1959) oli kaikkien metsälöiden keskikoko sen sijaan kummankin piirimetsälautakunnan toimialueella lähes sama, noin 20 hehtaaria. Se on lisäksi kutakuinkin samansuuruinen kuin Suomen etelä- ja länsirannikon metsälöiden keskikoko, mutta vain noin puolet kaikkien maamme metsälöiden keskikoosta. Pohjanmaalla, jossa erillisten metsäpalstojen etäisyys talouskeskuksesta Osaran (1935, s. 144) mukaan on erityisen suuri, ovat tilat ja niihin kuuluvat metsälöt jakaantuneet useampaan palstaan kuin yleensä maan muissa osissa (Jäntti 1945, s. 196. Ks. myös Riihinen 1970, liitetaul. 1 s. 40). Näin ollen voitiin olettaa, että haastattelutietojen keruu saattaisi ko. alueella olla jonkin verran vaikeampaa ja epävarmempaa kuin keskimäärin muualla Suomessa.

Tässä yhteydessä voidaan lisäksi todeta, että vuosina 1951—53 suoritetun valtakunnan metsien linja-arvioinnin mukaan puuston keskikuutiomäärä (58 k-m³/ha) ja keskikasvu (2.1 k-m³/ha) olivat Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan alueella pienemmät kuin yleensä Etelä-Suomen muiden piirimetsälautakuntien alueilla (Ilvessalo 1957 s. 44 ja 76). Tämän vuoksi ovat myös hakkuumahdollisuudet siellä muiden alueiden hakkuumahdollisuuksia vähäisemmät. Vaasan piirimetsälautakunnan alueella voidaan hakkuumahdollisuuksien olettaa supistuvan paitsi runsaiden saaristometsien johdosta myös siksi, että alueella on runsaasti kaupunkien ympäristömetsiä sekä kesänviettotarkoitukseen käytettyjen tilojen metsälöitä, joissa hakkuut ovat yleensä keskimääräistä pienempiä.

Edellisessä kappaleessa mainittujen seikkojen voidaan olettaa suurentavan tutkimusalueen sekä kuntien välistä että niiden sisäistä metsälöittäisten hakkuumäärien satunnaisvaihtelua. Siihen viittasi myös Holopaisen (1959, s. 21) suorittama tutkimus Suomen metsien luovutusmääristä vuosina 1955—57, jossa luovutusmäärälle laskettu prosenttinen keskivirhe [1] oli vain kahdessa piirimetsälautakunnassa suurempi kuin Etelä-Pohjanmaalla ja neljässä lautakunnassa Vaasan vastaavaa prosenttilukua suurempi.

Kokonaispoistuman laskennassa tarvittavan vuotuisen luonnonpoistuman määrää ei nyt kyseessä olevalla haastattelumenetelmällä voida määrittää. Myös hakkuutähteiden määrät on selvitettävä erillisellä tutkimuksella. Tämän vuoksi

[1] Holopainen on käyttänyt tästä nimitystä variaatioprosentti.

rajoitettiin tutkimus koskemaan vain hakkuupoistuman käyttöpuuosan määritysmenetelmää. Kun kuitenkin Metsäntutkimuslaitoksen metsänarvioimisen tutkimusosasto suoritti osalla tutkimuksen otostiloja metsälöittäisen puuston koeinventoinnin samanaikaisesti tämän tutkimuksen kanssa (K u u s e l a 1964), kerättiin sen yhteydessä tämän kirjoittajan ohjeiden mukaisesti myös hukkapuun määrittämisessä tarvittavaa aineistoa. Hakkuupoistuman kokonaismääriä jäljempänä esitettäessä on muiden kuin valtion metsien hukkapuun määrä laskettu tämän aineiston perusteella.

3. POISTUMA JA SEN MÄÄRITYSMENETELMÄT

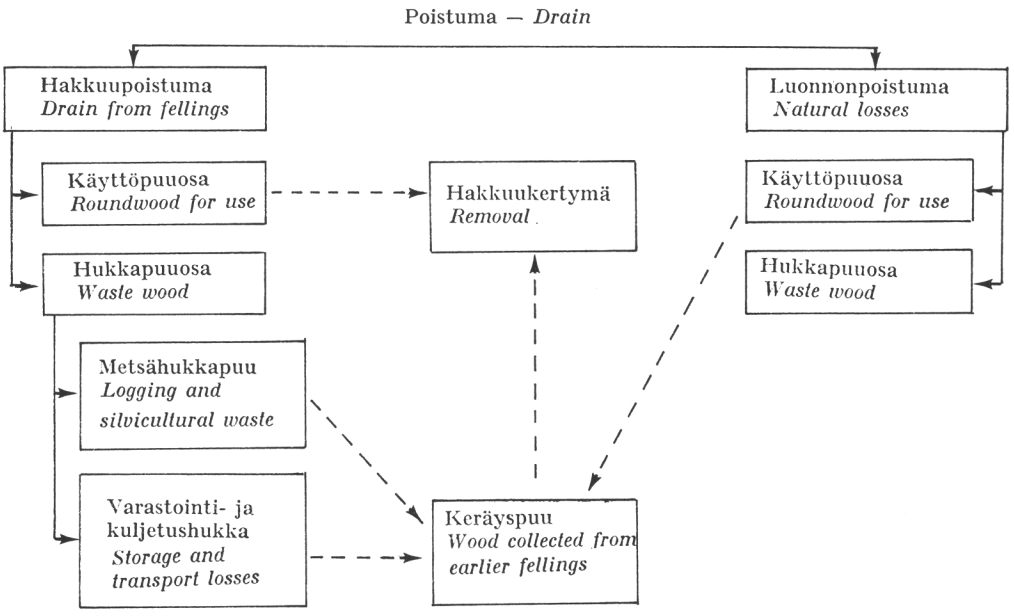
31. Käsitteet

Poistuma käsittää sekä metsien itseharvenemisen että hakkuiden johdosta aiheutuvan elävän puuston vähenemisen (Lihtonen 1959, s. 203). Poistuman määrää koskevissa laskelmissa ja vertailussa tarkoitetaan jonkin ajanjakson, esim. kalenteri- tai hakkuuvuoden, poistumalla tietyn metsäalueen elävästä puustosta tuona aikana poistuneen runkopuun todellista tilavuutta. Se on Suomessa yleisimmin ilmoitettu kiintokuutiometreinä kuoretonta tuoretta runkopuuta. Oksiin, juuriin ja kantoihin sisältyvä puu on tällöin jätetty huomioon ottamatta (Saari 1934, s. 178; Pöntynen 1963, s. 110). Taloudellisissa laskelmissa, joissa käsitellään poistuman tai sen osan arvoa, on myös poistuman puutavaralajeittaisen koostuman tunteminen kaupallisina mittoina tarpeellista. Kuvassa 2 esitetään kaavamaisesti vuotuisen poistuman ja hakkuukertymän (katkoviivoitus) rakenteet sellaisina, kuin ne on otettu huomioon Suomen metsien poistuman määrityksessä.

Kokonaispoistuma voidaan jakaa sen aiheuttajan perusteella hakkuupoistumaan ja luonnonpoistumaan (Lihtonen 1959, s. 200). Edellisessä tapauksessa ovat poistuman aiheuttajina ihmisten toimenpiteet, metsien hakkuut, jälkimmäisessä luonnon omat olosuhteet. Luonnonpoistuma koostuu pystyyn kuolleista ja tuulenkaatopuista.

Sekä hakkuu- että luonnonpoistuma voidaan jakaa edelleen käyttöön tulleeseen osaan, käyttöpuuhun, ja toisaalta hukkapuuhun, jolla tarkoitetaan sitä runkopuuta, joka tavalla tai toisella on poistunut puustosta, mutta ei ole joutunut käyttöön. Etupäässä määritysvaikeuksien takia on luonnonpoistumaksi luettu aiemmin vain sen hukkapuuosa, kun taas luonnonpoistuman käyttöpuuosa on joutunut hakkuupoistuman käyttöpuuosan yhteyteen (Pöntynen 1963, s. 111; Kangas 1967, s. 14). Vuodesta 1963 lähtien on kuitenkin vuosittaisissa puun käytön määrityksissä pyritty myös luonnonpoistuman käyttöön tullut osa erottamaan tuoreen runkopuun määristä (esim. Ervasti ym. 1967, s. 13).

Poistuman määrän laskennassa on luonnonpoistumalla merkitystä sikäli, että tarkkaa tietoa sen vuotuisista määristä ei ole saatavissa. Valtakuntaa ja sen osa-alueita koskevissa laskelmissa käytetyt vuotuiset luonnonpoistuman



Kuva 2. Poistuman rakenne. — *Fig. 2. Composition of the drain.*

määrät ovat siten lähinnä asiantuntemukseen perustuvia arviolukuja (K u u s e l a 1964 ss. 55—57). Luonnonpoistuman osuus metsiemme vuotuisesta kokonaispoistumasta on nykyään arvioitu vain noin 2 prosentiksi (1 milj. k-m³), joten poistumalaskelmiin siitä aiheutuva virhe ei voine olla kovin suuri.

Vaikkakin edellä mainittu hukkapuun määritelmä on teoriassa varsin selvä, saattaa sen tulkinta poistuman laskennassa aiheuttaa epäselvyyttä sen vuoksi, että hukkapuuta syntyy ajallisesti useassa eri vaiheessa ennen puun lopullista käyttöä. Tämän vuoksi on laskelmissa luettava hukkapuuksi vain poistuman se osa, jota ei ole mitattu käyttöpuuna. Mittausajankohdasta riippuen voi laskelmien käyttöpuu sisältää siten vielä myöhemmässä vaiheessa syntyvää hukkapuuta ja hukkapuu myöhemmin talteen otettavaa käyttöpuuta. Poistuman hukkapuuosan määritys on näin ollen riippuvainen käyttöpuuosan määritysmenetelmästä. Esimerkkinä mainittakoon, että kun L i h t o n e n (1959, s. 201) luki hakkuusuunnitteessaan hukkapuuksi vain hakkuutähteet ja raivauspuun, oli käyttöpuun määritys tapahtunut puutavaran tekomittausten perusteella. Puutavaran kuljetuksessa syntynyt hukkapuu sisältyi silloin käyttöpuuna mitattuun hakkuukertymään. Toisena esimerkkinä voidaan mainita ne jätepuumäärät, esim. v. 1955 noin 3.6 milj. k-m³ (P ö n t y n e n 1963, taul. 33, s. 175) ja v. 1965 noin 4.5 milj. k-m³ (E r v a s t i ym. 1967, taul. 19, s. 47), jotka sisältyvät puunkäyttötutkimusten tulosten perusteella laskettuihin vuotuisiin poistuman määriin. Näistä eristä on myöhempinä vuosina vielä osa valmistettu käyttöpuuksi. Poistumalaskelmissa ei em. hukkapuun määriä voida kuitenkaan

pienentää, ellei käyttöpuun määriä vastaavasti suurenneta. Metsäntutkimuslaitoksen laskelmissa ei tätä keräyspuuta ole luettu vuotuisen poistuman määrään (Huttunen 1968, s. 13). Tässä tutkimuksessa hukkapuuksi on luettu tutkimuskauden aikana kaadetuista puista mittaushetkellä metsässä ollut puutavaralajeiksi valmistamaton runkopuu.

Hakkuukertymällä tarkoitetaan tässä sitä puumäärää, joka tutkimusalueen metsistä on tutkimuskautena valmistettu joksikin puutavaralajiksi. Se sisältää siten sekä hakkuu- että luonnonpoistuman käyttöpuuosat. Siihen voi myös kuulua jo aiempien vuosien hakkuupoistumaan luettua hukkapuuta, joka ko. vuoden aikana on otettu talteen keräyspuuna (ks. kuva 2 s. 14). Kun nyt suoritetun tutkimuksen primaaritiedot koottiin osittain puutavaran tekomittausten ja osittain luovutusmittausten perusteella, niistä on tietoja kirjattaessa pyritty mahdollisimman tarkoin erottamaan aiemmasta hukkapuusta ja luonnonpoistumasta valmistettu puutavara. Tutkimusvuoden sekä hakkuupoistuman käyttöpuuosa että hakkuukertymä on siten määritetty kumpikin erikseen (taul. 5 s. 39 ja 7 s. 41).

Eräissä markkinapuun hakkuukertymätutkimuksissa on hakkuukertymän likiarvoina käytetty joko metsänomistajilta kerättyjä puun luovutusmittauksiin perustuvia määriä (Holopainen 1956 ja 1959) tai ostajilta puutavaran vastaanottomittauksista saatuja hankintamääriä (esim. Palo 1969). Koska puutavaran luovutus- ja vastaanottomittaus ovat yleensä sama tapahtuma, tulisi niissä todettujen puutavaramäärien olla myös samat. Saman ajanjakson todellisesta hakkuukertymästä ne poikkeavat metsästä luovuttamattomien varastojen määrissä ko. aikana tapahtuneiden muutosten verran. Jonakin vuonna tämä poikkeama voi olla huomattava. Usean vuoden pituisena ajanjaksona todellinen hakkuukertymä ja luovutus- tai hankintamäärä ovat sen sijaan sitä lähempänä toisiaan, mitä pitemmästä ajanjaksosta on kysymys.

Hakkuukertymä koostuu yleensä kaupallisina mittoina mitatuista puueristä. Sen yhteismäärää laskettaessa on erilaiset kaupalliset määrät saatettava yhteismitallisiksi. Tavallisimmin tämä on tapahtunut muuntamalla kaikki erät puulajeittain kiintokuutiometreiksi kuoretonta tuoretta puuta. Poistumalaskelmissa on näin saatuja määriä käytetty myös hakkuupoistuman käyttöpuuosan likiarvoina (esim. Huttunen 1969, s. 14).

32. Poistuman määritysmenetelmät

321. Hukkapuu

Luonnonpoistuman ja siitä vuosittain hakkuukertymään luetun osan määrityksen pohtiminen ei kuulu tämän tutkimuksen aihepiiriin, joten seuraavassa käsitellään vain hakkuupoistuman määritysmenetelmiä. Aluksi tarkastellaan

hakkuupoistuman hukkapuuosuuden määritystä ja siihen liittyviä seikkoja, kun taas poistuman käyttöpuuosan määritysmenetelmiin palataan myöhemmin.

Hakkuupoistuman hukkapuuosuus voidaan määrittää vain poistuman tapahtumapaikalla suoritettavin mittauksin. Määritystä silmällä pitäen hukkapuu on Suomessa jaettu yleensä seuraaviin alaryhmiin:

1. Metsähukkapuu

   11. Hakkuutähteet, joiksi luetaan puutavaran teossa metsään jääneet latvukset, tyvekset ja leikot sekä kannosta se osa, joka pystypuiden kuutioimistaulukoissa (Ilvessalo 1948, s. 7 ja 1951, ss. 34—55) on luettu runkopuuksi.
   12. Hakkuualan raivauspuut, joiksi luetaan ne rungot ja rungon osat, jotka kaadetaan metsän raivauksessa, mutta jätetään joko pienen kokonsa tai muun syyn vuoksi metsään.
   13. Taimistojen ja nuorten metsien harvennuspuut, joista ei valmisteta käyttöpuutavaraa.

2. Varastointi- ja kuljetushukka

   21. Puutavaran metsäkuljetuksen ja varastoinnin aiheuttama hukkapuu. Tähän luetaan runkopuu, joka hukkaantuu puutavaran metsävarastoinnissa ja kuljetuksessa kaukokuljetusreitin varteen.
   22. Puutavaran kaukokuljetuksen aiheuttama hukkapuu. Käytännössä on tähän ryhmään toistaiseksi luettu ainoastaan ns. uittohukka.

Suurten alueiden hukkapuun määrityksiä on Suomessa suoritettu aiemmin yleisten puunkäyttötutkimusten perusvuosilta 1927, 1938 ja 1955 (Saari 1934; Osara ym. 1948; Pöntynen 1963). Kun hakkuupoistuma on näissä tutkimuksissa johdettu puun käyttömääristä, on niissä hukkapuuhun luettu periaatteessa kaikki edellä luetellut hukkapuulajit. Käytännössä on niissä määritetty kuitenkin vain hakkuutähteet ja uittohukka. Myös hukkapuun määritystapa on kaikissa puunkäyttötutkimuksissa ollut lähes sama: mitatusta näytteestä on laskettu runkojen suuruusluokittain puutavaralajeiksi valmistetun ja hukkapuuksi jääneen runkopuun prosenttiosuudet. Painottamalla eri suuruusluokkien hukkapuun osuudet samojen luokkien hakkuupoistuman määrillä on saatu maan eri osa-alueilla käytetyt hakkuutähdesadannekset. Nämä hakkuutähdesadannekset on laskettu erikseen valtion metsistä ja erikseen muista metsistä.

Vuoden 1965 puunkäyttötutkimuksessa käytetyt sekä valtion (Kangas 1965) että muiden metsien (Mikkola 1969) metsähukkapuun prosenttiosuudet perustuvat aiempia määrityksiä tarkempiin, mutta periaatteessa samalla tavoin suoritettuihin erillisselvittelyihin. Niissä molemmissa on pyritty

määrittämään koko metsähukkapuun osuus hakkuupoistumasta. Muiden kuin valtion metsien uusi hukkapuun määritys oli v. 1965 suoritettu kuitenkin vain Etelä-Suomesta. Tässä tutkimuksessa käytetty hukkapuun määritysmenetelmä selostetaan luvussa 633 (s. 73).

322. Käyttöpuu

Teoreettisesti poistuman käyttöpuuosuus voidaan määrittää missä pisteessä tahansa metsän ja puun tai siitä valmistetun tuotteen lopullisen käytön välillä. Käytännössä tulevat kysymykseen kuitenkin vain seuraavat pääperiaatteet tai niiden yhdistelmät:

1. Kantomittausmenetelmä. Tätä menetelmää käytettäessä hakkuupoistuma määritetään tietyn ajanjakson hakkuissa syntyneistä kannoista. Teoreettisesti se on selvin poistuman määritysmenetelmä. Poistuma saadaan sillä alueellisesti ja teoriassa myös ajallisesti oikein sijoitetuksi. Poistuma voidaan määrittää myös puulajeittain ja maanomistajaryhmittäin. Menetelmä tarjoaa lisäksi mahdollisuuden tutkia hakkuiden jakaantumista metsien hyvyys- ja kehitysluokittain. Puuston inventointitulosten rinnalla se antaisi siten merkittävän tuen käytännön metsänhoidon ja metsätalouden alueittaisessa järjestelyssä (Tiihonen 1962b, s. 40).

Kantomittausmenetelmää on käytännössä toteutettu ainakin Ruotsissa (Riksskogstakseringen år 1962), Norjassa (The national . . . 1968) ja Itävallassa (Instruction . . . 1961). Suomessa sitä on kokeiltu valtakunnan metsien IV ja V linja-arvioinneissa vuosina 1959—69. Tällä menetelmällä estimoidun kahden hakkuuvuoden (1959/60 ja 1960/61) keskimääräisen hakkuupoistuman arvioi Tiihonen (1962a s. 228) noin 10 % todellista pienemmäksi. Myöhemmiltä vuosilta ei tuloksia ole vielä laskettu.

Kantomittausmenetelmän toteutus vaatii suuria otoksia. Mikäli hakkuupoistuman määrän arvioinnissa pyritään puuston määrän arvioinnin kanssa samaan suhteelliseen tulostarkkuuteen, tulisi suurten alueiden pinta-alaotoksen olla Etelä-Suomessa noin 3—4-kertainen puuston arvioinnin otokseen verrattuna (Nyyssönen 1955, s. 58). Esimerkiksi Ruotsissa, jossa menetelmä on liitetty valtakunnan metsien inventointitutkimuksiin, se on ollut 3—9-kertainen. Vuotuinen hakkuukertymä on silloinkin laskettu vain koko valtakunnalle ja sen kolmelle suuralueelle (Instruction . . . 1968).

Kantomittausmenetelmällä voidaan laskea vain hakkuupoistuman kokonaismäärä. Sen hukkapuuosuus on määritettävä erikseen samoin kuin kaikissa jäljempänäkin mainituissa menetelmissä. Sillä ei myöskään saada tietoja hakkuukertymän jakaantumisesta puutavaralajeihin eikä puutavaran liikkeistä puutavaran hakkuu- ja käyttöpaikkojen välillä. Menetelmä antaa siten verraten vähän materiaalia puun käytön ja hakkuutapahtumien välisten taloudellisten seikkojen tutkimiseen.

2. Hakkuukertymän määritys puutavaran teko- tai metsäkuljetusvaiheessa. Hakkuumäärätiedot tulisi tässä menetelmässä kerätä puutavaran hakkauttajilta työmittausten mukaisina. Kaikkea puutavaraa, esim. metsälön omistajan valmistamaa, ei yleensä mitata metsässä. Sen määrä olisi tältä osin arvioitava muulla tavoin. Metsätöiden rationalisoinnissa pyritään puutavaran työmittauksista nykyään Suomessa luopumaan. Menetelmä ei siten soveltune sellaisenaan suurten alueiden hakkuupoistuman määritykseen (Vert. kohta 3).

3. Hakkuukertymän määritys puuta metsälöltä luovutettaessa. Puutavaran luovutusmäärätiedot voidaan periaatteessa kerätä joko puutavaran luovuttajilta (esim. Holopainen 1956 ja 1959; Seppälä 1971) tai sen vastaanottajilta (esim. Grönlund ym. 1966; Palo 1964 ja 1969). Koska ainespuusta ja 20 p-m³ suuremmista polttopuueristä on myyntiluovutuksessa tehtävä lain (laki 161/1969, 1 §) edellyttämä mittaustodistus, voidaan niistä saada verraten tarkat tiedot. Edellä mainittua pienemmistä myyntipolttopuun eristä ja metsälöstä sen omistajan käyttöön otetusta puusta ei luovutusmittauksiin perustuvia määrätietoja yleensä saada. Ne on siten useimmiten arvioitava metsälön omistajan tai hoitajan muistitietojen avulla. Metsälöiden kaikki hakkuut voidaan siis määrittää vain puutavaran luovuttajilta (metsälöiden omistajilta) kerättävin tiedoin. Suurten alueiden otantatutkimuksessa tarvittava puutavaran vastaanottajien (ostajien) luettelointi on lisäksi huomattavasti vaikeampaa ja epävarmempaa kuin puutavaran luovuttajien luettelointi. Mikäli hakkuumäärätiedot kerätään puutavaran luovuttajilta, voidaan Suomessa saada valmiit vuositilastot metsähallituksen hallinnassa olevien valtion metsien sekä metsäteollisuuden omistamien metsien puutavaran luovutuksista.

4. Poistuman käyttöpuuosan määritys puun ensimmäisessä käyttöpisteessä. Vuotuisen hakkuupoistuman määritys puun käytön määrien perusteella ei menetelmänä ole yhtä selväpiirteinen kuin edellä mainitut menetelmät. Puun käyttö voidaan useimmiten määrittää vasta 1—3 vuotta sen todellisen poistumatapahtuman jälkeen. Tietyn vuoden käyttömääristä laskettu hakkuupoistuma voi myös vain poikkeustapauksissa olla sama kuin ko. vuoden todellinen poistuma. Niiden ero johtuu puuvarastojen suuruuden vaihteluista. Erityisesti kansantulolaskelmissa tämä ajallinen ero vähentää puun käytöstä laskettujen poistumalukujen käyttökelpoisuutta.

Menetelmän varjopuolena on myös mainittava, että puun käyttömääristä lasketun hakkuukertymän jakaminen maan osa-alueittain on epävarmaa ja työlästä. Suomessa, jossa menetelmää on sovellettu vuodesta 1927 lähtien, on alueittaiset puun käyttömäärät jaettu hakkuualueisiin osaksi joko usean vuoden väliajoin toistunein erillistutkimuksin (esim. teollisuuden ja liikenteen puun käyttö) tai olettaen puun käyttö- ja hakkuualueet samoiksi (esim. maaseutukiinteistöjen puun käyttö, mm. Saari 1934; Osara ym. 1948; Pöntynen 1963;

Ervasti ym. 1969). Osa-alueittaisiin poistumaestimaatteihin liittyy siten melkoisia virhemahdollisuuksia. Estimaattien tarkkuutta ei kuitenkaan ole voitu määrittää. Suomen ja erityisesti sen osa-alueiden metsätaselaskelmissa käytettävät poistumaestimaatit olisikin määritettävä nykyistä tarkemmin menetelmin ja lähempänä poistuman todellista tapahtuma-aikaa ja -paikkaa (esim. Ervasti ym. 1968, s. 6). Puun käytön määriä tulisi käyttää vain poistumaennusteiden sekä puun käytön määrän ja rakenteen alueittaisten ja ajallisten vaihteluiden tutkimiseen.

5. Poistuman käyttöpuuosan määritys puun lopullisessa käyttöpisteessä. Poistuma tulisi tässä määrittää edelliseen menetelmään verrattuna vielä huomattavasti kauempana sen tapahtumapaikasta ja ajasta. Käytännössä lienee myös kaiken puun ja siitä valmistettujen tuotteiden lopullisen käytön pisteiden tavoittaminen mahdotonta. Menetelmä soveltuu siten huonosti poistuman määritykseen.

Tässä tutkimuksessa on metsälöiden hakkuupoistuman määrityksessä käytetty menetelmiä 2, 3 ja 4 rinnakkain.

4. TUTKIMUSMENETELMÄT

41. Valtion metsät

Valtion metsien ja muiden kuin valtion metsien hakkuupoistuman määrityksessä tässä tutkimuksessa käytetyt menetelmät ovat erilaisia. Sen vuoksi niitä tarkastellaan erikseen.

Asutushallituksen, metsähallituksen, Metsäntutkimuslaitoksen ja puolustusministeriön hallinnassa olevien metsien vuotuisen hakkuukertymän määrätiedot saadaan suoraan ao. virastoista ja laitoksista. Valtion omistamien muiden metsien hakkuumäärien tilastointia ei sen sijaan ole järjestetty. Niiden hakkuumäärätiedot olisi siten ollut kerättävä metsälöittäin. Koska valtion omistamia metsälöitä on verraten paljon eikä niistä ollut saatavissa yhtenäisiä luetteloja, ei kokonaisaineiston keruu niistä tuntunut järkevältä. Valtion metsien hakkuupoistuma olikin alun perin tarkoitus määrittää jäljempänä selostetun otantatutkimuksen yhteydessä. Tutkimuksen perusjoukon luettelointiin käytetyt yleisen maatalouslaskennan (SVT. III: 55 1962) samoin kuin eräiden verovirastojen metsälöluettelot olivat kuitenkin sikäli puutteellisia, että kaikkien valtion metsälöiden haltijoita ei niistä voitu tunnistaa. Metsähallituksen ja puolustuslaitoksen hallinnassa olleista metsistä oli näissä luetteloissa mainittu lisäksi yleensä vain kussakin kunnassa olleiden metsälöiden yhteinen ala. Metsälöittäisen otantatutkimuksen suorittaminen valtion metsistä ei siten tullut kysymykseen.

Valtion metsien hakkuupoistuman valtaosa koostuu edellä mainittujen neljän valtion viraston ja laitoksen hallinnassa olevien metsien hakkuista.[1] Kun niistä oli saatavissa luotettavat tiedot, päätettiin niistä kerätä piirimetsälautakunnittainen kokonaisaineisto. Valtion omistamien muiden metsien hakkuupoistuma päätettiin sen sijaan kustannussyistä arvioida karkeasti edellä mainittujen valtion virastojen ja laitosten hallinnassa olleiden metsien hakkuumäärien perusteella. Valtion metsien hakkuupoistuman laskentatapa on esitetty luvussa 63 (s. 67).

[1] Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien alueilla niiden osuus oli 78 % valtion metsien koko hakkuukertymästä (vert. taul. 5, s. 39 ja taul. 22 s. 69).

42. Muut kuin valtion metsät

421. Estimointimenetelmän valinta

Muiden kuin valtion metsien hakkuupoistuman määritys oli metsälöiden suuren lukumäärän vuoksi (ks. esim. taul. 3, s. 30) mahdollista ainoastaan otantatutkimuksella. Sitä suunniteltaessa harkittiin useita periaatteeltaan erilaisia vaihtoehtoja, jotka koskivat sekä estimoitavaa suuretta että otantatutkimuksen suoritustapaa.

Koska hukkapuun tarkka määritys on mahdollista ainoastaan metsässä suoritettavin mittauksin, päätettiin metsälöiden haastattelututkimuksen päämääräksi ottaa hakkuupoistuman käyttöpuuosan määrittäminen. Otosmetsälöiden hakkuumäärätiedot tuli kuitenkin kerätä siten, että myös vuotuisen hakkuukertymän estimointi oli mahdollista.[1] Seuraavassa käsitellään vain näiden hakkuumäärien määritysmenetelmää. Tässä tutkimuksessa käytetty hukkapuun määritysmenetelmä on selostettu luvussa 622 (s. 52).

Tutkimusalueen hakkuiden määrityksessä tuli kysymykseen periaatteeltaan kaksi erilaista vaihtoehtoa. Päämäärä voidaan näet asettaa siten, että tutkimuksen tuloksena saadaan joko suoraan ko. perusjoukkoon kuuluvien metsälöiden hakkuumäärän estimaatti tai sen ensimmäisessä vaiheessa vain yksityistä metsälöä tai sen metsähehtaaria kohti lasketun hakkuumäärän keskiarvon estimaatti. Kummassakin tapauksessa voidaan estimaatit laskea erilaisia ositejakoja ja otantamenetelmiä käyttäen.

Ensimmäinen vaihtoehto edellyttää, että metsälöiden perusjoukosta olisi käytettävissä luotettava ajan tasalla oleva luettelo, jonka perusteella otoksen poiminta ja erityisesti tulosten suurentaminen voidaan suorittaa. Mikäli perusluettelon metsälöiden lukumäärät tai pinta-alatiedot ovat virheelliset, aiheuttaa se harhaa mainituissa estimaateissa. Jos taas nämäkin otostulosten suurentamisessa tarvittavat tiedot joudutaan määrittämään otoksesta, vähentää myös se estimaatin tarkkuutta.

Toisessa vaihtoehdossa, jossa otoksesta määritetään vain joko metsälöä tai sen metsähehtaaria kohti laskettu keskimääräinen hakkuumäärä, tullaan toimeen edelliseen menetelmään verrattuna merkittävästi heikommalla metsälöluettelolla, kunhan vain otoksen poiminta voidaan luotettavasti suorittaa. Tulosten suurentamisessa käytettyjen pinta-alatietojen harhaisuus aiheuttaa luonnollisesti tässäkin tapauksessa sitä vastaavan harhan hakkuupoistuman kokonaismäärän estimaattiin.

Kuten jäljempänä huomataan, ovat maamme metsälöistä saatavat perusluettelot epätarkkoja, eikä vuosittain ajan tasalla pidettäviä luetteloita ole lainkaan saatavissa. Niinpä H o l o p a i n e n (1956, s. 82) on todennut, että

[1] Milloin hakkuupoistuman käyttöpuuosaa ja hakkuukertymää ei ole tarpeellista erottaa toisistaan, käytetään niistä yksinkertaisuuden vuoksi myös yhteisnimitystä »hakkuumäärä».

vuoden 1951 veroilmoituksista luetteloiduissa metsälöiden aloissa oli melkoisia virheitä. Otantatutkimuksen ensimmäiseksi päämääräksi päätettiin sen vuoksi asettaa metsähehtaaria kohti lasketun hakkuumäärän estimointi. Määrityksessä tuli kokeilla sekä yksi- että kaksiasteisia estimaattoreita ja niiden vertailujen perusteella valita tulosten lopullinen laskentamenetelmä. Tutkimusalueen koko hakkuupoistuma päätettiin laskea valtakunnan metsien linja-arvioinnissa määritettyjä metsäpinta-aloja käyttäen.

Tutkimuksen koeluonteen vuoksi päätettiin tässä yhteydessä tutkia myös käyttökelpoisten metsälöluetteloiden saanti- ja käyttömahdollisuuksia.

422. Perusjoukon rajaaminen ja luettelointi

4221. Perusjoukon rajaaminen

Tutkimuksen lopullisena tavoitteena oli määrittää tutkimusalueen (kuva 1, s. 10) koko hakkuupoistuma. Alueen kaikki metsälöt kuuluivat siten tutkimuksen piiriin. Otantatutkimuksen perusjoukkoon luettiin muut kuin valtion omistamat metsälöt. Tämä perusjoukko luetteloitiin metsälösuuruusluokittain (ks. taul. 3, s. 30) kahtena ryhmänä, joista yksityismetsälöt muodostivat toisen ja muut kuin yksityismetsälöt toisen ryhmän. Yksityismetsälöiksi luettiin yhden tai useamman henkilön, perikunnan, kuolinpesän tai perheyhtiön hallinnassa olleet metsälöt (SVT III: 55, 1962, s. 6).

Otantatutkimuksen lähtökohta on sitä parempi, mitä täsmällisemmät tiedot perusjoukosta on käytettävissä. Kun tässä tutkimuksessa otannan alkeisyksikönä oli metsälö, edellytti se luotettavan metsälöluettelon saantia. Tutkimusalueelta ei sellaista ollut käytettävissä, joten se oli laadittava erityisesti tätä tutkimusta varten. Kysymykseen tuli tällöin metsälöiden luettelointi joko vuoden 1959 maatalouslaskennan (SVT, III: 531, 1962) tai kuntien verovirastojen arkistoista. Metsälötiedot oli maatalouslaskennan arkistossa lävistetty reikäkorteille, joten luettelo oli niistä verraten helppo laatia. Verovirastojen kortistosta oli luettelointi sen sijaan suoritettava käsityönä. Tutkimusalueen metsälöiden luettelointi päätettiin tämän vuoksi suorittaa maatalouslaskennan aineistosta. Maatalouslaskennan arkistotiedot kohdistuivat ajankohtaan 15. 6. 1959.

Koska metsälöt luetteloitiin talvella 1962/63, oli näin saatu luettelo jo valmistuessaan vanhentunut. Siitä saatuja metsälötietoja päätettiin tämän vuoksi verrata verovirastojen metsälökortistoista saataviin tietoihin (taul. 1, s. 25. Ks. myös s. 24). Kun muutoinkin haluttiin saada kokemusta metsälöiden luetteloinnista kuntien verovirastoissa, päätettiin puolessa tutkimusalueen kunnista metsälöt luetteloida myös verovirastojen kortistoista.

4222. Maatalouslaskentaan perustuva metsälöiden luetteloinnin

Yleisessä maatalouslaskennassa, joka kohdistui ajankohtaan 15. 6. -59, kerättiin pinta-alatiedot maamme kaikista metsälöistä. Metsälöksi on siinä käsitetty sellainen metsäalue (tai alueet), jota (joita) hoidetaan yhtenäisen metsätaloussuunnitelman mukaisesti (SVT III: 55, 1962 s. 5). Metsälön metsäalaan luettiin tiedustelussa kasvullinen metsämaa[1], joka verotuksessa on I—IV veroluokan metsämaata, sekä kehnokasvuinen metsämaa, joka verotuksessa kuuluu V veroluokkaan (SVT III: 531, 1962, s. 61). Metsätalousmaahan sisältyvää joutomaata ei verotuksessa lueta metsämaaksi.

Metsämaan pinta-alatiedot kerättiin maatalouslaskennassa kaikilta viljelmiltä, joilla oli peltoa ja puutarhaa yhteenä vähintään 0.25 ha tai maatalousmaata vähintään 0.50 ha. Viljelmiin kuulumattomien metsälöiden pinta-alatiedot luetteloitiin siinä kuntien veroluokituskortistoista. Tällöin otettiin huomioon kaikki viljelmiin kuulumattomat yksiköt, joiden kokonaisala oli vähintään 2 ha. Sitä pienemmät viljelmiin kuulumattomat alat, esim. tontit, jätettiin huomioon ottamatta. Metsähallituksen, Metsäntutkimuslaitoksen ja puolustuslaitoksen hallinnassa olleiden metsien alat oli kerätty kunnittaisina kokonaislukuina, eikä niistä siis ollut saatavissa erillisten metsäalojen pinta-alatietoja.

Metsälöksi luettiin tässä tutkimuksessa yhden kunnan alueella sijainnut hallinnollisesti rajoitettu metsäkokonaisuus. Saman omistajan kahden tai useamman kunnan alueella sijainneet metsäalueet laskettiin eri metsälöiksi. Maatalouslaskennassa viljelmien koko metsäala sen sijaan luettiin yhdeksi metsälöksi, vaikkakin se sijaitsi useamman kunnan alueella ja merkittiin siihen kuntaan, jossa sen talouskeskus sijaitsi. Viljelmiin kuulumattomat metsälöt merkittiin kuitenkin luetteloihin kunnittain. Sekä viljelmien että erillisten metsälöiden tiedot talletettiin maataloushallituksessa reikäkorteille.

Metsälön maatalouslaskennasta poikkeavan määrityksen vuoksi ei maatalouslaskennan metsälötietoja voitu tässä tutkimuksessa käyttää sellaisinaan. Maatalouslaskennassa oli kuitenkin viljelmien ne metsäalat, jotka sijaitsivat eri kunnassa kuin ko. viljelmän talouskeskus, lävistetty kunnittain eri reikäkorteille (ns. apukortit). Tässä tutkimuksessa ne luetteloitiin eri metsälöiksi.

Otoksen arvonnassa käytetty luettelo laadittiin em. reikäkorteista. Niissä käytettyä metsälöiden suuruusluokkaositusta muutettiin kuitenkin siten, että maatalouslaskennan ositteita (17 ositetta) yhdistäen muodostettiin tässä vain 9 suuruusluokkaositetta (ks. esim. taul. 1, s. 25). Kunnittain, omistajaryhmittäin ja metsälöiden suuruusluokittain taulukoituun luetteloon tuli jokaisen metsälön identifioimistunnusten lisäksi myös merkintä niiden kasvullisen ja kehnokasvuisen metsämaan alasta sekä metsälön suuruusluokkaa osittava tunnus.

[1] Metsämaa on tässä jaettu ns. vanhan käsitteen mukaisesti (vrt. esim. Metsätilastoa 1967 s. 4).

Tulosten laskennassa painolukuina käytetyt metsälöiden omistajaryhmittäiset ja suuruusluokittaiset metsäalat laskettiin näistä luetteloista (taul. 2 s. 29). Luetteloiden laadinta maksoi keskimäärin 32 mk kuntaa kohti.

4223. Metsälöiden luetteloinnin kuntien verovirastoissa

Kaksiasteotannan kokeilemiseksi oli tutkimusalueen kunnat arvottu kahteen lukumäärältään yhtä suureen ryhmään (kuva 1, s. 10 ja liite 1, s. 118). Maatalouslaskennasta muodostetun perusjoukon rinnalle laadittiin niistä toisessa (kuntaryhmä 1) vaihtoehtoinen perusjoukko luetteloimalla metsälöt vuosien 1962 ja 1963 vaihteessa myös kuntien verovirastojen kortistoista. Neljässä kunnassa, joissa kortistoa ei ollut, metsälöt luetteloitiin vuodelta 1961 tehdyistä veroilmoituksista. Veroilmoituksia käytettiin myös muiden kuntien verokortistojen tarkistukseen aina, kun siihen oli aihetta.

Metsälöiden luetteloinnissa verokortistoista käytettiin samaa ositejakoa kuin metsälöiden luetteloinnissa maatalouslaskennan arkistosta. Molemmissa luetteloinneissa saadut kuntaryhmän 1 metsälöiden lukumäärät ja metsäalat esitetään taulukossa 1 (s. 25). Siitä nähdään, että maatalouslaskennasta saadut muiden kuin valtion metsälöiden lukumäärät olivat kummassakin lautakunnassa noin 16 % ja metsäalat noin 5 % verovirastoista saatuja vastaavia lukumääriä ja metsäaloja pienemmät. Eri luetteloinneista saatujen metsälöiden lukumäärien ja metsäalojen suhteelliset erot vaihtelivat kuitenkin metsälösuuruusluokittain huomattavasti. Pienimmän metsälöluokan suuret erot johtuvat lähinnä siitä, että maatalouslaskennassa ei otettu huomioon itsenäisiä tai tontteihin ja alle 0.5 ha:n viljelmiin liittyneitä metsälöitä, mikäli koko tilan ala oli alle 2 ha. Osa luettelointieroista johtunee myös luettelointitietojen eriaikaisuudesta (vert. s. 23). Maatalouslaskennat ovat kuitenkin aina antaneet liian pieniä metsäaloja (esim. M. Ilvessalo 1959, s. 5). Vuoden 1959 maatalouslaskennasta saatu metsäala oli esimerkiksi Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toimialueella noin 15 % ja Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella noin 12 % valtakunnan metsien III linja-arvioinnissa samoille alueille laskettuja metsämaan aloja pienemmät (vert. esim. Metsätilastoa I, taul. 1.4. s. 28 ja 1.6. s. 29).

Koska nyt kyseessä olevien kuntaryhmien metsäaloja ei valtakunnan metsien inventoinneissa laskettu, eikä ko. alueiden tarkkoja metsäaloja saada muistakaan lähteistä, ei verovirastoissa laadittujen luetteloiden tarkkuutta voida varmasti määrittää. Luetteloinnista saatu kokemus sekä jäljempänä (s. 66) mainittu yksityisten metsälöiden todellisten ja luetteloitujen metsäalojen vertailu antavat kuitenkin aiheen olettaa, että myös verovirastoissa suoritettu luettelointi antoi todellista pienemmän metsäalan.

Metsälöiden luettelointi ja otosmetsälöiden arvonta kuntien verovirastoissa maksoi keskimäärin 619 mk kuntaa kohti. Ne olivat siten lähes 20-kertaiset maatalouslaskennan arkistosta suoritetun luetteloinnin kustannuksiin verrattuna.

Taulukko 1. Maatalouslaskennan ja kuntien verovirastojen arkistoista luetteloidut metsälöiden lukumäärät ja metsäalat kuntaryhmässä 1.

Table 1. Numbers and areas of forest units listed from the files of the Agricultural Census and communal tax offices, commune group 1.

Piirimetsälautakunta ja luetteloinnin lähde *Forestry board district and source of listing*	Metsälön suuruusluokka, ha — *Size-class of forest units*									Yhteensä *Total*
	— 4.99	5.00— 19.99	20.00— 49.99	50.00— 99.99	100.00— 199.99	200.00— 299.99	300.00— 499.99	500.00— 999.99	1000 +	
Etelä-Pohjanmaa — South Ostrobothnia	Metsälöiden lukumäärä, kpl — *Number of forest units*									
1. Verovirastot — *Tax offices*	7 523	8 653	4 957	1 283	245	28	13	9	8	22 719
2. Maatalouslaskenta — *Agricultural Census*	4 636	8 043	4 745	1 291	260	33	13	10	6	19 037
3. Erotus 1—2 — *Difference 1—2*	2 887	610	212	—8	—15	—5	—	—1	2	3 682
Vaasa — Vaasa										
1. Verovirastot — *Tax offices*	3 022	4 654	3 146	608	85	5	10	7	1	11 538
2. Maatalouslaskenta — *Agricultural Census*	1 696	4 130	3 209	591	69	7	9	2	3	9 716
3. Erotus 1—2 — *Difference 1—2*	1 326	524	—63	17	16	—2	1	5	—2	1 822
Etelä-Pohjanmaa — South Ostrobothnia	Metsälöiden metsäala, ha — *Forest area, ha*									
1. Verovirastot — *Tax offices*	14 263	97 778	153 244	85 072	31 446	6 761	4 842	5 608	9 795	408 807
2. Maatalouslaskenta — *Agricultural Census*	10 672	89 423	143 684	84 119	32 542	7 343	4 502	6 233	7 081	385 600
3. Erotus 1—2 — *Difference 1—2*	3 591	8 355	9 560	953	—1 096	—582	340	—625	2 714	23 207
Vaasa — Vaasa										
1. Verovirastot — *Tax offices*	6 181	54 914	98 639	38 064	9 341	1 527	2 917	3 547	2 432	217 562
2. Maatalouslaskenta — *Agricultural Census*	4 195	48 475	96 733	37 129	8 601	1 752	3 065	1 273	5 027	206 248
3. Erotus 1—2 — *Difference 1—2*	1 986	6 439	1 906	935	740	—225	—148	2 274	—2 595	11 314

423. Otoksen suuruus, kiintiöinti ja poiminta

Hakkuumäärien (k-m³/ha) estimoinnissa tarvittavan näytteen suuruutta harkittaessa lähdettiin siitä, että — vaikkakin kyseessä oli koetutkimus — piirimetsälautakunnittain laskettavan kaikkien puulajien yhteisen hakkuumäärän estimaatin yksinkertainen suhteellinen keskivirhe ei saanut nousta yli 10 %:n. Koko tutkimusalueelle laskettavan vastaavan keskivirheen tuli olla 5—10 %. Koska metsälöiden hakkuumäärien vaihtelutunnuksia ei tutkimusta suunniteltaessa tunnettu, ei otoksen suuruutta voitu laskea. Käytettävissä olleet rahavarat rajoittivat lisäksi sen suuruuden noin 660 metsälöksi.

Rahavarojen salliman otoksen riittävyyttä pyrittiin arvioimaan yksityismetsälöiltä luovutetun myyntipuun määrityksestä hakkuuvuosina 1955/56 ja 1956/57 (Holopainen 1959) saatujen tietojen perusteella. Myyntipuun luovutusmäärille saatiin em. tutkimuksessa Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueilla 658 ja 549 metsälön otoksista metsälöiden koko luovutusmäärän keskiarvon suhteellisiksi keskivirheiksi 8.5 % ja 7.0 %.[1] Suomen eri piirimetsälautakuntien alueilla se oli suuruusluokaltaan edellä mainitun kokoisissa otoksissa 4.19—9.94 %. Saman tutkimuksen tuloksista piirimetsälautakunnittain lasketut hakkuumäärien variaatiokertoimet taas osoittivat, että metsälöiden välinen myyntiluovutusmäärien suhteellinen vaihtelu oli eri osa-alueilla varsin erilainen. Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan alueella se oli suurempi (variaatiokerroin 218 %) kuin yleensä muualla, Lappia (255 %) lukuun ottamatta. Vaasan piirimetsälautakunnan alueella variaatiokerroin (164 %) oli vain vähän suurempi kuin koko maan vastaava kerroin (156 %).

Edellä mainitusta tutkimuksesta voitiin laskea, että luovutusmäärän keskiarvon 10 %:n suhteellinen keskivirhe olisi siinä saavutettu Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien alueilla 473 ja 269 metsälön otoksilla. Molempien lautakuntien yhteisestimaatin samaan tarkkuuteen olisi päästy 447 metsälön otoksella. Voidaan kuitenkin olettaa, että metsälöiden välinen myyntipuun luovutusmäärien suhteellinen vaihtelu on suurempi kuin metsälöiden koko hakkuumäärän vastaava vaihtelu. Tämä johtuu siitä, että myyntipuuta ei metsälöiltä hakata joka vuosi[2], kun taas erityisesti viljelmiin liittyvissä metsälöissä, jotka muodostavat metsälöiden pääosan, kotitarvepuun hakkuita suoritetaan vuosittain. Koska kotitarvepuun hakkuut tasaavat metsälöiden välistä hakkuumäärän vaihtelua, tulisi koko hakkuumäärän määrityksessä päästä myyntipuun määritykseen verrattuna samaan tulostarkkuuteen jonkin verran pienemmällä metsälöotoksella. Kun estimoitavaksi suureeksi oli tässä tutkimuksessa lisäksi valittu metsälön koko hakkuumäärän sijasta hehtaaria kohti laskettu hakkuumäärä (k-m³/ha), voitiin myös sen olettaa parantavan

[1] Holopainen (1959, s. 21) käytti termiä variaatioprosentti.

[2] Hahtolan (1962, s. 4) mukaan oli 49 %:lla Etelä-Pohjanmaan yksityismetsälöistä myyntihakkuita v. 1959/60. Vastaava prosenttiluku oli alle 20 ha:n metsälöillä 30 % ja yli 100 ha:n metsälöillä 90 %. (Vrt. myös Mäkelä 1964, s. 26).

estimaatin tarkkuutta, koska metsälöiden pinta-alojen vaihtelut eivät tässä vaikuta estimaatin suuruuteen. Näillä perusteilla pääteltiin, että tutkimuksen käytettävissä olleiden rahavarojen sallima 660 metsälön otos oli riittävän suuri tässä tutkimuksessa asetettujen (ks. s. 26) tarkkuusvaatimusten saavuttamiseksi. Kuten jäljempänä (esim. taul. 10 s. 46) nähdään, tämä arvio piti myös hyvin paikkansa.

Otoksen poimintamenetelmää valittaessa oli eräänä valintaperusteena tarkoitus vertailla yksi- ja kaksiasteisten estimointimenetelmien käyttökelpoisuutta hakkuupoistuman määrityksessä. Poimintamenetelmäksi valittiin sen vuoksi ositettu satunnaisotanta, jossa ositus suoritettiin paitsi metsälöiden omistus- ja suuruusluokkaryhmityksen perusteella, myös kunnittain. Näin pitkälle menevän osituksen eräs syy oli varmistaa erilaisten metsälöiden tuleminen otokseen sopivassa suhteessa. Metsälöiden omistajaryhmittäiset ja suuruusluokittaiset tulokset tuntuivat myös kiinnostavilta. Kuntaositteiden muodostaminen johtui kaksiasteotannan kokeilusta. Metsälöiden jako ositteisiin tapahtui seuraavassa järjestyksessä:

1. Metsänomistusryhmät
   — yksityiset
   — muut metsät, lukuun ottamatta valtion metsiä
2. Metsälöiden suuruusluokat
3. Kuntaositteet

Otoksen jakaminen ositteisiin olisi suoritettava siten, että määrätyn suuruinen kokonaisotos antaisi tutkittavalle tunnukselle — tässä tapauksessa hakkuumäärän hehtaarikeskiarvolle — suurimman tarkkuuden. Tämä optimaalinen kiintiöinti ottaa huomioon ositteiden suuruuden lisäksi myös tutkittavan tunnuksen ositteittaiset keskihajonnat sekä haluttaessa myös kustannukset. Keskihajonnan likiarvona voidaan käyttää tutkittavaan ominaisuuteen läheisesti korreloituneita tunnuksia. Niinpä sellaisessa otosyksiköiden koon mukaan ositetussa aineistossa, jossa mitattava kvantitatiivinen tunnus (esim. hakkuumäärä) on läheisesti korreloitunut otosyksikön kokoon (metsäala), voidaan Yatesin (1960, s. 28) mukaan luokkien otantaosuudet määrittää eri luokkien kokojen (metsäalat) suhteessa.

Tässä käytettyä otosta kiintiöitäessä ei optimaalisen kiintiöinnin edellyttämiä ositteittaisia perustietoja ollut saatavissa. Otoksen jako ositteisiin oli näin ollen mahdollista ainoastaan joko metsälöiden lukumäärien tai pinta-alojen suhteessa. Tässä tutkimuksessa estimoitava suure (hakkuumäärä/ha) ei liene korreloitunut kovin läheisesti kumpaankaan edellä mainituista tunnuksista. Koska ositteittaisia estimaatteja päätettiin käyttää myös piirimetsälautakuntien alueiden hakkuumääriä laskettaessa, katsottiin ositteiden otantaosuuksien määrittäminen niiden metsäpinta-alojen suhteessa tarkoituksenmukaisimmaksi. Kiintiöinti suoritettiin siten seuraavasti:

$$(1) \qquad m_i = \frac{A_i}{A} \cdot m \ ,$$

jossa A_i = perusjoukon pinta-ala ositteessa i
A = perusjoukon koko pinta-ala
m_i = otosyksiköiden luku ositteessa i
m = otosyksiköiden koko lukumäärä.

Näin suoritettu kiintiöinti ei vaikuttanut kovin tehokkaalta. Tästä syystä se päätettiin suorittaa jo ennen perusjoukon luettelointia vuoden 1959 metsälötilastosta (SVT III: 55, 1962) saatavien metsälösuuruusluokittaisten pinta-ala- ja lukumäärätietojen perusteella. Kiintiöinnissä käytetyt ositteiden metsäala ja lukumäärätiedot eivät siten vastanneet perusjoukon luetteloinnissa saatuja tietoja.

Kiintiöinnissä otoksen koko lukumäärä jaettiin ensin Vaasan ja Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakuntien alueiden sekä siellä edelleen yksityismetsälöiden ja muiden metsälöiden kesken niiden metsäpinta-alojen suhteessa. Kun kunnat oli kaksivaiheotannan kokeilua varten jaettu piirimetsälautakunnittain kahteen ryhmään (Ks. liite 1, s. 118), kiintiöitiin otos myös niihin. Kussakin kuntaryhmässä otos jaettiin edelleen metsälöiden suuruusluokkaositteisiin niiden kokonaismetsäalojen suhteessa, ositetta 0—4.99 ha lukuun ottamatta. Sen kiintiö määritettiin täysin harkinnan varaisesti. Tämän jälkeen jaettiin eri kuntaryhmien suuruusluokittaiset kiintiöt vielä ko. kuntaryhmän kuntien kesken maatalouslaskennasta saatujen metsälöiden kunnittaisten ja suuruusluokittaisten lukumäärien suhteessa.

Otos poimittiin puoleksi kuntien verovirastojen kortistosta (kuntaryhmä 1) ja puoleksi maatalouslaskennan luetteloista. Otokseen kiintiöityjen ja siihen poimittujen metsälöiden lukumäärät selviävät taulukosta 2 (s. 29). Ne poikkeavat toisistaan, sillä kiintiöinnissä käytetyt metsälötiedot sisälsivät myös valtion metsälöt, joita otosmetsälöiden arvonnassa ei otettu huomioon. Kun suuruusluokittaiset kiintiöt oli jaettu edelleen kunnittain, ei suurimpien suuruusluokkaositteiden kaikista kunnista saatu niin monta otosmetsälöä kuin kiintiö edellytti. Puuttuva otosyksikkö siirrettiin silloin samassa kunnassa lähinnä seuraavaan pienemmän suuruusluokan ositteeseen. Suurimpien metsälöiden ositteessa (1 000 ha +), josta otokseen poimittiin kaikki metsälöt, ei tätä sääntöä noudatettu. Kahdessa tapauksessa kiintiöinnin ja arvonnan välinen ero johtui maatalouslaskennassa tapahtuneesta luettelointivirheestä.

Otannan piiriin kuuluvien metsälöiden sekä yksityismetsälöiden perusjoukon ja lopullisen otoksen suuruudet ja otantaosuudet esitetään taulukossa 3 (s. 30) piirimetsälautakunnittain ja metsälöiden suuruusluokkaositteittain. Luetteloinnin mukaisten metsäalojen lisäksi on taulukossa myös otoksen tarkistetut metsäalat, joihin haastattelussa kerätyt hakkuumäärätiedot kohdistuvat.

Taulukko 2. Otosmetsälöiden kiintiöidyt ja arvotut lukumäärät.
Table 2. Numbers of allocated and selected forest units in the sample.

Piirimetsälautakunta ja osite, ha *Forestry board district and stratum, ha*	Kiintiö — *Allocation*			Arvottu otos — *Selected sample*		
	Kuntaryhmä *Commune group*		Yht. *Total*	Kuntaryhmä *Commune group*		Yht. *Total*
	1	2		1	2	
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*						
0.01— 4.99	9	10	19	9	10	19
5.00— 19.99	45	37	82	45	37	82
20.00— 49.99	76	75	151	75	75	150
50.00— 99.99	48	49	97	49	49	98
100.00—199.99	19	21	40	20	21	41
200.00—299.99	5	7	12	4	7	11
300.00—499.99	5	4	9	5	4	9
500.00—999.99	5	8	13	5	7	12
1 000 +	7	11	18	8	5	13
Yhteensä — *Total*	219	222	441	220	215	435
Vaasa — *Vaasa*						
0.01— 4.99	3	4	7	3	4	7
5.00— 9.99	24	27	51	24	27	51
20.00— 49.99	50	43	93	49	43	92
50.00— 99.99	22	20	42	21	20	41
100.00—199.99	6	5	11	7	5	12
200.00—299.99	1	1	2	1	1	2
300.00—499.99	3	1	4	5	—	5
500.00—999.99	2	2	4	1	2	3
1 000 +	3	1	4	3	1	4
Yhteensä — *Total*	114	104	218	114	103	217

Taulukosta 3 nähdään, että otosmetsälöiden tarkistetut alat ovat alle 100 ha:n metsälöissä yleensä hiemen luetteloituja aloja suuremmat, kun taas sitä suuremmissa metsälöissä asia on päinvastainen (kts. myös taul. 4, s. 31). Osaltaan tämä johtuu siitä, että tarkistetut pinta-alat, joilta hakkuumäärätiedot kerättiin, eivät todellisuudessakaan vastanneet luetteloituja metsäaloja. Myös metsälöiden kunnittainen luettelointi (kts. s. 23) on saattanut vaikuttaa tähän siten, että perusjoukon luetteloinnissa ei kaikkia useamman kuin yhden kunnan alueella sijainneita yli 100 ha:n metsälöitä ole tiedetty jakaa kunnittain erillisiksi metsälöiksi. Tutkimuksen onnistumiseen ei tällä ollut suurta merkitystä, koska otoksen metsälökohtaiset hakkuumäärät laskettiin metsälöiden tarkistettujen alojen perusteella. Perusjoukon luetteloituja aloja käytettiin estimoinnissa vain osittteiden painolukuina. Kaikkien otosmetsälöiden yhteinen tarkistettu ala oli Etelä-Pohjanmaalla 0.5 % niiden luetteloitua alaa suurempi ja Vaasan piirimetsälautakunnan alueella 3.0 % sitä pienempi.

Tutkitun otoksen suuruus oli 649 metsälöä, josta 432 oli Etelä-Pohjanmaan

Taulukko 3. Otantatutkimuksen perusjoukko ja otos piirimetsälautakunnittain ja metsäalan suuruusluokkaositteittain.

Table 3. Population and sample of the sample study, by forestry board districts and forest-unit size-class strata.

Piirimetsälautakunta ja pinta-alaosite, ha *Forestry board district with stratum, ha*	Yksityismetsälöt — *Private forests*							Metsälöt yhteensä — *All forests*						
	Perusjoukko *Population*		Otos — *Sample*			Otantaosuus, % *Sampling fraction, %*		Perusjoukko *Population*		Otos — *Sample*			Otantaosuus, % *Sampling fraction, %*	
	Lukumäärä *Number*	Metsäala, ha *Forest land, ha*	Lukumäärä *Number*	Luetteloitu metsäala, ha *Listed forest area, ha*	Tarkistettu metsäala, ha *Checked forest area, ha*	Lukumäärästä *From number*	Luetteloidusta alasta *From checked area*	Lukumäärä *Number*	Metsäala, ha *Forest land ha*	Lukumäärä *Number*	Luetteloitu metsäala, ha *Listed forest area, ha*	Tarkistettu metsäala, ha *Checked forest area, ha*	Lukumäärästä *From number*	Luetteloidusta alasta *From checked area*
Etelä-Pohjanmaa *South-Ostrobothnia*														
0.01 — 4.99	8 376	18 571	18	43	47	0.2	0.2	8 465	18 730	19	44	48	0.2	0.2
5.00 — 19.99	14 230	160 740	81	990	1 161	0.6	0.6	14 293	161 414	82	1 000	1 172	0.6	0.6
20.00 — 49.99	9 383	284 628	147	4 654	4 887	1.6	1.6	9 433	286 238	149	4 715	4 949	1.6	1.6
50.00 — 99.99	2 473	160 734	92	5 997	6 209	3.7	3.7	2 513	163 416	98	6 381	7 023	3.9	3.9
100.00 — 199.99	499	62 761	38	4 918	4 849	7.6	7.8	520	65 926	41	5 412	5 335	7.9	8.2
200.00 — 299.99	68	14 713	8	1 916	1 768	11.8	13.0	80	17 790	11	2 651	2 539	13.8	14.9
300.00 — 499.99	15	5 366	4	1 575	1 416	26.7	29.4	29	10 249	9	3 451	3 478	31.0	33.7
500.00 — 999.99	4	2 635	2	1 314	1 438	50.0	49.8	20	13 353	12	8 735	8 987	60.0	65.4
1 000.00 +	1	1 300	1	1 300	922	100.0	100.0	11	17 520	11	17 520	16 608	100.0	100.0
Yhteensä *Total*	35 049	711 447	391	22 706	22 698	1.1	3.2	35 364	754 636	432	49 907	50 138	1.2	6.6
Vaasa — *Vaasa*														
0.01 — 4.99	3 536	8 982	7	14	17	0.2	0.2	3 623	9 131	7	14	17	0.2	0.2
5.00 — 19.99	8 467	98 718	50	575	606	0.6	0.6	8 541	99 444	51	583	614	0.6	0.6
20.00 — 49.99	5 815	175 166	91	2 790	2 853	1.6	1.6	5 843	176 066	92	2 829	2 891	1.6	1.6
50.00 — 99.99	1 108	69 642	41	2 581	2 581	3.7	3.7	1 123	70 695	41	2 581	2 581	3.6	3.6
100.00 — 199.99	107	12 276	8	1 090	1 078	7.5	8.9	129	15 425	12	1 759	1 733	9.3	11.4
200.00 — 299.99	9	2 286	1	225	229	11.1	9.9	14	3 498	2	433	423	14.3	12.4
300.00 — 499.99	2	682	—	—	—	—	—	12	4 141	5	1 892	1 839	41.7	45.7
500.00 — 999.99			—	—		—	—	6	3 291	3	1 612	1 369	50.0	49.0
1 000.00 +			—	—		—	—	4	7 882	4	7 883	7 547	100.0	100.0
Yhteensä *Total*	19 044	367 751	198	7 276	7 365	1.0	2.0	19 295	389 574	217	19 587	19 015	1.1	5.0
Otos kaikkiaan *Grand Total*	54 093	1 079 198	589	29 982	30 062	1.1	2.8	54 659	1 144 210	649	69 494	69 153	1.2	6.1

Taulukko 4. Metsälöiden keskipinta-alat perusjoukossa ja otoksessa.
Table 4. Mean areas of the forest units in the population and sample.

Pinta-alaosite, ha *Stratum, ha*	Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*			Vaasa *Vaasa*		
		Otos — *Sample*			Otos — *Sample*	
	Perusjoukko *Population*	Luetteloitu ala *Listed area*	Tarkistettu ala *Checked area*	Perusjoukko *Population*	Luetteloitu ala *Listed area*	Tarkistettu ala *Checked area*
	Keskipinta-alə 0.1 ha *Mean area 0.1 ha*					
0.01— 4.99	2.2	2.3	2.5	2.5	2.0	2.4
5.00— 19.99	11.3	12.2	14.3	11.6	11.4	12.0
20.00— 49.99	30.3	31.6	33.2	30.1	30.8	31.4
50.00— 99.99	65.0	65.1	71.7	63.0	63.0	63.0
100.00—199.99	126.8	132.0	130.1	119.6	146.6	144.4
200.00—299.99	222.4	241.0	230.8	249.9	216.5	211.5
300.00—499.99	353.4	383.4	386.4	345.1	378.4	367.8
500.00—999.99	667.6	727.9	748.9	548.5	537.5	456.4
1 000.00 +	1 592.7	1 592.7	1 509.8	1 970.5	1 970.8	1 886.8
Kaikki metsälöt Total	21.3	115.5	116.1	20.2	90.3	87.6

ja 217 Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella. Sen jakaantuminen eri suuruusluokkaositteisiin selviää taulukosta 3 (s. 30). Etelä-Pohjanmaalla oli tutkittu otos kolme metsälöä arvottua pienempi (vrt. taul. 2, s. 29 ja taul. 3, s. 30). Kahden metsälön vähennys johtui siitä, että maatalouslaskennassa oli kahden yhtiön samassa kunnassa sijainneet yli 1 000 ha:n metsälöt luettu kahteen kertaan. Koska kaikki luetteloidut yli 1 000 ha:n metsälöt oli poimittu otokseen, pieneni otos tämän vuoksi kahdella metsälöllä. Tämä virhe korjattiin myös perusjoukon luetteloon. Muita luettelointivirheitä ei haastattelussa havaittu. Tutkimuksen kadoksi jäi siten vain yksi metsälö, jonka omistaja kieltäytyi haastattelusta.

43. Aineiston keruu

431. Havaintomenetelmä

Metsälöiden hakkuupoistuman käyttöpuuosa voidaan joko määrittää hakkuupaikalla suoritetuin mittauksin tai arvioida hakkuuajankohdan jälkeen. Ensiksi mainitulla menetelmällä määrät saadaan halutulla tarkkuudella. Se edellyttää kuitenkin vuoden aikana metsässä usein toistuvia mittauksia. Nyt kyseessä olevan kaltaisissa tutkimuksissa, joissa otosyksiköiden luku on suuri, ei niiden suorittamiseen tutkimushenkilökunnalla ole yleensä reaalisia mahdolli-

suuksia. Hakkuupoistuman käyttöpuuosan metsämittaukset tulisi siten suorittaa joko hakkaajien tai hakkauttajien toimesta, joilta tutkimushenkilökunta vain keräisi mittaustulokset. Käytännössä lienee kuitenkin vaikeata saada kaikki metsälöiden tai niiden hakkuuoikeuden omistajat suorittamaan näitä mittauksia. Mittaustulokset olisivat tällöin myös verraten epäluotettavia.

Sekä valtion omistamien metsälöiden että otosmetsälöiden hakkuukertymä ja hakkuupoistuman käyttöpuuosa päätettiin määrittää varsinaisen hakkuutapahtuman jälkeen kerättävin tiedoin. Tällöin oli pelättävissä, että mikäli tiedot kerätään paljon hakkuutapahtuman jälkeen, tietojen antaja ei pysty muistamaan kaikkia hakkuissa kertyneitä puutavaramääriä. Tämän vuoksi olisi ollut edullista suorittaa tutkimusvuoden aikana useita tiedusteluja. Tutkimukseen käytettävissä olleet rahavarat eivät kuitenkaan riittäneet kuin yhteen haastatteluun kaikilla otosmetsälöillä. Toisena vaihtoehtona oli hakkuumäärien tiedustelu kirjekyselyllä.

Kirjekyselyn etuna olisivat olleet vähäiset kustannukset, jolloin tiedustelu olisi voitu suorittaa kuukausittain. Haastattelumenetelmään verrattuna on kirjekyselyn kato kuitenkin suuri. Eräissä sosiologisissa tutkimuksissa on todettu, että noin kolmannes jättää vastaamatta kirjekyselyyn (E s k o l a 1967, s. 159). Myös tässä tutkimuksessa, jossa vastaajilta olisi jouduttu kysymään heille vaikeita ja epäselviä asioita, saattoi kirjekyselyn kadon olettaa muodostuvan suureksi. Toisaalta taas tiedettiin, että yksityismetsien luovutusmääriä koskeneessa haastattelututkimuksessa kato oli vain noin 1 % (H o l o p a i n e n 1956, s. 94 ja 1959, s. 12), jonka senkin katsottiin johtuneen pääasiassa haastattelijoiden leväperäisyydestä. Kun lisäksi kirjekyselyssä ilmoitettujen hakkuumäärien luotettavuus olisi ollut kyseenalainen, päätettiin hakkuumäärätiedot kerätä tutkimusvuoden jälkeen suoritettavalla kertahaastattelulla. Haastattelun aiheuttama harha päätettiin eliminoida niin tehokkaasti kuin mahdollista. Sen vuoksi palkattiin haastattelijoiksi metsänhoitajia, jotka koulutettiin tehtäväänsä.

Haastattelun helpottamiseen ja tulosten tarkkuuden parantamiseen tähtäsi osaltaan myös se, että hakkuut päätettiin määrittää hakkuukaudelta (1. 6. 1962—31. 5. 1963) eikä kalenterivuodelta (1962). Voitiin näet olettaa, että haastateltavien oli helpompi ajoittaa hakkuut kesään päättyvään hakkuuvuoteen, kuin keskellä hakkuukautta vaihtuvaan kalenterivuoteen. Tällöin voitiin myös haastattelut suorittaa kesäkautena ja aloittaa välittömästi hakkuuvuoden päätyttyä.

432. Kenttätyöt

Metsälöiden omistajien (tai haltijoiden) haastattelut ja metsäalojen tarkistukset suoritettiin kesä—lokakuussa vuonna 1963. Erityisesti otantatutkimukseen palkattujen kahden metsänhoitajan tehtävänä oli myös tiedustella tutkimusalueella metsähallituksen hallinnassa olleiden metsien hakkuumäärät ko.

hoitoalueiden toimistoista (ks. s. 34). Samalla he kuitenkin keräsivät kuntaryhmän 1 (ks. s. 10) alaotoksesta tästä tutkimuksesta erillisen, metsänomistajien asennoitumista metsätalouden edistämiseen koskeneen tutkimuksen haastatteluaineiston (Riihinen 1970).

Koska edellä mainitussa alanäytteessä haastateltaville jouduttiin esittämään yhteensä 46 osittain arkaluontoista ja epämiellyttävää kysymystä, oli pelättävissä, että ne saattaisivat pilata koko kyselyn (esim. Eskola 1967 s. 159). Sen vuoksi tämän alaotoksen metsälöiden haastattelujärjestys sovittiin sellaiseksi, että mainitut lisäkysymykset esitettiin haastateltaville pääasiassa vasta tämän tutkimuksen haastattelukysymysten jälkeen. Kyseinen sivututkimus ei siten voinut vaikuttaa häiritsevästi tämän tutkimuksen haastatteluun.

Metsäntutkimuslaitoksen metsäarvioimisen tutkimusosasto suoritti samanaikaisesti tämän tutkimuksen kanssa puuston metsälöittäisen koeinventoinnin (Kuusela 1965; Mäkinen 1966). Sen mittausryhmät suorittivat 186 otosmetsälöllä hukkapuun määrityksessä tarvitut maastomittaukset (ks. luku 633, s. 73).

Jotta tutkimusaineiston keruu saatiin suoritetuksi koko otoksesta mahdollisimman yhdenmukaisesti, haastattelijat perehdytettiin ennen kenttätöiden alkua tutkimustehtävään ja siitä annettuihin kirjallisiin ohjeisiin. Koulutusta jatkettiin vielä kenttätöiden alettua siten, että metsänhoitajat suorittivat aluksi tämän kirjoittajan opastuksella ja valvonnassa yhdessä yli 20 otosmetsälön omistajan haastattelut ja metsäalojen tarkistukset. Kirjallisia ohjeita oli vielä tällöin mahdollista täydentää ja täsmentää. Haastattelijat joutuivat kuitenkin vielä myöhemmin pyytämään lisäohjeita sekä puhelimitse että kirjoittajan noin kerran kuussa suorittamien tarkastusmatkojen aikana.

Otosmetsälöiden luetteloitujen alojen alustava tarkistus suoritettiin yleensä kuntien verovirastoissa, joissa tarkistuksen perustana olivat viimeisen metsäveroluokituksen pinta-alatiedot ja sen jälkeen veroviraston tietoon tulleet metsälöiden pinta-alojen todelliset muutokset. Metsälöiden veroluokitukset oli useimmissa kunnissa suoritettu joko 1950-luvun lopussa tai 1960-luvun alussa. Kahdessa kunnassa tarkistus suoritettiin meneillään olleen uusjakotoimituksen rekisteritilaluettelosta. Kun lisäksi eräissä muissa tapauksissa saatiin veroluokitusta luotettavammat tiedot joko läänin maanmittauskonttorissa olleiden, tilojen lohkomistoimitusten tai metsätaloussuunnitelmien asiapapereista, jäi otokseen vain 18 metsälöä, joiden metsäalojen perustiedot olivat 1950-luvun alkupuolelta tai sitä vanhempia. Metsäalan lopullinen tarkistus suoritettiin vasta otosmetsälöiden haltijoiden haastattelussa.

Metsälöiden haltijoiden haastattelut suoritettiin kunnittain etukäteen suunnitellussa järjestyksessä. Töiden jouduttamiseksi asiamiehet postittivat haastateltaville noin viikkoa ennen saapumistaan kirjeen, jossa selostettiin, mikä oli tutkimuksen tarkoitus ja mitä tietoja haastattelussa tultiin kysymään. Kirjeeseen merkittiin haastattelun arvioitu päivämäärä, jolloin otosmetsälön omis-

tajaa tai haltijaa pyydettiin olemaan tavattavissa. Mikäli haastateltavalla oli puhelin, haastattelun tarkka aika sovittiin puhelimitse.

Otosmetsälön hakkuumäärätiedot pyrittiin aina saamaan henkilöltä, joka pystyi antamaan luotettavimmat tiedot. Yksityismetsälöillä haastateltiin siten ko. tilan isäntää tai jotain hänen perheensä jäsentä. Eräissä tapauksissa oli tiedot hankittava muilta henkilöiltä, jotka tunsivat metsälön hakkuut. Kolmessa tapauksessa, joissa metsälön omistaja asui Ruotsissa, varmistauduttiin mm. naapuritilojen asukkaita haastattelemalla siitä, ettei metsälöllä ollut tutkimuskautena suoritettu hakkuita.

Muiden kuin yksityismetsälöiden hakkuumäärätiedot saatiin useimmiten metsien hoidosta vastuussa olevilta metsäammattimiehiltä. Muissa tapauksissa tietojen antaja oli yleensä ko. metsälön tapahtumista kirjaa pitänyt henkilö. Yleisenä toteamuksena voidaan mainita, että muiden kuin yksityismetsien hakkuumäärätiedot saatiin helpommin ja jonkin verran tarkempina kuin yksityismetsien vastaavat tiedot.

433. Hakkuumäärien yksityiskohtainen tiedustelu

4331. Valtion metsät

Puolustuslaitoksen ja Metsäntutkimuslaitoksen luovutusmittausten mukaiset hakkuumäärätiedot saatiin suoraan ko. keskusvirastoista. Asutushallituksen hallinnassa tutkimusalueella olleiden metsien hakkuumäärät tiedusteltiin Vaasan ja Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakuntien toimistoista, joissa niistä pidetään kirjaa. Metsähallituksen hallinnassa olleiden metsien alat saatiin kunnittain suoraan ko. keskusvirastosta. Tarkkojen piirimetsälautakunnittaisten hakkuumäärätietojen saanti niistä osoittautui sen sijaan mahdolliseksi vain keräämällä ne metsähallituksen hoitoalueiden toimistoissa, osittain leimikkokohtaisista mittausluetteloista ja osittain hoitoalueen luovutus- ja tuloilmoituksista.

Metsähallituksen hakkuumäärien mittaustulokset saatiin yleensä puutavaralajeittain ja puulajeittain. Eräiden halko- ja raivauspuuerien puulajiosuudet jouduttiin kuitenkin laskemaan aluemetsänhoitajien antamilla arviosadanneksilla. Myös eräät hoitoalueen lupakirjakaupalla paikalliskulutukseen myydyt vähäiset puumäärät perustuivat osittain arvioon. Tietojen luotettavuuteen ei niillä kuitenkaan ole merkitystä.

4332. Muut kuin valtion metsät

Haastattelun ajankohtana olivat perusjoukon luetteloon merkityt metsälöiden pinta-alatiedot jo noin 2—3 vuotta vanhoja. Koska myös verovirastojen tiedot olivat osittain vanhentuneita ja puutteellisia, ei metsälöiden todellisia pinta-

aloja voitu sieltäkään aina tarkoin määrittää. Metsäalojen lopullinen tarkistus suoritettiin tämän vuoksi vasta jokaisella otosmetsälöllä ennen sen hakkuumäärien tiedustelua. Tällöin oli myös tarkistettava, että haastattelulomakkeelle merkityt hakkuumäärät saatiin koko siltä alalta, joka merkittiin metsälön tarkistetuksi alaksi, ja vain siltä.

Hakkuumääriä tiedusteltaessa otettiin metsälöiden pinta-ala- ja omistussuhteissa luettelointiajankohdan jälkeen tapahtuneet muutokset huomioon seuraavasti:

1. Koska haastattelu kohdistui metsälöön, ei sen omistajan vaihtuminen vaikuttanut asiaan.
2. Jos arvottu otosmetsälö oli jaettu kahdeksi tai useammaksi itsenäiseksi metsälöksi, hakkuumäärät otettiin selville niistä jokaisesta ja yhdistettiin vastaamaan arvottua otosyksikköä.
3. Jos arvotusta metsälöstä oli osa liitetty toiseen metsälöön, hakkuumäärät tiedusteltiin vain kantametsälöstä.
4. Jos arvottuun metsälöön oli liitetty määräala, tiedusteltiin myös sen hakkuumäärät.
5. Jos otosmetsälöksi oli arvottu sellainen maastossa rajaamaton metsälön sovintojako-osuus, jonka hakkuita ei voitu erottaa ko. kantametsälön hakkuista, otosmetsälön alaksi ja hakkuumääräksi otettiin sovintojaon mukainen osuus kantametsälön todellisesta alasta ja hakkuumäärästä.
6. Jos metsälö sijaitsi kahden tai useamman kunnan alueella, otosmetsälön alaksi otettiin vain siinä kunnassa ollut metsäala, josta se oli otokseen arvottu. Hakkuumäärät selvitettiin vain metsälön tältä osalta.

Otosmetsälö merkittiin haastattelussa siihen suuruusluokkaan, josta se oli arvottu, vaikkakin se olisi tarkistetun alansa perusteella kuulunut johonkin toiseen luokkaan. Näin meneteltiin sen vuoksi, että otoksen katsottiin tällöin edustavan perusjoukkoa paremmin, kuin jos metsälöt olisi ryhmitelty uudelleen niiden tarkistettujen alojen perusteella.

Haastattelussa määritettiin otosmetsälöiden kaikki puutavaran hakkuu- ja valmistusmäärät puutavara- ja puulajeittain hakkuuvuotena 1. 6. 1962—31. 5. 1963. Metsälöiden hakkuukertymän ja hakkuupoistuman määrien vertailua varten eriteltiin kaikki puutavaraerät puiden kaato- ja puutavaran valmistusajan perusteella seuraavasti:

0. Ennen tutkimuskauden alkua kaadetuista puista tutkimuskautena valmistettu puutavara.
1. Tutkimuskauden aikana kaadettu ja valmistettu puutavara.
2. Tutkimuskauden aikana kaadetuista puista sen jälkeen haastattelun ajankohtaan mennessä valmistettu puutavara. Metsälöillä, joilla suoritettiin hukkapuun määritys, luettiin tähän ryhmään tutkimuskautena kaadetuista puista sen jälkeen hukkapuun mittausajankohtaan mennessä valmistettu puutavara.

3. Tutkimuskautena kaadetuista puista haastattelun tai hukkapuumittausten ajankohdan jälkeen valmistettavaksi arvioitu puutavara.

Hakkuukertymän laskennassa otettiin huomioon vain ryhmät 0 ja 1. Hakkuupoistuman käyttöpuuosa muodostui taas ryhmistä 1, 2 ja 3.

Otosmetsälön hakkuumäärien haastattelu aloitettiin myyntipuun tiedustelulla, jossa myyntipuuerien määrät kirjattiin aina, kun se oli mahdollista, joko puutavaran mittaus- tai luovutustodistuksista. Yli 70 % myyntipuusta saatiinkin kirjatuksi näistä asiapapereista. Jotta olisi saatu selville myös ne myyntipuuerät, joista haastateltavalla ei ollut kirjallisia muistiinpanoja, haastateltavalle lueteltiin kaikki mahdolliset puutavaralajit, ja häneltä kysyttiin jokaisen puutavaralajin hakkuita erikseen. Useissa tapauksissa tämä toimenpide palautti haastateltavan tai hänen perheensä jäsenen mieleen puutavaraerän, joka muutoin olisi jäänyt kirjaamatta. Mikäli haastateltava ei muistanut puutavaran määriä tarkalleen tai oli epävarma, haastattelija tarkisti ko. erien määrät myöhemmin puutavaran ostajalta. Muistin varassa ilmoitettujen yli 20 k-m³ suurempien määrien tarkkuus pyrittiin muutoinkin tarkistamaan ostajien kirjanpidosta. Näissä tarkistuksissa todettiin, että muistin varassa annetut määrätiedot olivat yleensä lähes samat kuin ostajien kirjanpitoon merkityt. Erot johtuivat useimmiten vain määrien karkeasta pyöristyksestä. Tietojen systemaattista yli- tai aliarviointia ei näissä tarkistuksissa havaittu.

Yksityismetsälöiden kotitarvepuusta saatiin mittauksiin perustuvat määrätiedot vain silloin, kun puutavara oli teetetty palkatulla työvoimalla. Nämä erät, joiden määrät kirjattiin puutavaran tekomittausten mukaisina, muodostivat haastattelijoiden arvion mukaan vain kolmanneksen otosmetsälöiden kotitarvepuun yhteismäärästä. Noin kaksi kolmannesta metsälöiltä kirjatusta kotitarvepuusta perustui haastattelussa suoritettuun määräarvioon. Siinä ei tyydytty pelkästään haastateltavan arvioon, vaan kaikkien puutavaralajien määrät tarkistettiin mittauksin aina kun se oli mahdollista. Esimerkiksi ainespuusta haastateltavat tiesivät usein valmistettujen pölkkyjen lukumäärät tarkemmin kuin niiden tilavuudet. Heiltä tiedusteltiinkin vain valmistettujen pölkkyjen kappalemäärät. Kuutioimista varten niiden keskimääräinen pituus ja läpimitta mitattiin joko varastossa tai puutavaran käyttöpaikalla. Samalla tarkistettiin myös eri puutavaralajien puulajiosuudet.

Tutkimuskautena kotitarpeisiin hakatusta polttopuusta voitiin sen käyttämätön osa useimmiten mitata. Eräissä tapauksissa mittauksia vaikeutti kuitenkin se, että eri vuosina hakatut puuerät olivat varastossa sekaantuneet. Näiden puuerien, samoin kuin haastatteluun mennessä käytetyn puun arviomäärät tarkistettiin mm. tiedustelemalla, montako traktori- tai hevoskuormaa hakkuissa oli kertynyt, ja mittaamalla kuljetusalustalle kuvitellun keskimääräisen kuorman mitat. Eräissä tapauksissa tarkistus voitiin suorittaa myös mittaamalla varastopaikalla se tilavuus, jonka hakkuussa kertynyt puutavara oli täyttänyt.

Vaikkakin yksityismetsälöiden kotitarvepuun hakkuumäärät perustuvat

suurelta osaltaan arvioon, voidaan niitä kuitenkin pitää suuruusluokaltaan oikeina. Haastattelusta saatu kokemus kuitenkin osoitti, että luotettavien hakkuumäärien saanti edellyttää mahdollisimman tehokasta haastattelumenetelmää ja tarkistusmittausten suorituksia. Erityisesti pienet ja harvinaiset käyttöerät saattavat haastattelussa jäädä huomaamatta, ellei jokaista mahdollista puutavaralajia tiedustella erikseen. Haastateltavat lukevat näet hakkuumäärään yleensä vain sen puutavaran, jota he ovat hakkuissa pääasiallisesti valmistaneet. Tietojen tahallista salaamista ei sen sijaan voitu epäillä kuin yhdessä tapauksessa.

Otokseen kuuluvien muiden kuin yksityismetsälöiden hakkuumäärät saatiin yleensä aina mittauksiin perustuvasta kirjanpidosta ko. metsälön hoidosta vastuussa olleelta metsäammattimieheltä, eikä niiden saanti tuottanut vaikeuksia. Näihin metsälöihin liittyneen viljelmän kotitarvepuun hakkuumäärä jouduttiin yksityismetsälöiden tapaan arvioimaan vain 2—3 tapauksessa.

Suurin osa muiden kuin yksityismetsien hakkuumäärätiedoista perustuu puutavaran luovutusmittauksiin. Osa, erityisesti kuntien ja seurakuntien metsälöiden hakkuumääristä oli kuitenkin kirjattava puutavaran teko- tai ajomittausten mukaisena. Eri puutavaralajien puulajisuhteita sekä kaupallisia määriä kiintomitaksi muunnettaessa tarvittavia tunnuksia ei näistäkään hakkuumääristä aina saatu. Esimerkiksi havusahapuun, ohutpuun ja sekahalon puulajisuhteet sekä kuutiojalkoina mitatun puun keskimääräiset dimensiot oli lähes aina tiedusteltava hakkuita valvoneelta työnjohtajalta. Heidän puoleensa käännyttiin aina muulloinkin, mikäli kirjanpidosta ei saatu riittävän tarkkoja tietoja.

5. TUTKIMUSAINEISTO JA SEN KÄSITTELY

51. Valtion metsät

Tiedustelun kohteina olleiden valtion metsien piirimetsälautakunnittaiset hakkuumäärätiedot hakkuuvuodelta 1. 6. 1962—31. 5. 1963 saatiin kaupallisina yksikköinä puutavara- ja puulajeittain. Laskutoimituksia varten ne muunnettiin yhteismitallisiksi (k-m³, kuoretta) Metsäntutkimuslaitoksen käyttämillä muuntokertoimilla. Nämä hakkuumäärät nähdään taulukosta 5, josta selviää myös eri laitosten ja virastojen hallinnassa 1. 1. 1959 ja 1. 1. 1963 olleen metsämaan alat.

52. Otantatutkimus

521. Aineisto

Otantatutkimuksen hakkuumääräaineisto kerättiin 649 metsälöltä. Niiden piirimetsälautakunnittaiset ja metsäalan suuruusluokkaositteittaiset lukumäärät ja alat on esitetty taulukossa 3 (s. 30). Sellaisia metsälöitä, joilla tutkimuskauden aikana ei ollut hakkuita, oli Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan alueella 59 eli 14 % otosmetsälöiden lukumäärästä (taul. 6, s. 40). Vaasan piirimetsälautakunnan alueella oli vastaavia otosmetsälöitä 45 (21 %) eli suhteellisesti jonkin verran enemmän kuin edellisellä alueella.

Otosmetsälöiltä kirjattiin haastatteluissa kaikkiaan 5 300 erillistä puutavaraerää eli keskimäärin 10 erää jokaiselta metsälöltä, jolla oli hakkuita. Taulukosta 6 (s. 40) nähdään, että metsälöiden koon kasvaessa kasvoi myös metsälöä kohti kirjattujen puuerien lukumäärä 200—300 ha:n metsälösuuruusluokkaan saakka. Sitä suuremmilla metsälöillä, joista enin osa oli kuntien tai teollisuuden omistuksessa, kirjattujen erien suhteellinen vähyys johtui kotitarvepuun hakkuiden suhteellisesta vähemmyydestä pieniin metsälöihin verrattuna. Kirjattujen puuerien lukumäärät eivät kuitenkaan kuvaa hakkuissa todella käsiteltyjen puutavaraerien lukumääriä, sillä hakkuumäärät kirjattiin niin monena eränä, kuin oli tarpeen eri puutavara- ja puulajien erottamiseksi.

Otosmetsälöiltä kirjatun puutavaran yhteismäärä oli 116 053 k-m³ kuoretta, josta 83 510 k-m³ koostui Etelä-Pohjanmaan ja 32 543 k-m³ Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueelta. Näihin määriin sisältyy myös se puutavara, jonka

Taulukko 5. Tutkittujen valtion metsien metsäalat 1. 1. 1959 ja 1. 1. 1963 sekä hakkuumäärät 1. 6. 1962—31. 5. 1963.

Table 5. Forest areas on 1. 1. 1959 and 1. 1. 1963 of the state forests studied and felling volumes 1. 6. 1962—31. 5. 1963

Piirimetsälautakunta ja valtion laitos tai virasto *Forestry board district and state establishment or government office*	Metsämaan ala, *Forest land, ha*		Hakkuukertymä *Removal*		Hakkuupoistuman käyttöpuuosa *Roundwood for use from drain from fellings*	
	1. 1. 1959	1. 1. 1963	k-m³ *solid cu.m.*	k-m³/ha *solid cu.m./ha*	k-m³ *solid cu.m.*	k-m³/ha *solid cu.m./ha*
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*						
— Metsähallitus[1] — *State Board of Forestry*[1]	28 814	27 361	32 177	1 176	31 777	1 161
— Puolustuslaitos — *Defence Forces*	145	145	432	2 979	432	2 979
— Metsäntutkimuslaitos — *Forest Research Institute*	—	—	—	—	—	—
— Asutushallitus[2] — *National Land Settlement Board*[2]	947	465	—	—	—	—
Yhteensä — *Total*	29 906	27 971	32 609	1 166	32 209	1 152
Vaasa — *Vaasa*						
— Metsähallitus[1] — *State Board of Forestry*[1]	2 574	1 075	2 017	1 876	2 017	1 876
— Puolustuslaitos — *Defence Forces*	204	204	8	40	8	40
— Metsäntutkimuslaitos — *Forest Research Institute*	—	961	—	—	—	—
— Asutushallitus[2] — *National Land Settlement Board*[2]	169	158	71	450	71	450
Yhteensä — *Totals*	2 947	2 398	2 096	874	2 096	874
Kaikki yhteensä — *Grand total*	32 853	30 369	34 705	1 143	34 305	1 130

haastateltavat arvioivat valmistavansa haastattelun jälkeen tutkimuskauden aikana kaadettujen puiden hakkuutähteistä.

Taulukosta 7 (s. 41) nähdään, että kaikesta otosmetsälöiltä kirjatusta puusta oli tutkimusvuotena kaadettua ja puutavaraksi valmistettua lähes 99 % (ryhmä 1). Aiempien vuosien hukkapuusta tehdyn puutavaran (ryhmä 0) ja tutkimuskautena hukkapuuksi jääneestä puusta myöhemmin käyttöön otettavaksi

[1] Erikoistarkoituksiin varattu metsäala mukaanluettuna. — *Including the forest area reserved for special purposes.*

[2] Se asutushallituksen (ennen 1. 1. 1959 maatalousministeriön asutusasiainosasto) hallinnassa ollut metsämaa, jolla ei ollut asukkaita. — *The uninhabited forest land held by the National Land Settlement Board (before 1. 1. 1959, Department of Land Settlement of the Ministry of Agriculture).*

Taulukko 6. Otosmetsälöillä suoritetut hakkuut 1. 6. 1962—31. 5. 1963 ja niistä haastattelussa kirjatut hakkuuerät.

Table 6. The number of fellings and different items recorded from sample forest units in 1. 6. 1962—31. 5. 1963.

Osite, ha *Stratum, ha*	Piirimetsälautakunta *Forestry board district*[1]	Metsälöitä kaikkiaan *Forest-units, total*	Metsälöitä, joilla ei ollut hakkuita *Forest-units with no fellings*	Metsälöitä, joilla oli hakkuita *Forest-units with fellings*					
				Yhteensä *Total*	Vain myyntihakkuita *Fellings for sale only*	Myynti- ja kotitarvehakkuita *Fellings for sale and household consumption*	Vain kotitarvehakkuita *Fellings for household only*	Kirjattuja hakkuueriä *Felling items recorded*	
								Yht. *Total*	Metsälöllä keskimäärin *Mean per forest-unit*
		Kpl — *Number*							
0.01— 4.99	E-Po	19	10	9	—	—	9	27	3
	Vaasa	7	4	3	—	3	—	28	9
5.00— 19.99	E-Po	82	25	57	5	33	19	419	7
	Vaasa	51	22	29	1	15	13	230	8
20.00— 49.99	E-Po	149	14	135	2	100	33	1 296	10
	Vaasa	92	11	81	8	59	14	781	10
50.00— 99.99	E-Po	98	5	93	8	79	6	918	10
	Vaasa	41	5	36	5	30	1	372	10
100.00—199.99	E-Po	41	2	39	5	31	3	484	12
	Vaasa	12	2	10	4	6	—	118	12
200.00—299.99	E-Po	11	1	10	4	6	—	145	15
	Vaasa	2	—	2	—	2	—	30	15
300.00—499.99	E-Po	9	1	8	5	3	—	93	12
	Vaasa	5	1	4	4	—	—	38	10
500.00—999.99	E-Po	12	1	11	7	4	—	114	10
	Vaasa	3	—	3	3	—	—	22	7
1 000.00 +	E-Po	11	—	11	10	1	—	142	13
	Vaasa	4	—	4	2	2	—	43	11
Yhteensä *Total*	E-Po	432	59	373	46	257	70	3 638	10
	Vaasa	217	45	172	27	117	28	1 662	10

arvioidun puun (ryhmät 2 ja 3) osuudet koko hakkuumäärästä olivat käytännöllisesti katsoen samat (0.7 % ja 0.8 %) ja lähes merkityksettömät. Vuotuisen hakkuukertymän määriä (taul. 8, s. 42) voidaan tässä käyttää siten myös hakkuupoistuman käyttöpuuosan likiarvoina.

522. Aineiston tarkastus ja käsittely

Haastattelijat postittivat tutkimuksen suorittajalle jokaisen viikon lopussa siihen mennessä haastateltujen otosmetsälöiden lomakkeet, jotka tarkastettiin heti niiden saavuttua. Puutteellisesti tai epäselvästi täytetyt lomakkeet palau-

[1] E-Po = South Ostrobothnia

Taulukko 7. Haastattelussa kirjattujen puutavaraerien jakaantuminen metsälösuuruusluokittain puiden kaato- ja puutavaran valmistusajan mukaisiin ryhmiin.

Table 7. Distribution of timber quantities recorded at interviews, by forest-unit size classes, grouped according to dates of felling and preparation.

Osite, ha *Stratum, ha*	Piirimetsälautakunta *Forestry board district* [2]	Puutavararyhmät [1] — *Timber groups*					Metsälön hakkuumäärä keskimäärin *Mean felling volume per forest unit*		Kirjattu hakkuuerä keskimäärin *Mean felling volume recorded*
		0	1	2	3	Yhteensä *Total*	Metsälöt, joilla oli hakkuita *Forest units with fellings*	Kaikki metsälöt *All forest units*	
		k-m³ kuoretta *Cu.m. solid measure, excl. bark*					k-m³ kuoretta *Cu.m. solid measure, excl. bark*		
0.01— 4.99	E-Po	3	72	—	1	76	8	4	2.8
	Vaasa	—	55	—	—	55	18	8	2.0
5.00— 19.99	E-Po	64	2 381	2	47	2 494	44	30	6.0
	Vaasa	51	983	1	22	1 058	36	21	4.6
20.00— 49.99	E-Po	156	10 257	3	165	10 581	78	71	8.2
	Vaasa	58	5 391	12	160	5 621	69	61	7.2
50.00— 99.99	E-Po	161	12 282	3	212	12 658	136	129	13.8
	Vaasa	99	3 364	4	66	3 532	98	86	9.5
100.00—199.99	E-Po	112	9 459	18	115	9 704	249	237	20.0
	Vaasa	16	3 836	—	—	3 852	385	321	32.6
200.00—299.99	E-Po	17	4 957	6	3	4 983	498	453	34.4
	Vaasa	14	528	—	—	541	271	271	18.0
300.00—499.99	E-Po	16	5 046	27	—	5 089	636	566	54.7
	Vaasa	—	1 573	—	64	1 637	409	327	43.1
500.00—999.99	E-Po	—	15 669	—	—	15 669	1 424	1 306	137.4
	Vaasa	—	3 084	—	—	3 084	1 028	1 028	140.2
1 000 +	E-Po	9	22 247	—	—	22 256	2 023	2 023	156.7
	Vaasa	—	13 163	—	—	13 163	3 291	3 291	306.1
Yhteensä	E-Po	538	82 370	59	542	83 510	224	193	23.0
	Vaasa	238	31 978	16	311	32 543	189	150	19.6

tettiin haastattelijoille täydennettäviksi. Useimmiten he pystyivät täydentämään lomakkeet muistiinpanoistaan, mutta eräissä tapauksissa he joutuivat vielä tämän vuoksi käymään otosmetsälöllä.

Haastattelussa kirjattiin jokainen puutavara- ja puulaji sellaisina yksikköinä, joina ne olivat tarkimmin määritettävissä. Myyntipuu ja kotitarvepinopuu merkittiin siten haastattelulomakkeelle yleensä kaupallisina yksikköinä. Laskutoimituksia varten ne muunnettiin kuorettomiksi kiintokuutiometreiksi käyttämällä muuntokertoimia, jotka oli saatu puunkäyttötutkimuksessa Etelä-

[1] Selitys sivulla 35. — *For explanation, see p. 105.*

[2] E-Po = South Ostrobothnia

Taulukko 8. Otosmetsälöiden hakkuukertymä 1. 6. 1962—31. 5. 1963 ja sen jakaantuminen eri puutavara- ja puulajeihin.

Table 8. Removal from the sample forest units from 1. 6. 1962—31. 1. 1963 and its distribution by timber assortments and tree species.

K-m³ kuoretta — *Cu.m. solid measure, excl. bark*

Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Puutavaralaji *Timber assortments*			Puulaji *Tree species*			Yht. *Total*
	Tukkipuu *Heavy timber*	Ainespuu *Industrial cordwood*	Polttopuu *Fuelwood*	Mänty *Pine*	Kuusi Spruce	Lehtipuu *Hardwood*	
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*	36 141	22 738	24 028	35 082	29 604	18 221	82 907
— Myyntipuu — *Wood for sale*	33 859	22 360	16 779	32 057	27 024	13 917	72 998
— Kotitarvepuu *Wood for household consumption*	2 282	378	7 249	3 025	2 580	4 305	9 909
Vaasa — *Vaasa*	11 622	10 805	9 789	10 777	14 639	6 799	32 216
— Myyntipuu — *Wood for sale*	10 814	10 672	7 280	9 951	13 340	5 475	28 767
— Kotitarvepuu *Wood for household consumption*	808	133	2 509	826	1 299	1 324	3 449

Suomessa kaadetuille puille.[1] Se puutavara, joka oli kirjattu kappalemitoin, kuutioitiin lomakkeiden tarkistuksessa sille haastattelussa tehtyjen apumerkintöjen perusteella suoraan kuorettomina kiintokuutiometreinä.

Suoritetussa hukkapuututkimuksessa (luku 633, s. 73) hakkuupoistuman hukkapuuosuus laskettiin kuorellisen puun määristä. Tutkimusalueen hakkuupoistuman käyttöpuuosa oli tämän vuoksi määritettävä myös kuorellisina kiintokuutiometreinä. Kuorettomien määrien muuntamisessa kuorellisiksi käytetyt kuorisadannekset nähdään asetelmasta 9.

Asetelma 9. Kuorettoman puun määrästä lasketut kuorisadannekset.

Table 9. Bark percentages calculated from the volume of timber excluding bark

Myyntipuu — *Wood for sale*	Mänty *Pine*	Kuusi *Spruce*	Lehtipuut *Hardwood*
Järeä ainespuu — *Heavy timber*	14	14	15
Ainespinopuu — *Industrial cordwood* ..	16	16	16
Polttopuu — *Fuelwood*			
Kotitarvepuu — *Wood for household consumtion*			
Järeä ainespuu — *Heavy timber*	14	14	15
Ainespinopuu — *Industrial cordwood* ..	28	22	18
Polttopuu — *Fuelwood*			

[1] Haastattelulomakkeet ja muuntolukutaulukot säilytetään Metsäntutkimuslaitoksen metsäekonomian osastolla.

6. TULOKSET

61. Otostulosten laskenta

Koko otoksesta lasketut hakkuukertymän ja hakkuupoistuman määrät olivat lähes samat (ks. taul. 7 s. 41). Niiden ero vaihteli metsälöiden suuruusluokkaositteittain 0 — 1.5 prosentin välillä siten, että hakkuupoistuman käyttöpuuosa oli vain yhdessä tapauksessa hakkuukertymää suurempi. Tulosten laskenta olisi siten voitu suorittaa kumman tahansa edellä mainitun hakkuumäärän perusteella. Tämän tutkimuksen laskelmat on suoritettu metsälöiden hakkuukertymän määristä.

Tulosten laskennassa luovuttiin metsälön absoluuttisista hakkuumääristä, koska metsälöiden suuruusluokkaositteiden sisäinen metsäalan vaihtelu lisää huomattavasti hakkuumäärän varianssia. Hakkuumäärät laskettiin sen sijaan metsälöittäin metsäalan hehtaaria kohti. Käytetty suure on siten yhden metsälön osalta periaatteessa suhde-estimaatti (k-m^3/ha). Otoksen poiminnassa sitä voidaan tarkastella myös moniasteotannan viimeisen asteen otosyksikkönä. Koska kuitenkin metsälöiden kaikki metsähehtaarit ovat otoksessa mukana, supistuu niiden sisäinen varianssi nollaksi, eikä sitä tarvitse ottaa laskelmissa huomioon. On kuitenkin syytä korostaa, että suhde-estimaatti on lähes aina harhainen (esim. S e p p ä l ä 1969). Tässä harha ei liene vakava. Lisäksi sen merkitys pienenee ositteiden luokkavälin pienentyessä tai eri luokkien hakkuumäärien (k-m^3/ha) lähetessä toisiaan.

Tutkimuksen eräänä tarkoituksena oli selvittää erilaisten otantamenetelmien käyttökelpoisuus suurten alueiden hakkuupoistuman määrityksessä. Tulosten laskennassa kokeiltiin tämän vuoksi aluksi erilaisia sekä yksi- että kaksiasteisten otantamenetelmien keskiarvo- ja varianssiestimaattoreita. Tutkimusalueen hakkuumäärän estimoinnissa käytetty menetelmä valittiin estimaattorien vertailusta sekä haastattelusta saatujen viitteiden perusteella.

Yksi- ja kaksiasteisia estimaattoreita verrattiin sekä piirimetsälautakunnittain että kuntaryhmittäin 500 ha pienemmistä otosmetsälöistä laskettujen tulosten perusteella. Sitä suurempien metsälöiden ei katsottu vaikuttavan estimaattoreilla saatuihin tuloksiin. Vertailulaskelmissa käytettiin lisäksi metsälöiden kaikkien puulajien yhteisiä kuorettomia hakkuumääriä. Lopulliset otostulokset laskettiin ja niiden suurentaminen suoritettiin kuitenkin puulajeittain kuorellisina mittoina. Näin meneteltiin sen vuoksi, että hakkuupoistuman laskennassa käytetyt hukkapuusadannekset oli laskettu poistuman kuorellisista määristä.

62. Käytettävän estimaattorin valinta

621. Keskiarvo- ja keskivirhe-estimaattien laskenta

6211. Yksiasteiset estimaattorit

Vaikka otos poimittiin periaatteessa yksiasteisena, voidaan se kuvitella myös kaksiasteiseksi, jossa kunnat muodostavat ensimmäisen asteen otosyksiköt ja metsälöt — ositteisiin jaettuina — toisen asteen otosyksiköt. Kuntaryhmien 1 ja 2 tulokset tulisi siten laskea pelkästään kaksiasteotannan estimaattoreilla. Mikäli kuitenkin kuntaryhmät 1 ja 2 (kuva 1 s. 10) yhdistetään, jolloin piirimetsälautakuntien kaikki kunnat tulevat otokseen, muuttuu koko otoksen otantamenetelmä yksiasteiseksi kahteen suuntaan ositetuksi otannaksi (metsäalan suuruusluokka ja kuntaositteet). Yksiasteisia estimaattoreita käytettäessä on kuitenkin metsälöiden kunnittainen kiintiöinti katsottu pelkästään keinoksi saada otos jakaantumaan tasaisesti yli tutkimusalueen. Sekä yksi- että kaksiasteotannassa oli metsälöiden todennäköisyys tulla valituksi otokseen erilainen metsäalan eri suuruusluokissa. Se vaihteli 0.2 %:sta 100 %:iin ja kasvoi pienimmästä suuruusluokasta suurimpaan.[1]

Seuraavassa tarkastellaan kahta yksiasteista keskiarvo- ja varianssiestimaattoria. Niistä ensimmäinen on yksinkertaisen satunnaisotannan estimaattori, jossa on hylätty kaikki ositerajat. Periaatteeltaan se ei siten vastaa käytettyä poimintamenettelyä. Keskiarvon ja sen varianssin estimaatit (taul. 10 s. 46) laskettiin kaavoilla (2) ja (3). (esim. Sukhatme, 1957, s. 21)

$$(2) \qquad \bar{x}_1 = \frac{1}{m} \sum_{i}^{L} \sum_{j}^{n} \sum_{k}^{m_{ij}} x_{ijk}$$

$$(3) \qquad v(\bar{x}_1) = \left(1 - \frac{a}{A}\right) \frac{1}{m(m-1)} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{k} (x_{ijk} - \bar{x}_1)^2$$

jossa, A = perusjoukon metsäala, ha
a = otosmetsälöiden metsäala, ha
x = hakkuumäärä, k-m³/ha
i = suuruusluokkaositteen tunnus
j = kuntatunnus
k = metsälön tunnus
L = suuruusluokkaositteiden luku
n = otoskuntien luku
m = otosmetsälöiden luku
v = keskiarvon varianssi

[1] Kaikki yli 1000 ha:n metsälöt olivat otoksessa (ks. taul. 3, s. 30).

Varianssin laskentakaavoissa käytettiin tässä tutkimuksessa äärellisen populaation korjaustermissä metsäaloja, tavallisesti käytettyjen otosyksiköiden lukumäärien sijasta. Korjaustermillä ei tässä kuitenkaan ole kovin suurta merkitystä, koska otoksen osuus perusjoukosta oli pieni. Kummassakin piirimetsälautakunnassa se oli metsäaloista laskettuna noin 6 % ja metsälöiden lukumääristä laskettuna noin 1 % (taul. 3, s. 30). Yksinkertaisessa satunnaisotoksessa se otetaan tavallisesti huomioon vasta kun otantaosuus on vähintään 5 — 10 % (Mattila 1965, s. 146).

Yksinkertaisen ositetun satunnaisotannan keskiarvo ja sen varianssiestimaatti saadaan kaavoilla (4) ja (5) (Sukhatme 1957 s. 84—85)

$$(4) \qquad \bar{x}_2 = \frac{1}{A} \sum_i^L A_i \frac{\sum_j \sum_k x_{ijk}}{m_i} = \frac{1}{A} \sum_i^L A_i \bar{x}_i$$

$$(5) \qquad v(\bar{x}_2) = \frac{1}{A^2} \sum_i^L A_i^2 \left(1 - \frac{a_i}{A_i}\right) \frac{s_i^2}{m_i} \text{ , jossa}$$

$$s_i^2 = \frac{\sum_j \sum_k (x_{ijk} - \bar{x}_i)^2}{m_i - 1}$$

Ositepainoilla on kaavassa (5) huomattavasti suurempi merkitys kuin em. korjaustekijällä. Koska hakkuumääriä metsäalan hehtaaria kohti laskettaessa ositteiden pinta-aloilla on ratkaiseva merkitys, saattaisi metsälöiden lukumäärien käyttäminen ositepainoina johtaa tässä harhaiseen tulokseen. Ositteiden painoiksi valittiin sen vuoksi perusjoukon hehtaarimäärät tavallisesti käytettyjen lukumäärien asemesta.

Yksiasteisilla keskiarvoestimaattoreilla saatuja tuloksia (taul. 10) tarkasteltaessa nähdään, että ositetun satunnaisotannan estimaattorilla (4) lasketut hakkuumäärän keskiarvot ovat — Vaasan piirimetsälautakunnan kuntaryhmästä 2 laskettuja lukuun ottamatta — suurempia kuin osittamattoman satunnaisotannan estimaattorilla (2) saadut vastaavat keskiarvot. Tämä selittyy sillä, että metsälöiden suuruusluokkaositteissa 5.00—99.99 ha olivat sekä hakkuumäärän keskiarvot että painoina käytetyt ositteiden metsäalat muiden ositteiden vastaavia suureita suuremmat. Molemmat estimaattorit antoivat Vaasan piirimetsälautakunnassa kuntaryhmässä 1 yli 60 % suuremman hakkuumäärän keskiarvon kuin kuntaryhmässä 2. Sama havainto voidaan tehdä myös jäljempänä (taul. 11 s. 51) esitettävistä kaksiasteisten otosten estimaateista.

Taulukosta 10 nähdään lisäksi, että käytetty ositus ei parantanut tulosten tarkkuutta muualla kuin Vaasan piirimetsälautakunnan kuntaryhmässä 2. Muista kuntaryhmistä osittamattoman otannan perusteella lasketut keskiarvon sekä absoluuttiset että suhteelliset keskivirheet ovat ositetun otannan vastaa-

Taulukko 10. Yksiasteisilla satunnaisotannan estimaattoreilla lasketut hakkuumäärän keskiarvon ja sen keskivirheen estimaatit.

Table 10. Estimates of felling-volume mean and standard error of the mean calculated by simple and stratified random estimators.

Piirimetsälautakunta ja kuntaryhmä *Forestry board district and commune group*		Estimointimenetelmä — *Method of estimation*			
		Osittamaton *Simple random*		Ositettu *Stratified*	
		Hakkuumäärä, k-m³/ha *Felling-volume, solid cu.m./ha*	Keskivirhe, % *Standard error, %*	Hakkuumäärä, k-m³/ha *Felling-volume solid cu.m./ha*	Keskivirhe, % *Standard error, %*
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*	1	2.259	9.5	2.271	10.0
	2	2.435	8.8	2.523	9.2
	1 + 2	2.347	6.5	2.387	6.7
Vaasa — *Vaasa*	1	2.477	11.2	2.571	12.2
	2	1.552	10.2	1.540	9.7
	1 + 2	2.015	8.3	2.048	8.5

via arvoja pienemmät. Tällä perusteella voidaankin todeta, että ositus ei tässä ole onnistunut. On kuitenkin muistettava, että tutkimusta suunniteltaessa tunnettiin kiinnostusta myös metsälöiden suuruusluokittaisiin tietoihin.

6212. Kaksiasteiset estimaattorit

Kaksiasteotannan keskiarvoestimaatit laskettiin kuntaryhmittäin kolmella yleisesti käytetyllä estimaattorilla. Estimaattien laskennassa otettiin huomioon myös metsälöiden jako metsäalan mukaisiin suuruusluokkaositteisiin. Ositteiden keskiarvoja ja niiden variansseja yhdistettäessä käytettiin tässä, samoin kuin jäljempänäkin, ositepainoina metsäaloja ja niiden neliöitä.

1) Ensimmäisellä kaksiaste-estimaattorilla (6) saadaan metsälöiden eri suuruusluokkaositteiden estimaatit kunnittaisten hakkuumäärien (k-m³/ha) aritmeettisena keskiarvona. Saatu estimaatti on harhainen, koska eri metsälösuuruusluokkiin kuuluneiden metsälöiden todennäköisyys joutua otokseen ei ollut sama (Sukhatmes 1957, s. 129 kaava (144) ja s. 329—330 (111—113)).

$$(6) \qquad \bar{x}_3 = \frac{1}{A} \sum_{i}^{L} A_i \frac{\sum_{j}^{n_i} \frac{\sum_{k} x_{ijk}}{m_{ij}}}{n_i} = \frac{1}{A} \sum A_i \frac{\sum_{j} \bar{x}_{ij}}{n_i}$$

$$(7) \qquad v(\bar{x}_3) = \frac{1}{A^2} \sum_{i}^{L} A_i^2 s^2_{\bar{x}_i} \quad , \quad \text{jossa}$$

$$s^2_{\bar{x}_i} = \left(1 - \frac{a_i}{A_i}\right) \frac{s^2_{ib}}{n_i} + \frac{1}{n_i N_i} \sum_j \left(1 - \frac{a_{ij}}{A_{ij}}\right) \frac{s^2_{ij}}{m_{ij}} ,$$

$$s^2_{ib} = \frac{\sum_j^{n_i} (\bar{x}_{ij} - \bar{x}_i)^2}{n_i - 1} , \quad \text{ja} \quad s^2_{ij} = \frac{\sum_k^{m_{ij}} (x_{ijk} - \bar{x}_{ij})^2}{m_{ij} - 1}$$

sekä [1] N = perusjoukon kuntien luku

Varianssin kaavassa termi $s^2_{\bar{x}i}$ tarkoittaa metsälöiden suuruusluokkaositteen i kokonaisvarianssia, jossa s^2_{ib} on kuntien välinen ja s^2_{ij} samassa suuruusluokkaositteessa kunnan j sisäinen varianssi. Kuntien sisäinen varianssi tulee tässä samoin kuin muissakin metsälöiden suuruusluokkaositteiden kautta lasketuissa kaksiasteisissa estimaateissa virheelliseksi, koska eräissä suuruusluokkaositteissa oli lähes kaikissa kunnissa vain yksi havainto. Varianssin estimaatteja laskettaessa voitiin sen vuoksi kussakin suuruusluokassa ottaa huomioon vain ne kunnat, joissa havaintojen luku oli kaksi tai sitä suurempi. Vaasan piirimetsälautakunnassa aineistosta jouduttiin tämän vuoksi hylkäämään kokonaan ositteet 0 (0—4.99 ha), 5 (200.00—299.99 ha) ja 6 (300.00—499.99 ha). Taulukkoon 11 (s. 51) on kaikkien havaintojen perusteella laskettujen keskiarvojen rinnalle merkitty sulkeisiin viimeksi mainitulla tavalla lasketut hakkuumäärien keskiarvot ja niiden keskivirheet. Ne osoittavat, että mainittujen ositteiden hylkääminen ei vaikuttanut kovinkaan paljon hakkuumääräestimaattien suuruuteen.

2) Hakkuumäärän keskiarvon (k-m³/ha) teoreettisesti harhaton estimaatti saadaan siten, että jokaisessa metsälösuuruusluokassa hakkuumäärän kuntakeskiarvot painotetaan ko. kunnan ja perusjoukon kaikkien kuntien saman suuruusluokan metsäalan keskiarvon suhteella. Estimaattori ei ole tehokas, vaan siihen liittyvä varianssi tulee suureksi, mikäli kuntien painot ja vastaavat keskiarvot eivät ole negatiivisesti korreloituneita. Tällaista korrelaatiota ei kuntien metsäalan ja hakkuumäärän keskiarvon (k-m³/ha) välillä tässä tutkimuksessa havaittu, minkä vuoksi varianssiestimaattia ei laskettu. Aiemmin (s. 44) esitettyjä symboleja käyttäen on keskiarvon estimaattori seuraava (S u k h a t m e 1957, s. 316, kaava (75)):

$$(8) \quad \bar{x}_4 = \frac{1}{A} \sum_i^L A_i \frac{\sum_j^{n_i} A_{ij} \sum_k x_{ijk}/m_{ij} \Big/ N_i}{n_i \sum_j A_{ij}/N_i} = \sum_i^L \left\{ \frac{A_i}{A} \cdot \frac{\sum_j^{n_i} A_{ij} \bar{x}_{ij}}{n_i \bar{A}_i} \right\}$$

[1] Symboliluettelo sivulla 95. — *For symbols, see p. 96.*

3) Edellistä tehokkaampi hakkuumäärän (k-m³/ha) keskiarvon estimaattori saadaan siten, että edellisessä keskiarvoestimaattorissa (8) käytetään ositepainoissa perusjoukon kuntien suuruusluokkaositteiden keskimääräisten metsäalojen sijasta otoskuntien vastaavia metsäaloja. Estimaattorin (8) nimittäjässä oleva ositetermi voidaan kirjoittaa muotoon (S u k h a t m e s. 317, kaava (76)).

$$\text{est.}\quad n_i \sum_j^{N_i} \frac{A_{ij}}{N_i} = n_i \sum_j^{n_i} \frac{A_{ij}}{n_i} = \sum_j^{n_i} A_{ij}$$

jolloin kaava saa muodon

$$(9)^1 \quad \bar{x}_5 = \frac{1}{A} \sum_i^L A_i \frac{\sum_j^{n_i} A_{ij} \sum_k x_{ijk}/m_{ij}}{\sum_j^{n_i} A_{ij}} = \sum_i^L \left\{ \frac{A_i}{A} \cdot \frac{\sum_j^{n_i} A_{ij} \bar{x}_{ij}}{\sum_j^{n_i} A_{ij}} \right\}$$

Luonteeltaan tämä estimaattori on suhde-estimaattori ja siten harhainen. Harha ei kuitenkaan liene kovin merkityksellinen, koska kunnan koon ja metsälön hehtaaria kohti lasketun hakkuumäärän välillä ei näytä olevan positiivista riippuvuutta. Estimaatti on lisäksi tarkentuva, joten harhan merkitys pienenee otoskuntien lukumäärän kasvaessa. Kuntaryhmät 1 ja 2 yhdistäen piirimetsälautakuntien alueille lasketut estimaatit ovat siten käytännöllisesti katsoen harhattomia, koska perusjoukon kaikki kunnat[2] olivat otoksessa mukana. Taulukossa 11 (s. 51) esitetään myös tällä estimaattorilla kaikista otosmetsälöistä lasketut hakkuumäärän keskiarvot ja niiden keskivirheet.

Estimaatin (9) tarkka varianssin laskentakaava on kovin pitkä ja vaikeakäyttöinen. Sen asemesta voidaan käyttää seuraavaa likiarvokaavaa, jonka tulos on käytännössä riittävän tarkka (S u k h a t m e 1957, s. 335, kaava (125) ja s. 332 (121)):

$$(10) \quad v(\bar{x}_5) = \frac{1}{A^2} \sum_i^L A_i^2 s_{\bar{x}_i}^2 \quad \text{, (analoginen kaavan (7) kanssa)}$$

$$\text{jossa} \quad s_{\bar{x}_i}^2 = \left(1 - \frac{a_i}{A_i}\right) \frac{s_{ib}^2}{n_i} + \frac{1}{n_i N_i} \sum_j^{n_i} \left(\frac{A_{ij}}{\bar{A}_i}\right)^2 \left(1 - \frac{a_{ij}}{A_{ij}}\right) \frac{s_{ij}^2}{m_{ij}}$$

$$\text{sekä} \quad s_{ib}^2 = \frac{1}{n_i - 1} \sum_j^{n_i} \left(\frac{A_{ij}}{\bar{A}_i}\right)^2 (\bar{x}_{ij} - \bar{x}_i)^2$$

Termi s_{ij}^2 on sama kuin kaavassa (8) (s. 47).

[1] Symboliluettelo sivulla 95. — *For symbols, see p. 96.*

[2] Vaasan piirimetsälautakunnan alueella oli yksi kaupunkikunta (Kaskinen), josta ei ollut otosmetsälöitä.

Myös tällä estimaattorilla saatu kuntien sisäinen varianssi on virheellinen, sillä eräissä metsälöiden suuruusluokkaositteissa oli lähes jokaisessa kunnassa vain yksi tai ei yhtään havaintoa. Koska eri metsälösuuruusluokkien hehtaaria kohti lasketuissa hakkuumäärissä ei havaittu merkitseviä eroja (ks. s. 53), laskettiin keskiarvot ja niiden keskivirheet myös siten, että kaikki 100.00—499.99 ha:n suuruiset metsälöt yhdistettiin yhdeksi ositteeksi ja metsälösuuruusluokka 0 — 4.99 jätettiin huomioon ottamatta. On kuitenkin muistettava, että yhdistämällä saaduissa »suurositteissa» kaikilla metsälöillä ei ollut sama todennäköisyys joutua otokseen. Näin saaduissa neljässä suuruusluokkaositteessa otettiin lisäksi huomioon vain ne kunnat, joissa havaintoja oli vähintään kaksi. Tällä tavoin estimaattorilla 5 (9) lasketut keskiarvot ja niiden keskivirheet ovat taulukossa 11 (s. 51) sulkeissa.

Yksiasteisia estimaattoreita tarkasteltaessa todettiin (s. 45), että metsälöiden ositus suuruusluokkiin ei tässä tutkimuksessa parantanut tulostarkkuutta. Eri metsälösuuruusluokkien hakkuumäärien keskiarvoille ei myöskään F-testillä saatu merkitseviä eroja (ks. s. 53). Tämän vuoksi laskettiin kaikkien 5.00 — 499.99 ha:n suuruisten metsälöiden kaksiaste-estimaatit myös siten, että suuruusluokkaositteet jätettiin kokonaan huomioon ottamatta. Tällöin saavutettiin se etu, että varianssiestimaatti voitiin laskea lähes kaikkien otosmetsälöiden perusteella. Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toimintapiiristä voitiin tällä tavoin ottaa huomioon kaikki alueen 30 kuntaa. Vaasan piirimetsälautakunnan alueen 36 kunnasta viidessä ei kuitenkaan ollut tämän suuruisia otosmetsälöitä ja kahdessa oli vain yksi metsälö. Estimaattien laskennassa käytettiin samaa metodia kuin kaavassa (9), jolloin saatiin seuraavat estimaattorit: [1]

$$(11) \qquad \bar{x}_6 = \frac{\sum_j^n \left\{ A_j \frac{\sum_k^{m_j} x_{jk}}{m_j} \right\}}{\sum_j A_j} = \frac{\sum_j^n A_j \bar{x}_j}{\sum_j A_j}$$

$$(12) \qquad v(\bar{x}_6) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{s_b^2}{n} + \frac{1}{nN} \sum \left(\frac{A_j}{\bar{A}}\right)^2 \left(1 - \frac{a_j}{A_j}\right) \frac{s_j^2}{m_j} \text{ , jossa}$$

$$s_b^2 = \frac{1}{n-1} \sum_j^n \left(\frac{A_j}{\bar{A}}\right)^2 (\bar{x}_j - \bar{x})^2 \quad \text{ja} \quad s_j^2 = \frac{\sum_k^{m_j} (x_{jk} - \bar{x}_j)^2}{m_j - 1}$$

Keskiarvon estimaattori (11) on itse asiassa sama kuin edellä yksinkertaisen ositetun satunnaisotannan kaava (4) (s. 45), kuitenkin sillä erotuksella, että

[1] Symboliluettelo sivulla 95. — *For symbols, see p. 96.*

metsälön suuruusluokkaositteiden sijasta on tässä käytetty kuntaositteita. Mikäli perusjoukon kaikki kunnat ovat mukana otoksessa, supistuu myös varianssin kaava samaksi kuin edellä kaava (5) (s. 45). Varovaisuuden vuoksi käytettiin tässä kuitenkin kuntien välisen varianssin laskennassa äärellisen populaation korjaustermissä metsäalojen sijasta kuntien lukumääriä, mikä hieman suurensi varianssia. Otoksesta lasketut estimaatit esitetään taulukossa 11 (s. 51).

Kaikista kuntaryhmistä antoi estimaattori (8) suurimman hakkuumäärän keskiarvon. Erityisesti Vaasan piirimetsälautakunnan kuntaryhmissä sillä saadun estimaatin ero muihin vastaaviin estimaatteihin oli selvä. Tämä johtuu siitä, että otoskuntien metsälösuuruusluokkien metsäalat olivat yleisesti suurempia kuin perusjoukon vastaavat keskiarvot. Hakkuumäärän kuntakeskiarvojen painot tulivat siten liian suuriksi.

Muilla kuin edellä mainitulla estimaattorilla (8) saadut hakkuumäärän vastaavat keskiarvot (k-m^3/ha) olivat verraten lähellä toisiaan. Ne, ja erityisesti estimaattorien (9) ja (11) antamat estimaatit eivät myöskään poikenneet paljon ositetun yksiasteotannan estimaateista (vrt. taul. 10, s. 46). Taulukoiden 10 ja 11 perusteella voidaan todeta, että kaksiaste-estimaattien laskennassa niiden kuntaositteiden pois jättäminen, joissa oli vain yksi havainto, suurensi lähes kaikissa tapauksissa yksi- ja kaksiaste-estimaattoreilla samoista kuntaryhmistä laskettujen keskiarvojen erotusta. Estimaattorilla (11), jossa hylättiin kaikki metsäalan mukaiset ositerajat, saatiin sen sijaan kaikista kuntaryhmistä lähes sama hakkuumäärän keskiarvo kuin metsäalan mukaan ositetun yksiasteotannan estimaattorilla.

Kaksiasteisilla estimaattoreilla laskettuja hakkuumäärän (k-m^3/ha) keskiarvoja vertailtaessa voidaan tehdä sama havainto kuin yksiaste-estimaattoreista (ks. s. 45): Vaasan piirimetsälautakunnassa olivat kuntaryhmästä 1 lasketut hakkuumäärän keskiarvot 30 — 70 prosenttia kuntaryhmästä 2 laskettuja vastaavia keskiarvoja suuremmat. Suurelta osalta tämä johtui kuntaryhmän 1 suuruusluokkaositteesta 1, jossa Närpiön kunnassa olivat sekä hakkuukeskiarvo (5.442 km^3/ha) että painona käytetty metsäala hyvin suuret.

Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toimialueen kuntaryhmistä 1 ja 2 kaksiasteisilla estimaattoreilla laskettujen hakkuumäärien keskiarvojen suhteelliset keskivirheet eivät eronneet paljon toisistaan. Yleensä ne olivat 1 — 3 prosenttiyksikköä yksiasteisten estimaattien vastaavia keskivirheitä suuremmat (ks. taul. 10, s. 46). Estimaattorilla (12), jossa metsäalan mukaiset ositerajat jätettiin huomioon ottamatta, saatiin kuitenkin koko piirimetsälautakunnan yhteisestimaatille hieman pienempi keskivirheprosentti (6.6 %) kuin metsäalan mukaan ositetun yksiasteotannan vastaavalle estimaatille (6.7 %). Tässä tapauksessa kunnat näyttäisivät siten olevan tehokkaampia ositusyksiköitä kuin metsälöiden suuruusluokat.

Vaasan piirimetsälautakunnassa saatiin varianssin estimaattorilla (7) ja (12) kuntaryhmästä 1 sekä kuntaryhmät 1 ja 2 yhdistäen huomattavasti pie-

Taulukko 11. Kaksiasteisilla estimaattoreilla lasketun hakkuumäärän keskiarvon ja sen keskivirheen estimaatit.

Table 11. Estimates of felling-volume mean and standard error, calculated by two-stage estimators.

Estimaattori no ( ) *Estimator no. ( )*	Piirimetsälautakunta ja kuntaryhmä *Forestry board district and commune group* [1]	Hakkuumäärä k-m³/ha *Felling-volume solid cu.m./ha.*		Keskivirhe *Standard error* k-m³/ha *Solid cu.m./ha*		Keskivirhe *Standard error* %	
Est. (6) ja (7)	E-Po, 1	2.385	(2.332)	—	(0.258)	—	(11.1)
	» 2	2.533	(2.617)	—	(0.341)	—	(13.0)
	» 1 + 2	2.457	(2.456)	—	(0.209)	—	(8.5)
	Vaasa, 1	2.379	(2.198)	—	(0.317)	—	(14.4)
	» 2	1.578	(1.663)	—	(0.170)	—	(10.2)
	» 1 + 2	1.997	(1.920)	—	(0.172)	—	(9.0)
Est. (8)	E-Po, 1	2.614		—		—	
	» 2	2.828		—		—	
	» 1 + 2	2.706		—		—	
	Vaasa, 1	3.584		—		—	
	» 2	2.049		—		—	
	» 1 + 2	2.894		—		—	
Est. (9) ja (10)	E-Po, 1	2.294	(2.261)	0.264	(0.261)	11.5	(11.6)
	» 2	2.550	(2.629)	0.245	(0.299)	9.6	(11.4)
	» 1 + 2	2.419	(2.427)	0.170	(0.190)	7.0	(7.8)
	Vaasa, 1	2.582	(2.444)	0.359	(0.781)	13.9	(31.9)
	» 2	1.517	(1.512)	0.185	(0.218)	12.2	(14.4)
	» 1 + 2	2.028	(1.975)	0.233	(0.415)	11.5	(21.0)
Est. (11) ja (12)	E-Po, 1	2.297		0.247		10.8	
	» 2	2.494		0.261		10.5	
	» 1 + 2	2.390		0.159		6.6	
	Vaasa, 1	2.416		0.435		18.0	
	» 2	1.562		0.191		12.2	
	» 1 + 2	2.027		0.195		9.6	

nempi suhteellinen keskivirhe kuin estimaattorilla (10). Estimaattorin (10) antamia sulkeisiin merkittyjä keskivirheprosentteja tarkasteltaessa voidaan sitä paitsi huomata, että suuruusluokkaositteen 0 — 4.99 ha pois jättäminen ja ositteiden 100.00 — 499.99 ha yhdistäminen selvästi suurensi keskivirhettä. Tämä johtui pääasiallisesti siitä, että kuntaryhmästä 1 tällä tavoin Kruunupyyn, Purmon ja Siipyyn kunnissa suurista metsälösuuruusluokista laskelmiin mukaan tulleiden metsälöiden hakkuumäärät poikkesivat toisistaan selvästi, samoin kuin myös ao. kuntien kuntakeskiarvoista, aiheuttaen näiden kuntien sisäisen varianssin ja siten myös kokonaisvarianssin ja keskivirheen kasvun. Tässä on kuitenkin jälleen muistettava, että estimaattoreilla (7) ja (10) saadut kuntien sisäiset varianssit ovat virheellisiä, koska lähes kaikissa kunnissa oli joissakin suuruusluokissa vain yksi havainto. Kuntien sisäistä varianssia ei niistä siten voitu laskea.

[1] E-Po = *South Ostrobothnia*

622. Yksi- ja kaksiasteisten estimaattorien vertailu

6221. Otoksen kaksiasteisuuden vaikutus tuloksiin

Kaksiasteisilla estimaattoreilla tässä tutkimuksessa saadut tulokset tukevat käsitystä kuntien sopimattomuudesta otannan yksiköiksi (ks. s. 9), koska hakkuumäärien (k-m³/ha) vaihtelut kunnasta toiseen ovat suuria. Seuraavassa tarkastellaan kuntarajojen merkitystä.

Tässä tutkimuksessa käytetty otosmetsälöiden kunnittainen ja kuntaryhmittäinen kiintiöintimenetelmä (ks. s. 27) herättää kysymyksen, voidaanko sillä saatua kokonaisotosta pitää yksiasteisena, toisin sanoen, oliko kuntarajojen huomioon ottamisella otoksen kiintiöinnissä vaikutusta yksiasteisilla estimaattoreilla saatuihin tuloksiin. Kuntien välisten hakkuumäärän keskiarvojen erojen merkitsevyyden tutkimiseen tarjosi varianssianalyysi erään mahdollisuuden. Kaksisuuntaista varianssianalyysiä käyttäen voitiin tutkia myös metsälöiden suuruusluokkaositteiden välisiä eroja (esim. Hald 1962, ss. 456—479). Koska kunnittaisten havaintojen lukumäärät vaihtelivat ja useissa kunnissa ei ollut lainkaan havaintoja, tuli tämä otoksen tasapainottomuus ottaa varianssianalyysissä huomioon (esim. Seeger 1966, ss. 67—76).

Varianssianalyysin laskentataulukossa esiintyvä termi $\mathring{m}_{ij}$ tarkoittaa havaintotaulukon tyhjien lokeroiden [1] lukumäärää. Erotusten neliösummien laskenta on taulukossa esitetyillä kaavoilla varsin hankalaa. Tämän vuoksi ne muunnettiin laskutoimituksiin paremmin soveltuviksi.[2]

Taulukko 12. Varianssianalyysin laskentataulukko.[3]

Table 12. Calculation table for variance analysis.[3]

Vaihtelun lähde *Variation*	Erotusten neliösummat (SSD) *Sums of the squares of the differences*	Vapausasteet (f) *Degrees of freedom*
4. Metsälön suuruusluokat *Size-classes of forest units*	$\sum_{i}^{L}\left[\left(\sum_{j}^{n_i} m_{ij}\right)(\bar{x}_i-\bar{x})^2\right]$	L-1
3. Kunnat — *Communes*	$\sum_{j}^{n}\left[\left(\sum_{i}^{l} m_{ij}\right)(\bar{x}_j-\bar{x})^2\right]$	n-1
2. Yhdysvaikutus — *Interaction* ..	$SSD_0 - (SSD_1 + SSD_3 + SSD_4)$	(L-1) (n-1)-$\mathring{m}_{ij}$
1. Lokeroiden sisäinen vaihtelu *Within sets*	$\sum_{i}^{L}\sum_{j}^{n}\sum_{k}^{m_{ij}}(x_{ijk}-\bar{x}_{ij})^2$	$\sum_{i}^{L}\sum_{j}^{n_i} m_{ij}$-(Ln-$\mathring{m}_{ij}$)
0. Yhteensä — *Total*	$\sum_{i}^{}\sum_{j}^{}\sum_{k}^{}(x_{ijk}-\bar{x})^2$	$\sum_{i}^{}\sum_{j}^{} m_{ij}$-1

[1] Vastaa tämän tutkimuksen yksityisessä kunnassa olevaa suuruusluokkaa.
[2] Kaavat johti tri. R. Seppälä.
[3] Symboliluettelo sivulla 95. — *For symbols see p. 96.*

Varianssianalyysi laskettiin molemmille piirimetsälautakunnille erikseen (taul. 13, s. 53). Kuntien välistä ja toisaalta metsälösuuruusluokkien välistä hakkuumäärien (k-m³/ha) keskiarvojen vaihtelua testattiin F-testillä siten, että osakomponenttien varianssiestimaatteja verrattiin jäännösvarianssiin eli tässä tapauksessa havaintotaulun lokeroiden sisäisen varianssin estimaattiin (s_1^2). Näin voitiin menetellä, koska metsälöiden suuruusluokka- ja kuntaositteiden yhdysvaikutus ei kummassakaan piirimetsälautakunnassa ollut tilastollisesti merkitsevä (esim. Mattila II 1965, s. 83).

Metsälöiden suuruusluokkaositteiden hakkuumäärän keskiarvoille ei kummassakaan piirimetsälautakunnassa saatu tilastollisesti merkitsevää eroa. Etelä-Pohjanmaan otoksesta (kuntaryhmät 1 ja 2 yhdistäen) laskettu F-arvo ei ylittänyt edes 50 %:n merkitsevyystasoa, ja Vaasan otoksessakin se jäi alle 70 %:n tason. Saatu tulos poikkeaa siten Holopaisen (1956, s. 95) tekemästä havainnosta, jonka mukaan Keski-Suomen piirimetsälautakunnan toiminta-alueella myyntipuun hehtaaria kohti laskettu luovutusmäärä yleensä pieneni metsälökoon kasvaessa. Koska myös metsälön hehtaaria kohti laskettu kotitarvepuun käyttö yleensä pienenee metsälökoon kasvaessa (esim. Osara

Taulukko 13. Kuntien ja metsälöiden suuruusluokkaositteiden erojen merkitsevyyden testaus.
Table 13. A test of the difference of the mean felling volumes per forest unit, by forest unit size classes and communes.

Piirimetsälautakunta ja vaihtelun lähde *Forestry board district and source of variation*	SSD	f	s^2	F-arvo [1] ja sen merkitsevyys *F-ratio and its significance*
Etelä-Pohjanmaa — *South Ostrobothnia*				
4. Metsälön suuruusluokat *Size-classes of forest units*	38.6709	6	6.4452	0.71 —
3. Kunnat — *Communes*	424.3830	29	14.6339	1.61 *
2. Yhdysvaikutus — *Interaction*	957.3455	103	9.2946	1.03 —
1. Lokeroiden sisäinen vaihtelu *Within sets*	2 447.3320	270	9.0642	—
Yhteensä — *Total*	3 867.7314	408	9.4797	—
Vaasa — *Vaasa*				
4. Metsälön suuruusluokat *Size-classes of forest units*	31.7335	6	5.2896	1.01 —
3. Kunnat — *Communes*	262.6880	30	8.7563	1.68 *
2. Yhdysvaikutus — *Interaction*	406.6496	67	6.0693	1.16 —
1. Lokeroiden sisäinen vaihtelu *Within sets*	553.5212	106	5.2219	—
Yhteensä — *Total*	1 254.5923	209	6.0028	—

[1] — = ei tilastollisesti merkitsevää eroa — *no difference of statistical significance*
* = ero melkein merkitsevä, merkitsevyys 95—99 % — *difference almost significant, significance 95—99 %.*
** = ero merkitsevä, merkitsevyys 99—99.9 % — *difference significant, significance 99—99,9 %.*
*** = ero erittäin merkitsevä, merkitsevyys 99.9— % — *difference highly significant, significance 99.9— %.*

1935, ss. 216—219), ei kotitarvepuun hakkuilla voida selittää edellä mainittujen tulosten erilaisuutta. Ainakin osittain se johtuu tutkimusajan ja -paikan aiheuttamasta olosuhteiden erilaisuudesta.

Varianssianalyysi antaa myös viitteitä osituksen tehokkuudesta. Mikäli ositteiden välisen ja niiden sisäisen varianssin suhde on selvästi suurempi kuin 1, voidaan ositusta pitää tulosten tarkkuuden kannalta tarpeellisena. Kun nyt suoritetussa analyysissa saatiin näiksi metsälöiden suuruusluokkaositteiden varianssisuhteiksi Etelä-Pohjanmaalla 0.71 ja Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella 1.01, viittaa se jo aiemmin (s. 45) tehtyyn havaintoon, että metsälöiden metsäalan mukainen ositus ei tässä tutkimuksessa parantanut tulostarkkuutta. Tarkastelussa käytetty varianssisuhde ei kuitenkaan ole tarkka, sillä suuruusluokkien sisäinen varianssi on tässä koottu ko. ositteiden sisällä olevien kuntien variansseista, kun se olisi pitänyt laskea ositteen sisällä olevat kunnat yhdistäen.

Kunnittaisten hakkuumäärien keskiarvojen (k-m³/ha) eroille saatiin kummassakin piirimetsälautakunnassa melkein merkitsevät erot (ks. taul. 13, s. 53). Suureksi osaksi tämä johtui vain muutamasta kunnasta, joiden hakkuumäärien keskiarvot poikkesivat lähes kaikissa suuruusluokkaositteissa huomattavasti muiden kuntien vastaavista keskiarvoista. Etelä-Pohjanmaalla tällaisia kuntia olivat Ylihärmä ($\bar{x}_j$[1] = 8.177) ja Kurikka ($\bar{x}_j$ = 5.017), jotka kumpikin aiheuttivat noin neljänneksen varianssianalyysin koko SSD-termistä. Vaasan piirimetsälautakunnan otoksessa aiheutti taas Närpiö ($\bar{x}_j$ = 4.347) noin 40 % ja Jepua ($\bar{x}_j$ = 5.311) lähes 20 % vastaavasta SSD-termistä. Mikäli Etelä-Pohjanmaan otoksesta olisi poistettu Ylihärmä, jossa oli kolme metsälöä, ja Vaasan otoksesta Jepua, jossa oli neljä metsälöä, olisi hakkuumäärien (k-m³/ha) kunnittaisten keskiarvojen eroja kuvaava varianssiosamäärä jäänyt edellisessä alle 90 %:n ja jälkimmäisessä alle 95 %:n merkitsevyystason. Jos lisäksi Kurikka ja Närpiö olisi poistettu otoksista, olisi ko. merkitsevyys laskenut molemmissa piirimetsälautakunnissa noin 70 %:n tasolle.

6222. Estimaattorin kaksiasteisuudesta aiheutunut tarkkuuden menetys

Estimaattorin kaksiasteisuuden aiheuttamaa tulostarkkuuden menetystä tarkastellaan seuraavassa kahden toisiaan vastaavan yksi- ja kaksiasteisen estimaattoriparin perusteella (taul. 14, s. 55). Vertailussa käytetyt estimaatit laskettiin piirimetsälautakunnittain kuntaryhmistä 1 ja 2. Tällöin on kuitenkin muistettava, että tässä käytetyt yksiasteiset estimaatit eivät ole teoreettisesti oikeita, koska otosmetsälöillä oli näissäkin tapauksissa mahdollisuus joutua vain puoleen piirimetsälautakunnan kaikista kunnista. Vertailulle on kuiten-

[1] $\bar{x}_j$ = Kaikkien suuruusluokkien hakkuumäärä k-m³/ha kuorineen.

Taulukko 14. Kuntaryhmistä 1 ja 2 lasketut toisiaan vastaavat yksi- ja kaksiasteiset hakkuumäärän keskiarvon ja sen yksinkertaisen keskivirheen estimaatit.

Table 14. Comparative one-stage and two-stage estimates of the felling-volume mean and its simple standard error, calculated for commune groups 1 and 2.

Kuntaryhmä ja käytetty estimaattori ( )[1] *Commune group and the estimator used ( )[1]*	Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Keskiarvo km³/ha *Mean solid cu.m./ha*	Keskivirhe *Standard error*		2-asteisuuden aiheuttama suhteellisen keskivirheen kasvu % *The increase in relative standard error produced by two-stage estimators %*
			k-m³/ha *solid cu.m./ha*	%	
Kuntaryhmä 1 *Commune group 1*					
Estimaattori (9) kaksiasteisena	Etelä-Pohjanmaa				
Estimator (9) two-stage	*South Ostrobothnia*	2.261	0.261	11.6	20
» yksiasteisena	»				
one-stage		2.256	0.218	9.7	
Estimaattori (11) kaksiasteisena	»				
Estimator (11) two-stage		2.297	0.247	10.8	13
» (2) yksiasteisena	»				
(2) one-stage		2.259	0.218	9.6	
Estimaattori (9) kaksiasteisena	Vaasa				
Estimator (9) two-stage	*Vaasa*	2.444	0.782	31.9	107
» yksiasteisena	»				
one-stage		2.452	0.377	15.4	
Estimaattori (11) kaksiasteisena	»				
Estimator (11) two-stage		2.416	0.435	18.0	59
» (2) yksiasteisena	»				
(2) one-stage		2.477	0.279	11.3	
Kuntaryhmä 2 *Commune group 2*					
Estimaattori (9) kaksiasteisena	Etelä-Pohjanmaa				
Estimator (9) two-stage	*South Ostrobothnia*	2.629	0.299	11.4	10
» yksiasteisena	»				
one-stage		2.652	0.274	10.3	
Estimaattori (11) kaksiasteisena	»				
Estimator (11) two-stage		2.494	0.260	10.5	18
» (2) yksiasteisena	»				
(2) one-stage		2.435	0.216	8.9	
Estimaattori (9) kaksiasteisena	Vaasa				
Estimator (9) two-stage	*Vaasa*	1.512	0.218	14.4	30
» yksiasteisena	»				
one-stage		1.552	0.172	11.1	
Estimaattori (11) kaksiasteisena	»				
Estimator (11) two-stage		1.562	0.191	12.2	20
» (2) yksiasteisena	»				
(2) one-stage		1.552	0.159	10.2	

kin eduksi, että yksi- ja kaksiasteiset estimaatit voitiin tällä tavoin laskea tarkalleen samoista havainnoista.

[1] ( ) = kaavan no. — ( ) = *formula no.*

Lasketuista kaksiasteisista keskiarvoestimaateista ovat vertailukelpoisia estimaattoreilla (6) ja (9) supistetussa muodossa sekä estimaattorilla (11) saadut estimaatit. Viimeksi mainittua vastaa osittamattoman satunnaisotannan estimaattorilla (2) saatu yksiasteinen estimaatti. Taulukkoon 14 (s. 55) on lisäksi laskettu supistetulla estimaattorilla (9) saatuja kaksiaste-estimaatteja vastaavat yksiasteiset tulokset. Estimaatteja tarkasteltaessa voidaan havaita, että toisiaan vastaavat yksi- ja kaksiasteiset hakkuumäärän (k-m^3/ha) keskiarvoestimaatit ovat lähes samat. Etelä-Pohjanmaan kuntaryhmistä 1 ja 2 estimaattorilla (11) ja sitä vastaavalla yksiasteisella estimaattorilla (2) laskettujen hakkuumäärien (k-m^3/ha) erotukset, jotka olivat noin kaksinkertaiset muiden estimaattiparien erotuksiin verrattuina, olivat nekin vain noin 2 % suuremmasta keskiarvoestimaatista. Estimaattorien tarkkuudet vaihtelivat sen sijaan huomattavasti.

Otoksen kaksiasteisuuden aiheuttamaa tarkkuuden menetystä tarkasteltaessa (taul. 14, s. 55) nähdään, että Etelä-Pohjanmaan kuntaryhmissä 1 ja 2 keskiarvon suhteellinen keskivirhe suureni kaksiasteisuuden johdosta keskimäärin noin 16 % (17 % ja 14 %). Vaasan piirimetsälautakunnan kuntaryhmässä 1 suureni keskivirhe samasta syystä yli 80 % (59 % ja 107 %) ja kuntaryhmässä 2 25 % (20 % ja 30 %) eli molemmissa kuntaryhmissä keskimäärin noin 50 %. Mikäli yksi- ja kaksiasteisten hakkuumäärän keskiarvoestimaattien suhteelliset keskivirheet olisi haluttu saada samansuuruisiksi, olisi otosmetsälöiden määrää täytynyt kaksiasteisuuden johdosta lisätä Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan alueella yli kolmanneksella ja Vaasan alueella yli kaksikertaiseksi. Päätelmä edellyttää, että suhteellinen keskivirhe pienenee n:nteen osaan otoskoon kasvaessa n^2-kertaiseksi. Olettamus pitää kuitenkin tarkalleen paikkansa vain yksinkertaisessa satunnaisotannassa.

Tässä esitettyjä tuloksia tarkasteltaessa on muistettava, että kaksiasteiset estimaatit laskettiin otoksista, joissa ensimmäisen asteen otosyksikköinä oli noin puolet perusjoukon kunnista. Samansuuruisissa otoksissa, joissa sisäkorrelaatio on positiivinen, aiheuttaa kuitenkin jokainen ensimmäisen asteen otosyksikköön keskimäärin sisältyvien toisen asteen otosyksiköiden lukumäärän lisäys tarkkuuden vähenemisen (H a n s e n, ym. 1953, s. 263). Edellä esitetyssä vertailussa on siten otettava huomioon, että mitä vähemmän kuntia olisi valittu kaksiasteisen otoksen ensimmäisen asteen otosyksiköiksi, sitä enemmän otosmetsälöitä olisi tarvittu, jotta olisi saavutettu sama tulostarkkuus kuin yksiasteotannalla.

Edellä esitettyä hieman yleisempi tapa tutkia kaksiasteotannan käytön vaikutusta on laskea ns. sisäkorrelaatio (r_{ic}), jonka aproksimatiivinen kaava edellä esitetyn varianssianalyysin termein [1] on seuraava (esim. S n e d e c o r 1956 s. 284 ja 269):

[1] Symboliluettelo sivulla 95. — *For symbols, see p. 96.*

$$(13) \qquad r_{ic} = \frac{\bar{m}\, s_b^2 - s_{\bar{w}}^2}{\bar{m}\, s_b^2 + (\bar{m}-1)\, s_{\bar{w}}^2} \quad , \quad \text{jossa}$$

$$\bar{m} = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{j=1}^{n} m_j - \frac{\sum m_j^2}{\sum_{j=1}^{n} m_j} \right\},$$

$$s_b^2 = \frac{\sum_{j}^{n} (\bar{x}_j - \bar{x})^2}{n-1} \quad \text{ja} \quad s_{\bar{w}}^2 = \frac{\sum_{j}^{n} \sum_{k} (x_{jk} - \bar{x}_j)^2}{(\bar{m}-1)n}$$

Kaavasta (13) nähdään, että sisäkorrelaatio on lähellä 1:tä, jos kuntien välinen hakkuumäärän (k-m³/ha) varianssi (S_b^2) muodostaa suuren osan kokonaisvarianssista. Päinvastaisissa tapauksissa se on lähellä nollaa ja hyvin epätavallisissa oloissa mahdollisesti negatiivinen (H a n s e n, ym. 1953 s. 260). Varianssianalyysistä saaduista S_b^2 — ja S_w^2 — luvuista (ks. taul. 12, s. 52) lasketut kuntaryhmittäiset sisäkorrelaatiokertoimet esitetään asetelmassa 16 (s. 59). Niiden laskennassa käytettiin kuntien sisäisinä variansseina (S_w^2) varianssianalyysissä kuntien metsälösuuruusluokittain laskettuja lukuja, vaikkakin ne olisi pitänyt laskea ko. ositteet yhdistäen. Tässä tapauksessa sillä ei kuitenkaan ole käytännön merkitystä, koska metsälöiden suuruusluokka- ja kuntaositteiden yhdysvaikutus todettiin merkityksettömäksi. Saatujen korrelaatiokertoimien merkitsevyyden testaus (hypoteesi $r_{ic} = 0$) palautuu testisuureeseen $F' = \frac{S_b^2}{S_w^2}$, jonka arvo todettiin kummankin piirimetsälautakunnan otoksessa melkein merkitseväksi (ks. taul. 13, s. 53).

Saatuja korrelaatiokertoimia voidaan myös käyttää mitattaessa otosvarianssin suhteellisen suuruuden muutosta sovellettaessa kaksiasteotantaa yksiasteisen sijasta. Sisäkorrelaation lisäksi määräävänä tekijänä on tällöin kuhunkin kuntaan sisältyvien otosmetsälöiden lukumäärä ($\bar{m}$). Sopivana testisuureena voidaan käyttää kaavaa (14) (H a n s e n ym. 1953 s. 263):

$$(14) \qquad K = 1 + r_{ic} (\bar{m} - 1) \quad , \quad \text{jossa}$$

K ilmoittaa sen tekijän, jolla yksinkertaisen satunnaisotoksen varianssi tulee kertoa, jotta saataisiin samalla otosmäärällä toteutetun kaksiasteotannan varianssi. Samalla K ilmoittaa sen luvun, jolla yksiasteotannan otosyksikkömäärä tulee kertoa, jotta kaksiasteisessa otannassa päästäisiin samaan tulostarkkuuteen kuin yksiasteotannassa.

Taulukko 15. Eräitä $\bar{m}$:n arvoja vastaavat K:n arvot.

Table 15. K values corresponding to certain values of $\bar{m}$.

Piirimetsälautakunta ja sisäkorrelaatio (r_{ic}) *Forestry board district and intraclass correlation*	Otosmetsälöitä keskimäärin kunnassa ($\bar{m}$) *Mean number of sample forest units per commune ($\bar{m}$)*									
	2.0	4.0	6.7	10.0	13.5	18.0	25.0	40.0	60.0	100.0
Etelä-Pohjanmaa r_{ic} = 0.0436	1.04	1.13	1.25	1.39	1.54	1.74	2.05	2.70	3.57	5.32
South Ostrobothnia Vaasa — *Vaasa;* r_{ic} = 0.0919	1.09	1.28	1.52	1.83	2.15	2.56	3.21	4.58	6.42	10.10

Taulukossa 15 esitetään eräitä $\bar{m}$:n arvoja vastaavat K:n arvot. Niitä laskettaessa sisäkorrelaatiokerroin on kaikissa tapauksissa pidetty otoksesta saadun suuruisena. Tavallisimmin se pienenee $\bar{m}$:n suuretessa. Sen pieneneminen on kuitenkin suhteellisesti vähäisempää kuin $\bar{m}$:n suureneminen. Mikäli $\bar{m}$:n muutos olisi laskelmissa otettu huomioon, olisi r_{ic} ja siten myös K suurentunut Etelä-Pohjanmaalla $\bar{m}$:n arvosta 13.5 alaspäin ja pienentynyt siitä ylöspäin. Vaasan piirimetsälautakunnan otoksesta vastaava raja oli 6.7. Osittain tämä harha korjaantuu jätettäessä äärellisen populaation korjaustermi huomioon ottamatta, koska sen vaikutus on päinvastainen, vaikkakaan ei merkittävä muilla kuin suurilla $\bar{m}$:n arvoilla.

Otoksen kaksiasteisuudesta johtunut keskiarvon keskivirheen suurentuminen saatiin molemmissa piirimetsälautakunnissa suhteellisesti lähes samaksi (23 % ja 24 %). Yksi- ja kaksiasteisten estimaattorien keskivirhevertailuissa (taul. 14, s. 55) päädyttiin siihen, että otoksen kaksiasteisuudesta aiheutunut keskiarvon keskivirheen kasvu oli Etelä-Pohjanmaalla noin 16 % ja Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella noin 50 %. Tulosten erilaisuus johtuu osittain siitä, että tutkimuksen aineisto ei täytä tarkalleen sisäkorrelaation laskennassa tässä käytetyn kaavan (13) edellyttämiä vaatimuksia, ja osittain siitä, että eräiden yksityisten kuntien vaikutus — erityisesti Vaasan alueella — oli keskivirhelaskelmissa huomattavasti suurempi kuin tässä. Myös otosmetsälöiden kunnittaisten lukumäärien vaihtelut eivät voi olla vaikuttamatta tuloksiin.

Asetelmassa 16 herättää huomiota myös se, että Vaasan piirimetsälautakunnan kuntaryhmistä 1 ja 2 erikseen lasketut sisäkorrelaatiot (ja K) ovat huomattavasti pienemmät kuin niiden yhteisestimaatista laskettu. Tämä selittyy sillä, että kummassakin kuntaryhmässä ovat kuntien väliset hakkuumäärän erot suhteellisen pienet, koska kunnittaiset hakkuumäärän keskiarvot (k-m³/ha) olivat kuntaryhmässä 1 keskittyneet 2.5:n ja kuntaryhmässä 2 1.5:n kohdalle. Molempien kuntaryhmien yhteisestimaatti on noin 2.0 (ks. taul. 11, s. 51), mutta kun yksityisten kuntien hakkuumäärät ovat edelleen karkeasti ottaen kahdessa toisistaan erillään olevassa ryhmässä, kuntien välinen hajonta kasvaa kuntaryhmät yhdistettäessä.

Asetelma 16. Näytteestä lasketut r_{ic}, $\bar{m}$ ja K^1

Table 16. r_{ic}, $\bar{m}$ and K^1 calculated from the sample

Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Kuntaryhmä *Commune-group*	Sisäkorrelaatio (r_{ic}) *Interclass correlation* (r_{ic})	Metsälöitä keskimäärin kunnassa ($\bar{m}$) *Mean numbers of forest units per commune* ($\bar{m}$)	K^1	Näytteen kaksiasteisuudesta aiheutunut keskiarvon keskivirheen kasvu, % *Increase in the standard error of the mean value, produced by the two-stage sample %*
Etelä-Pohjanmaa					
South Ostrobothnia	1	0.0579	13.39	1.72	31
»	2	0.0306	13.21	1.37	17
»	1+2	0.0436	13.47	1.54	24
Vaasa — *Vaasa*	1	0.0546	6.68	1.31	14
»	2	0.0523	6.45	1.29	14
»	1+2	0.0919	6.70	1.52	23

6223. Yksi- ja kaksiasteiset otoskoot

62231. Yksiasteinen otanta

Tutkimusta suunniteltaessa tulosten tarkkuustavoite asetettiin siten, että piirimetsälautakunnittaisten hakkuumääräkeskiarvoestimaattien (k-m³/ha) suhteellisen keskivirheen tuli olla noin 5 — 10 %. Lähes kaikki lasketut yksiasteiset

Taulukko 17. Yksiasteotannan otosmäärät hakkuumäärän keskiarvon (k-m³/ha) suhteellisen keskivirheen ollessa 5 ja 10 %.

Table 17. Sample-size estimates for simple and stratified random sampling with relative standard errors of 5 and 10 per cent in the mean felling volume (solid cu.m./ha).

Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Kuntaryhmä *Commune group*	Suht. keskivirhe, 5 % *Relative standard error, 5 %*			Suht. keskivirhe, 10 % *Relative standard error, 10 %*		
		Yksinkertainen sat.otos *Simple random sample*	Ositettu sat.otos, kiintiöinti *Stratified random sample, allocation*		Yksinkertainen sat.otos *Simple random sample*	Ositettu sat.otos, kiintiöinti *Stratified random sample, allocation*	
			Suhteell. *Relative*	Optimaal. *Optimal*		Suhteell. *Relative*	Optimaal. *Optimal*
		Otoskoko, kpl *Sample size, no.*					
Etelä-Pohjanmaa — *South Ostrobothnia* ..	1	748	749	666	187	190	169
»	2	626	669	558	156	167	142
»	1 + 2	691	694	625	173	177	159
Vaasa *Vaasa*	1	552	555	424	138	142	108
»	2	416	397	357	104	101	91
»	1 + 2	579	572	497	145	146	127

[1] K:n merkitys selitetty sivulla 57. — *For explanation, see p. 110.*

ja ne kaksiasteiset estimaatit, jotka laskettiin piirimetsälautakuntien koko otoksesta, täyttivät tämän tarkkuusvaatimuksen. Seuraavassa tarkastellaan eri estimaattoreille laskettuja sellaisia otosmääriä, joilla hakkuumäärän keskiarvolle olisi saatu edellä mainitut 5 ja 10 %:n suhteelliset keskivirheet. Laskelmat tehdään tässä samoin kuin edelläkin (ks. s. 00) 500 ha pienemmistä metsälöistä.

Taulukossa 17 (s. 59) ovat otoksesta saatujen varianssien perusteella lasketut yksiasteiseen otantaan soveltuvat otosmäärät. Ne on laskettu kaavoilla (15), (16) ja (17)[1] (Freese, 1962 s. 26; Sukhatme 1957 s. 90—91)

$$(15) \qquad m_{sat.} = m_o \frac{S_o^2}{S_v^2}$$

$$(16) \qquad m_{suht.} = \frac{\sum_{i=0}^{L} p_i S_i^2}{E^2 + \frac{1}{M} \sum_{i=0}^{L} p_i S_i^2}$$

$$(17) \qquad m_{opt} = \frac{\left\{ \sum_{i=0}^{L} p_i S_i \right\}^2}{E^2 + \frac{1}{M} \sum_{i=0}^{L} p_i S_i^2}$$

joissa, $m_o = S^2$:a vastaava otosmetsälöiden lukumäärä
S_o^2 = tunnettu varianssi
S_v^2 = haluttu varianssi

$$p_i = \frac{a_i}{a}$$

E^2 = haluttu keskiarvon varianssi.

Toisiaan vastaavien yksinkertaisen ja suhteellisesti kiintiöidyn satunnaisotoksen suuruudet saatiin lähes samaksi. Tämä vastaa hyvin jo aiemmin (s. 45) saatua tulosta, että suhteellinen kiintiöinti ei tässä tutkimuksessa parantanut tulostarkkuutta. Optimaalisella kiintiöinnillä, jossa kustannuksia ei oteta huomioon, olisi 5 ja 10 % suhteellista keskivirhettä vastaavat otoskoot sen sijaan saatu 12—24 % vastaavia yksinkertaisen satunnaisnäytteen otoskokoja pienemmiksi.

Vertailun vuoksi esitetään taulukossa 18, miten laskelmissa käytetty otos olisi jakaantunut metsälöiden pinta-alan mukaisiin suuruusluokkaositteisiin, mikäli kiintiöinti olisi suoritettu joko suhteellisen tai optimaalisen menetelmän

[1] Symboliluettelo sivulla 95. — *For symbols, see p. 96.*

Taulukko 18. Tutkimuksessa käytetty otos ja siitä lasketut suhteellisen ja optimaalisen kiintiöinnin mukaiset metsälöiden suuruusluokittaiset otosyksiköiden lukumäärät.

Talbe. 18. The sample used in the study, and its distribution in forest unit size classes by optimal and relative allocation.

Piirimetsälautakunta ja osite *Forestry board district and stratum*	Käytetty otos[1] *The sample used*[1]	Suhteellinen kiintiöinti *Relative allocation*	Optimaalinen kiintiöinti *Optimal allocation*	Erotus 1—3 *Difference* 1—3
	1	2	3	
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*				
0.01 — 4.99	19 (19)	11	18	1
5.00 — 19.99	82 (82)	91	139	— 57
20.00 — 49.99	149 (151)	162	161	— 12
50.00 — 99.99	98 (97)	92	66	32
100.00 — 199.99	41 (40)	37	16	25
200.00 — 299.99	11 (12)	10	5	6
300.00 — 499.99	9 (9)	6	4	5
Yhteensä — *Total*	409 (410)	409	409	
Vaasa — *Vaasa*				
0.01 — 4.99	7 (7)	5	9	— 2
5.00 — 19.99	51 (51)	55	88	— 37
20.00 — 49.99	92 (93)	98	76	16
50.00 — 99.99	41 (42)	39	23	18
100.00 — 199.99	12 (11)	9	12	0
200.00 — 299.99	2 (2)	2	1	1
300.00 — 499.99	5 (4)	2	1	4
Yhteensä — *Total*	210 (210)	210	210	

mukaisesti. Siitä nähdään, että käytetyn otoksen jakauma ositteisiin ei poikkea paljon suhteellisella kiintiöinnillä saadusta jakaumasta. Tämä onkin luonnollista, koska käytetty otos ositettiin periaatteessa juuri suhteellisella menetelmällä. Jakaumien erot johtuvat pääasiassa kiintiöinneissä käytettyjen perusjoukkojen erilaisuudesta. Optimaalinen kiintiöinti olisi lisännyt käytetyn otoksen otosyksiköiden lukumäärää Etelä-Pohjanmaalla suuruusluokkaositteissa 5.00—49.99 noin 30 % ja Vaasan alueella ositteissa 0 — 19.99 ha lähes 70 %. Niitä suurempien suuruusluokkaositteiden otosmäärät olisivat sen sijaan pienentyneet. Tämä johtuu siitä, että hakkuumäärän (k-m³/ha) hajonta oli em. pienissä metsälösuuruusluokissa suhteellisesti suurempi kuin niitä suuremmissa suuruusluokissa. Hajontojen erilaisuus taas johtui suurimmalta osaltaan 0-tapausten [2] runsaasta esiintymisestä pienissä suuruusluokissa (ks. taul. 6, s. 40).

[1] Suluissa otoksen kiintiöinnissä saatu jakauma (ks. s. 29). — *Distribution obtained in the allocation of the sample is given in brackets (see p. 29).*

[2] Metsälöitä, joilla ei ollut hakkuita.

62232. Kaksiasteinen otanta

Tiettyyn havaintomäärään sovelletussa kaksiasteisessa otannassa tulostarkkuus normaalisti suurenee lisättäessä ensimmäisen asteen otosyksiköitä, tässä tapauksessa siis otoskuntien lukumäärää. Samalla tutkimuskustannukset kuitenkin yleensä suurenevat (S u k h a t m e 1963, s. 238). Erilaisten otosyksiköiden lukumäärän määrityksessä lähdetäänkin liikkeelle joko kustannuksista tai tulostarkkuudesta. Ongelmaa tarkastellaan tässä viimeksi mainitulta pohjalta.

Koska sekä kuntien metsäalat että siellä olevien metsälöiden lukumäärät vaihtelevat suuresti, voidaan otoksen koon määrityksessä käyttää kahta vaihtoehtoista menettelyä. Jokaiselle kunnalle voidaan ensinnäkin määrittää oma kiintiönsä ja niiden keskiarvon perusteella laskea tarvittavien kuntien lukumäärä. Toisena vaihtoehtona on valita kustakin kunnasta sama määrä otosmetsälöitä, jolloin kuntien poimintatodennäköisyydet vaihtelevat. Tässä tutkimuksessa metsälöt kiintiöitiin kunnittain. Otoskoot määritetään tässä sen vuoksi ensiksi mainitun vaihtoehdon mukaisesti.

Käyttämällä hyväksi Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien otoksista laskettuja sisäkorrelaatioita (ks. s. 59) voidaan kuntiin keskimäärin tulevien otosmetsälöiden optimilukumäärät ($\bar{m}_o$) laskea kaavasta (18) (H a n s e n ym. 1953, s. 286).

$$(18) \qquad \bar{m}_o = \sqrt{\frac{C_1}{C_2} \; \frac{1-r_{ic}}{r_{ic}}}$$

jossa, C_1 = erilliskustannukset yhtä ensimmäisen asteen otosyksikköä kohden
C_2 = erilliskustannukset yhtä toisen asteen otosyksikköä kohden
r_{ic} = sisäkorrelaatio (oletetaan positiiviseksi)

Erilliskustannuksiksi C_1 on tässä luettu kustannukset, jotka aiheutuivat metsälöiden luetteloinnista ja otosmetsälöiden arpomisesta sekä haastattelijan siirtymisestä kunnasta toiseen. Erilliskustannuksiksi C_2 luettiin taas matkasta otosmetsälöltä toiselle ja otosmetsälöiden haastattelusta aiheutuneet kustannukset. Toisin sanoen yhden kunnan lisääminen otokseen aiheutti C_1:n ja yhden metsälön lisääminen C_2:n suuruisen erilliskustannuksen.

Kustannuksista ja haastattelutyön edistymisestä pidetystä kirjanpidosta huolimatta erilliskustannuksia C_1 ja C_2 ei tässä tutkimuksessa voitu tarkoin määrittää, koska tutkimuksen eri työvaiheita suoritettiin osittain samanaikaisesti. Työvaiheiden aiheuttamat kustannukset jouduttiin siten osin arvioimaan. Kaavan (18) soveltamiseksi ei kuitenkaan ole välttämätöntä tuntea kustannuserien C_1 ja C_2 absoluuttisia määriä, kunhan vain suhde C_1/C_2 saadaan riittävän tarkoin määritetyksi. Tämä johtuu otetusta lähtökohdasta, jonka mukaan tulostarkkuus on primaarinen tekijä. Kaavasta (18) nähdään, että $\bar{m}_o$ suurenee kustan-

nussuhteen C_1/C_2 suuretessa. Samoin tapahtuu myös sisäkorrelaation (r_{ic}) pienentyessä.

Osassa tutkimusalueen kunnista perusjoukko luetteloitiin koemielessä sekä käsityönä verovirastojen kortistoista että reikäkorttikoneilla maataloushallituksen arkistosta. Menetelmien aiheuttamien erilaisten kustannusten johdosta saatiin kustannussuhteeksi C_1/C_2 ensiksi mainitussa tapauksessa 36 ja jälkimmäisessä 3.3. Varovaisuuden vuoksi jälkimmäiseksi suhteeksi otettiin laskelmissa kuitenkin luku 4. Erilaisilla kustannuksilla laskettujen suhdelukujen (C_1/C_2) sekä koko piirimetsälautakunnan alueelta laskettujen sisäkorrelaatioiden perusteella saatiin seuraavat otosmetsälöiden optimilukumäärät kunnassa ($\bar{m}_o$):

Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunta
— luettelointi verovirastoissa $\bar{m}_o = 28$
— luettelointi maatalouslaskennan arkistosta $\bar{m}_o = 9$
Vaasan piirimetsälautakunta
— luettelointi verovirastoissa $\bar{m}_o = 19$
— luettelointi maatalouslaskennan arkistosta $\bar{m}_o = 6$

Verovirastoissa suoritetun luetteloinnin suuremmat kustannukset lisäsivät siten otoskuntaa kohti keskimäärin otettavien otosmetsälöiden optimilukumäärän molempien lautakuntien alueella maatalouslaskennan arkistosta suoritetun luetteloinnin kustannusten perusteella tehtyyn laskelmaan verrattuna noin kolminkertaiseksi. Kustannussuhteella $C_1/C_2 = 3.3$ olisi optimilukumäärän kasvu ollut vieläkin suurempi.

Määrätyn tarkkuuden antavassa kaksiasteisessa otoksessa tarvittavien otoskuntien lukumäärä (n) voidaan estimoida kaavalla (19) (F r e e s e 1962 s. 54).

$$(19) \qquad n = \frac{s_1^2 + \frac{s_2^2}{\bar{m}_o}}{E^2 + \frac{1}{N}\left(s_1^2 + \frac{s_2^2}{\bar{M}}\right)}, \quad \text{jossa}$$

$$s_1^2 = \frac{\bar{m}_o\, s_b^2 - s_{\bar{w}}^2}{\bar{m}_o} \quad \text{ja} \quad s_2^2 = s_w^2$$

sekä E^2 = haluttu keskiarvon varianssi
N = kuntien lukumäärä populaatiossa
$\bar{M}$ = populaation metsälöiden keskiluku kunnassa
$\bar{m}_o$ = otosmetsälöiden keskiluku kunnassa
s_b^2 = kuntien välinen varianssi
$s_{\bar{w}}^2$ = kuntien sisäinen varianssi

Taulukko 19. Otostulosten perusteella lasketut kaksiasteisten otosten otoskuntien ja otosmetsälöiden optimilukumäärät hakkuumäärän (k-m³/ha) keskiarvon suhteellisen keskivirheen ollessa 5 ja 10 %.

Table 19. Optimum numbers of sample communes and sample forest units in two-stage samples, calculated on the basis of sample results, assuming a 5 or 10 per cent relative standard error in the mean felling volume (solid cu.m./ha).

Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Perusjoukon luetteloinnin peruste *The basis of listing the population*	Haluttu keskiarvon suhteellinen keskivirhe *The desired relative standard error of the mean*	Otos — *Sample*		
			Metsälöiden optimilukumäärä kunnassa *Optimum number of forest units per commune*	Otoskuntien optimilukumäärä *Optimum number of sample communes*	Otosmetsälöitä kaikkiaan *Total*
			kpl — *no.*		
Etelä-Pohjanmaa	Verovirastot				
South Ostrobothnia	*Tax offices*	5	28	26	728
»	»	10	28	10	280
»	Maatalouslaskenta				
	Agricultural Census	5	9	(50)[1]	(450)
»	»	10	9	20	180
Vaasa	Verovirastot				
Vaasa	*Tax offices*	5	19	32	608
»	»	10	19	14	266
»	Maatalouslaskenta				
	Agricultural Census	5	6	(56)[1]	(336)
»	»	10	6	25	150

Kaava (19) on tarkoitettu tapauksiin, joissa kukin ensimmäisen vaiheen otosyksikkö sisältää yhtä monta toisen asteen yksikköä. Laskelmassa voidaan kuitenkin käyttää $\bar{m}_0$:a edustamaan otoskuntien yhteistä otosyksikköjen lukumäärää. Taulukossa 19 esitetään aiemmin laskettujen $\bar{m}_0$:n (s. 63) s_b:n ja s_w:n (taul. 15, s. 58) lukuarvojen perusteella saadut hakkuumäärän (k-m³/ha) keskiarvon 5 ja 10 %:n suhteellista keskivirhetasoa vastaavat otoskuntien optimilukumäärät sekä ko. otoksissa kaikkiaan tarvittavien otosmetsälöiden lukumäärät.

Taulukosta 19 nähdään, että hakkuumäärän (k-m³/ha) 5 %:n suhteellisen keskivirhetason antavissa otoksissa kuntien optimilukumäärät saatiin maatalouslaskennan arkistotyön kustannuksilla molempien piirimetsälautakuntien alueilla suuremmiksi kuin niiden toiminta-alueilla olevien kuntien todelliset lukumäärät. Mikäli otoksella pyrittäisiin edelleen mainittuun 5 %:n keskivirheeseen, tulisi alueiden kaikki kunnat ottaa otokseen ja lisätä niissä olevien otosmetsälöiden lukumääriä. Myös verovirastoissa suoritetun luettelointityön kustannuksilla olisi tällä tarkkuustasolla tullut ottaa lähes kaikki piirimetsälautakuntien kunnat otokseen. Kaksiasteiseen otokseen otettavien kuntien optimilukumäärän

[1] Kuntien lukumäärä 1. 1. 1963 oli Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toimialueella 30 ja Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella 36 kaupunkikunnat mukaanluettuina. — *The number of communes on January 1, 1963, were in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia 30 and Vaasa 36, town communes included.*

pienentämisellä on tässä siten käytännön merkitystä vasta tyydyttäessä hakkuumäärän keskiarvon 10 %:n suhteelliseen keskivirheeseen. Verovirastoissa suoritetun luetteloinnin kustannuksilla saatiin silloin otoskuntien optimilukumääräksi noin kolmannes ja maatalouslaskennan arkistosta suoritetun luetteloinnin kustannuksilla noin kaksi kolmannesta piirimetsälautakuntien koko kuntaluvusta. On kuitenkin huomattava, että otosmetsälöiden lukumäärän tulisi verovirastoissa suoritetun luetteloinnin seurauksena olla Etelä-Pohjanmaalla noin 50 % ja Vaasan alueella noin 80 % maatalouslaskennan arkistoluetteloinnin edellyttämiä otosmääriä suurempi. Metsälöiden luettelointi verovirastoissa kohottaisi siten myös tutkimuksen kokonaiskustannuksia maatalouslaskennan luettelointimenetelmään verrattuna tässä käytetyillä kustannussuhteilla Etelä-Pohjanmaalla noin 2.2 ja Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella noin 3.3 kertaisiksi.

623. Käytettävän estimointimenetelmän valinta

Kaksiasteisella estimointimenetelmällä ei tässä tutkimuksessa saavutettu olennaisia etuja yksiasteiseen menetelmään verrattuna. Tulokset osoittavat, että mikäli piirimetsälautakunnan hakkuumäärä (k-m^3/ha) halutaan estimoida keskiarvon 5 %:n suhteellisella keskivirhetasolla ja metsälöiden luettelointi suoritetaan maatalouslaskennan arkistosta, olisi kaksiasteisessakin menetelmässä edullisinta ottaa piirimetsälautakuntien alueiden kaikki kunnat otokseen. Näin saatu otos on kuitenkin sama kuin yksiasteinen ositettu (kuntaositteet) satunnaisotos. Myös verovirastoissa suoritetun luettelointityön kustannuksilla tulisi kaksiasteinen otos sijoittaa lähes kaikkiin kuntiin. Otosmetsälöiden määrän pitäisi tällöin olla lisäksi noin 5 % vastaavan tarkkuuden antavan yksinkertaisen satunnaisotoksen ja 16 — 22 % optimaalisesti ositetun satunnaisotoksen kokoa suurempi (vrt. taul. 17 s. 59 ja taul. 19 s. 64).

Mikäli hakkuumäärän estimointitarkkuudessa tyydytään 10 %:n suhteelliseen keskivirhetasoon, voidaan kaksiasteisen otoksen kuntaluku supistaa maatalouslaskennan arkistosta suoritetun luetteloinnin kustannuksilla noin kahteen kolmasosaan ja verovirastoissa suoritetun luettelointityön kustannuksilla noin kolmasosaan tutkimusalueiden nykyisestä [1] kuntien lukumäärästä. Saman tulostarkkuuden antavaan optimaalisesti ositettuun satunnaisotokseen verrattuna olisi tällöin otoskokoa lisättävä edellisessä tapauksessa Etelä-Pohjanmaalla 13 % ja Vaasan alueella 18 %. Jälkimmäisessä tapauksessa pitäisi taasen otoskokoa lisätä peräti 62 % ja 109 %.

Menetelmien edullisuutta arvosteltaessa on lisäksi otettava huomioon, että

[1] Vireillä olevassa kuntauudistuksessa kuntien kokonaislukumäärä on suunniteltu supistettavaksi noin puoleen nykyisestä (Komiteanmietintö 1970: A 13, s. 14), Se tulee heikentämään nykyisestään kaksiasteisen otantamenetelmän käyttömahdollisuuksia piirimetsälautakuntien alueilla.

metsälöiden perusjoukon luettelointi maatalouslaskennan arkistosta olisi kaksiasteotannassa suoritettava kaikissa tapauksissa lähes samassa laajuudessa kuin yksiasteisessa otannassa. Tämä johtuu siitä, että maatalouslaskennan luettelointimenetelmän (s. 23) vuoksi on viljelmien ne metsäpalstat, jotka sijaitsevat eri kunnissa kuin sen talouskeskus, luetteloitava paitsi tutkimusalueen kaikista kunnista myös sen ympäristökunnista. Otoksen kaksiasteisuudesta johtuva kustannussäästö koostuisi näin ollen pelkästään tutkimuskuntien välillä tapahtuvien matkakustannusten mahdollisesta pienentymisestä. Otoksen lukumäärän lisääntyminen aiheuttaa kuitenkin sen, että vielä 10 %:n keskivirhetasolla toteutetun kaksiasteisen otannan kokonaiskustannukset kohoavat vastaavan yksiasteisen menetelmän aiheuttamia kustannuksia suuremmiksi. Kaksiasteisen otannan varjopuolena on lisäksi mainittava, että mikäli kuntiin otettavien otosmetsälöiden optimilukumäärä on vain 6 tai 9 (ks. taul. 19 s. 64), ei hakkuumäärän metsälösuuruusluokittaisten estimaattien tarkkuutta voida laskea.

Edellä esitetyn perusteella päädyttiin kaksiasteisen otantamenetelmän hylkäämiseen. Mikäli kuitenkin tutkimuksen tarkkuusvaatimusta lievennettäisiin tai tutkimusaluetta suurennettaisiin, saattaisi kaksivaiheinen menetelmä muuttua — esim. koko maan hakkuumäärän estimaattia määritettäessä — yksiasteista menetelmää edullisemmaksi. Kummankaan vaihtoehdon käyttö ei liene kuitenkaan suositeltavaa (ks. luku 821, s. 84).

Tässä tutkimuksessa käytettyjen piirimetsälautakunnittaisten otosten poiminta suoritettiin koemielessä puoleksi verovirastojen (kuntaryhmä 1) ja puoleksi maatalouslaskennan (kuntaryhmä 2) arkistoista (ks. luku 423, s. 26). Tulosten lopullista laskentamenetelmää päätettäessä oli siten aiheellista tietää, voitiinko näin saadut otokset yhdistää, toisin sanoen voitiinko em. luetteloiden metsäaloja pitää samoina. Samalla haluttiin myös tutkia, kummasta lähteestä saadut pinta-alatiedot olivat mahdollisesti tarkempia.

Verovirastojen kortistoista otokseen poimittujen kaikkien metsälöiden pinta-alatietojen etsiminen maatalouslaskennan arkistosta ei kustannussyistä tullut kysymykseen. Eri lähteistä saatujen metsäalojen vertailukohteeksi arvottiin sen vuoksi puolet Etelä-Pohjanmaan kuntaryhmässä 1 olleista kunnista. Näistä kunnista otoksessa olleista 113 yksityismetsälöstä voitiin maatalouslaskennan arkistosta tunnistaa vain 90 metsälöä, joiden perusteella metsäalojen lopullinen vertailu suoritettiin. Muiden metsälöiden varma tunnistaminen osoittautui mahdottomaksi metsälöiden omistajien nimen ja osoitteen sekä tilojen rekisterinumeroiden epäselvyyden vuoksi.

Eri lähteistä poimittujen otosmetsälöiden alojen tarkkuuden vertailu suoritettiin χ^2-testillä (esim. M a t t i l a 1960 s. 119 — 121), jossa kummastakin lähteestä saatuja metsäaloja verrattiin samojen metsälöiden haastattelussa tarkistettuihin metsäaloihin. Testin vertailuperusteena oli metsälön tarkistetun alan yhtä hehtaaria kohti laskettu luettelointipinta-alan poikkeama. Testissä todettiin, että sekä verovirastojen että maatalouslaskennan arkistoista saadut

metsäalat poikkesivat erittäin merkitsevästi metsälöiden haastattelun aikana tarkistetuista metsäaloista. Verovirastoista saatujen metsäalojen vertailussa saatiin χ^2-luvuksi 207.1 ja maatalouslaskennasta saatujen alojen vertailussa 331.7, jotka molemmat ylittivät 99.95 prosentin taulukkoarvon 139.5. Verovirastoista ja maatalouslaskennan arkistosta saatujen metsäalojen keskinäisessä vertailussa ei χ^2-arvoksi saatu 90.41 sen sijaan ylittänyt edes 60 %:n taulukkoarvoa (91.7). Näistä lähteistä saadut pinta-alatiedot eivät siten tällä perusteella poikenneet toisistaan.

Edellisen perusteella voitiin myös todeta, että vaikkakin otoksen poiminta suoritettiin kahdesta eri metsälörekisteristä, niistä poimitut osaotokset voitiin vaaratta yhdistää. Piirimetsälautakunnittaisten tulosten lopullinen laskenta suoritettiin siten jo tutkimuksen alussa (s. 26), suunniteltua menetelmää noudattaen. Laskennassa käytettiin metsälöiden tarkistettuja aloja sekä perusjoukon maatalouslaskennan arkistoluetteloinnista saatuja metsälösuuruusluokittaisia aloja.

63. Hakkuupoistuman määritys

631. Valtion metsien hakkuukertymä

Valtion metsistä kerätystä aineistosta (s. 39) metsähehtaaria kohti lasketut puulajeittaiset hakkuumäärät esitetään taulukossa 20. Tiedustelun perusteella lasketut kuorettomat hakkuukertymän määrät on siinä muunnettu kuorellisiksi kiintokuutiometreiksi, koska sekä valtion että muiden metsien hakkuupoistuman laskennassa käytetyt hukkapuun osuutta hakkuukertymästä osoittavat prosenttiluvut soveltuivat vain puun kuorellisiin määriin.

Valtion laitosten ja virastojen hallinnassa olleiden metsien hakkuukertymät tiedusteltiin piirimetsälautakunnittaisina kokonaismäärinä. Niiden metsälösuuruusluokittaisia hakkuumääriä ei siten voitu laskea. Valtion omistamien metsien jakaminen metsälösuuruusluokkiin olisi muutoinkin ollut kyseenalaista, koska metsälön käsitettä ei voida soveltaa niihin yksiselitteisesti.

Koska hakkuumäärien tiedustelua ei suoritettu kaikista tutkimusalueilla

Taulukko 20. Valtion metsien hakkuukertymä (k-m³/ha) Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueilla 1. 6. 1962—31. 5. 1963.

Table 20. Removal in the state-owned forests of South Ostrobothnia and Vaasa Forestry Board Districts in 1. 6. 1962—31. 5. 1963.

Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Mänty *Pine*	Kuusi *Spruce*	Lehtipuut *Hardwood*	Yhteensä *Total*
	k-m³ kuorineen/ha — *Solid cu.m. incl. bark/ha*			
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*	0.8363	0.2698	0.2371	1.3433
Vaasa—*Vaasa*	0.1390	0.4429	0.4280	1.0102

sijainneista valtion metsistä, päätettiin valtion metsien kokonaishakkuumäärät laskea siten, että tiedustelun kohteena olleiden laitosten hakkuumäärän hehtaarikeskiarvot (k-m³/ha) kerrottiin valtion näillä alueilla omistamien kaikkien metsien hehtaariluvuilla. Piirimetsälautakunnittaisia valtion omistaman metsämaan kokonaisaloja ei kuitenkaan vuosittaisista tilastoista ole saatavissa. Tuoreimmat niistä saatavat tiedot perustuvat joko valtakunnan metsien III inventointiin (Y. Ilvessalo 1957, vrt. myös M. Ilvessalo 1959) tai 15. 6. 1959[1] suoritettuun maatalouslaskentaan (Metsäala omistajaryhmittäin . . .). Eri lähteistä saadut Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueilla olleiden valtion metsien alat nähdään asetelmasta 21.

Esillä oleva tutkimus kohdistui hakkuuvuoteen 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963. Siinä käytettyjen pinta-alatietojen tulisi siten kohdistua samaan ajanjaksoon. Sitä lähinnä olevia, Kuuselan (1964 s. 3) esittämiä metsätalousmaan aloja

Asetelma 21. Valtion omistama metsämaa Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla.

Table 21. Total state-owned forest land in the South Ostrobothnia and Vaasa Forestry Board Districts.

Tietolähde *Source*	Määritysvuosi *Year of determination*	Piirimetsälautakunta *Forestry board district* Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*	Vaasa *Vaasa*
Valtakunnan metsien III investointi *The Third National Forest Inventory*	1957 — 53	46 250 ha	4 460 ha
Mikko Ilvessalo	1957	29 921 »	3 607 »
Maatalouslaskenta — *Agricultural Census*	1959	34 283 »	4 472 »
Maatalouslaskenta ilman asutushallituksen [2] hallinnassa olleita metsiä — *Agricultural Census, excluding the forests held by the National Land Settlement Board* [2]	1959	33 336 »	4 309 »
Kuusela [3]	1964	38 000 »	3 100 »

ei kuitenkaan voida käyttää tässä tutkimuksessa, koska ne eivät ole käsitteellisesti samat kuin tässä käytetyt metsäalat. Valtion metsien hakkuukertymän (taul. 22 s. 69) laskennassa käytetyt metsäalat (E-Po, 32 350 ha ja Vaasa, 3 900 ha) laskettiin sen vuoksi siten, että v. 1959 maatalouslaskennasta saadut piirimetsälautakunnittaiset metsäalat korjattiin tässä tutkimuksessa tiedusteltujen virastojen ja laitosten hallinnassa olleen metsämaan alassa 1. 1. 1959 — 1.1. 1963 välisenä aikana tapahtuneiden muutosten perusteella (ks. taul. 5, s. 39).

[1] Vuoden 1969 maatalouslaskennan pinta-alat eivät olleet tätä kirjoitettaessa saatavissa.

[2] Vuoden 1958 loppuun saakka maatalousministeriön asutusasiainosasto (ASO). — *Up to the end of 1958, Department of Land Settlement (ASO) of the Ministry of Agriculture.*

[3] Valtion omistama metsätalousmaa 1. 1. 1964 (Kuusela 1965, s. 3). — *State-owned forestry land 1. 1. 1964 (Kuusela 1965, p. 3).*

Taulukko 22. Valtion metsien hakkuukertymä puulajeittain Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueilla 1. 6. 1962—31. 5. 1963.

Table 22. Removal, by tree species, from state-owned forests in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia and Vaasa in 1. 6. 1962—31. 5. 1963.

1000 k-m³ kuorineen — *1 000 solid cu.m. incl. bark.*

Piirimetsälautakunta *Forestry board district*	Mänty *Pine*	Kuusi *Spruce*	Lehtipuut *Hardwood*	Yhteensä *Total*
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*	27	9	8	43
Vaasa — *Vaasa*	1	2	2	4
Yhteensä — *Total*	28	10	9	47

632. Otoksesta laskettu hakkuukertymä

6321. Hehtaarikohtaiset hakkuumäärät

Muiden kuin valtion metsien otoksesta metsälösuuruusluokittain ja puulajeittain lasketut hakkuumääräestimaatit ja niiden keskivirheet esitetään liitetaulukoissa 2 (s. 119) ja 3 (s. 120) sekä kaikkien puulajien yhteisestimaatit ja niiden tärkeimmät vaihtelutunnukset liitetaulukoissa 4 (s. 121) ja 5 (s. 122). Kaikkien metsälösuuruusluokkien yhteiset hakkuumääräkeskiarvot ja niiden keskivirheet nähdään puulajeittain taulukosta 23 (s. 70).

Tutkimuksen eräänä tavoitteena oli päästä piirimetsälautakunnittain lasketun hakkuumäärän yhteisestimaatin tulostarkkuudessa noin 10 %:n suhteelliseen keskivirheeseen. Taulukosta 23 (s. 70) nähdään, että tämä tarkkuustavoite saavutettiin. Puulajettain laskettujen hakkuumääräestimaattien suhteelliset keskivirheet olivat nekin kahta poikkeusta lukuun ottamatta edellä mainitun prosenttiluvun alapuolella. Niiden tarkkuus oli yleensä vain vähän heikompi kuin puulajien yhteisestimaattien. Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toimialueella oli kuitenkin kuusen (11.6 %) ja Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella männyn (15.2 %) suhteellinen keskivirhe lähes kaksinkertainen puulajien yhteisestimaatin vastaavaan prosenttilukuun verrattuna. Jotta myös nämä epätarkimmat hakkuumääräestimaatit olisi saatu alunperin yhteisestimaatille asetetulla tarkkuudella ($s_{\bar{x}}$ suht. = 10 %), olisi otosten suuruuden pitänyt olla tässä käytettyä suhteellista kiintiöintimenetelmää käytettäessä Etelä-Pohjanmaalla 557 ja Vaasan alueella 465 metsälöä. Optimaalisella kiintiöntimenetelmällä olisi samaan tulostarkkuuteen päästy edellisellä alueella 470 ja jälkimmäisellä 329 metsälön otoksilla.

Tutkimustehtävää asetettaessa (s. 8) mainittiin, että käytännön metsätalouden tarpeita ajatellen hakkuumäärätiedot olisi hyödyllistä saada myös metsälösuuruusluokittain. Tässä tutkimuksessa käytetyistä otoksista lasketut suuruusluokittaiset hakkuumääräestimaatit ja niiden tarkkuudet vaihtelivat mel-

Taulukko 23. Muiden kuin valtion metsien hakkuukertymän puulajeittaiset hehtaarikeskiarvot ja niiden keskivirheet.

Table 23. Means per hectare, by tree species, of the removal from other than state-owned forests and standard errors.

Piirimetsälautakunta ja puulaji *Forestry board district and tree species*	Yksityismetsät *Private forests*			Muut kuin valtion metsät *Other than state-owned forests*		
	Hakkuumäärä k-m³/ha kuorineen *Felling volume solid cu.m./ha incl. bark*	Keskivirhe *Standard error*		Hakkuumäärä k-m³/ha *Felling volume solid cu.m./ha*	Keskivirhe *Standard error*	
		k-m³/ha kuorineen *solid cu.m./ha incl. bark*	%		k-m³/ha kuorineen *solid cu.m./ha incl. bark*	%
Etelä-Pohjanmaan — *South Ostrobothnia*						
Mänty — *Pine*	0.800	0.066	8.2	0.792	0.062	7.9
Kuusi — *Spruce*	0.994	0.119	12.0	0.963	0.111	11.6
Lehtipuut — *Hardwood* ..	0.633	0.042	6.7	0.606	0.040	6.6
Yhteensä — *Total*	2.427	0.162	6.7	2.361	0.152	6.4
Vaasa — *Vaasa*						
Mänty — *Pine*	0.667	0.108	16.1	0.654	0.100	15.2
Kuusi — *Spruce*	1.011	0.099	9.7	0.992	0.091	9.2
Lehtipuut — *Hardwood* ..	0.422	0.044	10.3	0.413	0.041	10.0
Yhteensä — *Total*	2.100	0.180	8.6	2.059	0.166	8.1
Koko tutkimusalue — *The whole study area*						
Mänty — *Pine*	0.754	0.057	7.5	0.745	0.053	7.1
Kuusi — *Spruce*	0.998	0.085	8.6	0.973	0.080	8.2
Lehtipuut — *Hardwood* ..	0.561	0.032	5.6	0.540	0.030	5.6
Yhteensä — *Total*	2.313	0.123	5.3	2.258	0.115	5.1

koisesti suuruusluokasta toiseen (ks. esim. liite 2, s. 119). Suoritetussa F-testissä ei eri suuruusluokkien hakkuumäärien keskiarvoille saatu kuitenkaan tilastollisesti merkitseviä eroja (ks. s. 53). Käytännön tarvetta palvelevien hakkuumääräestimaattien tarkkuus olisikin saatava useimmissa suuruusluokissa tässä tutkimuksessa saatuja paremmaksi. Se vaatisi kuitenkin edellä mainittuihin otoskokoihin verrattuna paljon suurempia otoksia.

6322. Tulosten suurentamisessa käytetty metsäala

Muiden kuin valtion metsien hehtaarikohtaisten hakkuumäärien laskennassa käytettiin perusjoukon metsäalana 15. 6. 1959 suoritetusta maatalouslaskennasta saatuja metsälösuuruusluokittaisia metsäaloja (taul. 3, s. 30). Yleisistä maatalouslaskennoista saadut metsäalat ovat kuitenkin yleensä osoittautuneet todellisia metsäaloja pienemmiksi (M. Ilvessalo, 1959 s. 6; vrt. myös Metsätilastoa I. 1967, taul. 1.1 s. 25 ja taul. 1.6 s. 29). Maatalouslaskennan luetteloista

Taulukko 24. Muiden kuin valtion metsien veroluokkiin I — V luetut metsäalat metsälösuuruusluokittain Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla.

Table 24. Forest areas of tax classes I — V, by forest-unit size classes in other than the state-owned forests in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia and Vaasa.

Metsälön suuruusluokka, ha *Forest-unit size classes, ha*	Piirimetsälautakunta — *Forestry board district*							
	Etelä-Pohjanmaa — *South Ostrobothnia*				Vaasa — *Vaasa*			
	Yksityismetsät *Private forests*		Kaikki metsät *All forests*		Yksityismetsät *Private forests*		Kaikki metsät *All forests*	
	1 000 ha	%	1 000 ha	%	1 000 ha	%	1 000 ha	%
0.01 — 4.99	20	2.6	20	2.5	10	2.4	10	2.3
5.00 — 19.99	172	22.6	173	21.4	107	26.8	108	25.5
20.00 — 49.99	305	40.0	307	37.9	191	47.6	192	45.2
50.00 — 99.99	172	22.6	175	21.6	76	18.9	77	18.1
100.00 — 199.99	67	8.8	71	8.7	13	3.3	17	4.0
200.00 — 299.99	16	2.1	19	2.4	2	0.6	4	1.0
300.00 — 499.99	6	0.8	11	1.4	1	0.2	5	1.1
500.00 — 999.99	3	0.4	14	1.8	—		4	0.8
1 000.00 +	1	0.2	19	2.3	—		9	2.0
Yhteensä — *Total*	763	100.0	809	100.0	400	100.0	424	100.0

saatujen metsälöiden alojen todettiin myös tässä tutkimuksessa poikenneen [1] metsälöiden todellisista aloista tilastollisesti erittäin merkitsevästi (ks. s. 67). Maatalouslaskennasta saatuja metsäaloja ei siten voitu käyttää tämän tutkimuksen piirimetsälautakunnittaisten hakkuumäärien laskennassa [2].

Metsämaan lähinnä oikeina metsäaloina on yleensä pidetty niitä metsäaloja, jotka on laskettu valtakunnan koko maa-alasta valtakunnan metsien inventoinneissa saaduilla piirimetsälautakunnittaisilla metsäisyyssadanneksilla. Viimeiset tällä tavoin lasketut metsäalat saadaan valtakunnan metsien III ja V inventoinneista (Y. Ilvessalo 1957, s. 16; Kuusela ym. 1969, s. 9). Viimeksi mainituissa inventoinneissa käytetty metsämaan käsite poikkeaa kuitenkin tämän tutkimuksen vastaavasta käsitteestä. Tulosten laskentavaiheessa eivät valtakunnan V inventoinnin pinta-alatiedot olleet myöskään vielä saatavissa. Muiden kuin valtion metsien hakkuumäärien laskennassa käytettiin tämän vuoksi valtakunnan metsien III inventoinnista saatuja metsäaloja. Samoja metsäaloja käytti myös Kuusela (1965, s. 4—5) Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueiden puuston koeinventoinnissa v. 1963. Koska tässä tutkimuksessa käytetyt otosmetsälöiden metsäalat laskettiin metsäverotuksessa veroluokkiin I — V kuuluneen metsämaan perusteella, oli edellä mainituista Kuuselan käyttämistä metsätalousmaan aloista kuitenkin vähennettävä metsäverotuksessa joutomaaksi luettu metsäala. Näin saadut muiden kuin valtion metsien piirimetsälautakunnittaiset kokonaisalat jaettiin edelleen metsälösuuruusluokkiin tämän tutkimuksen metsälöiden luetteloinnista saa-

[1] Yleensä ne olivat pienempiä.
[2] Hehtaarikohtaiset hakkuumäärät laskettiin metsälön tarkistetun alan perusteella.

tujen eri metsälösuuruusluokkien pinta-alojen suhteessa (ks. taul. 3 s. 30). Hakkuumäärien suurentamisessa käytetyt metsäalat nähdään taulukosta 24 (s. 71).

6323. Hakkuukertymän kokonaismäärät

Muiden kuin valtion metsien piirimetsälautakunnittaiset hakkuukertymän kokonaismäärät laskettiin kertomalla otoksesta lasketut metsälöiden suuruusluokittaiset hakkuumäärän hehtaarikeskiarvot (liite 2, s. 119) vastaavien suuruusluokkien metsäalan hehtaarimäärillä. Näin saadut suuruusluokittaiset hakkuukertymät, joita käytetään myös hakkuupoistuman käyttöpuuosan estimaatteina, esitetään taulukossa 25.

Vaikka eri metsäsuuruusluokkien hakkuukertymien vertailu ei kuulunut tämän tutkimuksen aihepiiriin, voidaan kuitenkin todeta, että valtaosa (noin 85 %) muiden kuin valtion metsien hakkuukertymästä koostui molempien piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla 5 — 100 ha:n metsälöiltä. Tässä yhtey-

Taulukko 25. Muiden kuin valtion metsien hakkuukertymä metsälöiden suuruusluokittain ja puulajeittain Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963.

Table 25. Removal from other than state owned forests, by forest-unit size classes and tree species, in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia and Vaasa 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963.

1 000 k-m³, kuorineen — *1 000 solid cu. m. incl. back*

Piirimetsälautakunta ja metsälöiden suuruusluokkaosite, ha *Forestry board district and forest-unit size classes, ha*	Puulaji — *Tree species*			
	Mänty *Pine*	Kuusi *Spruce*	Lehtipuut *Hardwood*	Yhteensä *Total*
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*				
0.01 — 4.99	1	23	6	30
5.00 — 19.99	122	218	124	464
20.00 — 49.99	271	324	177	772
50.00 — 99.99	145	125	115	384
100.00 — 199.99	52	44	45	141
200.00 — 299.99	17	18	8	44
300.00 — 499.99	6	8	5	18
500.00 — 999.99	10	13	7	30
1 000.00 +	16	8	4	28
Yhteensä — *Total*	641	780	490	1 910
Vaasa — *Vaasa*				
0.01 — 4.99	4	16	7	27
5.00 — 19.99	79	94	45	218
20.00 — 49.99	131	214	85	430
50.00 — 99.99	38	57	24	118
100.00 — 199.99	13	24	7	44
200.00 — 299.99	2	3	1	6
300.00 — 499.99	3	1	1	4
500.00 — 999.99	1	6	1	8
1 000.00 +	7	6	4	18
Yhteensä — *Total*	277	421	175	874

dessä lienee myös paikallaan viitata jo edellä (s. 70) mainittuun metsälösuuruusluokittaisten hakkuumäärien hehtaariarvojen suhteellisen vähäiseen tarkkuuteen. Suuruusluokittaisten hakkuukertymien laskennassa käytetyn metsäalan määritystapa aiheuttaa sekin epätarkkuutta, jonka vaikutusta tuloksiin ei kuitenkaan voida määrittää. Tämän vuoksi ei myöskään suuruusluokkien yhteiselle hakkuukertymälle esitetä tässä varmuusrajoja (ks. luku 73, s. 78).

Tutkimuksen eräänä tavoitteena oli määrittää tutkimuksen piiriin kuuluneiden kaikkien metsälöiden hakkuukertymän lisäksi erikseen myös yksityismetsälöiden hakkuukertymä. Metsälöiden suuruusluokittaisten estimaattien epätarkkuuden vuoksi suoritettiin mainittu jako kuitenkin vain piirimetsälautakunnittain metsälösuuruusluokkien yhteisestimaateista. Se nähdään taulukosta 28 (s. 75), jossa hakkuukertymät esitetään hakkuupoistuman käyttöpuuosan likiarvoina.

633. Hukkapuun määritys

Hakkuupoistuman määrittämiseksi oli sen käyttöpuuosan lisäksi tunnettava myös metsään jääneen hukkapuun määrä. Valtion metsien hukkapuun määrityksessä käytettiin piirimetsälautakunnittain samoja kuorellisen hakkuukertymän hukkapuuosuuksia (aset. 26), joita Metsäntutkimuslaitos käytti vuosien 1963 ja 1964 valtion metsien poistuman laskennassa (P. Hämäläinen 1965, s. 12; vrt. myös Kangas 1965, s. 14—17).

Asetelma 26. Hukkapuun osuus (%) valtion metsien hakkuukertymästä Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueilla vuosina 1963 ja 1964.

Table 26. Waste-wood percentage in the removal from state-owned forests in the Forestry Board District of South Ostrobothnia and Vaasa in 1963 and 1964.

Piirimetsälautakunta — *Forestry board district*	Mänty *Pine*	Kuusi *Spruce*	Lehtipuu *Hardwood*
Etelä-Pohjanmaa — *South Ostrobothnia*	14.7	11.0	37.5
Vaasa — *Vaasa*	14.7	14.3	27.5

Muiden kuin valtion metsien hukkapuun määristä ei tutkimusta aloitettaessa ollut saatavissa luotettavia tietoja. Hakkuutähteiden määritykseen tarjoutui kuitenkin tilaisuus, kun Metsäntutkimuslaitoksen metsänarvioimisen osasto suoritti samanaikaisesti tämän tutkimuksen kanssa osalla sen otosmetsälöitä metsävarojen koeinventoinnin (Kuusela 1965 ja Mäkinen 1966). Sen arvioimisryhmät keräsivät tämän kirjoittajan ohjeiden mukaan hakkuutähteiden määrityksessä tarvitun aineiston Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan alueella 103 metsälöltä ja Vaasan piirimetsälautakunnan alueella 59 metsälöltä.

Hakkuutähteiksi luettiin tässä tutkimuksessa kaikki runkopuu, joka Ilvessalon (1948) kuutioimistaulukoiden perusteella pystypuita kuutioitaessa olisi tullut luetuksi rungon kuutiomäärään, mutta oli hakkuussa jäänyt metsään.

Hakkuutähdesadannekset laskettiin aluksi puulajeittain ja läpimittaluokittain. Hakkuupoistumaan sovelletut puulajeittaiset hakkuutähdesadannekset laskettiin sen jälkeen painottamalla eri luokkien sadannekset inventointitutkimuksen otoksesta samoille läpimittaluokille lasketuilla poistuman kokonaismäärillä. Ne sisälsivät myös sen puun, joka mittaushetkellä metsässä olleesta hukkapuusta arvioitiin vielä myöhemmin otettavaksi käyttöpuuksi (ks. s. 36).

Tässä tutkimuksessa mitattiin vain se hukkapuu, joka maastossa voitiin kohdistaa kaadetun rungon kantoon. Muu hukkapuu, kuten pinojen aluspuut, metsään jäänyt valmis puutavara yms., jota ei voitu kohdistaa määrättyyn kantoon, jäi mittaamatta. Etelä-Pohjanmaan, Vaasan ja Keski-Pohjanmaan piirimetsälautakuntien alueilla kesällä v. 1968 suoritetun uuden hukkapuututkimuksen mukaan jäi tämän kaltaista hukkapuuta kaikista puulajeista noin 0.5 % hakkuupoistumasta (Mikkola 1969 taul. 3). Tässä tutkimuksessa saatuja hukkapuun osuuksia korotettiin sen vuoksi vielä 0.5 prosenttiyksiköllä. Näin saadut kuorellisesta hakkuupoistumasta lasketut hukkapuusadannekset muunnettiin lopuksi hakkuukertymään soveltuviksi. Ne nähdään asetelmasta 27.

Asetelma 27. Muiden kuin valtion metsien hakkuukertymään sovelletut hukkapuusadannekset.
Table 27. The waste-wood percentages applied to removal from other than the state-owned forests.

Piirimetsälautakunta — *Forestry board district*	Mänty *Pine*	Kuusi *Spruce*	Lehtipuut *Hardwood*
Etelä-Pohjanmaa — *South Ostrobothnia*	7.0	4.3	9.2
Vaasa — *Vaasa*	6.1	4.2	13.4

634. Hakkuupoistuma

Sekä valtion että muiden omistajaryhmien metsien hakkuupoistuman käyttöpuuosan estimaatteina on tässä tutkimuksessa käytetty hakkuuvuoden 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963 hakkuukertymän määriä. Koska ne on laskettu yleensä puiden luovutusmittauksissa todetuista tai kotitarpeisiin käytetyn puun käyttöpaikalla mitatuista määristä, ne ovat todellisen hakkuukertymän likiarvoja. Ne eivät sisällä puutavaraa, joka on hukkaantunut metsäkuljetuksessa. Hakkuupoistuman laskennassa tämä kuljetushäviö on tullut hukkapuuna huomioon otetuksi.

Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueiden hakkuupoistuman ja sen käyttöpuuosan määrät hakkuuvuonna 1962/63 esitetään taulukossa 28 (s. 75). Siitä nähdään, että kyseessä olevien alueiden hakkuupoistumat koostuivat lähes kokonaan otantatutkimuksen piiriin kuuluneista metsälöistä. Valtion metsien hakkuumäärän osuus koko hakkuupoistumasta oli ensiksi mainitulla alueella noin 2.5 % ja viimeksi mainitulla alueella noin 0.5 %. Otantatutkimuksella määritetystä hakkuupoistumasta muodosti taas yksityismetsien hakkuupoistuma kummallakin alueella valtaosan. Muiden kuin yksityismetsien osuus siitä oli vain runsaat 3 %.

Taulukko 28. Hakkuupoistuma ja sen käyttöpuuosa omistajaryhmittäin ja puulajeittain Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963.

Table 28. Drain from fellings and roundwood for use from fellings by ownership groups and tree species in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia and Vaasa 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963.

1 000 k-m³, kuorineen — *1 000 solid cu.m. incl. bark*

Piirimetsälautakunta ja metsänomistajaryhmä *Forestry board district and forest ownership group*	Hakkuupoistuman käyttöpuuosa *Roundwood for use from fellings*				Hakkuupoistuma *Drain from fellings*			
	Mä *Pine*	Ku *Spruce*	Le *Hard-wood*	Yht. *Total*	Mä *Pine*	Ku *Spruce*	Le *Hard-wood*	Yht. *Total*
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*								
Valtio — *State*	27	9	8	43	31	10	11	51
Muut kuin valtio *Other than state-owned*	641	780	490	1 910	685	813	535	2 034
Siitä: — *Of that:*								
— yksityiset — *private*	610	758	483	1 851	653	791	527	1 971
— yhtiöt [1] — *companies* [1]	11	9	3	23	11	9	3	24
— muut — *other*	20	13	4	37	21	13	5	39
Yhteensä — *Total*	668	788	498	1 954	716	823	546	2 085
Vaasa — *Vaasa*								
Valtio — *State*	1	2	2	4	1	2	2	5
Muut kuin valtio *Other than state-owned*	277	421	175	874	294	438	199	932
Siitä: — *Of that:*								
— yksityiset — *private*	267	405	169	841	283	422	192	897
— yhtiöt [1] — *companies* [1]	—	—	—	—	—	—	—	—
— muut — *other*	10	16	7	33	11	17	7	35
Yhteensä — *Total*	278	423	177	878	295	440	201	937

[1] Suomen Puunjalostusteollisuuden Keskusliittoon kuuluvien yhtymien metsien hakkuukertymä teollisuuden omien ilmoitusten mukaan.

[1] *Removal from forests belonging to member companies of the Central Association of Finnish Woodworking Industries, according to data supplied by the companies.*

7. TULOSTEN LUOTETTAVUUS

71. Otoksen peittävyys ja pinta-alatietojen epävarmuus

Edellä on osoitettu, että käytetyllä menetelmällä on mahdollista estimoida suurten alueiden hakkuupoistuma. Määritys voi kuitenkin sisältää useita virhemahdollisuuksia, jotka johtuvat aineiston epätäydellisestä peittävyydestä, poimintamenetelmästä, aineston keruusta ja käsittelystä sekä näytteen satunnaisvaihtelusta.

Periaatteessa kaikki tutkimusalueen metsälöt ja siten myös sen koko metsäala kuuluivat tutkimuksen piiriin. Muista kuin valtion metsistä otetun näytteen metsälösuuruusluokittainen kiintiöinti (ks. s. 27) ja hehtaarikohtaisten estimaattien laskenta suoritettiin v. 1959 maatalouslaskennasta saatujen pinta-alasuhteiden perusteella. Koska eri metsälösuuruusluokkien väliset pinta-alasuhteet ovat v. 1959 jälkeen voineet muuttua, saattoi se aiheuttaa harhaa myös piirimetsälautakunnittain laskettuihin hakkuumääräkeskiarvoihin. Eri metsälösuuruusluokkien hakkuumääräkeskiarvojen välille ei kuitenkaan saatu tilastollisesti merkitseviä eroja (ks. s. 53). Näin ollen eivät myöskään metsälösuuruusluokkien vähäiset pinta-alavirheet voine aiheuttaa vakavaa harhaa koko aineistosta laskettuihin hakkuukertymän keskiarvoihin.

Piirimetsälautakuntien hakkuukertymien laskennassa käytettiin valtakunnan metsien III linja-arvioinnissa v. 1951 — 53 arvioituja piirimetsälautakunnittaisia metsäaloja, jotka jaettiin metsälösuuruusluokkiin perusjoukon luetteloinnista saaduilla suhdeluvuilla. Niiden mahdollinen harhaisuus aiheutti sitä vastaavan harhan myös eri metsälösuuruusluokkien hakkuukertymissä. Piirimetsälautakuntien hakkuukertymän yhteisestimaattiin ei tällä harhalla ollut kuitenkaan vaikutusta.

Piirimetsälautakunnittaisten hakkuukertymien laskennassa aiheutti edellä mainittujen metsäalojen käyttö tulosten suurentamisessa epävarmuutta myös siksi, että metsäalat ja niistä omistajaryhmittäin lasketut osuudet olivat v:n 1953 jälkeen muuttuneet. Näitä muutoksia ei voitu määrittää tarkasti, koska alueella v. 1968 suoritetussa uudessa metsien (V) inventoinnissa metsämaan käsite ei ollut sama kuin III inventoinnissa. Valtakunnan metsien IV inventoinnissa (v. 1960—63), jossa metsäaloja ei määritetty piirimetsälautakunnittain, oli tässä käytetyn metsämaan käsitteen mukainen metsäala koko Etelä-Suomessa 236 000 ha pienempi kuin v. 1951—53 (T i i h o n e n 1968, taul. 3,

s. 8). Tällä perusteella ei kuitenkaan katsottu voitavan muuttaa laskelmissa käytettyjä piirimetsälautakunnittaisia metsäaloja yhdessä piirimetsälautakunnassa. Tästä aiheutunut harha ei myöskään voine olla kovin suuri.

Valtakunnan metsien inventoinneista saatujen metsäalojen käyttäminen otostulosten suurentamisessa aiheuttaa harhaa myös sen vuoksi, että asumusten välittömässä läheisyydessä sijaitsevaa, usein puita kasvavaa tonttimaata ei niissä ole luettu metsämaaksi. Vähäinen osa hakkuukertymästä koostuu myös pellon pientareilta ja ojien varsilta hakatusta puusta. Tämän kaltaisten alueiden pinta-aloista ei tietoja kuitenkaan ole saatavissa. Näistä syistä hakkuukertymään aiheutuva harha pyrittiin tutkimuksessa poistamaan siten, että haastattelussa tiedusteltiin koko tilan eikä vain siihen liittyneen metsälön hakkuukertymä. Kun metsälöittäiset hakkuukertymän hehtaarikeskiarvot laskettiin jakamalla tilan hakkuukertymä sen metsämaan alalla, ne sisälsivät myös metsämaaksi luetun alueen ulkopuolelta hakatun puun. Harhan merkitys lienee siten vähäinen.

72. Havaintoharhat

Muiden kuin valtion metsien hakkuukertymä estimoitiin haastattelussa metsälöittäin saatujen hakkuumäärän hehtaarikeskiarvojen perusteella. Nämä hehtaarikeskiarvot saatiin jakamalla metsälön tiedusteltu hakkuukertymä saman metsälön todellisella pinta-alalla. Niiden tarkkuus riippui siten paitsi tiedusteltujen hakkuumäärien myös pinta-alatietojen tarkkuudesta. Otosmetsälöiden metsäalan tarkistus pyrittiin sen vuoksi suorittamaan erityisen huolellisesti. Se aiheuttikin Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toiminta-alueella muutoksen 215 otosmetsälön luettelosta saatuun metsäalaan. Vaasan alueella oli vastaavia muutoksia 80. Näistä muutoksista oli edellisellä alueella 51 ja jälkimmäisellä alueella 21 sellaisia, että ne olisivat aiheuttaneet metsälön siirtymisen metsälösuuruusluokasta toiseen. Otosmetsälöiden tarkistetut pinta-alat poikkesivat myös χ^2-testissä tilastollisesti erittäin merkitsevästi sekä maatalouslaskennan että verovirastojen luetteloista saaduista metsäaloista. Tarkistettujen metsäalojen käyttö hehtaarikohtaisten hakkuumäärien laskennassa oli siten perusteltua. Tarkistuksen aiheuttamista metsäalan muutoksista huolimatta oli otosmetsälöt kuitenkin pidettävä siinä metsäalan mukaisessa suuruusluokassa, josta ne oli otokseen arvottu, koska näitä tarkistuksia vastaavia korjauksia ei tietojen puutteessa voitu tehdä koko perusjoukon pinta-aloihin. Näin ollen eivät myöskään metsälöiden nimelliset suuruusluokkaositteet kuvaa täsmällisesti niihin kuuluneiden metsälöiden metsäaloja. Muuta harhaa ei tämä metsäalojen epätarkkuus aiheuttanut.

Hakkuukertymän haastattelu- ja mittausmenetelmiä ja niissä esiintyneitä virhemahdollisuuksia on kuvattu luvussa 43 (s. 31). Tässä yhteydessä lienee

kuitenkin vielä syytä korostaa sitä merkitystä, joka haastattelijoiden henkilökohtaisella sopivuudella ja heidän huolellisella valmennuksellaan oli tutkimuksen onnistumiselle. Haastattelussa saatujen määrätietojen tarkkuutta arvioitaessa on lisäksi muistettava, että myyntipuun määristä voitiin kummankin piirimetsälautakunnan alueella yli 70 % kirjata mittaustodistuksista. Niidenkin myyntipuuerien määrissä, jotka kirjattiin haastateltavien muistitietojen perusteella, voitiin puutavaran ostajilta suoritetuissa tarkistuksissa todeta vain määrien pyöristyksestä aiheutuneita epätarkkuuksia. Myyntipuun määriä, jotka olivat kummankin tutkimusalueen koko hakkuukertymästä yli kaksi kolmannesta, voidaan näin ollen pitää erittäin luotettavina. Tämä ei kuitenkaan sulje pois mahdollisuutta, että haastateltavat ovat joko tahallaan tai tahtomattaan jättäneet ilmoittamatta joitakin puueriä, joiden määristä ei muutoinkaan ole saatu tietoja. Lisäksi on vielä muistettava, että myös mittauslain mukaisiin mittaustuloksiin sisältyy aina tietty virhemahdollisuus (esim. H e i s k a n e n 1968).

Noin kolmannes otoksesta mitatusta hakkuukertymästä oli ns. kotitarvepuuta. Tästä puusta voitiin noin kolmannes kirjata puutavaran joko teko- tai ajomittausten tuloksista. Loput kaksi kolmannesta eli runsaat 20 % koko hakkuukertymästä oli sen sijaan kirjattava etupäässä haastateltavan muistitietojen perusteella. Ehdottoman varmaa mielipidettä siitä, miten tarkasti tähän ryhmään kuuluneet hakkuuerät saatiin määritetyiksi, ei voida esittää. Haastattelijoiden käsityksen mukaan pyrkivät haastateltavat antamaan yleensä niin oikeita tietoja kuin he kykenivät. Muistin varassa annetuissa määrätiedoissa ei suoritetuissa tarkistusmittauksissa havaittu myöskään systemaattista määrien yli- tai aliarviointia. Kun lisäksi muistitiedot voitiin lähes kaikissa tapauksissa tarkistaa apumittauksin (ks. s. 36), voidaan haastattelussa saatuja määrätietoja pitää näiltäkin osin käytännön tarvetta ajatellen riittävän luotettavina. Samaan käsitykseen haastattelulla saatujen määrätietojen luotettavuudesta päädyttiin — eräin varauksin — myös v. 1964 — 65 puun käyttöä koskevassa haastattelututkimuksessa (E r v a s t i ym. 1969, s. 25 — 27).

73. Tulosten tarkkuus

Otoksesta lasketun estimaatin satunnaisvaihtelun tunnuslukuina käytetään varianssia (s^2), standardipoikkeamaa (s) ja keskiarvon keskivirhettä (ε). Tässä ne voitiin laskea ainoastaan muiden kuin valtion metsien otantatutkimuksessa estimoiduille hakkuukertymän hehtaarikeskiarvoille (ks. esim. taul. 23, s. 70 ja liitteet 2 — 5, s. 119—122).

Piirimetsälautakunnittaisten hakkuukertymien satunnaisvaihtelu johtuu edellä mainitun hehtaarikeskiarvojen satunnaisvaihtelun lisäksi myös piirimetsälautakunnan metsäalan estimaatin satunnaisvaihtelusta. Mikäli molempien toisistaan riippumattomien estimaattien suhteelliset keskivirheet tunnetaan,

saadaan niiden tulon eli tässä tapauksessa piirimetsälautakunnan hakkuukertymän suhteellinen keskivirhe kaavasta (20). (M a t e r n 1948 s. 85).

$$(20) \qquad \epsilon_{(xa)} = \sqrt{\epsilon^2(\bar{x}) + \epsilon^2(\bar{a})} \quad , \text{ jossa}$$

$\varepsilon(xa)$ = hakkuukertymän suhteellinen keskivirhe
$\varepsilon(\bar{x})$ = hakkuukertymän keskiarvon (k-m³/ha) suhteellinen keskivirhe
$\varepsilon(\bar{a})$ = metsäalan suhteellinen keskivirhe.

Piirimetsälautakunnittaisten hakkuukertymien laskennassa käytetyt metsäalat perustuvat valtakunnan metsien III inventoinnissa estimoituihin metsäaloihin. Tässä inventoinnissa saatiin Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toiminta-alueen kokonaismetsäalan suhteelliseksi keskivirheeksi 2.2 %. Vaasan piirimetsälautakunnan alueella oli vastaava prosenttiluku 2.4 (I l v e s s a l o 1956, taul. 85, s. 197). Eri metsänomistajaryhmille ei piirimetsälautakunnittaisia metsäalan keskivirheitä siinä laskettu. Nyt suoritetun otantatutkimuksen keskivirhe voidaan siten laskea vain jos oletetaan, että muiden kuin valtionmetsien metsäalan suhteellinen keskivirhe on sama kuin kaikkien metsien yhteensä. Kun valtion metsien hakkuukertymän osuus koko hakkuukertymästä oli kummallakin tutkimusalueella varsin pieni (0.5 % ja 2.5 %), ei sen vaikutus koko hakkuukertymän satunnaisvaihteluun voi olla merkittävä. Otantatutkimuksessa laskettuja tunnuslukuja voitaneen siten käyttää vaaratta koko hakkuukertymälle.

Taulukko 29. Hakkuukertymä ja sen keskivirhe puulajeittain Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toiminta-alueilla 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963.

Table 29. Removal and standard error, by tree species, in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia and Vaasa 1. 6. 1962 — 31. 5. 1963.

Piirimetsälautakunta ja puulaji *Forestry board district and tree species*	Hakkuukertymä *Removal*	Keskivirhe *Standard error*	
	1 000 k-m³, kuorineen *1 000 solid cu.m. incl. bark*		%
Etelä-Pohjanmaa — *South Ostrobothnia*			
Mänty — *Pine*	668	55	8.2
Kuusi — *Spruce*	788	93	11.8
Lehtipuut — *Hardwood*	498	35	7.0
Yhteensä — *Total*	1 954	132	6.8
Vaasa — *Vaasa*			
Mänty — *Pine*	278	43	15.4
Kuusi — *Spruce*	423	40	9.5
Lehtipuut — *Hardwood*	177	18	10.3
Yhteensä — *Total*	878	74	8.4

Taulukossa 28 (s. 75) esitetyille hakkuukertymän puulajeittaisille määrille edellä mainitulla tavalla lasketut suhteelliset ja absoluuttiset keskivirheet esitetään taulukossa 29 (s. 79). Siitä nähdään, että piirimetsälautakunnittaiset hakkuukertymien suhteelliset keskivirheet ovat vain hieman taulukossa 23 (s. 70) esitettyjä hakkuukertymän hehtaarikeskiarvojen suhteellisia keskivirheitä suuremmat. Koko hakkuukertymän ja siten myös hakkuupoistuman käyttöpuuosan estimoinnissa saavutettiin näin ollen tutkimukselle asetettu tarkkuusvaatimus. Koska hukkapuumäärien satunnaisvaihtelua ei ole määritetty, ei sitä voida määrittää myöskään koko hakkuupoistumalle.

74. Tulosten vertailu puunkäyttötutkimuksen tuloksiin

Metsäntutkimuslaitos on laskenut metsätase- ym. laskelmissa käytetyt alueittaiset poistuman määrät noin kymmenen vuoden väliajoin (v. 1927, 1938, 1955 ja 1964 — 65) suoritetuilla puunkäyttötutkimuksilla määritetyistä puun käytön määristä (Saari 1934; Osara ym. 1948; Pöntynen 1963; Ervasti ym. 1969). Välivuosina on poistuma laskettu käyttömääristä, jotka on saatu osittain muista tilastoista (esim. teollisuustilasto ja ulkomaankauppatilasto) tai erillistutkimuksista (esim. liikenteen ym. puunkäyttö) sekä varsin suurelta osalta (erityisesti polttopuusta) aiempien vuosien tietojen perusteella. Koko maan käyttömäärät on jaettu hakkuualueisiin vain eräinä vuosina suoritetuilla erilliselvittelyillä ja olettaen aluejakautuma välivuosina muuttumattomaksi. Näin laskettuihin alueittaisiin puun käyttö- ja hakkuumääriin liittyy siten melkoisia virhemahdollisuuksia. Lisäksi on muistettava, että saman vuoden todelliset puun käyttö- ja hakkuumäärät voivat vain poikkeustapauksissa olla samat.

Vaikkakaan tässä tutkimuksessa saadut piirimetsälautakunnittaiset hakkuumäärät eivät ole tarkalleen vertailukelpoisia puun käytöstä johdettuihin hakkuumääriin, on niiden vertailu mielenkiintoista. Koska puun hakkuun ja käytön välinen aika on yleensä 1/2 — 1 vuotta, on tässä tutkimuksessa laskettujen poistumaestimaattien vertailukohteeksi (taul. 30, s. 81) valittu kalenterivuoden 1963 puun käytöstä lasketut poistuman määrät. Vertailuja varten on tilastosta[1] kuorettomina kiintokuutiometreinä saadut määrät muunnettu kuorellisiksi olettaen kuoren osuudeksi kaikilla puulajeilla 14 % kuorellisen puun määrästä.

Taulukosta 30 nähdään, että hakkuupoistuma on Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan toiminta-alueella saatu molemmissa toisistaan täysin riippumattomissa määrityksissä samaksi. Vaasan piirimetsälautakunnan alueella on puun käytöstä laskettu hakkuupoistuma sen sijaan lähes kolmanneksen (30.8 %) tässä tutkimuksessa saatua suurempi. Mikäli tässä tutkimuksessa hakkuukerty-

[1] Metsäntutkimuslaitoksen arkisto.

Taulukko 30. Estimoidun hakkuupoistuman vertailu puun käytöstä laskettuun hakkuupoistumaan.

Table 30. Estimated drain from fellings compared with drain from fellings calculated on the basis of wood consumption.

1 000 k-m³, kuorineen — *1 000 solid cu.m. incl. bark*

Selitys *Explanation*	Piirimetsälautakunta — *Forestry board district*							
	Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*				Vaasa *Vaasa*			
	Mä *Pine*	Ku *Spruce*	Le *Hard-wood*	Yht. *Total*	Mä *Pine*	Ku *Spruce*	Le *Hard-wood*	Yht. *Total*
1. Hakkuupoistuma 1962/63 *Drain from fellings 1962/63*	716	823	546	2 085	295	440	201	937
2. Hakkuupoistuma 1963 *Drain from fellings 1963*	590	764	728	2 082	321	473	432	1 226
3. Erotus 1—2 *Difference 1—2*	126	59	—182	3	—26	—33	—231	—289
4. Erotus 1—2 % 1:stä *Difference 1—2 as % of 1*	17.6	7.1	—33.3	0.1	—8.8	—7.5	—114.9	—30.8

mälle estimoitua suhteellista keskivirhettä sovelletaan sellaisenaan myös hakkuupoistumaan [1], on edellä mainittu ero erittäin merkitsevä.

Tulosten puulajeittaisessa tarkastelussa havaitaan Vaasan piirimetsälautakunnan alueen hakkuupoistuman estimaattien eron johtuneen lähes kokonaan lehtipuiden estimaattien erosta. Käytön perusteella laskettu lehtipuiden hakkuupoistuma oli v. 1963 yli kaksinkertainen tämän tutkimuksen vastaavaan poistumaan verrattuna. Männyn ja kuusen hakkuupoistumien vastaavat erot (8.8 % ja 7.5 %) eivät olleet merkitseviä.

Myös Etelä-Pohjanmaan piirimetsälautakunnan alueella on puun käytöstä laskettu lehtipuiden hakkuupoistuma erittäin merkitsevästi (33.3 %) tämän tutkimuksen vastaavaa määrää suurempi. Männyn ja kuusen määrät on sen sijaan tässä tutkimuksessa saatu suuremmiksi kuin käytön perusteella laskettuina. Niiden erot eivat kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä.

Vuoden 1963 puun käytöstä lasketusta lehtipuiden hakkuupoistumasta oli molempien piirimetsälautakuntien alueilla yli 90 % kiinteistöjen käyttämää polttopuuta. Tämän puuerän puulajeittaiset määrät on saatu interpoloimalla ne suoraviivaisesti puunkäyttötutkimusten perusvuosien (v. 1955 ja 1965) vastaavista määristä. Niiden tarkkuus riippuu siten perusvuosien käyttömäärien estimointitarkkuuden lisäksi myös siitä, miten hyvin edellä mainittu suoraviivainen interpolaatio vastaa todellisten käyttömäärien kehitystä. Ervastin mukaan lienee polttopuun käyttö koko maassa kuitenkin supistunut 1950-luvulla tuntuvasti hitaammin kuin 1960-luvulla (Ervasti ym. 1968, s. 10 — 11). Maan eri

[1] Hukkapuun keskivirheitä ei ole määritetty.

osa-alueilla on tämä kehitys saattanut lisäksi poiketa huomattavastikin koko maan polttopuun käytön kehityksestä.

Puun käyttömäärän estimaattien tarkkuuslaskelmia ei vuodelta 1955 suoritettu. Vuonna 1965 oli kaupunkien ja kauppaloiden kiinteistöjen puun käytön suhteellinen keskivirhe 27 % koko siinä suuralueessa, joka käsitti läntisen rannikkoalueen ja lähes koko Pohjois-Suomen. Maalaiskunnissa vastaava keskivirhe oli Etelä-Pohjanmaalla 13 % ja Vaasan piirimetsälautakunnassa 24 % (E r v a s t i ym. 1969, taul. 7, s. 71). Ne olivat siten paljon tämän tutkimuksen vastaavia suhteellisia keskivirheitä suuremmat (ks. taul. 30, s. 81). Puulajeittain ei keskivirhelaskelmia kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksessa laskettu. Tässä tutkimuksessa (ks. taul. 29 s. 80) saadun kokemuksen mukaan saattaa kuitenkin yhden puulajin suhteellinen keskivirhe olla kaksinkertainen kaikkien puulajien yhteiseen keskivirheeseen verrattuna. Lisäksi on muistettava, että teollisuuden käyttämän puun hakkuualueittaisiin laskelmiin sisältyy puumäärien jakoperustana käytetyn v:n 1962 markkinapuun hankintamäärätutkimuksen raakapuun jakaumissa mahdollisesti esiintyneet virheet (ks. G r ö n l u n d ym. 1966, s. 9 ja P a l o 1969, taul. 4133, s. 64).

Vuosien 1964 — 1965 kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksen tulostarkkuutta tarkasteltaessa on lisäksi otettava huomioon, että otannan kaksiasteisuudesta huolimatta sen tarkkuuslaskelmat suoritettiin otoksen pienuuden vuoksi aluksi niin, kuin kyseessä olisi ollut yksiasteinen otanta. Näin saadut piirimetsälautakunnittaiset tulokset korjattiin maalaiskuntien viljelmien osa-aineistosta kaikille kiinteistöryhmille ja kaikille piirimetsälautakunnille yhteisesti lasketulla keskiarvon keskivirheen korjauskertoimella (= 1.5) vastaamaan kaksiasteisen otannan estimaatteja. Yhden piirimetsälautakunnan alueella tämä korjauskerroin, joka perustuu osittain harkintaan (E r v a s t i ym. 1969, s. 36), saattaa siten poiketa huomattavasti alueen oikeasta korjauskertoimesta.

Erityisesti Vaasan piirimetsälautakunnan toiminta-alueella ovat v. 1964 — 65 kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksen tulokset otoksen pienuuden vuoksi huomattavan epävarmoja. Tässä tutkimuksessa näet todettiin, että kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksessa alueella olleiden ainoiden otoskuntien, Purmon ja Närpiön, yhteinen hakkuumäärän hehtaarikeskiarvo (4.093 k-m³) oli lähes kaksinkertainen koko piirimetsälautakunnan keskiarvoon (2.100 k-m³) verrattuna. Puunkäyttötutkimuksessa lasketun v:n 1965 kokonaispoistuman perusteella saadaan myös tämän alueen hehtaaria kohden laskettu kuoreton kokonaispoistuma (3.32 k-m³/ha) huomattavasti suuremmaksi kuin siihen rajoittuvien piirimetsälautakuntien alueilla keskimäärin (2.47 k-m³/ha) ja koko maassa (2.61 k-m³/ha). Yksinomaan viljelmien käyttämän puun määrä, joka suurimmalta osaltaan oli polttopuuta, saatiin kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksessa Vaasan piirimetsälautakunnan toimialueella vuosina 1964 (400 000 k-m³) ja 1965 (373 000 k-m³) huomattavasti suuremmaksi kuin tässä tutkimuksessa laskettu metsälöiden omistajien kotitarvekäyttöön hakkuuvuonna 1962 — 63 hakatun puun määrä (270 000 k-m³).

Edellä esitetyillä perusteilla näyttää ilmeiseltä, että tämän ja kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksen tulosten vertailussa havaitut (taul 30, s. 81) lehtipuiden hakkuumäärien erot johtuvat suurelta osalta kiinteistöjen puunkäyttötutkimuksessa saaduista todellisia suuremmista käyttömääristä.

8. MENETELMÄN SOVELTAMINEN VALTAKUNNAN METSIEN POISTUMAN MÄÄRITYKSESSÄ

81. Hakkuupoistuman määritys

Tutkimus osoitti, että tässä käytetyllä menetelmällä on mahdollista määrittää suurten alueiden vuotuinen hakkuupoistuma käytännön tarpeisiin riittävän tarkasti. Koska poistuman hukkapuun osuudet on Suomessa määritetty lähes kaikissa piirimetsälautakunnissa v. 1966 — 69[1] (M i k k o l a 1969), ei niiden tutkiminen ole lähivuosina tarpeen. Tässä voidaan siten rajoittua poistuman käyttöpuuosan määritykseen.

Vuotuisen hakkuupoistuman käyttöpuuosa sisältää määrättynä vuonna kaadetun ja puutavaraksi valmistetun puun lisäksi myös sen puun, joka ko. vuonna on jäänyt hakkuutähteeksi mutta otettu myöhemmin käyttöpuuksi. Valtion metsissä on K a n g a s (1966 s. 110) todennut tämän keräyspuun osuuden hakkuukertymästä olleen v. 1954 — 58 hyvin vähäinen, keskimäärin 0.7 %. Tämän tutkimuksen otoksesta laskettuna (ks. taul. 7, s. 41) saatiin vastaavaksi osuudeksi noin 1 %. Tutkimusvuoden poistumaan luetun keräyspuun määrä oli lisäksi lähes samansuuruinen kuin saman vuoden hakkuukertymään sisältynyt aiempien vuosien poistumasta metsään jäänyt keräyspuun määrä. Myös Metsäntutkimuslaitoksen suorittamissa hukkapuututkimuksissa saatu kokemus (M i k k o l a 1969) tukee edellä mainittuja tuloksia. Tiettynä vuonna mitatun hakkuukertymän määrää voidaan siten vaaratta käyttää saman vuoden hakkuupoistuman käyttöpuuosan määrän likiarvona. Koska metsälöillä tapahtuva keräyspuun erillinen määritys on useasti verraten epävarmaa ja työlästä, sen pois jättäminen yksinkertaistaa huomattavasti tutkimusaineiston keruuta.

82. Tutkimusmenetelmä

821. Menetelmän rajoitus

Koko valtakuntaa käsittävän metsätalouden suunnittelun tulee ottaa huomioon maan eri osa-alueiden, esimerkiksi piirimetsälautakuntien toimialueiden,

[1] Koillis-Suomen ja Lapin piirimetsälautakuntien toimialueiden hukkapuun määritys suoritetaan v. 1971.

erikoispiirteet. Käytettävissä olevien tietojen tulee tällöin antaa riittävän luotettava kuva erikseen jokaisesta osa-alueesta. Poistuman määrityksessä tämä merkitsee sitä, että tutkimuksen suunnittelu ja käytettävän otoksen suuruuden määritys on suoritettava näiden osa-alueiden tuloksille asetettujen tarkkuusvaatimusten perusteella (E r v a s t i ym. 1968, s. 6). Valtakunnan koko poistuman määrityksessä tarvittavan otoksen suuruus ja sillä saavutettu tarkkuus määräytyvät siten em. osa-alueiden vaatimusten seurauksina. Tästä tutkimuksesta saatujen tulosten yhteenvetona esitetään seuraavassa ehdotus valtakunnan metsien poistuman määrityksessä käytettävästä menetelmästä.

Valtion metsien poistuma voidaan määrittää kokonaistiedustelulla vain metsähallituksen, Metsäntutkimuslaitoksen, puolustusvoimien sekä asutushallituksen hallussa olevista metsistä. Tuoreimman saatavissa olevan tilaston mukaan oli näiden metsien osuus v. 1965 valtion metsien kokonaisalasta 99 % (U u s v a a r a, 1969, taul. 3, s. 21). Valtion omistamien muiden metsien jakautuminen lukuisiin itsenäisiin talouskeskuksiin aiheuttaa sen, että ne tulisi liittää muiden kuin valtion metsien otantatutkimukseen. Piirimetsälautakunnittaiset hakkuukertymät määritetään siten kahdella toisistaan erillisellä osatutkimuksella seuraavasti:

1. Asutushallituksen, metsähallituksen, Metsäntutkimuslaitoksen ja puolustusvoimien hallinnassa olevista metsistä kerätään hakkuumäärien ja pinta-alojen piirimetsälautakunnittaiset kokonaisaineistot ko. virastoista.
2. Muiden kuin edellä mainittujen metsien hakkuukertymä määritetään piirimetsälautakunnittain poimitusta metsälöotoksesta.

Mikäli kohdassa 2 mainittujen metsälöiden hakkuukertymä halutaan estimoida omistajaryhmittäin ja niille asetetaan koko metsälöryhmälle 2 edellytetty tarkkuusvaatimus, olisi otoksen lukumäärää lisättävä lähes samassa suhteessa, kuin missä omistajaryhmien lukua lisätään. Käytännön tarpeita ajatellen se lisäisi kuitenkin kohtuuttomasti kustannuksia. Tämän vuoksi on näiden metsien poistuman estimoinnissa edullista käyttää tämän tutkimuksen kiintiöintimenettelyä, jolloin o t o k s e n s u u r u u s m ä ä r i t e t ä ä n k a i k k i e n o t a n t a t u t k i m u k s e n p i i r i i n k u u l u v i e n m e t s ä l ö i d e n y h t e i s e s t i m a a t i l l e a s e t e t u n t a r k k u u s v a a t i m u k s e n p e r u s t e e l l a. Koska yksityismetsälöiden osuus muiden kuin edellä mainittujen valtion metsien yhteisestä metsäalasta on Etelä-Suomessa n. 85 % ja Pohjois-Suomessa n. 90 % (U u s v a a r a 1969, taul. 3, s. 29), voidaan myös niiden estimaatit laskea niitä koskevasta osaotoksesta lähes samalla tarkkuudella kuin kaikkien otantatutkimuksen piiriin kuuluvien metsälöiden yhteisestimaatit (ks. taul. 23, s. 70).

Suomen Puunjalostusteollisuuden Keskusliitto kerää vuosittain jäsenyhtiöittensä omistamien metsien hakkuukertymästä totaalitilastoa. Se peittänee noin 95 % teollisuuden omistamista metsistä. Näyttäisi siten edulliselta jättää nämä metsät otantatutkimuksen ulkopuolelle. Tämä tutkimus kuitenkin osoitti,

että tähän tilastoon luettujen metsien tunnistaminen metsälöluetteloista oli epävarmaa, joten myös ne tulisi liittää otantatutkimukseen. Hakkuukertymän omistajaryhmittäisissä laskelmissa voidaan totaalitilastosta saatavat hakkuumäärät erottaa otoksen perusteella lasketusta hakkuukertymästä. Tutkimuksen omistajaryhmittäinen jako muodostuu siten seuraavaksi:

1. Valtion metsät, joihin luetaan asutushallituksen, metsähallituksen, Metsäntutkimuslaitoksen ja puolustuslaitoksen hallinnassa olevat metsät.
2. Muut metsät
   21. Yksityismetsät
   22. Suomen Puunjalostusteollisuuden jäsenyhtiöiden metsät
   23. Otantatutkimuksen piiriin luetut muut metsät.

Otantatutkimuksella hehtaaria kohti laskettujen hakkuukertymien estimaattien tarkkuus voidaan määrittää luotettavasti vain ryhmästä 2 ja alaryhmästä 21. Kun metsien inventointitutkimuksissa on määritetty vain koko metsäalan estimointitarkkuus, ei hakkuupoistuman kokonaismäärän estimaateille voida laskea ehdottoman varmoja tarkkuusrajoja. Luvussa 73 (s. 78) on kuitenkin osoitettu, että metsäpinta-alan vaikutus piirimetsälautakunnan hakkuukertymän estimaatin tarkkuuteen oli tässä tutkimuksessa lähes merkityksetön.

822. Otantamenetelmä ja sen vaatimat otoskoot

Piirimetsälautakunnittaisessa hakkuukertymän määrityksessä osoittautui yksiasteinen otantamenetelmä sekä tulostarkkuus että tutkimuskustannukset huomioon ottaen käytettyä kaksiasteista menetelmää tehokkaammaksi. Koska myös koko valtakunnan hakkuukertymän määritys on suoritettava piirimetsälautakuntien toimialueittain tai jonkin muun sitä vastaavan aluejaon mukaisesti, on yksiasteinen poimintamenetelmä erityisesti tällöin kaksiasteista käyttökelpoisempi.

Tässä tutkimuksessa käytettyjen metsälösuuruusluokkien hakkuumäärän keskiarvojen (k-m³/ha) erot eivät olleet merkitseviä. Metsälöiden suuruusluokkaositus ei myöskään parantanut tulosten tarkkuutta. Optimaalisella kiintiömenetelmällä otos olisi kuitenkin saatu tässä käytettyä tehokkaammaksi. Tutkimus osoitti lisäksi, että hakkuukertymän metsälösuuruusluokittainen estimointi lisäisi piirimetsälautakunnittaisten otosten kokoa huomattavasti. Esimerkiksi hakkuukertymän (k-m³/ha) metsälösuuruusluokittainen ja puulajeittainen määritys tässä edellytetyllä tarkkuudella [1] vaatisi Etelä-Pohjanmaalla 7 773 metsälön ja Vaasan alueella 4 784 metsälön otoksen. Kaikkien metsälösuuruusluokkien yhteiset puulajeittaiset estimaatit olisi sen sijaan mahdollista määrittää optimaalista kiintiöintimenetelmää käytettäessä samalla tarkkuudella edellisellä alueella 1 278 ja jälkimmäisellä alueella 895 metsälön otoksesta. Kaik-

[1] Suhteellinen keskivirhe 10 %, todennäköisyyden ollessa 90 %.

kien metsälösuuruusluokkien ja kaikkien puulajien yhteiset piirimetsälautakunnittaiset estimaatit saadaan tässä edellytetyllä tarkkuudella 420 ja 329 metsälön otoksista. Tarkkuudeltaan heikoimman puulajiestimaatin suhteellinen keskivirhe olisi silloin vähän alle 20 %.

Koko valtakunnan hakkuupoistuman laskennassa hakkuukertymän metsälösuuruusluokittainen määritys edellä mainitulla tarkkuudella ei liene mielekästä sen vaatiman suuren otoksen vuoksi. Metsätalouden suunnittelussa on kuitenkin tarkkojen alueittaisten ja puulajeittaisten poistumaestimaattien tarve tullut entistä suuremmaksi. Koska puun käytöstä erityisesti eri puulajeille johdetut alueittaiset poistumaestimaatit saattavat olla huomattavan virheellisiä (esim. E r v a s t i ym. 1968, s. 6 — 13) eikä niiden tarkkuutta voida määrittää, näyttää myös koko valtakunnan hakkuukertymän (poistuman) puulajeittainen määritys piirimetsälautakunnittain poimitusta metsälöotoksesta tarpeelliselta.

Vaikkakin valtakunnan hakkuukertymän määrityksessä luovutaan metsälösuuruusluokittaisista tarkkuusvaatimuksista, on otoksen metsälösuuruusluokittainen kiintiöinti sen tarkkuuden kannalta edullista. Optimaalisen kiintiöintimenetelmän edellyttämät hakkuukertymän metsälösuuruusluokittaiset hajonnat on tässä tutkimuksessa laskettu kuitenkin vain Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan piirimetsälautakuntien toimialueilta (liitteet 2—5 s. 119—122). Muiden lautakuntien alueilta ei niitä ole koskaan määritetty. Koska saman metsälösuuruusluokan hajonta saattaa vaihdella suuresti maan eri osissa, ei tämän tutkimuksen tuloksia voida käyttää muiden piirimetsälautakuntien otoksien kiintiöinnissä. Hajonnan suuruus tulisi siten estimoida piirimetsälautakunnittain. Maataloushallituksen kesällä v. 1970 suorittamassa maatalouden otantatiedustelussa (Komiteamietintö 1970: B 23) kysyttiinkin tämän vuoksi myös viljelmien hakkuumääriä hakkuuvuonna 1969 — 70. Kyselystä saatavat tiedot eivät kuitenkaan olleet käytettävissä tämän tutkimuksen kirjoitusvaiheessa.

Ennen kuin hakkuukertymän metsälösuuruusluokittaiset hajonnat on määritetty alueittain, ei koko maan hakkuukertymän määrityksessä tarvittavan piirimetsälautakunnittain optimaalisesti kiintiöidyn otoksen suuruutta voida tarkoin määrittää. Tästä tutkimuksesta sekä H o l o p a i s e n (1959) suorittamasta markkinapuun luovutusmäärien määrityksestä saatujen tulosten perusteella voidaan siitä kuitenkin tehdä karkea arvio.

Arviota tehtäessä voidaan aluksi todeta, että koska piirimetsälautakuntien toimialueilla metsälöiden lukumäärät ovat suuret (n. 10 000 — 20 000), niiden vaihtelulla on vain vähäinen merkitys piirimetsälautakunnittaisten otoksien suuruuteen. Otoskoot määräytyvät siten lähes kokonaan tunnetun varianssin ja estimaatilta vaaditun tarkkuuden perusteella (ks. kaava (17), s. 60).

Tämän tutkimuksen maantieteellistä tutkimusaluetta valittaessa lähdettiin olettamuksesta, että hakkuumäärien satunnaisvaihtelu oli siellä suurempi kuin keskimäärin muiden piirimetsälautakuntien toimialueilla. Hakkuukertymän variaatiokerroin eli suhteellinen keskihajonta saatiin kuitenkin tässä — samoin

kuin Holopaisen (1959) suorittamassa luovutusmäärien määrityksessä hakkuuvuodelta 1955 — 56 — Vaasan alueella pienemmäksi kuin Etelä-Pohjanmaalla (liite 4, s. 121). Holopaisen tutkimuksessa Vaasan alueen variaatiokerroin oli lisäksi vain vähän suurempi kuin kaikkien piirimetsälautakuntien vastaava kerroin keskimäärin. Tällä perusteella voidaan tehdä karkea oletamus, että valtakunnan hakkuukertymän määrityksessä piirimetsälautakuntien alueiden — tai niitä sopivasti yhdistäen muodostettujen alueryhmien — keskimääräiset otoskoot ovat suunnilleen samat kuin tässä tutkimuksessa Vaasan piirimetsälautakunnan alueelle lasketut vastaavat otoskoot (s. 86). Valtakunnan hakkuukertymän piirimetsälautakunnittainen määritys epätarkimman puulajiestimaatin suhteellisen keskivirheen ollessa 90 %:n todennäköisyydellä enintään 10 % vaatisi tällöin noin 17 000 metsälön otoksen. Kaikkien puulajien yhteinen hakkuukertymä voidaan sen sijaan estimoida piirimetsälautakunnittain samalla tarkkuudella noin 6 250 metsälön otoksesta, jolloin koko valtakunnan hakkuukertymäestimaatin suhteellinen keskivirhe olisi noin 2 %. Epätarkimman piirimetsälautakunnittaisen puulajiestimaatin tarkkuus olisi silloin vähän alle 20 %. Piirimetsälautakuntien toiminta-alueita sopivasti yhdistäen voidaan otoskokoa kuitenkin pienentää edellisistä lähes samassa suhteessa kuin itsenäisten määritysalueiden lukumäärää pienennetään.

Hakkuupoistuman määritysmahdollisuudet samoin kuin määrityksen tarkkuus riippuvat käytännössä tarkoitukseen saatavista varoista. Sen vuoksi on seuraavassa laskettu edellä esitetyllä menetelmällä suoritetun hakkuupoistuman määrityksen kustannukset vuoden 1970 palkkatason mukaisesti. Laskelmassa edellytetään otoksesta määritetyn piirimetsälautakunnittaisen puulajien yhteisestimaatin tarkkuus samaksi kuin edellä. Valtion ja Suomen Puunjalostusteollisuuden Keskusliiton jäsenyhtiöiden metsien hakkuukertymien määrät oletetaan tässä saatavaksi suoraan ao. keskusvirastoista, joten niiden määritys ei aiheuta lisäkustannuksia. Tutkimuksen kustannusarvio on seuraava.

1. Tutkimuksen suunnittelu ja johtaminen		36 000:—
2. Perusjoukkojen määritys ja luettelointi maataloushallituksen arkistosta		5 300:—
3. Otoksen arvonta ja otosluettelojen teko		5 700:—
4. Kenttätyöt		
— Haastattelijoiden koulutus	7 500:—	
— Haastattelut (15 haastattelijaa 5 kk).		
— Palkat, lomakorvaukset ja sos.turvamaksut	101 000:—	
— Matkakorvaus ja päivärahat	77 000:—	
— Haastattelun valvonta		
— Palkka (6 kk) ja sos.turvamaksu	12 000:—	
— Matkakorvaus ja päivärahat	6 500:—	204 000:—
5. Tulosten laskenta		
— Palkat ja sos.turvamaksut	17 000:—	
— Tietokoneohjelmointi ja -laskenta	12 000:—	29 000:—
6. Lomakkeiden painatus ja tarvikkeet		3 000:—
Yhteensä		mk 283 000:—

Hakkuukertymän piirimetsälautakunnittainen määritys tulisi tämän mukaan maksamaan 283 000 markkaa. Metsäntutkimuslaitoksen metsäekonomian osasto käytti yksinomaan puunkäyttötutkimuksiin ja poistuman määritykseen varoja vuonna 1965 noin 305 000 mk ja vuonna 1966 noin 375 000 mk. Valtaosa näistä varoista kului etupäässä kiinteistöjen polttopuun käytön määritykseen noin 4 800 kiinteistön tai rakennuksen otoksesta (E r v a s t i ym. 1969). Koska tässä esitetyllä menetelmällä saadaan poistuman alueittainen määritys huomattavasti luotettavammaksi kuin puun käytöstä johdettuna, on sen toteutuksen kustannusarviota pidettävä edullisena.

KIRJALLISUUSLUETTELO — REFERENCES

Ervasti, Seppo, Heikinheimo, Lauri, Holopainen, Viljo, Kuusela, Kullervo, Siren, Gustaf 1964. Suomen metsien kehitys vuosina 1964—2000. Ennusteita Suomen metsien poistuman, puuston ja kasvun kehityksestä sekä ehdotus metsätalouden kestävyyden vaatimaksi metsänhoito-ohjelmaksi. Komiteamietintö no. 1964: A16. Helsinki 1965.

—»— 1965. The development of Finland's forests in 1964—2000. Memorandum to the Economic Council. Helsinki.

Ervasti, Seppo, Huttunen, Terho 1967. Suomen puunkäyttö vuonna 1965 ja ennakkotietoja vuodelta 1966. Summary: Wood utilization in Finland in 1965 and preliminary data for the year 1966, FF. 35. Helsinki.

Ervasti, Seppo, Kuusela, Kullervo 1968. Suomen metsätase vuosina 1953—66. Summary: Forest balance of Finland in 1953—66. FF. 49. Helsinki.

Ervasti, Seppo, Salo, Esko, Seppälä, Risto, Tiililä, Pekka 1969. Survey of the utilization of roundwood and fuel on real estates in Finland. Methods and results for 1964—66 and plan for 1970. MTJ. 68. 6. Helsinki.

Ervasti, Seppo, Heikinheimo, Lauri, Kuusela, Kullervo, Mäkinen, Veikko 1969a. Suomen metsä- ja puutalouden tuotantomahdollisuudet vuosina 1970—2015. Talousneuvosto. Moniste. Helsinki.

—»— 1970. Forestry and forest industry production alternatives in Finland, 1970—2015. FF. 88. Helsinki.

Eskola, Antti 1967. Sosiologian tutkimussuunnitelmat II. Porvoo.

Freese, Frank 1962. Elementary forest sampling. Agriculture handbook no. 22. U.S. Department of Agriculture. Forest service. Washington D.C. 1962.

Grönlund, Seppo, Kurikka, Juhani 1966. Markkinapuun alueittaiset hankintamäärät vuosina 1962 ja 1964. Lopulliset tulokset. Summary: Removals of commercial roundwood in Finland by districts in 1962 and 1964. Final results. FF. 20. Helsinki.

Hahtola, Kauko 1962. Maatilametsien hankintatoiminnan perustutkimuksia. Etelä-Pohjanmaa. Hankintahakkuiden kohteena olleet maatilametsälöt hankintakautena 1959—60. Moniste. Työtehoseuran arkisto. Helsinki.

Hald, A. 1962. Statistical theory with engineering applications. New York.

Hansen, Morris H, Hurwitz, William N, Madow, William G 1953. Sample Survey Methods and Theory. Volume I. New York.

Heiskanen, Veijo 1968. Pinomittauksen ja teknillisen kiintomitan mittaustarkkuudesta. MA no. 11/1968. ss. 293—295 ja 316. Helsinki.

Holopainen, Viljo 1956. Yksityismetsien luovutusmäärä, sitä vastaava kantorahatulo ja raakapuun hintataso Keski-Suomen metsänhoitolautakunnan alueella hakkuuvuotena 1953/54. Metsätilastokomitean mietintö. Liite 4. SF. 89. Helsinki.

—»— 1959. Suomen metsien luovutusmäärä hakkuuvuotena 1955/56—1956/57. Summary: Removal of Finland's forests in the felling years 1955/56 and 1956/57. SF. 97. Helsinki.

Huttunen, Terho 1968. Suomen puunkäyttö vuonna 1966, ennakkotietoja vuodelta 1967

ja ennuste vuodelle 1968. Summary: Wood utilization in Finland in 1966, preliminary data for 1967 and forecast for 1968. FF. 46. Helsinki.

Huttunen, Terho 1969. Suomen puunkäyttö, poistuma ja metsätase vuosina 1967—69. Summary: Wood consumption, total drain and forest balance in Finland in 1967—69. FF. 67. Helsinki.

Hämäläinen, Pentti 1965. Suomen puunkäyttö vuosina 1963—64. Wood utilization in Finland in 1963—64. FF. 15. Helsinki.

Ilvessalo, Mikko 1959. Suomen maan- ja metsänomistussuhteet 1920—1950 -luvuilla. Deutsches Referat: Land- und Waldbesitzverhältnisse in Finnland in 1920—1950ern Jahren. MTJ. 51. 6. Helsinki.

Ilvessalo, Yrjö 1948. Pystypuiden kuutioimis- ja kasvunlaskentataulukot. Helsinki.

—»— 1951. III valtakunnan metsien arviointi — Suunnitelma ja maastotyön ohjeet. Summary: Third national forest survey of Finland — Plan and instructions for field work. MTJ. 39. 3. Helsinki.

—»— 1956. Suomen metsät vuosista 1921—24 vuosiin 1951—53. Kolmeen valtakunnan metsien inventointiin perustuva tutkimus. Summary: The forests of Finland from 1921—24 to 1951—53. A survey based on three national forest inventories. MTJ. 47. 1. Helsinki.

—»— 1957. Suomen metsät metsänhoitolautakuntien toiminta-alueittain. Valtakunnan metsien inventoinnin tuloksia. Summary: The forests of Finland by forestry board districts. Results of the national forest inventory. MTJ. 47. 3. Helsinki.

—»— 1963. IV valtakunnan metsien inventointi. 2. Maan eteläpuoliskon metsänhoitolautakuntien alueryhmät. Summary: Fourth national forest inventory. 2. Southern forestry board districts. MTJ. 57. 4. Helsinki.

Instruction für die Feldarbeit der Österreichischen Forstinventur. 1961. Wien.

Instruction för fältarbetet vid riksskogstaxeringen år 1968. Moniste.

Jebe, Emil H 1952. Estimation for sub-sampling designs Employing the Country as a primary unit. Journal of the American statistical association. Volume 47. 1952. ss. 49—70. Washington D.C. 1952.

Jäntti, August 1945. Suomen laidunolot. Referat: Die Weideverhältnisse in Finnland. AFF. 1945: 53. Helsinki.

Kangas, Yrjö 1965. Valtion metsien hakkuupoistuma ja sen rakenne vuosina 1954—58. Summary: Fellings and their structure in the Finnish state forests 1954—58. MA. no. 12/1965. Helsinki.

—»— 1967. Valtion metsien hakkuupoistuma ja sen rakenne. Vuosiin 1954—58 kohdistuva selvittely. Referat: Der Hiebsabgang in den staatlichen Wäldern und seine Struktur. SF. 120. Helsinki.

Komiteanmietintö 1970: A 13. Ehdotus kuntauudistuksen toteuttamista koskevaksi lainsäädännöksi. Kuntauudistuksen neuvottelukunnan mietintö. Helsinki.

Komiteanmietintö 1970: B 23. Maataloustilastotoimikunta. 1970:n II osamietintö. Maatalouden otantalaskennan suunnitelma vuodelle 1970. Moniste. Helsinki.

Kuusela, Kullervo 1964. Increment-drain forecast for a large forest area. Seloste: Kasvun ja poistuman ennuste suurelle metsäalueelle. AFF. 77.5. Helsinki.

—»— 1965. Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan metsänhoitolautakunnan alueen metsävarat vuoden 1963 koeinventoinnin tulosten mukaan. Summary: Forest resources in the Forestry Board Districts of Etelä-Pohjanmaa and Vaasa according to the experimental inventory of 1963. FF. 8. Helsinki.

—»— 1967. Helsingin, Lounais-Suomen, Satakunnan, Uudenmaan-Hämeen, Pohjois-Hämeen ja Itä-Hämeen metsävarat vuosina 1964—65. Summary: Forest resources in the Forestry Board Districts of Helsinki, Lounais-Suomi, Satakunta, Uusimaa-Häme, Pohjois-Häme and Itä-Häme in 1964—65. FF. 27. Helsinki.

Kuusela, Kullervo, Salovaara, Alli 1969. Etelä-Pohjanmaan, Vaasan ja Keski-Pohjanmaan metsävarat 1968. — Forest resources in the Forestry Board Districts of Etelä-Pohjanmaa, Vaasa and Keski-Pohjanmaa in 1968. FF. 62. Helsinki.

Laki no. 161/1969. Puutavaran mittauslaki. Suomen asetuskokoelma no. 161—164. Helsinki.

Lihtonen, V. 1959. Metsätalouden suunnittelu ja järjestely. Porvoo.

Maatalouden peruslaskenta vuonna 1959. Maanomistustilasto. Maataloushallituksen moniste. Helsinki.

Madow, L. H. 1950. On the use of the country as primary sampling unit for state estimates. Journal of the American statistical association. Volume 45: 1950. Washington D.C. 1950.

Mattila, Sakari 1960. Tilastotiede I. Helsinki.

—»— 1965. Tilastotiede II. Helsinki.

Metsäala omistajaryhmittäin ja kunnittain, ha. Skogsareal per ägargrupp och kommunvis i ha. Distribution of forest area in hectars by owner groups and by parishes. Moniste.

Metsätilastoa. I Metsävaranto — Forest statistics of Finland. I Forests resources. FF. 32. 1967. Helsinki.

Mikkola, Pertti 1969. Metsähukkapuun osuus hakkuupoistumasta Etelä-Suomessa. Summary: Proportion of wastewood in the total cut in southern Finland. FF. 74. Helsinki.

Mäkelä, Jouko 1964. Puunkorjuumenetelmät ja työpanos maatilametsien hankintahakkuissa. Summary: Wood harvesting methods and labour input on farms cutting their forests for sale under delivery contracts. Työtehoseuran julkaisuja no. 106. Helsinki.

Mäkinen, Veikko O 1964. Yhtenäinen ja metsälöittäinen arviointi metsäalueen inventointimenetelmänä. Summary: Uniform survey and survey by holdings as methods of forest inventory. MTJ. 58.2. Helsinki.

—»— 1966. Metsälöiden tunnusten vaihtelu Etelä-Pohjanmaan ja Vaasan metsänhoitolautakuntien alueella. Summary: Variation of the characteristics of forests in Forestry Board Districts of Etelä-Pohjanmaa and Vaasa. Eripainos MTJ. 61.3. Helsinki.

The national forest survey of Norway. — Instructions for field work. 1968. Oslo.

Nyyssönen, Aarne 1955. Hakkuumäärän arvioiminen kannoista. Summary: Estimation of the cut from stumps. MTJ. 45.5. Helsinki.

Osara, N. A. 1935. Suomen pienmetsätalous. Eripainos. MTJ. 21.4. Helsinki.

Osara, N. A., Pöntynen, V., Erkkilä, E. E. 1948. Suomen puun käyttö ja metsätase. Summary: Wood utilization and forest balance in Finland. Helsinki.

Palo, Matti 1964. Markkinapuun alueittaiset hankintamäärät v. 1962. Ennakkoselostus. Summary: Removals of commercial roundwood in Finland by district in 1962. Preliminary report. FF. 2. Helsinki.

Palo, Matti 1969. Ostajaotantaan perustuva hakkuutilasto. Summary: Removal statistics based on a sample of buyers. MTJ. 68: 1. Helsinki.

Pöntynen, Vilho 1963. Suomen puunkäyttö vuosina 1947—61. Summary: Finland's wood utilization in 1947—61. Helsinki.

Riihinen, Päiviö 1970. The forest owner and his attitudes toward forestry promotion. — A study based on forest owners in Ostrobothnia, Finland. Lyhennelmä: Metsänomistaja ja hänen asenteensa metsätalouden edistämiseen. AFF. 109. 1970. Helsinki.

Riksskogstaxeringen år 1962. Instruktion för marken under riksskogstaxeringen år 1962. Moniste.

Saari, Eino 1934. Puun käyttö Suomessa. Summary: Wood utilization in Suomi (Finland). MTJ. 14.1. Helsinki.

Seeger, Paul 1966. Variance analysis of complete designs. Some practical aspects. Uppsala.

Seppälä, Risto 1969. Otanta ja kokeen suunnittelu. Metsäntutkimuslaitoksen tilastokurssi. Moniste. Helsinki.

—»— 1971. Linked systematic cluster sampling for the estimation of timber removals. Lyhennelmä: Ketjutettu systemaattinen ryväsotanta hakkuupoistuman määrityksessä. MTJ. 72.3 Helsinki.

Snedecor, George 1956. Statistical methods. Ames, Iowa. USA.

Sukhatme, Pandurang V. 1957. Sampling Theory on Surveys with Applications. Ann Arbor. Michigan.

SVT III: 55, 1962. Suomen virallinen tilasto. Maatalous, Yleinen maatalouslaskenta III nide. Metsälötilasto. Agriculture, volume III. Cencus of agriculture statistics of forest holdings 1959. Helsinki.

SVT III: 531, 1962. Suomen virallinen tilasto. Maatalous, Yleinen maatalouslaskenta I nide. Yleinen osa. Helsinki.

Tiihonen, Paavo 1962a. Hakkuupoistuma hankintakausina 1959—60 ja 1960—61 maan eteläpuoliskossa. MA no. 5—6. 1962. ss. 227—230. Helsinki.

—»— 1962b. Maan eteläpuoliskon hakkuupoistumat vuosina 1959—61 kantoarvioinnin valossa. Koetoiminta ja käytäntö. Maaseudun Tulevaisuuden liite no. 11/1962. Helsinki.

—»— 1968. IV valtakunnan metsien inventointi. 4. Suomen metsävarat vuosina 1960—63. Fourth national forest inventory in Finland. 4. Forest resources in Finland in 1960—63. Eripainos. Helsinki.

Uusvaara, Arno 1969. Maan ja metsän omistus Suomessa v. 1965 alussa ja sen kehitys v. 1957—65. Land and forest ownership in Finland 1965 and their development during 1957—65. Helsinki.

Yates, Frank (F.R.S.) 1960. Sampling methods for censuses and surveys. Third edition. London 1960.

LYHENNYSLUETTELO — ABBREVIATIONS

AFF. Acta Forestalia Fennica
FF. Folia Forestalia
MA. Metsätaloudellinen Aikakauslehti
MTJ. Metsäntutkimuslaitoksen Julkaisuja — Communicationes Instituti Forestalis Fenniae
SF. Silva Fennica
SVT. Suomen Virallinen Tilasto — Official Statistics of Finland

SYMBOLILUETTELO

A = perusjoukon metsäala
a = otoksen metsäala
E^2 = haluttu keskiarvon varianssi
$\varepsilon(\bar{x})$ = hakkuukertymän keskiarvon (k-m³/ha) suhteellinen keskivirhe
$\varepsilon(\bar{a})$ = metsäalan suhteellinen keskivirhe
f = vapausasteiden lukumäärä
i = metsälösuuruusluokka i
j = kunta j
k = metsälö k
L = suuruusluokkaositteiden lukumäärä
M = perusjoukon metsälöiden lukumäärä
$\bar{M}$ = perusjoukon metsälöitä keskimäärin kunnassa
m = otosmetsälöiden lukumäärä
$\bar{m}$ = otosmetsälöiden luku kunnassa keskimäärin
$\bar{m}_o$ = otosmetsälöiden optimilukumäärä kunnassa
m_{opt} = optimaalisesti ositettua satunnaisotantaa vastaava otosmäärä
m_{sat} = rajoittamatonta satunnaisotantaa vastaava otosmäärä
m_{suht} = suhteellisesti ositettua satunnaisotantaa vastaava otosmäärä
N = perusjoukon kuntien lukumäärä
n = otoskuntien lukumäärä
r_{ic} = sisäkorrelaatio
$p_i = \frac{a_i}{a}$
S^2 = perusjoukon varianssi
s^2 = otoksesta laskettu varianssi
s_b^2 = otoksesta laskettu kuntien välinen varianssi
s_{ij}^2 = otoksesta laskettu varianssi kunnan j metsälösuuruusluokassa i
s_{ib}^2 = otoksesta laskettu suuruusluokan i kuntien välinen varianssi
s_w^2 = otoksesta laskettu kuntien sisäinen varianssi
$s_{\bar{x}i}^2$ = otoksesta laskettu hakkuumäärän keskiarvon varianssi metsälösuuruusluokassa i
SSD = erotuksen neliösummat
x = hakkuumäärä k-m³/ha (hakkuupoistuman käyttöpuuosa)
$v(\bar{x})$ = otoksesta laskettu hakkuumäärän (k-m³/ha) keskiarvon varianssi

SYMBOLS

A = total area of the population
a = sample area
E^2 = sampling variance goal
$\varepsilon(\bar{x})$ = relative standard error of the removal (solid m^3/ha)
$f\varepsilon(\bar{a})$ = relative standard error of the forest area
i = degrees of freedom
= forest-unit size class i
j = commune j
k = forest unit k
L = number of forest-unit size classes
M = number of forest units in the population
$\bar{M}$ = mean population forest units in a commune
m = number of forest units in the sample
$\bar{m}$ = mean number of sample forest units in a commune
$\bar{m}_o$ = optimum number of sample forest units per commune
m_{opt} = sample size in optimally stratified random sampling
m_{sat} = sample size in unrestricted random sampling
m_{suht} = sample size in proportionally stratified random sampling
N = number of communes in the population
n = number of communes in the sample
r_{ic} = intra-class correlation
$p_i = \frac{a_i}{a}$
S^2 = population variance
s^2 = sample variance
s_b^2 = sample variance between communes
s_{ij}^2 = sample variance in size class j of commune i
s_{ib}^2 = sample variance between communes in size class i
s_w^2 = sample variance within communes
$s_{\bar{x}i}^2$ = sample variance of the felling volume in forest-unit size class i
SSD = sum of squares of the differences
x = felling volume (roundwood for use from fellings = removal) cu.m./ha
$v(\bar{x})$ = variance of the mean felling volume per hectare based on the sample values

DETERMINATION OF DRAIN FROM FELLINGS BY A SAMPLE OF FOREST UNITS

Summary

CONTENTS

1. Introduction 99
2. The problem 99
   21. Definition of the problem 99
   22. Study outline 100
3. The drain and its determination 100
   31. Concepts 100
   32. Method of determining the drain 100
      321. Waste wood 100
      322. Roundwood for use 101
4. Methods of study 102
   41. State-owned forests 102
   42. Forests other than state-owned 102
      421. Selection of the method of estimation 102
      422. Definition and listing of the population 103
         4221. Definition of the population 103
         4222. Listing of forest units on the basis of the Agricultural Census 103
         4223. Listing of forest units from communal tax offices 103
      423. Size, allocation and selection of the sample 104
   43. Observation method 104
5. Collection and treatment of the material 105
   51. Field work 105
   52. Felling-volume inquiry 105
      521. State-owned forests 105
      522. Forests other than state-owned 105
   53. The material and its treatment 106
      531. State-owned forests 106
      532. The sample study 106
         5321. Material 106
         5322. Inspection and treatment of the material 106
6. Results 107
   61. Calculation of the results 107
   62. Selection of the estimator to be used 107
      621. Calculation of the mean-value and standard-error estimates 107
         6211. Simple estimators 107
         6212. Two-stage estimators 107
      622. Comparison of simple and two-stage estimators 109

6221. The effect of two stages on the results 109
6222. Loss of precision resulting from the two-stage estimator 109
6223. Simple and two-stage sample sizes 110
62231. Simple random sampling 110
62232. Two-stage sampling 111
623. Choice of estimation method 111
63. Determination of the drain from fellings 112
631. Removal from state forests 112
632. Removal calculated from the sample 112
6321. Removals per hectare 112
6322. Forest area used in raising the results 113
6323. Removal totals 113
633. Determination of waste wood 113
634. Drain from fellings 113
7. Reliability of the results 113
71. Coverage of the sample and uncertainty of areal data 113
72. Observation bias 114
73. Precision of the results 114
74. The present results compared with those of the wood-consumption studies 115
8. Application of the method to the determination of national drain 115
81. Determination of the drain from fellings 115
82. Method of study 116
821. Method outline 116
822. Sampling method and the necessary sample sizes 116
References 90
Abbreviations 93
Symbols 96
Appendices 118

1. INTRODUCTION

The allowable cuts based on the results of national forest inventories (e.g. Ilvessalo 1956 and 1963; Kuusela 1967) and the drain estimates calculated from the results of timber-utilization studies form an important basis for the planning of forestry on the national and regional scale. Forecasts have been attempted on their basis as to whether — and under what conditions — the national forest resources suffice to meet the constantly increasing industrial timber requirements (e.g. Ervasti *et al.* 1965 and 1970).

Annual comparisons of allowable cut and drain (forest balance) reveal that fellings have exceeded allowable cut in most forestry board districts of southern and northern Finland. However, the regional forest-balance calculations in particular, are unreliable since the method used to estimate the drain for regions may result in both temporal and regional bias. It becomes less precise the smaller the region (Ervasti *et al.* 1968), although the degree of precision lost cannot be statistically determined. Increasing attention is being devoted in Finland to improving the method by which the drain can be reliably determined. The present study investigates the potential uses of simple random and two-stage forest-unit sampling for the estimation of regional drain.

2. THE PROBLEM

21. Definition of the problem

Earlier studies determining the drain from a sample of forest units have not been conducted in Finland nor, as far as is known, elsewhere in the world. Since the field work for this study was carried out, Seppälä (1971) has investigated the estimation of timber removal by a linked systematic cluster sample of forest units. Holopainen (1959) has also used this method to determine the timber volumes delivered and sold from privately owned forest units in felling seasons 1955/56 and 1956/57. He found the statistical techniques suitable. Mainly due to observation errors, however, his result is apparently 20—25 per cent below the true volume delivered (Holopainen 1959, p. 41). The key to this method is efficient elimination of observation errors. Since the borderline between timber sold and timber used by the owner himself is unclear in Finland, the fellings on a forest unit can be determined more closely if inquiries are made concerning all fellings on a forest unit during a given felling season instead of the volume delivered for sale. Elimination of interview errors, however, requires the hiring of forestry experts trained exclusively for the interviews.

Fellings from private forests constitute the vast majority of the total fellings in Finland. Planning and organization of forestry needs information on the forest resources of and the drain from these forest units according to size classes. This will enable information to be directed to the forest units in the greatest need of forestry enlightenment and guidance. However the collection of reliable information for a large number of forest units (372 000 units in 1959) can only be based on sampling.

The main purpose of the present study was to ascertain whether the drain from fellings over an extensive region, or the usable roundwood obtained from these fellings, can be deter-

mined from a simple random or two-stage sample of forest units, followed by intensive interviewing, with a precision adequate for all practical purposes. In addition, the precision of the results from a simple random sample is compared with that of the results from a two-stage sample in which the first stage is a commune and the second stage a forest unit.

22. Study outline

For economic reasons, it was decided to locate this experimental study in two adjacent forestry board districts, in which forestry conditions could be assumed to be very different. The Forestry Board Districts of Vaasa and South Ostrobothnia were selected (see Fig. 1, p. 10). The random variation of felling volumes was also assumed in these districts to exceed that elsewhere in Finland (e.g. Holopainen 1959, p. 21).

3. THE DRAIN AND ITS DETERMINATION

31. Concepts

Total drain in forestry is the reduction in growing stock resulting from fellings (drain from fellings) or self-thinning (drain from natural losses). Finnish calculations have usually determined total drain by calendar years or felling seasons in solid cubic metres of unseasoned stemwood excluding bark. Branches, roots and stumps have not been included. Natural losses have mostly been estimated on the basis of expert knowledge, and amount to about 2 per cent of the total drain. The structure of the drain is schematically illustrated in Fig. 2 (p. 14).

Removal in a given year refers to the volume of roundwood prepared in forests during this period. It includes the roundwood for use from both fellings and natural losses. It may also contain wood prepared from waste wood collected from fellings of earlier years. The material for the present study was collected so that for the year under review fellings and removal could be determined separately.

32. Method of determining the drain

321. Waste wood

The waste wood included in the drain from fellings can be determined only by measurements carried out in the forest. It is customary in Finland to divide it into the following subgroups for determination:

1. Logging and silvicultural waste
   - 11. Logging waste
   - 12. Clearing waste from the logging area
   - 13. Clearing waste from seedling stands and young forests
2. Storage and transport losses
   - 21. Waste wood from forest transport and storage
   - 22. Waste wood from long-distance transport. Owing to the difficulty of determination, only floating losses have so far been included.

What waste wood is included in the drain depends on the site and date of waste-wood measurement. If the waste wood is calculated, for example, on the basis of wood consumption, as has been customary in Finland to date, all the waste wood listed must be included in the drain. However, if the drain is determined on the basis of removal measured in the forest, it should include only logging and silvicultural waste. The method by which waste wood was determined for the present study is described in Section 633.

322. Roundwood for use

The roundwood for use[1] included in the drain can be determined, theoretically, at any point from the forest to the end use of the product. In practice, the following are the most important:

1. Determination of the drain from fellings by stump measurements from the sample.
2. Determination of removal (and drain from fellings) as the timber is harvested.
3. Determination of removal (and drain from fellings) as the timber is delivered from the forest.
4. Determination of the roundwood for use at the site of its first-degree use.
5. Determination of the roundwood for use at the site of the end use of the product.

1. Of these methods, Method 1 is theoretically the best. Total drain can be correctly determined regionally, and in theory also temporally. The most serious disadvantage in the implementation of the method is that it is expensive. Compared with growing-stock determination, it requires a 3—4 times larger areal sample to reach the same precision. In Swedish national inventories a 3—9 times larger sample has been used, but even then the total drain could only be determined for the whole country and its three main regions. In Finland the method was tried in the National Forest Inventory of 1959—69. No determinations of total drain over extensive regions have, however, been carried out for any practical purposes by this means.

Another disadvantage of the stump-measurement method is that without additional studies the percentages of waste wood and roundwood for use cannot be separately determined. Nor does it supply information on the distribution of the usable roundwood for different uses. Since the determination of the annual drain from fellings by stump measurements depends on the precise determination of felling dates and the height at which stumps are measured, errors in determining these may produce heavy biases in the estimate. In the present author's opinion, these points need additional study before the method is introduced in Finland.

2. The determination of the drain from fellings as the timber is harvested requires that the felled timber be measured in the forest. In studies of drain over extensive regions, it is apparently impossible for all felled timber, even samples, to be measured in the forest. An alternative is to collect information from the preparation or haulage measurements for which hired labour is paid. In privately owned forest units (about 60 per cent of the total forest area in Finland) not even these measurements are always carried out. The current tendency is to abandon them altogether. The method is therefore not suitable for determination of the drain from fellings over extensive regions.

3. Determination of the drain from fellings as the timber is delivered from the forest is easier to carry out. According to the Measurements Act in Finland, a written record, made as the wood is delivered, is required for all roundwood and all firewood lots exceeding 20 piled m^3 and intended for sale. However, all smaller lots of firewood for sale and the quantitaties delivered from the forest for household use would have to be determined either by bookkeeping in the sample forest units or by interviews with their owners.

In principle, the quantities of timber delivered for sale can be obtained from forest-unit owners and from timber buyers. Since, however, the quantities of timber used by the owner himself and the small firewood lots can be obtained or measured only from a forest-unit sample, the total quantity delivered is best determined from this sample.

4. Determination of the roundwood for use at the site of its first-degree use is a less clear-cut method. The timber used must be determined from several groups of wood uses by several component studies using different methods and having different confidence limits.

The annual drain for Finland and its regions has been estimated by this method from 1927

[1] For explanation, see Fig. 2, p. 14.

to 1970. This has been because official statistics are kept on the largest component, industrial and exported roundwood, which is the one fluctuating most from year to year. Consumption on farms and in buildings, and certain other categories of timber use, have been determined by studies at about ten-year intervals. In the intermediate years these uses have either been assumed to have remained unchanged (in 1927—55) or they have been interpolated (in 1954—64) and extrapolated (1965—70) on the basis of the study years.

The greatest weakness of this method is that the drain of a given year cannot be determined until about 2—3 years later, when data becomes available. The drain so determined only exceptionally corresponds to the true drain of the year in question. The difference arises from variations in the stocks of timber held. The time difference has a particularly adverse effect on national-income calculations. The effect is probably less marked on the national forest-balance calculations, which should be based on the mean drain figures for several years.

The method produces a serious uncertainty in the regional calculations, since the regional distribution of timber-consumption estimates does not coincide exactly with logging areas. The regional-drain figures used in forest-balance calculations should, therefore, be determined more closely to the true site and date of the drain. Estimates obtained by Method 4 should be used only in studies of the variations in the volume and structure of timber consumption and for drain forecasts.

5. Determination of the roundwood for use at the site of the end use of the timber means that the drain is determined even further from its true site and date than the last method, and is, consequently, less suitable. This method primarily lends itself for market studies concerning timber products and product groups.

4. METHODS OF STUDY

41. State-owned forests

Total felling statistics are obtained from four government offices (see Table 5, p. 39). The felling quantity from the state-owned forests which are not included (some 10 per cent) can be estimated approximately on the basis of the quantity from the forests included in the statistics (solid m^3 per hectare).

42. Forests other than state-owned

421. Selection of the method of estimation

The drain from fellings from other than state-owned forests could be determined only by means of a sample study. The Department of Forest Mensuration of the Forest Research Institute carried out an inventory of the growing stock by forest units on a number of the forest units sampled in the present study, and it was decided to determine the waste-wood percentage in this connection. The method by which waste wood was determined is described in Section 633 (p. 113). The purpose of the sample study was to determine the roundwood for use in the drain from fellings or removal[1] from other than state-owned forests. Both simple random and two-stage estimators were tested.

Since the numbers and areas of forest units obtainable from the lists of the forest-unit population are inaccurate, it did not seem advisable to raise the sample results on their basis. For

[1] The roundwood for use in the drain from fellings and the removal (see Fig. 2, p. 14) are hereafter called by the general name, felling volume, whenever it is unnecessary to distinguish between them.

this reason it was decided only to estimate from the sample the mean felling volumes (solid m^3/ha) of the forest units by size classes and tree species. The total felling volume for forestry board districts was to be calculated by multiplying the means by the most precise forest areas in hectares available (see Section 6322, p. 113).

422. Definition and listing of the population

4221. Definition of the population

The sample population comprised all the forest units of the region, excluding the forests owned by the state. This population was divided into two groups, private forests and other forests. The former group comprised forest units belonging to individuals and groups, heirs, a deceased's estate or a family corporation. Other forests included units belonging to companies, co-operatives, communes, parishes, etc.

4222. Listing of forest units on the basis of the Agricultural Census

No adequate list of the forest-unit population was available. A list had to be compiled from the files of either the Agricultural Census of June 15, 1959 (SVT III: 55, 1962) or the communal tax offices. The data for the Agricultural Census had been entered on punched cards, and the list was therefore easily compiled. However, by the time of listing (winter 1962/63) this data was already out of date, and was therefore compared with that obtained from communal forest-taxation cards.

For the Agricultural Census, the forest units had been grouped into 17 size classes. For the present study, they were combined into nine size classes. The Agricultural Census had entered the total forest-unit area in the commune in which the farm house was located. The punched cards, however, also carried data on forest areas located in other communes. The list of forest units compiled for the present study records the parts of a unit divided between two or more communes as separate forest units.

The list used in the allotment of the sample was compiled for each commune by ownership groups and forest-unit size classes. The weights of the forest-unit strata for the calculation of results (see Table 3, p. 30) were calculated from this list.

4223. Listing of forest units from communal tax offices

For the two-stage sampling experiment, the communes had been divided by lot into two numerically equal groups (Fig. 1, p. 10). Parallel with the population obtained from the Agricultural Census, an alternative population was compiled in one of the two groups of communes (Group 1) from the tax cards of the communal tax offices, and a sample was selected from this list. This procedure was adopted in order to compare the cost of the methods and the precision of the data obtained. This work had to be done by hand. The cost per commune was roughly 20 times that of the listing from the Agricultural Census. The forest-unit numbers and forest areas of Group 1 as obtained by the two methods of listing are shown in Table 1 (p. 25).

423. Size, allocation and selection of the sample

The planning of the study was based on the assumption that the relative standard error of the mean of the aggregate felling volume of all tree species estimated per forestry board district should not exceed 10 per cent. Since the standard deviation of the felling volume was not known, however, the sample size could not be determined by calculation. Furthermore, the financial resources available restricted it to some 660 forest units. On the basis of the results obtained in the determination of deliveries from privately owned forests in felling seasons 1955/56 and 1956/57 (Holopainen 1959, p. 21), this sample size could be assumed to produce the required precision.

Another purpose of the study was to compare the suitability of simple random and two-stage estimation methods for the determination of the drain from fellings. The method chosen for the selection of the sample was stratified random sampling, stratification being carried out by both the ownership and size classes of the forest units, and also by communes. When the results were calculated, the regional stratification was disregarded when simple random estimators were used.

Parameters per stratum of the felling volume, which the optimal allocation of the sample would have presupposed, were not available. The allocation was therefore carried out in proportion to the forest areas of the strata calculated from the official forest-unit statistics of 1959. This was done before listing the population for the present study. The forest areas used in the allocation also contained the state-owned forest units, and therefore did not exactly correspond to the forest areas obtained in the listing of the population. The allocated numbers and the numbers of the forest units selected for the sample are shown in Table 2 (p. 29). The differences between the numbers arose from the fact that in all communes the size classes of large forest units contained fewer privately owned forest units than allocated. In these cases, an equivalent number of sample units was selected from the smaller size classes in the same communes.

The final numbers and forest areas of the population and sample are presented in Table 3 (p. 30). It can be seen that the areas calculated from the list of the sample units in size classes under 100 hectares are generally smaller and in the larger classes greater than the areas of the sample checked by interviews. This was due partly to inaccurate listing and partly to true changes in forest areas. A contributory cause may have been that when the forest units were listed per commune for the present study, not all forest units divided between two or more communes were divided into separate forest units, through lack of information. These differences were of no importance for the successful realization of the study, since the felling volumes (solid m^3/ha) of the forest units were calculated on the basis of the checked forest-unit areas.

A comparison of Tables 2 (p. 29) and 3 (p. 30) reveals that the final sample from the South Ostrobothnian Forestry Board District was smaller by three forest units than the selected sample. Two forest units were missed through a mistake in the Agricultural Census, in which two forest units exceeding 1 000 ha had been included twice, and since all units exceeding 1 000 ha had been selected the sample was reduced by two units. In addition was the loss of one forest unit whose owner refused to supply information.

43. Observation method

For economic reasons, it was impossible for the study personnel to measure the timber felled on the sample units during the year. Felling-volume data could be collected only by frequent postal inquiries to the forest-unit holder or by a single interview. The loss in postal inquiries is usually great, over 30 per cent (Eskola 1967, p. 159). Moreover, the reliability of the felling-volume data obtained in this way would have been questionable. It was therefore decided to collect the felling-volume data after the close of the felling year by detailed interview. The arrangements are described in Section 52 (p. 105).

5. COLLECTION AND TREATMENT OF THE MATERIAL

51. Field work

The interviews were carried out in June—October 1963 by two foresters hired for the purpose. In order to eliminate interview bias they were familiarized in detail with the written instructions for the study before the start of their field work. After the field work started, they made the interviews and checked the forest areas of over 20 forest units under the present writer's supervision.

Interviews were made commune by commune in a predetermined order. To speed up the work, the forest-unit holder was sent a letter about a week before the interview, in which he was requested to be available and have ready the documents required for the interview, such as measurement records of timber sold, farm-register extracts and maps. The felling-volume data for privately owned forest units was to be supplied by the person who best knew the fellings of the forest unit in question. In three cases, the owner lived in Sweden and no fellings had taken place in the forest unit; this was confirmed by interviewing the residents of the neighbouring units. Felling-volume data on other than privately owned forest units was usually obtained from the forestry expert responsible for management.

52. Felling-volume inquiry

521. State-owned forests

Felling-volume data, in accordance with the delivery measurements, for forests held by the Defence Forces and the Forest Research Institute were obtained from their central offices. The data for forests held by the National Land Settlement Board were obtained from the District Forestry Boards of Vaasa and South Ostrobothnia which manage these forests. The felling volume for the National Board of Forestry had to be compiled, through the forest districts offices, from measurement lists per stand marked for felling or from timber delivery and acceptance reports.

522. Forests other than state-owned

The data on the areas of the sample forest units obtained from the list of forest units, tax offices and official documents were usually out of date at the time of the interview by an average of 2—3 years. Consequently, they had to be brought up to date when the inquiry concerning the felling volumes took place on the sample unit. Particular care was taken to obtain felling-volume data for the whole area entered as the forest unit's checked area. Despite areal modifications resulting from the checking, the sample unit was kept in the size class from which it had been selected for the sample.

All felling and preparation volumes of the sample unit in the felling season from June 1, 1962 to May 31, 1963 were determined at the interview in a way which permitted separate determination of the removal during the study period and of the roundwood for use included in the drain from fellings (see Fig. 1, p. 10). The classification used was as follows:

0. Timber products prepared in the study period from trees felled before the beginning of this period.
1. Timber products felled and prepared during the study period.
2. Timber products prepared by the time of the interview from trees felled during the study period.
3. Timber products to be prepared, according to estimate, after the date of the interview from trees felled during the study period.

Over 70 per cent of the timber volumes sold from privately owned forest units could be recorded from measurement vouchers. Approximately 30 per cent of the timber sold was at first recorded as remembered by the interviewee. These volumes were later checked from the timber buyers' book-keeping. About one-third of the wood consumed for the forest unit's and the associated farm's own uses could be recorded according to measurements taken as the wood was prepared. The remaining two-thirds was recorded according to a volume estimate made at the interview, arrived at with the help of measuring the wood-storage spaces or load capacity of transport vehicles. The mean size of the products and the composition of tree species were usually obtained from timber stocks held. On the basis of the measurements actually made at the interviews and the experience obtained, the volume estimates can be considered reliable enough for all practical purposes.

The felling volumes of other than privately owned forest units were usually obtained from the forest units' book-keeping, where either the delivery or preparation measurements had been entered. However, the forestry experts responsible for fellings on the forest units had to be almost always approached for the parameters required for conversion of the timber quantities into solid cubic metres, and in some cases also for the composition of tree species in the volumes felled.

53. The material and its treatment

531. State-owned forests

The areas and felling volumes of the state forests studied are presented in Table 5 (p. 39).

532. The sample study

5321. Material

The distribution of the sample units according to the purpose of the fellings, and the felling volume recorded separately at the interview by forest-unit size classes can be seen from Table 6 (p. 40). Table 7 (p. 41) shows the volumes of the timber recorded at the interview, by forest-unit size classes and timber-product groups. The removal is composed of Groups 0 and 1 (see p. 105). The roundwood for use included in the drain from fellings was for the present study considered to consist of groups 1, 2 and 3. In Table 8 (p. 42), the removals from the sample forest units, consisting of timber sold and that used by the owner himself, have been divided according to timber assortments and tree species.

5322. Inspection and treatment of the material

The interviewers sent the completed questionnaires on sample forest units weekly to the present author. Incomplete or unclear forms were returned to the interviewer for supplementation, for which reason he sometimes had to revisit the forest unit.

At the interview, timber products were entered on the form according to the measurements in which they could be most precisely determined. These commercial units were converted so that they become commensurate (solid cubic metres, excluding bark) by means of the conversion coefficients used by the Forest Research Institute. The converted figures were entered as the forms were being checked. The bark percentages, applicable to the volumes of timber excluding bark (p. 42), were added to the computer program for the final calculation of the results.

6. RESULTS

61. Calculation of the results

The quantities of removal and roundwood for use in the drain, when calculated from the whole sample, were identical. Even when they were calculated by forest-unit size classes, the differences were only 0—1.5 per cent. The results, therefore, could have been calculated on either basis. In the present study, calculations have been made from removal quantities.

In the calculation of the results, the absolute felling volumes per forest unit were excluded, since they would have increased the internal variance of the size-class strata of the forest units. Felling volume per hectare of forest area (solid m^3/ha) in a forest unit was chosen as the unit of calculation. This is a ratio estimate per forest unit. From the point of view of sampling, it is the last-stage sampling unit in multi-stage sampling. However, since all forest hectares of the sample forest units are included in the sample the internal variance of the forest units is reduced to zero and need not be taken into account in calculations.

Another purpose of the present study was to compare the appropriateness of the simple and two-stage sampling methods for the determination of the drain from fellings. To start with, the results were experimentally calculated using various simple and two-stage mean and variance estimators. These calculations were based on the felling volumes, excluding bark, of the forest units (solid m^3/ha). The final method of calculating the results was selected on the basis of the results obtained from this experiment and the indications provided by the field work of the study. Since the waste-wood percentages used in the calculation of the drain by fellings had been calculated for the felling quantities including bark, the final sample results were also calculated for the felling volumes, including bark, of the forest units.

62. Selection of the estimator to be used

621. Calculation of the mean-value and standard-error estimates

6211. Simple estimators

The results were calculated experimentally, using the estimators of simple random sampling formulas (2) and (3), p. 44 and stratified random sampling (4) and (5), p. 45). When calculations were made for groups 1 and 2 of the communes, these estimators did not correspond to the sampling method used. When the groups of communes were combined, i.e. all the communes of a forestry board district were included in the sample, the principle became one of a random sample with a two-way stratification. Strata per commune, however, were disregarded in the simple estimator (Section 423).

The felling-volume means and their standard errors, calculated by the simple random estimators, are given in Table 10 (p. 46). The mean-value estimates of stratified random sampling in this case are usually greater than the corresponding estimates of unstratified sampling. This was because, in the forest-unit size classes of 5.00—99.00 ha, both the felling-volume means and the forest areas as weights exceeded those for the other strata. The table shows, furthermore, that the stratification did not improve the precision of the results.

6212. Two-stage estimators

Two-stage estimates were calculated with three commonly used estimators (e.g. Sukhatme 1957, pp. 316—317). In combining the mean values of the strata and their variances, forest areas and their squares were used as weights.

1. The first estimator (formula (6), p. 46) gives the estimates of the forest-unit size classes as the arithmetic mean of felling volumes per commune (solid m^3/ha). Here the first estimator is biased, since not all forest units of the various size classes had the same probability of being included in the sample. Also the internal variance of the communes (S_{ij}), in this and the later two-stage estimates calculated in size-class strata, becomes biased since certain size classes contained only one observation per commune for almost all communes. The calculation of the mean value and variance, therefore, was based on communes for which there were two or more observations only. Against the felling-volume means calculated in this way, Table 11 shows in brackets the means calculated on the basis of all observations.

2. Formula (8) (p. 47) is a mean-value estimator with no bias. Its variance, however, will be large unless the weights of the communes (forest area) and the corresponding felling-volume means are negatively correlated. No such correlation was noted in the present study.

3. A more precise estimate of the mean felling volume is obtained if, in Formula (8), stratum weights consist not of the mean forest area of the communes in the population but communes in the sample. By its nature, this will be a ratio estimator (9). The estimator is biased, but the bias is not very important since there seems to be, with certain exceptions, no positive correlation between the forest area of the commune and the felling volume of its forests units (solid m^3/ha). In addition, the estimate becomes more precise as the number of sample communes increases. Estimates obtained by combining groups 1 and 2 of the communes are, therefore, practically free from bias.

The exact variance-calculation formula connected with estimator (9) has here been replaced by an approximate-value formula (10) (S u k h a t m e 1957, p. 335). For the reason mentioned under item 1, even this variance estimator is biased. Since no significant differences were noted in the felling volumes (solid m^3/ha) of the various forest-unit size classes, classes $100.00-499.99$ ha were here combined and class $0-4.99$ was disregarded. In the resulting »large stratum», however, not all forest units had the same probability of being sampled. Against the mean values of the felling volumes and their standard errors, calculated in this way, Table 11 (p. 51) gives in brackets the estimates calculated on the basis of the original size-class strata of the forest units.

Stratification based on the area of forest units did not improve the precision of the two-stage estimates. It was found, on the other hand, that the felling-volume means (solid m^3/ha) of the different forest-unit size classes did not differ significantly (p. 53). The two-stage estimates for all forest units of $5.00-499.99$ ha therefore, were also calculated after combination of the forest size classes. The method in formula (9) was used for estimator (11). In principle, it is similar to the simple stratified random estimator (4). If all communes of the population are included, its variance formula (12) is also the same as formula (5). In this case, the number of communes, instead of their forest areas, was used in the finite multiplier of the calculation of intercommune variance (S_i^2).

The two-stage estimates calculated from the sample are given in Table 11 (p. 51). It can be seen that differences between mean values other than those obtained by estimator (8) were small. In particular, the estimates obtained by formulas (9) and (11) did not differ much even from those of the simple stratified random sample (cf. Tables 10, p. 46 and 11, p. 51). The same observation can be made here as for the simple random estimates: the estimates of the felling-volume mean for group 1 of the communes in the Vaasa Forestry Board District exceeded the estimates for group 2 of the communes by about 30—70 per cent. This was largely due to Närpiö Commune, in group 1, and especially its size-class stratum 1, where both the felling volume (6 402 solid m^3/ha) and the forest area used as a weight were very great. In a variance calculation its effect is particularly obvious when calculations are made with estimator (9) after combining the size-class strata $5.00-499.99$ ha.

622. Comparison of simple and two-stage estimators

6221. The effect of two stages on the results

The results obtained with two-stage estimators suggested that communes were unsuitable as sampling units, since felling volumes varied very much from one commune to another. The allocation method by which the sample was selected, in its turn, gave rise to the question whether, in the selection of the sample, taking communal borderlines into account affected the results obtained by simple random estimators. Two-way analysis of variance (e.g. Hald, 1962) lends itself to a study of felling-volume differences both between communes and between forest-unit size classes. Since the numbers of observations varied both by communes and forest-unit size classes, allowance had to be made for this variation (e.g. Seeger 1966, pp. 72—76). Table 12 showing the calculation of the analysis of variance is presented on p. 52.

This table shows that no significant difference was obtained for the means of the felling volumes of forest-unit size-class strata in either forestry board district. This result differs from Holopainen's (1956, p. 95) concerning the felling volumes of commercial roundwood. The different result is apparently at least partly due to the dissimilarity of the conditions occasioned by the period and site of study.

The ratio obtained by the analysis of variance for the intra-class and inter-class variance was 0.71 for South Ostrobothnia and 1.01 for the Vaasa District. However, stratification improves the precision of the results only when the above ratio clearly exceeds 1. The variance ratio obtained here is not exact, since intra-class variances were calculated from communal strata within the size-classes, while in actual fact they should have been calculated by combining the forest units inside a size class.

The differences between the felling-volume means of the communes obtained in the analysis of variance was significant at the level of 97.5 per cent.[1] The differences in each forestry board district were due to two communes only. In South Ostrobothnia, the communes of Ylihärmä ($\bar{x}j$ = 8.177 solid m³) and Kurikka ($\bar{x}j$ = 5.017 solid m³) each accounted for about a quarter of the total SSD term of the analysis of variance. In the Vaasa Forestry Board District, the commune of Närpiö ($\bar{x}j$ = 4.347 solid m³) accounted for about 40 per cent and Jepua ($\bar{x}j$ = 5.311 solid m³) for about 20 per cent of the corresponding SSD term. Had these been excluded from the sample, the significance level in both forestry board districts would have fallen below 70 per cent.

6222. Loss of precision resulting from the two-stage estimator

The loss of precision occasioned by the two stages of the estimator has been examined here on the basis of two corresponding estimator pairs. It must be remembered, however, that the simple random estimates of groups 1 and 2 of the communes are not theoretically right, since the sample units could only be included in half the number of communes of the region studied. However, it was useful for comparison that simple and two-stage estimates could be calculated from exactly the same observations.

Table 14 (p. 55) shows that the differences in mean-value estimates calculated with different estimators for mutually corresponding felling volumes were relatively small, whereas the precision of the estimates varied within wide limits. The increase in the relative standard error resulting from the two-stage estimator over the whole of South Ostrobothnia averaged 16 per cent (10—20 %) and in the Vaasa Forestry Board District about 50 per cent (20—107 %). Owing to the two-stage estimator, therefore, the number of sample forest units in the simple random sample should have been increased in South Ostrobothnia by about one-third and in the Vaasa district by more

[1] For explanation, see p. 53.

than two times in order to make the two-stage estimator as precise as the simple random estimator. Moreover, two-stage estimates were calculated from samples in which the first-degree sample units amounted to about 50 per cent of the communes in the population. Had the number of communes in the sample been reduced, the number of the forest units should have been increased in order to reach the same precision of results (e.g. H a n s e n *et al.* 1953).

The effect of the two stage in the sampling was also examined by formula (13) (p. 57). It was seen that the intra-calss correlation (r_{ic}) approaches 1 if the inter-commune variance in felling volume (s_b) represents a high proportion of the total variance in felling volume ($s_b - s_w$). If not, it approaches zero, and in unusual conditions it may be negative (H a n s e n *et al.* 1953, p. 260). The significance of the correlation coefficients obtained is tested by the test quantity $F = \frac{s_b^2}{s_w^2}$ (see Table 12, p. 52). The intra-calss correlations are given in Table 16 (p. 59).

The intra-class correlations obtained were used to measure the change in the relative size of sample variance when the simple random sample was replaced by a two-stage sample. The test quantity (K) was obtained from formula (14) (p. 57). K indicates the factor by which the variance of the simple random sample must be multiplied in order to obtain the variance of the two-stage sampling involving the same sample size. It also indicates how much the number of sample units in simple random sampling must be increased when the sample is two-stage in order to obtain the same precision of the results as in simple random sampling.

In Table 15 (p. 58), certain K values corresponding to the mean numbers of sample forest units ($\bar{m}$) contained in the sample communes have been calculated. In these calculations, r_{ic} has been obtained from the total forestry-board-district sample. Usually, however, r_{ic} falls when $\bar{m}$ increases, but its decrease is relatively slighter than the growth of $\bar{m}$.

Table 16 (p. 59) presents r_{ic}, $\bar{m}$ and K calculated from groups 1 and 2 of the communes from the forestry board districts, and the increase in the standard error of the felling-volume mean (per cent). The increase in the relative standard error of the mean arising from the two-stage sample obtained for South Ostrobothnia was 24 (31 and 17) per cent, and for the Vaasa District 23 (14 and 14) per cent. The increases produced by the two-stage sample calculated here and previously (Table 14, p. 55) do not agree well. One reason is that the material does not fully meet the requirements of formula (14). Another reason is that the effect of certain individual communes — especially in the Vaasa district — in the earlier standard-error calculations was considerably greater than here. Special attention is aroused in Table 16 by the r_{ic} and K which, when calculated separately for groups 1 and 2 of the communes of Vaasa Forestry Board District, are smaller than the r_{ic} and K values of both groups together. The explanation is that the means of the felling volumes (solid m^3/ha) for the communes in group 1 were around 2.5 solid m^3/ha and in group 2 around 1.5 solid m^3/ha. Since the communes from the groups, therefore, roughly fell into two separate categories, the deviation between the communes increased when the groups were combined.

6223. Simple and two-stage sample sizes

62231. Simple random sampling

The estimates of the sample sizes giving a 5 per cent or 10 per cent standard error in the felling-volume mean were calculated on the basis of variances estimated from the sample of the different groups of communes, and are presented in Table 17 (p. 59). It can be seen from Table 18 how the sample used would have been divided into strata by forest-unit size class if the allocation had been made either proportionately — according to the true forest areas of the population — or optimally.

62232. Two-stage sampling

The determination of the number of primary units (communes) and secondary units (forest units) for two-stage sampling depended on the precision of the results. Since the numbers of sample forest units per commune were different, the number of the communes required was calculated on the basis of the optimum numbers ($\bar{m}_0$) of forest units per commune. They were obtained by formula (18) (p. 62), in which C_1 refers to incremental costs per primary sample unit and C_2 to those per secondary sample unit.

Despite the accounts kept concerning the costs and the progress of work, costs C_1 and C_2 had to be estimated in some cases, since the different phases of work took place simultaneously. On the basis of the difference in expenses occasioned by listing the population from Agricultural Census files and tax offices (Section 4222, p. 103 and 4223, p. 103), the approximate ratios obtained for C_1/C_2 were 4 in the former and 36 in the latter. These cost ratios and the intra-class correlations (r_{1c}, Table 16, p. 59) calculated from the total samples per forestry board district yielded the following optimum numbers ($\bar{m}_0$) of sample forest units per commune:

The Forestry Board District of South Ostrobothnia
— listing in tax office, $\bar{m}_0$ = ... 28
— listing from Agricultural Census files, $\bar{m}_0$ = ... 9
The Forestry Board District of Vaasa
— listing in tax office, $\bar{m}_0$ = ... 19
— listing from Agricultural Census files, $\bar{m}_0$ = ... 6

The cost of listing in the tax office was higher than that of listing from the Agricultural Census files, and this approximately trebled the optimum of sample forest units for both forestry board districts.

The optimum numbers (n') of the sample communes required for two-stage samples to give a relative standard error of 5 or 10 per cent in the felling volume were calculated using formula (19) (p. 63).

Table 19 (p. 64) shows that, in the samples with a 5 per cent relative standard error in the felling-volume mean (solid m^3/ha), the optimum number of sample communes in relation to the cost of Agricultural Census filing work exceeded the actual number of the communes in both forestry board districts.[1] To obtain a 5 per cent standard error, every commune should be included in the sample and the numbers of the sample forest units increased. The reduction of the optimum number of the communes to be included in the two-stage sampling, therefore, is of no practical importance unless a 10 per cent relative standard-error level is considered sufficient. The cost of listing at tax offices gave an optimum number of sample communes equalling about one-third of the total number of communes, and the cost of listing from Agricultural Census files gave an optimum number equalling about two-thirds of the total number of communes, in both forestry board districts.

623. Choice of estimation method

The comparison of simple random and two-stage estimation methods revealed that in the determination of the drain from fellings the two-stage method afforded no substantial advantage. The two-stage sample contained a smaller number of communes, but the number of forest units had to be greater than in a simple random sampling to give the same precision of results. Consequently, the total cost of the study would exceed that of optimally stratified random sampling. With two-stage samples in which each sample commune has an average of only 6—9 sample

[1] From January 1, 1963, the South Ostrobothnian Forestry Board District contained 30 and the Vaasa District 36 towns, urban districts and rural communes.

forest units (see Table 19, p. 64), it would also be impossible to determine the precision of felling-volume estimates per forest-unit size class. The communal reform in progress in Finland will reduce the number of communes by about half, and this will further reduce the potential use of the two-stage method. The two-stage estimation method was therefore abandoned.

As the sample for the present study was experimentally selected from two different registers (see Section 4223, p. 103), it was necessary to find out, before deciding the method by which the results were to be calculated, whether the samples from the different registers could be combined. This meant finding out whether the forest areas in these registers were identical.

The areas of the sample forest units from communes in group 1 obtained from tax offices and from the Agricultural Census (1959) were compared by means of the chi-square test with the checked areas of the forest units. The basis of comparison in the test was the deviation per hectare between the checked and listed areas of the forest unit. It was found that the forest areas obtained from the Agricultural Census and from tax offices, in both forestry board districts, differed significantly (significance > 99.95 per cent) from the true areas of the forest units. On the other hand, the mutual difference between forest areas obtained from the Agricultural Census and tax offices was not significant (significance < 60 per cent). On this basis, the samples selected from them could be combined.

The final results were calculated by forestry board districts from a sample obtained by combining commune groups 1 and 2, using the estimator of a simple, stratified random sample (formulas (4) and (5), p. 45). The sample forest-unit areas used were checked areas. The weights per stratum consisted of the hectares of forest listed in the files of the Agricultural Census.

63. Determination of the drain from fellings

631. Removal from state forests

The removal from state forests was obtained from the felling volumes of the government establishments studied (p. 105). The volumes of tree species per hectare were multiplied by the area in hectares of all state-owned forests on January 1, 1963 in the districts studied. Removals by tree species are presented in Table 22 (p. 69).

632. Removal calculated from the sample

6321. Removals per hectare

The estimates of the felling-volume mean (solid m^3/ha) and its standard error, calculated from the sample by forest-unit size classes and tree species are given in the tables in Appendices 2—5 (pp. 119—122). It can be seen that the felling-volume estimates and their precision in the different forest-unit size classes varied within wide limits. For drain determinations intended for practical use, these felling-volume estimates are not precise enough. However, to reach greater precision, the samples should be much larger (see Section 822, p. 116).

The aggregate estimates per size class and tree species are presented in Table 23 (p. 70). The sample used reached the required precision for the total felling-volume estimate. In order to raise the precision of the least precise estimates to the desired levels for the total estimate by tree species ($s_{\bar{x}\,rel.} = 10$ per cent), the present sample should have covered 557 forest units in South Ostrobothnia and 465 in the Vaasa District. The same precision could have been reached, however, with samples of 470 and 329 forest units if they had been optimally allocated by forest-unit size classes.

6322. Forest area used in raising the results

The forest areas reported in the Agricultural Censuses have always been smaller than the true forest areas. The raising of the results obtained from the sample was therefore based on the forest areas calculated by Kuusela (1965) from the Third National Forest Inventory. They were converted to equal the total forest areas of the forestry board districts according to the concept of forest land used in the present study. These total areas were divided into forest-unit size classes using the ratios obtained from the lists based on the Agricultural Census files (Table 24, p. 71).

6323. Removal totals

The removals from other than state-owned forests were calculated by forestry board districts: the removal means per hectare and by tree species, estimated from the sample by forest-unit size classes, were multiplied by the forest area in hectares in the corresponding size classes. The removals obtained per forest-unit size class are presented in Table 25 (p. 72). It must be pointed out, however, that the removals from individual forest-unit size classes are very inaccurate.

633. Determination of waste wood

The waste wood included in the drain from state-owned forests was calculated from the percentages (Table 26, p. 73) used by the Forest Research Institute in calculating the drain from state-owned forests in 1963 and 1964 (P. Hämäläinen 1965 and Kangas 1965).

The waste-wood percentages for other than state-owned forests were determined by measuring the waste wood on 162 of the sample forest units. The percentages were first calculated by stump-diameter classes. They were combined by tree species using the estimated total 1962/63 drain of the relevant classes as class weights. The waste-wood percentages obtained had to be raised by 0.5 percentage units in order to allow for stacking waste, timber remaining in the forest and other similar waste wood not regarded as felling waste (Mikkola 1969). These waste-wood percentages, calculated from the drain from fellings including bark, were finally converted to apply to the roundwood for use included in the drain (Table 27, p. 74).

634. Drain from fellings

The totals, including bark, of drain from fellings and the roundwood for use included in the drain (= removal) in the Forestry Board Districts of South Ostrobothnia and Vaasa in the felling year 1962/63 can be seen from Table 28 (p. 75). The separate felling volumes of privately owned forests were calculated from a sub-sample in the present study. The felling volumes of company-owned forests were obtained by inquiries from the Central Association of Finnish Woodworking Industries; they represent approximately 90—95 per cent of the total felling volume from industry-owned forests. The remaining (»other») felling volumes in this ownership group were obtained by subtracting the felling volumes of privately and industry-owned forests from the felling volumes of other than state-owned forests, calculated from the sample.

7. RELIABILITY OF THE RESULTS

71. Coverage of the sample and uncertainty of areal data

The drain from fellings in a forestry board district could be determined by the method used. However, several potential errors arise from the collection of material and the method of estimating the results.

All the forest units of the district studied were included. Due to the uncertainty of forest-area data, however, the areas of the forest-unit size classes in the sample study, and the felling volumes separately estimated for them, may be biased. Since the differences in felling volumes per hectare solid m^3/ha) between the forest-unit size classes were not statistically significant (p. 109), the possible bias cannot play a very important role in the total estimates of the drain from felling volume for a forestry board district.

The forest areas used in the raising of the results were based on a study in 1951—53. According to a second study in 1960—63 the total forest area in South Finland (11.4 million ha) had diminished by about 2 per cent (236 000 ha). This may have been a true reduction or it may be due to statistical errors in the estimates (T i i h o n e n 1968). If the true forest area of the district studied has changed since 1953, [1] a bias would be produced in the total drain from fellings.

The drain from fellings in Finland contains about 0.5 million solid m^3 of wood cut outside classified forest land.[2] An attempt was made to eliminate the resulting bias in the present study by including the wood felled from an area other than forest land, adjacent to a sample forest unit, in the felling volume of the sample unit. Thus it was included in the felling-volume estimates per hectare of forest land.

72. Observation bias

Through the interviews concerning felling volumes, over 70 per cent of the commercial timber from the sample forest units and about one-third of the wood for the owner's household were recorded according to the measurements at preparation or delivery. Although the volumes obtained naturally contain a certain potential error (e.g. H e i s k a n e n 1968), they may be considered reliable enough for all practical purposes. The remainder of the removal had to be determined mainly from the memory of the interviewees (see pp. 105—106), and therefore contains considerable potential errors. Remeasurement of these volumes revealed no systematic over- or underestimation. However, it is possible that the interviewees failed to report — intentionally or unintentionally — some felling amounts, on which no other information was obtained. Also the coefficients by which the commercial quantities were converted into solid cubic metres may have produced a slight bias in the results.

The influence of the above potential errors on the results could not be determined. The study suggested that the volume data obtained by interview and the results calculated from them can be considered sufficiently reliable for all practical purposes (cf. E r v a s t i *et al.* 1969, pp. 25—27).

73. Precision of the results

The statistical precision of the total felling volume per forestry board district depends not only on the precision of the mean-value estimate of felling volume (solid m^3/ha) but also on the precision of the estimate of the forest area in the relevant forestry board district. If the relative standard errors of the two independent estimates are known, the relative standard error of the estimates can be obtained from formula (20).

In the Third National Forest Inventory, the relative standard error of forest-area estimates was assessed at 2.2 per cent for South Ostrobothnia and 2.4 per cent for the Vaasa Forestry Board District (I l v e s s a l o 1956, p. 197). In the present study, the relative standard error of the mean felling volume per hectare was determined for other than the state-owned forests. The standard errors of the total felling volume in the districts studied, calculated on this basis, are presented in

[1] The forest areas of forestry board districts were also determined in 1968, but the definition of forest land was no longer the same as it had been in 1951—53.

[2] A very approximate estimate.

Table 29 (p. 80). The precision of the felling volume per hectare (solid m^3/ha) for state-owned forests could not be determined. It was assumed to be the same as in the sample study. Its influence, owing to the small felling volume from state-owned forests, on the precision of the total estimate for the forestry board districts is, however, very small.

74. The present results compared with those of the wood-consumption studies

The quantities of drain from fellings per felling area estimated by the Finnish wood-consumption studies contain considerable potential errors (see Section 322, item 4, p. 101), which cannot be determined. Table 30 (p. 81) compares the quantities of the drain from fellings obtained in the present study with those calculated on the basis of the 1963 wood-consumption study. It can be seen that the total drain from fellings obtained for South Ostrobothnia was practically the same in both studies. For the Vaasa Forestry Board District, the drain from fellings calculated from the wood-consumption study was about 30 per cent higher than that obtained in the present study. A large part of the difference was accounted for by different estimates of hardwood-drain. If the comparison is carried out on the basis of the precision of the present results, this difference is highly significant statistically. The difference between the two hardwood-drain estimates was also highly significant for South Ostrobothnia, whereas the corresponding differences for pine and spruce were statistically significant in neither forestry board district.

Over 90 per cent of the hardwood-drain calculated from the 1963 wood-consumption study consisted of firewood consumed on farms and in buildings. Its volume was obtained by linear interpolation from the 1955 and 1964 consumption volumes. The precision of the estimates depends not only on the precision of the base-year estimates but also on the suitability of linear interpolation for this purpose (E r v a s t i *et al.* 1968).

The consumption estimate in the study of the wood consumption on farms and in buildings in 1963, especially that obtained for the rural communes of the Vaasa Forestry Board District, is apparently erroneous. This conclusion is based on the fact that, in both communes (Purmo and Närpiö) of the two-stage sample selected from this district in the 1964 wood-consumption study, the felling-volume mean per hectare according to the present study (1962/63) was nearly twice (4.093 solid m^3/ha) that of the whole forestry board district (2.100 solid m^3/ha). The quantity of wood consumed by farms [1] alone according to the wood-consumption study in 1963 exceeded by roughly 130 000 solid m^3 the volume of timber felled in 1962/63 by all forest-unit owners for their own use according to the present study. It may be concluded that the differences for the Vaasa Forestry Board District in the comparison shown in Table 30 (p. 81) are mostly due to the erroneous estimates of the wood-consumption study.

8. APPLICATION OF THE METHOD TO THE DETERMINATION OF NATIONAL DRAIN

81. Determination of the drain from fellings

The present study showed that the method used lends itself to determination of the annual drain from fellings over extensive regions with a precision sufficient for all practical purposes. Since the waste-wood percentages of the drain were determined for the majority of forestry board districts of Finland in 1966—69 [2] (M i k k o l a 1969), there will be in the immediate future no need to study it again. Determination of the percentage of roundwood for use will therefore suffice here. It is best determined from the annual removal volumes from the forest units.

[1] Over 90 per cent of the forest area in the sample polpulation belonged to farms.
[2] Waste wood in the Forestry Board Districts of Northeast Finland and Lapland will be determined in 1971.

82. Method of study

821. Method outline

Since total statistics are obtainable annually for the areas of and removals from the forests held by the National Board of Forestry, the Forest Research Institute and the Defence Forces, no sample is required. The national removal (and drain from fellings) is determined in two separate parts as follows:

1. The removals by the National Board of Forestry, Forest Research Institute and Defence Forces are determined from the total statistics.
2. Other forests. Removal is determined by sample study.
   21. Privately owned forests
   22. Forests owned by the member companies of the Central Association of Finnish Woodworking Industries.
   23. Other forests within the sample study.

If it is desired with a sample study by ownership groups to determine the removal from the forests of every item in group 2 with the precision presupposed for the group as a whole, the sample sizes must be increased in practically the same proportion as the number of estimates per ownership group. This, however, will increase the cost of the study in almost the same proportion (see also Section 822). According to the present study, however, the removal from privately owned forests (group 21) can be determined from the total sample of group 2 with almost the same precision as the removal from all forests included in the sample study (Table 23, p. 70). Annual total statistics for group 22 are obtainable from the Central Association of Finnish Woodworking Industries. Since the elimination of these forest units from the population of forest units is laborious and uncertain, however, it is preferable to include them in the sample study. The removal estimate for group 23 can be calculated with a precision sufficient for practical purposes by subtracting the removal estimate for group 21 and 22 from that for group 2. The sample size can therefore be determined on the basis of the precision required for the removal estimate for the whole of group 2.

822. Sampling method and the necessary sample sizes

In the present study, simple random sampling was found to be preferable to the corresponding two-stage method for the determination of removal in a forestry board district, both as regards precision of the results and cost of study. For the purposes of planning and decision-making in Finnish forestry, the national drain must be determined either by forestry board districts or according to another corresponding regional distribution. In the determination of removal, the size of a sample for application to the country as a whole depends on the expected precision of regional (forestry board district) estimates and the relevant sample sizes.

If the aim of the present study had been to determine the removals from forestry board districts by a simple random sample, at a 90 per cent confidence level, with a maximum relative standard error of 10 per cent in the least precise estimate of tree species by forest-unit size classes, a sample of 7 800 units would have been required for South Ostrobothnia and 4 800 units for the Vaasa district. Aggregate removals for all forest-unit size classes, by tree species, could have been obtained with the same precision from optimally allocated samples of 1 300 and 900 forest units. A total estimate for all size classes and tree species, in its turn, could have been obtained from optimally allocated samples of 420 forest units from South Ostrobothnia and 330 units from the Vaasa district. In this case the relative standard error of the least precise estimate of tree species would have been just under 20 per cent.

The standard deviations of removal by forest-unit size classes vary a great deal in different parts of the country. The standard-deviation figures of the present study, therefore, cannot be applied in determining the optimal sample sizes for forestry board districts other than those actually studied. The standard deviations and sample sizes cannot be determined until the results of the 1970 sample study by the National Board of Agriculture — in which felling volumes on farms in 1969/70 were also inquired — are available. On the basis of the results obtained in the estimation of the volumes of commercial timber delivered (H o l o p a i n e n 1959), it can be concluded, however, that the average size of samples by forestry board districts can be estimated approximately according to the results calculated in the present study for the Vaasa Forestry Board District.

Determination of the national removal by forestry board districts, forest-unit size classes and tree species with the precision mentioned above is hardly practicable owing to the large sample required. Felling-volume estimates by regions and tree species have, however, become increasingly necessary for forestry planning and decision-making in Finland. In a study intended to serve practical purposes, the precision of estimation depends on the financial resources available. For this reason, by way of an example, an estimate of the cost of determining the drain by fellings in the whole country is presented below, according to the 1970 wage level. A maximum standard error of 10 per cent, at the 90 per cent confidence level, has been foreseen in the overall estimates of tree species calculated by forestry board districts. This means a standard error of 2 per cent for the removal of the whole of Finland. The sample size required for the determination of the national removal is 6 250 forest units. The costs are as follows: (in marks):

1. Planning and supervision of the study		
— 1 researcher, 12 months, 3 000.— per month		36 000.—
2. Listing of the population		5 300.—
3. Selection of sample and writing of sample lists		5 700.—
4. Field work		
— Training of interviewers	7 500.—	
— Interviews (15 interviewers 5 months) Payroll, holiday pay and social security premiums	101 000.—	
— Travel fees and daily allowances	77 000.—	
— Supervision of interviews, 1 forester, 6 months	12 000.—	
— Travel fees and daily allowances	6 500.—	204 000.—
5. Calculation of results		
— 3 research assistants, 7 months, payroll and social security premiums	17 000.—	
— Computer calculations	12 000.—	29 000.—
6. Printing of forms and miscellaneous		3 000.—
Grand total mk		283 000.—

It may be mentioned for the sake of comparison that the Forest Research Institute spent about 305 000 marks on studies of Finnish wood consumption and drain determination in 1965 and about 375 000 marks in 1966. The majority was spent on the determination of wood — mainly firewood — consumed on farms and in buildings from a two-stage sample of 4 800 farms and buildings. In comparison, the above cost estimate must be considered reasonable.

LIITTEET — APPENDICES

Liite 1. Tutkimusalueen kunnat piirimetsälautakunnittain ja kuntaryhmittäin.

Appendix 1. Communes in the study area, groups 1 and 2.

ETELÄ-POHJANMAAN PIIRIMETSÄLAUTAKUNTA

Forestry Board District of South Ostrobothnia

Kuntaryhmä 1 — Commune group 1	Kuntaryhmä 2 — Commune group 2
Alavus	Seinäjoki
Evijärvi	Alahärmä
Ilmajoki	Alajärvi
Isojoki	Jalasjärvi
Isokyrö	Karijoki
Jurva	Kauhava
Kauhajoki	Kortesjärvi
Laihia	Kuortane
Lappajärvi	Kurikka
Lapua	Lehtimäki
Nurmo	Peräseinäjoki
Vimpeli	Soini
Vähäkyrö	Teuva
Ylihärmä	Töysä
Ylistaro	Ähtäri

VAASAN PIIRIMETSÄLAUTAKUNTA

Forestry Board District of Vaasa

Kuntaryhmä 1 — Commune group 1	Kuntaryhmä 2 — Commune group 2
Kristiinankaupunki	Vaasa
Pietarsaari (kaup.)	Kaskinen
Uusikaarlepyy	Kokkola
Bergö	Alaveteli
Björköby	Kaarlela
Jepua	Koivulahti
Kruunupyy	Korsnäs
Lapväärtti	Luoto
Maksamaa	Maalahti
Munsala	Mustasaari
Närpiö	Petolahti
Oravainen	Sulva
Pietarsaari mlk.	Teerijärvi
Pirttikylä	Uusikaarlepyy mlk.
Purmo	Vöyri
Raippaluoto	Ähtävä
Siipyy	Öja
Tiukka	
Ylimarkku	

Liite 2. Muiden kuin valtion metsien hehtaaria kohti lasketut puulajeittaiset hakkuumäärät ($\bar{x}$) ja niiden keskivirheet (ε) metsälöiden suuruusluokittain.

Appendix 2. Felling volumes per hectare ($\bar{x}$), by forest-unit size classes in other than the state-owned forests, and standard errors (ε) of the mean.

k-m³/ha kuorineen — *solid cu.m./ha incl. bark*

Piirimetsälautakunta ja osite, ha *Forestry board district and strata, ha*	Mänty — *Pine*		Kuusi — *Spruce*		Lehtipuu *Hardwood*		Yhteensä — *Total*	
	$\bar{x}$	ε	$\bar{x}$	ε	$\bar{x}$	ε	$\bar{x}$	ε
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*								
0.01 — 4.99	0.0366	0.0245	1.1460	1.0075	0.3099	0.1405	1.4926	1.0236
5.00 — 19.99	0.7060	0.2024	1.2576	0.3485	0.7177	0.1204	2.6812	0.4953
20.00 — 49.99	0.8832	0.0956	1.0548	0.1923	0.5763	0.0603	2.5142	0.2438
50.00 — 99.99	0.8261	0.1042	0.7122	0.1263	0.6545	0.0790	2.1928	0.2167
100.00 — 199.99	0.7420	0.1146	0.6213	0.1282	0.6307	0.0987	1.9940	0.2069
200.00 — 299.99	0.9048	0.3150	0.9647	0.2729	0.4093	0.1076	2.2789	0.4471
300.00 — 499.99	0.5486	0.1511	0.6953	0.4269	0.4380	0.1730	1.6819	0.5377
500.00 — 999.99	0.6880	0.1122	0.9021	0.1459	0.4990	0.0676	2.0891	0.1990
1 000.00 +	0.8680	0.0000	0.3985	0.0000	0.2082	0.0000	1.4748	0.0000
Yhteensä — *Total*	0.7917	0.0624	0.9634	0.1114	0.6059	0.0400	2.3610	0.1520
Vaasa — *Vaasa*								
0.01 — 4.99	0.3783	0.1995	1.6174	0.7848	0.7431	0.4243	2.7388	1.3114
5.00 — 19.99	0.7326	0.3464	0.8657	0.2240	0.4150	0.0914	2.0132	0.5043
20.00 — 49.99	0.6833	0.0925	1.1163	0.1389	0.4440	0.0578	2.2436	0.1946
50.00 — 99.99	0.4887	0.0741	0.7374	0.1202	0.3112	0.1001	1.5374	0.2112
100.00 — 199.99	0.7713	0.3089	1.4239	0.4271	0.4362	0.1141	2.6314	0.7605
200.00 — 299.99	0.5667	0.1486	0.7234	0.1343	0.1741	0.1076	1.4643	0.1756
300.00 — 499.99	0.5782	0.1728	0.2017	0.0671	0.1194	0.0881	0.8993	0.2687
500.00 — 999.99	0.2920	0.1783	1.7350	0.6364	0.2821	0.0276	2.3092	0.7146
1000.00 +	0.8088	0.0000	0.7432	0.0000	0.5140	0.0000	2.0660	0.0000
Yhteensä — *Total*	0.6540	0.0995	0.9919	0.0911	0.4134	0.0412	2.0593	0.1664

Liite 3. Yksityismetsälöiden metsähehtaaria kohti lasketut puulajeittaiset hakkuumäärät ($\bar{x}$) ja niiden keskivirheet (ε).

Appendix 3. Felling volumes per hectare ($\bar{x}$), by tree species and strata (ha), in privately owned forest units, and standard errors (ε).

k-m³/ha kuorineen — *solid cu.m./ha incl. bark*

Piirimetsälautakunta ja osite, ha *Forestry board district and strata, ha*	Mänty — *Pine*		Kuusi — *Spruce*		Lehtipuu *Hardwood*		Yhteensä — *Total*	
	$\bar{x}$	ε	$\bar{x}$	ε	$\bar{x}$	ε	$\bar{x}$	ε
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*								
0.01 — 4.99	0.0386	0.0245	1.2096	1.0630	0.3271	0.1474	1.5756	1.0785
5.00 — 19.99	0.7147	0.2046	1.2731	0.3525	0.7266	0.1216	2.7144	0.5002
20.00 — 49.99	0.8952	0.0962	1.0691	0.1946	0.5841	0.0603	2.5484	0.2460
50.00 — 99.99	0.8252	0.1062	0.7175	0.1305	0.6761	0.0821	2.2188	0.2154
100.00 — 199.99	0.7717	0.1211	0.5917	0.1338	0.6539	0.1056	2.0174	0.2153
200.00 — 299.99	0.6553	0.2296	1.2841	0.3197	0.4707	0.1420	2.4102	0.5042
300.00 — 499.99	0.4590	0.3346	0.1726	0.1046	0.3937	0.2235	1.0254	0.5753
500.00 — 999.99	1.0964	0.3958	1.0536	0.5276	0.7855	0.2994	2.9356	0.6242
1 000.00 +	2.0249	0.0000	0.3968	0.0000	0.3188	0.0000	2.7407	0.0000
Yhteensä — *Total*	0.7999	0.0656	0.9937	0.1192	0.6330	0.0424	2.4266	0.1616
Vaasa — *Vaasa*								
0.01 — 4.99	0.3783	0.1995	1.6174	0.7848	0.7431	0.4242	2.7388	1.3115
5.00 — 19.99	0.7472	0.3531	0.8830	0.2280	0.4233	0.0930	2.0535	0.5128
20.00 — 49.99	0.6900	0.0930	1.1146	0.1407	0.4461	0.0578	2.2507	0.1966
50.00 — 99.99	0.4887	0.0741	0.7374	0.1202	0.3112	0.1001	1.5374	0.2112
100.00 — 199.99	0.9209	0.4649	1.6742	0.6438	0.4594	0.1566	3.0546	1.1379
200.00 — 299.99	—	—	—	—	—	—	—	—
300.00 — 499.99	—	—	—	—	—	—	—	—
500.00 — 999.99	—	—	—	—	—	—	—	—
1 000.00 +	—	—	—	—	—	—	—	—
Yhteensä — *Total*	0.6671	0.1077	1.0111	0.0985	0.4219	0.0436	2.1002	0.1797

Liite 4. Muiden kuin valtion metsien hakkuumäärät ($\bar{x}$ = k-m³/ha, kuorineen) ja niiden tärkeimmät vaihtelutunnukset metsälöiden suuruusluokittain. Kaikki puulajit.

Appendix 4. Felling volumes ($\bar{x}$ = solid cu.m./ha, including bark) in other than the state-owned forests, and principal variation parameters, by forest-unit size classes for all tree species.

Piirimetsälautakunta ja osite, ha *Forestry board district and strata, ha*	Otos kpl *Sample no.*	Hakkuumäärä *Felling volume*	Vaihteluväli *Range*	Hajonta *Standard deviation*	Variationkerroin, % *Coefficient of variation* %	Keskiarvion keskivirhe (ε) *Standard error of the mean* (ε)	
		k-m³/ha – *solid cu.m./ha*				k-m³/ha *solid cu.m./ha*	%
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*							
0.01 — 4.99	19	1.4926	19.6568	4.4669	299.27	1.0236	68.6
5.00 — 19.99	82	2.6812	26.7105	4.4986	167.78	0.4953	18.5
20.00 — 49.99	149	2.5142	23.6958	3.0007	119.35	0.2438	9.7
50.00 — 99.99	98	2.1928	13.9882	2.1895	99.85	0.2167	9.9
100.00 — 199.99	41	1.9940	5.7866	1.3821	69.31	0.2069	10.4
200.00 — 299.99	11	2.2789	4.3342	1.6075	70.54	0.4471	19.6
300.00 — 499.99	9	1.6819	6.1924	1.9804	117.75	0.5377	32.0
500.00 — 999.99	12	2.0891	3.8168	1.1727	56.13	0.1990	9.5
1 000.00 +	11	1.4748	2.7110	0.9032	61.24	0.0000	0.0
Yhteensä — *Total*	432	2.3610	26.7105	3.1137	131.88	0.1520	6.4
Vaasa — *Vaasa*							
0.01 — 4.99	7	2.7388	7.3267	3.4727	126.84	1.3114	47.9
5.00 — 19.99	51	2.0132	19.0877	3.6116	179.40	0.5043	25.0
20.00 — 49.99	92	2.2436	7.6822	1.8820	83.88	0.1946	8.7
50.00 — 99.99	41	1.5374	6.3490	1.3780	89.63	0.2112	13.7
100.00 — 199.99	12	2.6314	9.7773	2.7742	105.43	0.7605	28.9
200.00 — 299.99	2	1.4643	0.3299	0.2655	18.13	0.1756	12.0
300.00 — 499.99	5	0.8993	1.7466	0.8155	90.68	0.2687	29.9
500.00 — 999.99	3	2.3092	3.1186	1.7329	75.04	0.7146	30.9
1000.00 +	4	2.0660	0.6896	0.6229	30.15	0.0000	0.0
Yhteensä — *Total*	217	2.0593	19.0877	2.4516	119.05	0.1664	8.1

Liite 5. Yksityismetsälöiden hakkuumäärät ($\bar{x}$ = k-m³/ha, kuorineen) ja niiden tärkeimmät vaihtelutunnukset metsälöiden suuruusluokittain. Kaikki puulajit.

Appendix 5. Felling volumes ($\bar{x}$ = solid cu.m./ha, including bark) in privately owned forest units and their principal variation parameters, by forest-unit size classes for all tree species.

Piirimetsälautakunta ja osite, ha *Forestry board district and strata, ha*	Otos kpl *Sample no.*	Hakkuumäärä *Felling volume*	Vaihteluväli *Range*	Hajonta *Standard deviation*	Variatiokerroin, % *Coefficient of variation* %	Keskiarvion keskivirhe (ε) *Standard error of the mean* (ε)	
		k-m³/ha – *solid cu.m./ha*				k-m³/ha *solid cu.m./ha*	%
Etelä-Pohjanmaa *South Ostrobothnia*							
0.01 — 4.99	18	1.5756	19.6568	4.5813	290.77	1.0785	68.5
5.00 — 19.99	81	2.7144	26.7105	4.5166	166.39	0.5002	18.4
20.00 — 49.99	147	2.5484	23.6958	3.0067	117.98	0.2460	9.5
50.00 — 99.99	92	2.2188	13.9882	2.1059	94.91	0.2154	9.7
100.00 — 199.99	38	2.0174	5.7866	1.3824	68.52	0.2153	10.7
200.00 — 299.99	8	2.4102	3.3298	1.5288	63.43	0.5042	20.9
300.00 — 499.99	4	1.0254	2.8408	1.3690	133.51	0.5753	56.1
500.00 — 999.99	2	2.9356	1.7624	1.2464	42.46	0.6242	21.3
1 000.00 +	1	2.7407	0.0000	0.0000	0.00	0.0000	0.0
Yhteensä — *Total*	391	2.4266	26.7105	3.1775	130.94	0.1616	6.7
Vaasa — *Vaasa*							
0.01 — 4.99	7	2.7388	7.3267	3.4727	126.84	1.3115	47.9
5.00 — 19.99	50	2.0535	19.0877	3.6367	177.10	0.5128	25.0
20.00 — 49.99	91	2.2507	7.6822	1.8912	84.03	0.1966	8.7
50.00 — 99.99	41	1.5374	6.3490	1.3780	89.63	0.2112	13.7
100.00 — 199.99	8	3.0546	9.7773	3.3768	110.55	1.1397	37.3
200.00 — 299.99	(1)	(1.2770)	.	.	.	.	.
300.00 — 499.99	—	—	—	—	—	—	—
500.00 — 999.99	—	—	—	—	—	—	—
1 000.00 +	—	—	—	—	—	—	—
Yhteensä — *Total*	198	2.1002	19.0877	2.5299	120.46	0.1797	8.6