

ACTA FORESTALIA FENNICA

Vol. 85, 1968

Puunkorjuun tuottavuuteen vaikuttavat tekijät
maatilametsätaloudessa
Factors Affecting Logging Productivity in Farm
Forests

Jouko Mäkelä



SUOMEN METSÄTIETEELLINEN SEURA

Suomen Metsätieteellisen Seuran julkaisusarjat

ACTA FORESTALIA FENNICA. Sisältää etupäässä Suomen metsätaloutta ja sen perusteita käsitteleviä tieteellisiä tutkimuksia. Ilmestyy epäsäännöllisin väliajoin niteinä, joista kukin käsittää yhden tutkimuksen.

SILVA FENNICA. Sisältää etupäässä Suomen metsätaloutta ja sen perusteita käsitteleviä kirjoitelmia ja lyhyehköjä tutkimuksia. Ilmestyy neljästi vuodessa.

Tilaukset ja julkaisuja koskevat tiedustelut osoitetaan Seuran kirjastolle, Unioninkatu 40 B, Helsinki 17.

Publications of the Society of Forestry in Finland

ACTA FORESTALIA FENNICA. Contains scientific treatises mainly dealing with Finnish forestry and its foundations. The volumes, which appear at irregular intervals, contain one treatise each.

SILVA FENNICA. Contains essays and short investigations mainly on Finnish forestry and its foundations. Published four times annually.

Orders for back issues of the publications of the Society, subscriptions and exchange inquiries can be addressed to the Library: Unioninkatu 40 B, Helsinki 17, Finland.

PUUNKORJUUN TUOTTAVUUTEEN VAIKUTTAVAT TEKIJÄT MAATILAMETSÄTALOUDESSA

*FACTORS AFFECTING LOGGING PRODUCTIVITY
IN FARM FORESTS*

JOUKO MÄKELÄ

*Esitetään Helsingin yliopiston maatalous-metsätieteellisen tiedekunnan suostumuksella julkisesti tarkastettavaksi 18. toukokuuta 1968 klo 12
Metsätalon luentosalissa I, Unioninkatu 40 B, Helsinki*

HELSINKI 1968

ALKUSANAT

Tutkimukseni on neljäs ja viimeinen julkaisu TYÖTEHOSEURAN METSÄOSASTON tutkimussarjassa »Maatilmetsien hankintatoiminnan perustutkimuksia». Sarjassa on pyritty yhteistyössä KESKUSMETSÄLAUTAKUNTA TAPION ja PIIRIMETSÄLAUTAKUNTIEN kanssa luomaan pohjaa maatilmetsien puunkorjuun kehittämistyölle. Edelliset julkaisut ovat aikajärjestyksessä kirjoittajan »Puunkorjuumenetelmät ja työpanos maatilmetsien hankintahakkuissa» sekä KAUKO HAHTOLAN kaksi julkaisua »Hankintahakkuut ja maatilakokonaisuus» ja »Maatilmetsätalouden yhteys taloudelliseen ja sosiaaliseen ympäristöön».

Työtehoseuran toimitusjohtajan maat. ja metsät. tri MARTTI SIPILÄN sekä metsäosaston päällikön maat. ja metsät. tri MIKKO KANTOLAN varaukseton tuki ja neuvot ovat olleet väitöskirjatyöni perusedellytyksiä.

Tutkimuksen kuluessa olen saanut jatkuvaa ohjausta ja rohkaisua prof. PÄIVIÖ RIIHISELTÄ. Hänellä on ollut ratkaiseva vaikutus erityisesti työn metodisessa suuntautumisessa. Myös prof. LAURI HEIKINHEIMO on käyttänyt runsaasti aikaansa tutkimuksen ohjaamiseen. Häneltä saamani neuvot ja kritiikki ovat suuresti auttaneet minua varsinkin käsiteanalyttisessä osassa. Prof. KALLE PUTKISTON ohjeet käsikirjoitusvaiheessa ovat vaikuttaneet huomattavasti työn viimeistelyyn. Tutkimukselle on ollut hyödyksi myös prof. SAMULI SUOMELAN lisensiaattityöhöni kohdistama hedelmällinen kritiikki.

Korvaamattomia neuvoja olen työn kestäessä saanut työtoveriltani maat. ja metsät. tri KAUKO HAHTOLALTA, jonka kanssa jatkuvasti käymäni keskustelut ovat suuresti jouduttaneet ja parantaneet työtäni. Eräistä matemaattisista kysymyksistä olen saanut tilaisuuden neuvotella dosentti TOUKO MARKKASEN ja fil.kand. JORMA TORPAN sekä tuottavuutta koskevista käsitteellisistä ongelmista yhteiskuntat.kand. HEIKKI J. KUNNAKSEN kanssa. Fil.kand. PEKKA UUSIVIRTA on tarkistanut käsikirjoituksen suomenkielisen asun ja Mr. R. MILTON kääntänyt tiivistelmän englanniksi.

Kaikille edellä mainituille henkilöille ja laitoksille, samoin kuin monille muille työni valmistumiseen myötävaikuttaneille, esitän parhaat kiitokseni. Kiitän myös OSUUSKASSOJEN KESKUS OY:TÄ ja SUOMEN LUONNONVARAIN TUTKIMUSSÄÄTIÖTÄ maatilmetsien hankintatoiminnan perustutkimusten rahoittamisesta sekä VALTION TIETEELLISTEN TOIMIKUNTIEN NEUVOTTELUKUNTAA, EMIL AALTOSEN SÄÄTIÖTÄ ja KYÖSTI HAATAJAN RAHASTOA saamistani henkilökohtaisista apurahoista. Lopuksi esitän kiitokseni SUOMEN METSÄTIETEELLISELLE SEURALLE ja TYÖTEHOSEURALLE siitä, että nämä ovat hyväksyneet tutkimukseni julkaisusarjaansa.

Helsingissä huhtikuussa 1968

Jouko Mäkelä

SISÄLLYS

	Sivu
1 Johdanto	7
11 Tuottavuuskäsitteen käyttö talouselämässä	7
12 Toimitushakkuut ja maatilatalous	10
13 Tutkimustehtävä ja tutkimuksen kulku	13
2 Tuottavuus ja sen mittaaminen	14
21 Tuottavuuteen liittyvä käsitteistö	14
22 Tuotoksen ja panosten mittaaminen	17
23 Puunkorjuun tuottavuuden määrittäminen	20
231 Työn tuottavuus puunkorjuussa	20
232 Tuottavuus ja puunkorjuun rationalisointi	22
3 Puunkorjuun tuottavuuden hypoteettinen määrittäminen	25
31 Puunkorjuun tuottavuuden viimeaikainen kehitys	25
32 Tuottavuuden alueellinen vaihtelu	28
33 Tilakohtaiset hypoteesit	31
4 Metodien valinta	35
41 Tutkimustilanteen täsmentäminen	35
42 Traditionaalinen regressioanalyysi	36
43 Faktoriaanalyysi	39
431 Faktoriaanalyysin tavoitteet ja peruskäsitteet	39
432 Faktoriaanalyysi regressio-ongelman ratkaisussa	43
5 Maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuuteen vaikuttavien tekijöiden empiirinen analyysi	46
51 Primääriainecisto	46
52 Analyysissa käytetyt tuottavuuskäsitteet	48
53 Selittäjien valinta	52
54 Selittäjien informaation tiivistäminen	54
541 Faktorointi ja rotatointi	54
542 Faktorien tulkinta	55
543 Faktorien invariassi	62
544 Faktorien numeeristen arvojen estimointi	64
55 Korrelaatioanalyysi	64

56 Regressiomallin laatiminen	67
561 Funktion muoto ja päätelmien teon tilastolliset kriteerit	67
562 Yksikköpanos selitettävänä	68
562.1 Faktorit selittäjinä	68
562.2 Lähtökohtamuuttujat selittäjinä	72
563 Suhteellinen panos selitettävänä	76
563.1 Faktorit selittäjinä	76
563.2 Lähtökohtamuuttujat selittäjinä	77
564 Selitysvirheanalyysi	79
6 Tiivistelmä	83
Viitekirjallisuus — <i>Literature Cited</i>	89
<i>Summary</i>	98
Liitteet — <i>Appendices</i>	103
Liite 1 Analyysissä käytetyt muuttujat	105
Liite 2 Muuttujien keskiarvot ja -hajonnat	107
Liite 3 Muuttujien korrelaatiomatriisi	108
Liite 4 Pääakselifaktorimatriisi	111
Liite 5 Rotatoitu faktorimatriisi	112
Liite 6 Rotatoitu pääkomponenttimatriisi	113
Liite 7 Ledermanin kerroinmatriisi faktoreilla	114
Liite 8 Selitettävien muuttujien ja faktoripistemäärien korrelaatiomatriisi	115
Liite 9 Pääkomponenttien selitystuloksia	116

1 JOHDANTO

11 TUOTTAVUUSKÄSITTEEN KÄYTTÖ TALOUSELÄMÄSSÄ

Suomen metsätalouden nykyisen kustannuskriisin ehkä tärkein syy on yhteiskunnan kehitykseen liittyvä palkkatason nopea nousu. Erityisesti puukorjuun¹⁾ ja kaukokuljetuksen kustannusten kohoamisen seurauksia ovat metsäteollisuuden kannattavuuden ja ulkomaisen kilpailukyvyn heikkeneminen sekä kantohintojen aleneminen. Näillä vuorostaan katsotaan olevan koko kansantalouden kannalta epäedullisia vaikutuksia, jotka eivät vaatine tässä yhteydessä käsittelyä.

Jotta kustannusten nousu saataisiin hidastumaan, on keksittävä keinoja tuotannon tekijöiden käytön tehostamiseksi. Tehostamista voidaan mitata esimerkiksi tuotoksen suhteella tuotannon tekijöiden käyttömäärään. Suhdetta nimitetään *tuottavuudeksi*. Tämä tunnus olisi myös puunkorjuussa — ja erityisesti maatilametsien puunkorjuussa — saatava tavalla tai toisella kohoamaan.

Tutkimuksen taustaksi seuraavassa tarkastellaan kuitenkin tuottavuuskäsitteen ja -tutkimusten käyttöä ja merkitystä yleensä talouselämässä. Tässä vaiheessa ei pyritä tuottavuuskäsitteen täsmentämiseen, joka tutkimustehtävän mukaisesti suoritetaan luvussa 2, vaan lukijalle yritetään antaa yleiskuva eri sisältöisten tuottavuuskäsitteiden käytöstä. Tuottavuus voidaan näet ymmärtää monin tavoin. Useat tutkijat pitävät sitä aivan perusluonteisena käsitteenä. Onpa työn tuottavuuden historia nähty kaiken historian selkärankana. (Vrt. NIITAMO 1954, s. 192; FABRICANT 1961, s. xxxv; ZAREMBA 1963, s. 77).

Seuraavassa yritetään ensin tehdä lyhyesti selkoa *tuottavuudesta taloudellisen kasvun²⁾ selittäjänä*. Viime vuosinahan taloudelliseen kasvuun, joka on elintason nousun edellytys, on kiinnitetty erityistä huomiota (PAAKKANEN 1964; Komiteanmietintö 1965). Yleisesti tuottavuuden kohoamista pidetään sen tärkeänä tekijänä (HELELÄ 1960, s. 47—48; THOMSON 1965, s. 26—27). Sanat »tuottava» ja »tuottavuus» esiintyvät taloudellisen kehityksen teorioita käsittelevässä kirjallisuudessa jo varhain, joskin »varsinaisia»

¹⁾ Puunkorjuu tarkoittaa tässä tutkimuksessa yksinomaan puutavaran valmistusta (hakkuuta ja varastokuorintaa) ja lähikuljetusta teknisenä suorituksena. Laajemmassa mielessä puunkorjuu sisältää myös kaukokuljetuksen.

²⁾ Taloudellista kasvua mitataan yleensä reaalikansantuotoksella tai reaalikansantuotoksella henkeä kohden (TAMMINEN 1960, s. 81; KENDRICK 1961, s. 78).

tuottavuustutkimuksia lienee tehty vasta viime vuosisadan lopusta lähtien (REUSS 1960, s. 12—45; KULLMER 1965, s. 20—33). Nykyisin on monissa maissa nimenomaan tuottavuusselvityksiä varten perustettuja laitoksia ja elimiä. Tätä lienee pidettävä osoituksena tuottavuuskäsitteen tärkeydestä.

Tutkijat ovat kuitenkin eri mieltä siitä, mikä merkitys tuottavuudella on taloudellisen kasvun selittäjänä. Tämä johtuu etupäässä käsite-erimielisyyksistä ja mittausvaikeuksista (vrt. THOMSON 1963, 1965). Jos tuottavuutta mitataan tuotannon tuloksen eli tuotoksen suhteena työpanokseen¹⁾, kuten yleisimmin menetellään, sen osuus tuotoksen noususta on toinen, kuin jos osamäärän nimittäjään luetaan myös pääoma. Viimeksi mainitulla menettelyllä saadaan kokonaistuottavuustunnus. KENDRICKIN (1961, s. 79—84) laajassa tutkimuksessa Yhdysvaltojen talouselämästä päädyttiin tulokseen, että lähes puolet reaalikansantuotoksen kasvusta v. 1889—1953 selittyi kokonaistuottavuuden noususta. Per capita-tuotoksesta kyseinen muuttuja selitti vielä suuremman osan. Sitä vastoin THOMSONIN (1963, s. 28) mukaan kokonaistuottavuuden nousulla on paljon pienempi merkitys taloudelliseen kasvuun Australian oloissa. Tärkeänä syynä tulosten eroavuuteen lienee kuitenkin mittausmenetelmän erilaisuus.

Tuottavuuden ja taloudellisen kasvun yhteyttä tarkasteltaessa on syytä viitata työvoiman ja pääoman laatua mittaavaan muuttuajaan, josta on Suomessa totuttu käyttämään nimitystä »*tiedon taso*». Tämä tuotantofunktioissa esiintyvä muuttuja on sisällöltään verrattavissa kokonaistuottavuuteen. Useissa tutkimuksissa on todettu sen suuri voima tuotoksen selittäjänä (REUSS 1960, s. 158—159; WESTERMARCK 1960; NIITAMO 1962, s. 6). Myös tiedon tason selityskykyyn on kuitenkin mittausvaikeuksien takia suhtauduttava kriittisesti (vrt. PAUNIO 1959; AUKRUST 1965, s. 15—18).

Taloudelliseen kasvuun liittyvät *elinkeinorakenteen muutokset* (SEPPÄNEN 1960; GRAMMEL 1962, s. 12). On havaittu, että kehitysmaiden taloudellinen kasvu saa usein alkunsa maatalouden tuottavuuden noususta (vrt. BOULDING 1963, s. 336). Se taas riippuu ulkopuolisesta avusta. Jotta kasvulle yleensä välttämätön teollisuus maassa saataisiin syntymään, elintarvikkeiden tuottamisesta on vapauduttava työvoimaa. Alkutuotantoon sidottu väestönosa väheneekin jalostuselinkeinojen ja erityisesti myöhemmässä vaiheessa palveluelinkeinojen laajenemisen vuoksi taloudellisen kasvun edistyessä. Alkutuotantoon lukeutuvat maa- ja primäärimetsätalous ovat ekstensiivisiä maan käytössään, joten tuotannon laajentamiseen ei liene samoja mahdollisuuksia kuin sekundääri- ja tertiäärielinkeinoissa. Lisäksi maatalouden työvoiman vähenemiseen vaikuttaa ENGELIN laki, jonka mukaan elintason noustessa ravintoon käytetään pienenevä osa tuloista. (BARLOWE 1960, s. 14; BRUTON 1960, s. 262—267; HEIKINHEIMO 1967 b, s. 11).

Edellä mainittua kehitystä säätelee eri alojen kilpailukyky, johon tuottavuudella on vaikutuksensa. Työvoima näet hakeutuu semmoisille aloille, joilla pystytään maksamaan korkeimpia palkkoja. Näillä aloilla tuotannon tekijöitä voidaan käyttää tehok-

¹⁾ Työpanos tarkoittaa työvoiman panosta tuotantoprosessissa (HEIKINHEIMO 1964, s. 878). Paljon käytetty termi työnmenekki ei ole tässä merkityksessä onnistunut, koska menekki on vakiintunut kaupallinen oppisana.

kaimmin hyväksi, toisin sanoen tuottavuus on korkea. Lopullisena kriteerinä on kuitenkin alan kannattavuus, johon myös hintavaihteluilla on tärkeä vaikutus. (Vrt. CLARK 1951, s. 314—315; LUNDBERG 1961, s. 39—46; Komiteanmietintö 1965, s. 11).

Edellisestä selvinnee, että tuottavuus on tärkeä käsite taloudellisen kasvun ymmärtämisessä ja ohjaamisessa. On kuitenkin muistettava, että tuottavuuden nousun vaikutukset eivät aina ole yksinomaan positiivisia (TINBERGEN 1959, s. 241—242; KENDRICK 1961, s. 18—19). Seuraavassa pyritään tarkemmin erittelemään ne tehtävät, joihin tuottavuuskäsitettä tarvitaan. REUSSIN (1960, s. 46—47) mukaan tuottavuusmitat esiintyvät mitä erilaisimmissa yhteyksissä kuten

- kansantalouden kehitysnopeuden sekä tietyn maan tai elinkeinon kilpailukyvyyn indikaattorina,
- taloudellisen suunnittelun ja ennustamisen työvälineenä,
- palkka- ja sosiaalipoliittisten ratkaisujen apuvälineenä sekä
- erilaisten kansainvälisten ja kansallisten taloudellisten vertailujen mahdollistajana. (Vrt. KENDRICK 1961, s. 15—16; KULLMER 1965, s. 5).

IUFRON (1961) mukaan työn tuottavuusindeksejä (tuotos/työpanos) voidaan metsätaloudessa käyttää

- metsäteollisuustuotteiden kilpailukyvyyn analysointiin,
- metsätalouden suunnitteluun,
- apukeinona rationalisointityössä sekä
- apukeinona palkkatason määrittämisessä (vrt. KUNNAS 1966, s. 5).

RUTTENBERGIN (1961) mielestä tuottavuuden tärkein käytännöllinen merkitys ilmenee *kollektiivisissa palkkaratkaisuissa*. Lieneekin aiheellista tarkastella hieman myös palkkatason ja tuottavuuden välistä yhteyttä. Koska tuottavuuskäsitteitä on useita, ei toteamus palkkatason ja tuottavuuden keskinäisestä riippuvuudesta ole yksiselitteinen. Tämä riippuvuushan esitetään yleisesti siten, että vakaan hintatason vallitessa reaallinen palkkataso voi nousta yhtä nopeasti kuin tuottavuus (vrt. ANDERSEN ym. 1953, s. 377; MOLANDER 1967, s. 17). Paljon keskustelua on aiheuttanut kysymys, mikä tuottavuuskäsite on valittava palkkaneuvottelujen pohjaksi (RUTTENBERG 1961; FAXÉN 1963). Edelleen on ratkaistava, miten palkkapoliitikassa suhtaudutaan eri sektoreiden erilaiseen tuottavuuskehitykseen (LUOMA 1954, s. 170—173; MAZZOCCHI 1964, s. 22—26). Pohjimmiltaan palkkojen ja tuottavuuden yhteys on kuitenkin poliittinen tulonjakoprobleema, joka pudottaa pohjan minkä tahansa palkkayhtälön käytöltä (vrt. BLAU 1957, s. 73; HELELÄ ym. 1966, s. 56).

Palkkatason ja tuottavuuden yhteyttä on yritetty selittää niin sanotun *rajatuottavuusteorian* avulla (esim. YODER 1950, s. 155—162; LUOMA 1955, s. 28). Teorian mukaan tuotannon tekijän korvaus määräytyy täydellisen kilpailun vallitessa sen rajatuottavuuden (ks. s. 15) mukaisesti. Lisättäessä tuotannon tekijää, esimerkiksi työvoimaa, yrityksessä muiden tekijöiden pysyessä muuttumattomina (koordinaation) tietyn pisteen jälkeen työn rajatuottavuus alenee jatkuvasti. Ilmiöstä on käytetty

nimitystä *vähenevän tuottavuuden laki* (esim. MÄKI 1964, s. 269—271). Yrityksen kannalta edullisin piste on se, jossa viimeksi otetun työntekijän aikaan saaman tuotoksen lisäyksen arvo = vallitseva työpalkka. Jos kaikki työntekijät eivät saa työtä, osa heistä alentaa palkkavaatimustaan, jonka vuoksi työvoiman kysyntä kasvaa. Jos täys-työllisyyden vallitessa rajatuoton arvo on suurempi kuin vallitseva palkka, työnantajien kilpailu nostaa palkkaa. Jotta tasapaino vallitsisi, on kaikilla työntekijöillä oltava työtä, ja rajatuoton arvo = vallitseva palkka.

Mainittua teoriaa voidaan käyttää myös muiden tuotannon tekijöiden korvauksen selittämiseen. Lyhyellä tähtämellä teorian selitysarvo katsotaan olevan pieni, mutta kasvavan pitkäköijä ajanjaksoja tarkasteltaessa. Tältä pohjalta on kiintoisaa todeta, että työmarkkinoiden järjestyneisyydellä ei pitkälle katsoen ole havaittu olevan juuri minkäänlaista yhteyttä yleisen palkkatason muodostumiseen (BLAU 1957, s. 73; BOULDING 1963, s. 343; MOLANDER 1967, s. 18).

Tuottavuuskirjallisuus on erittäin laaja. Suomessa tuottavuutta on kuitenkin analysoitu verraten vähän. Kotimaisista yhteen elinkeinon kohdistuvista selvityksistä mainittakoon tässä NIITAMON (1958) ja BERNDTSONIN (1967) teollisuutta ja SUOMELAN (1958) sekä KAARLEHDON ja DOTYN (1965) maataloutta koskevat tutkimukset. Laaja-alaisemmista tuottavuusselvityksistä mainittakoon PAUNION (1957), KIISKISEN (1958) ja LAURILAN (1958) työt. Metsätieteen alaan kuuluvia tuottavuustutkimuksia ovat Suomessa 1960-luvulla tehneet HEIKINHEIMO, KUNNAS ja tämän kirjoittaja (esim. IUFRO 1961, 1966; HEIKINHEIMO 1963, s. 51—52; MÄKELÄ 1964 a, s. 52—70; HEIKINEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 12—22; KUNNAS 1966; MÄKELÄ 1966 b; HEIKINHEIMO 1967 a; HEIKINHEIMO—KUNNAS 1967). Metsätalouden tuottavuuden analysoinnissa ollaan kuitenkin vielä alussa. Näin on erityisesti maatilametsätaloudessa, jonka monet suunnittelu- ja rationalisointikysymykset odottavat ratkaisuaan.

12 TOIMITUSHAKKUUT¹⁾ JA MAATILATALOUS

Viime vuosina on pyrkimys maatilatalouden kokonaisvaltaiseen tarkasteluun vallannut yhä enemmän alaa (vrt. WESTERMARCK 1955, s. 6). Tällöin on korostettu, että maatilametsätaloudenkin ongelmia on lähestyttävä maatilakokonaisuudesta käsin (HAHTOLA 1967 a, s. 7—8). Kokonaisvaltainen tarkastelu on nähtävissä myös *Työtebosen* metsäosaston tutkimustoiminnassa, jossa on otettu selvityksen kohteeksi toimitushakkuiden asema maatilataloudessa. Tämä tutkimus liittyy *Työtebosen* toimitushakkuuta analysoivaan tutkimusohjelmaan (vrt. MÄKELÄ 1966 b, s. 5—9).

¹⁾ Toimitus- eli hankintahakkuulla ymmärretään tässä tutkimuksessa toimitus- eli hankinta-kaupan sekä käteiskaupan perusteella suoritettavaa puun myyntiä ja korjuuta maatilametsätaloudessa, ellei toisin mainita (vrt. HOLOPAINEN 1960, s. 95—97). Toimituskauppaan pohjautuvaa puunkorjuuta nimitetään maatilametsätalouden puunkorjuuksi.

Toimituskaupalla myydyin puutavaran osuus maatilametsätaloudessa lisääntyi 1950-luvun alkupuolella, mutta sen jälkipuoliskolla lisääntyminen pysähtyi. Tämä käy ilmi esimerkiksi metsäteollisuuden tilastosta (Suomen . . . 1963, s. 49), jossa toimituskauppojen osuus raakapuun ostoista v. 1956—1962 pysytteli 60 %:n tienoilla. Tosin mainittu tilasto ei täysin kuvaa tilannetta maatilametsissä, mutta tuskin poikkeama kuitenkaan on kovin suuri (vrt. Metsäverokomitean mietintö 1965, s. 22). Valtion ja niin sanottujen harrastelijametsänomistajien hakkuiden erisuuntaiset vaikutukset esitettyyn prosenttilukuun kumoavat osittain toisensa. V. 1960—1967 muiden kuin valtion metsien toimitushakkuiden osuus koko maan markkinahakkuukertymästä oli kulkulaitosten ja yleisten töiden ministeriön työvoimaosaston asiantuntijan ilmoituksen mukaan välillä 41—45 %. Mainittuun ajanjaksoon sisältyy myös tilastointimene-temän muutos. (Vrt. Kulkulaitosten . . . 1966, s. 12; SAVOLAINEN 1967, s. 7).

Kauppojen lukumäärästä laskien toimitushakkuiden osuus on huomattavasti suurempi kuin puumäärästä laskien. Niin ikään alueellinen vaihtelu on melkoinen, mihin syynä ovat paikalliset tottumukset sekä alueelliset eroavuudet maatilatalouden rakenteessa, työvoimasuhteissa, puutavaralajikoostumuksessa ja niin edelleen (vrt. HOLOPAINEN 1960, s. 98—99; MÄKELÄ 1964 a, s. 26).

Edellä mainittuun kehitykseen HOLOPAINEN (1960, s. 99—102) esittää myös monia syitä. Toimituskauppojen lisääntymiseen sotien jälkeen vaikutti muun muassa metsälöiden pienenevä koko. Toimitushakkuiden esiintyminen näet riippuu tilan metsäalasta siten, että metsälökoon kasvaessa toimituskaupat vähenevät (MÄKELÄ 1964 a, s. 27). Syynä tähän on muun muassa se, että pienillä tiloilla ostajan yleiskustannukset ovat huomattavasti suuremmat kuin myyjän, joten ostaja ei yleensä ole kiinnostunut kovin pienistä pystykaupoista. Tilakoon pienenemisestä aiheutunut lisäansioiden tarve lienee myös vaikuttanut toimitushakkuiden yleistymiseen. Pienillä tiloilla oma väki pystyy yleensä suorittamaan puunkorjuun, jolloin työ- ja vetovoima saavat työtä usein talon lähiympäristöstä. Suurmetsälöiden on sen sijaan monesti pakko käyttää vierasta työvoimaa, jonka hankkimisesta, palkan maksusta ynnä muusta saattaa aiheutua vaikeuksia (vrt. Komiteamietintö 1957, s. 121—122; MÄKELÄ 1967).

Työtilaisuuksien vähenemistä on aiheuttanut myös rationalisoinnin ja koneellistamisen kehitys, joka on saanut aikaan työn säästöä maatilataloudessa (SIPILÄ 1966, s. 31—32). Tällöin omassa metsässä suoritettu puunkorjuu on osoittautunut sopivaksi ansiolähteeksi. Siinä metsänomistajalla on suurempi varmuus työpaikasta kuin tilan ulkopuolisissa töissä. Niinpä HOLOPAINEN (1959 b) mukaan korjuukautena 1956—1957 tehtiin noin 50 % yksityismetsien toimitusmyyntien hakkuutyöstä ja noin 70 % kuljetuksista tilan omalla työvoimalla. Alueellista vaihtelua tässä suhteessa ohjannevat metsänomistajaperheiden varallisuuden lisäksi enemmän maataloudelliset kuin metsätaloudelliset tekijät. Oman työn osuus puunkorjuussa on siten suuri alueilla, joilla viljelmät ovat pieniä ja sen tähden maataloudesta saatu tulo jää vähäiseksi. *Työtebosen* metsäosaston suorittamien maatilametsien hankintatoiminnan perustutkimusten mukaan neljässä piirimetsälautakunnassa viljelijäperheen jäsenten ja vakinaisen vieraan työvoiman yhteinen osuus puunkorjuun miestunneista v. 1959—1961 oli 51—79 % ja hevostunneista 55—89 %. Oman työvoiman osuus työpanoksesta pieneni selvästi tilakoon kasvaessa (MÄKELÄ 1964 a, s. 52—55).

Toimitushakkuiden lisääntymiseen lienee vaikuttanut myös metsänomistajien valitustason nousu ja ammattitaidon paraneminen, samoin kuin metsätalouden edistämisenjärjestöjen propaganda ja palvelumuotojen lisääminen.

Edellä olevasta on käynyt ilmi, että toimitushakkuiden merkitys maatilataloudelle on tuntuva työtilaisuuksien järjestämisessä. Niinpä HOLOPAISEN (1957, s. 257) mukaan suurelle osalle metsänomistajia niistä saadut työtulot merkitsevät yhtä paljon tai enemmän kuin kantorahat. Kantorahat muodostivat kuitenkin koko maata ajatellen vielä 1950-luvulla pääosan viljelijäväestön metsätuloista, joskin Pohjois-Suomessa työtulot olivat ilmeisesti samaa suuruusluokkaa (Komiteanmietintö 1957, s. 136). Joka tapauksessa toimitushakkuiden lisääntymisen pysähtyminen lienee osaksi selitettävissä maaseudun työvoiman vähenemisellä. Samoin hevosten lukumäärän jyrkkä pieneneminen on nähtävästi yhteydessä toimituskauppojen osuuden kanssa. Edelleen kuulune toimitushakkuita vähentäviin tekijöihin elintason noususta johtuva metsänomistajien mukavuuden halun lisääntyminen.

Tärkeänä syynä PAKKANEN (1963) pitää hintakysymystä: Toimitus- ja pystyhinnan ero on liian pieni, joten metsänomistaja joutuu omassa metsässään työskentelemään pienemmällä palkalla kuin vieraan metsässä. Työn valvonnasta aiheutuvia kustannuksia hän ei juuri koskaan saa ostajien pystykauppoja suosivan menettelyn takia.

Myös työnantajan sosiaalikulunnusten nousulla saattaa olla toimitushakkuita vähentävä vaikutus. On kuitenkin muistettava, että niistä saadut työtulot olivat vuoteen 1963 asti usein verottomia, mikä ilmeisesti vaikutti toimitushakkuita enentävästi (vrt. Metsäverokomitean mietintö 1965, s. 16, 23).

Ajateltaessa toimitushakkuiden tulevaa merkitystä maatilataloudessa on otettava huomioon maaseudun yleinen kehitys. Työvoiman jatkuva siirtyminen pois maataloudesta merkinnee tulevaisuudessa toimitushakkuiden vähenemistä. Päinvastaiseen suuntaan vaikuttavat kuitenkin maatalouden koneellistuminen ja erikoistuminen, jotka vapauttavat tilan omaa työvoimaa entistä enemmän metsätöihin.

Tulevaan kehitykseen, jossa myös ilmennee selviä alueellisia eroja, on puutavaran hankintaorganisaation muutoksilla varmasti oma vaikutuksensa. Esimerkiksi Norjassa lähes kaikki yksityismetsien puutavara myydään toimitussopimuksin, mihin on vaikuttamassa metsänomistajajärjestöjen suorittama puutavaran markkinointi (HOLOPAISEN 1960, s. 103—106). Ruotsissa toimitushakkuiden osuus oli HOLOPAISEN mukaan v. 1955—1957 suunnilleen sama kuin Suomessa. THULININ (1961, s. 17—20, 1964, s. 32—35) mukaan Ruotsin neljän metsäalueen kirjanpitoliloilla pystymyyntien osuus v. 1954—1961 vaihteli 7—40 % kokonaishakkuukertymästä, mutta mainittavaa korrelaatiota ajan kanssa ei havaittu. Alueellista vaihtelua selittivät muun muassa sahateollisuuden levinneisyys, metsäteollisuuden ostopolitiikka sekä metsälökoko. Sen sijaan peltoalalla ja metsänomistajan iällä ei todettu olevan selvää yhteyttä pystymyyntien esiintymiseen.

Koska toimitushakkuut nykyisin muodostavat likimain puolet Suomen maatalojen myyntihakkuista, on selvää, että niiden merkitys maatilatalouden rahatalouksessa on huomattava. Tämä käy välillisesti ilmi esimerkiksi arviosta, jonka mukaan metsäteollisuuden maksama osuus maatalojen rahatalouksista on keskimäärin yli 35 % (Suomen

... 1963, s. 50). Vertauksena kuitenkin mainittakoon, että MARJOMAAN ja NIITAMON (1964, s. 12) mukaan maatilatalousväestön rahatalouksista metsätalouden (kantorahat + palkat) osuus oli vuonna 1960 vain 22 %.

HAHTOLA (1967 a) teki maatilametsien hankintatoiminnan perustutkimuksiin liittyvän faktorianalyysin, jossa hän selvitti toimitushakkuiden asemaa maatilataloudessa. Tutkimuksessaan hän sai kaksitoista faktoria, jotka tulkitse toimitushakkuiden näkökulmasta tarkastellun maatilatalouden perusulottuvuuksiksi. Yleisluonteisia näistä olivat maatalon ja tilusten koko sekä veto- ja työvoiman käyttöön liittyviä maatilatalouden koneellistumisaste, vetovoiman ansiokäyttö, suhteellinen työvoiman ja karjan määrä sekä vetovoimaomavaraisuus. Toimitushakkuita kuvaavia perustekijöitä olivat hankinnan koko ja aloittamisaika, kasvatushakkuu, työpanoksen rakenne puunkorjuussa, puunkorjuun tuottavuus ja metsänkäytön rationaalisuus.

Saatua faktorikuvausta HAHTOLA sovelsi myös toimitushakkuiden kannalta merkityksellisten maatilatalouden alueellisten erojen selvittelyyn. HAHTOLAN tutkimus on ollut lähtökohtana tässä tutkimuksessa.

13 TUTKIMUSTEHTÄVÄ JA TUTKIMUKSEN KULKU

Tässä tutkimuksessa otetaan puunkorjuukustannusten alentamista silmällä pitäen tehtäväksi *laatia maatilametsätalouden puunkorjuun tilakohtaista tuottavuutta ja siihen vaikuttavien tekijöiden suhteellista merkitystä kuvaava malli*¹⁾, jossa yksinkertaisuus, tarkkuus, tulkittavuus ja pysyvyys yhdistyvät mahdollisimman hyvin (vrt. HAIKALA 1956, s. 37; PÄIVIÖ RIIHINEN 1962, s. 11). Siten tutkimuksen osatehtäviä ovat:

- 1) Selvittää, miten puunkorjuun tuottavuutta tulisi mitata korjuukustannusten alentamiseksi tehtäviä tuottavuusvertailuja varten.
- 2) Pohtia, mitkä muuttujat teoriassa määrittävät maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuuden.
- 3) Kehittää mallin laatimiseen sopiva tilastomatemattinen metodi.
- 4) Kokeilla kehitettyä mallia annettuun tilakohtaiseen aineistoon, ja samalla testata eräitä esitetystä hypoteeseista.

Puunkorjuun tuottavuuden mittaamiseen soveltuvien metodien löytämiseksi katsotaan välttämättömäksi paneutua laajahkosti käsite- ja mittausongelmiin (luku 2).

¹⁾ Mallilla ymmärretään tässä tutkimuksessa matemaattisesti formuloitua, tutkimuskohteen tarkastelua yksinkertaistavaa järjestelmää (vrt. PÄIVIÖ RIIHINEN 1958, s. 140; NIITAMO—PULLIAINEN 1960, s. 392—393).

Yleisestä tuottavuudesta siirrytään puunkorjuun tuottavuuteen, ja pyritään muilla aloilla käytettyjen käsitteiden pohjalta löytämään puunkorjuun kehittämistyöhön soveltuva tuottavuuden mittaamismetodi.

Käsiteanalyysin jälkeen pohditaan maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuuteen hypoteettisesti vaikuttavia tekijöitä (luku 3). Tällöin lähdetään tuottavuuden ajallisesta kehityksestä. Alueellisten erojen syntymisen teoreettisena lähtökohtana on kasautuvan kasvun teoria.

Metodin valintaosassa (luku 4) perusmenetelmänä pidetään traditionaalista regressioanalyysia. Sen heikkouksien vuoksi pohditaan faktorointi- ja regressiotekniikan yhdistämisellä saavutettavia etuja täsmentämättömiin hypoteeseihin pohjautuvan suuren selittäjäjoukon ollessa kyseessä.

Empiirisessä osassa (luku 5) esitellään ensin käytettävissä oleva aineisto. Siitä konstruoidaan aikaisempaan esitykseen perustuen 3 tuottavuusmittaa selitettäväksi muuttujiksi. Hypoteeseihin ja muodollisiin kriteereihin pohjautuvien 38 selittävän variaabelin informaatio tiivistetään 11 faktoriin, joiden estimaatteja pidetään korrelaatio- ja regressioanalyysin riippumattomina muuttujina. Konkreettisempien regressiomallien saamiseksi laaditaan myös regressioyhtälöitä, joissa lähtökohtamuuttujat ovat selittäjinä. Selitysvirheanalyysissa pyritään tarkastelemaan tulosten luotettavuutta ja saatujen regressiomallien teoreettisia parantamismahdollisuuksia.

2 TUOTTAVUUS JA SEN MITTAAMINEN

21 TUOTTAVUUTEEN LIITTYVÄ KÄSITTEISTÖ

Kuten jo johdannosta kävi ilmi, tuottavuus on varsin moniselitteinen oppisana (esim. SOMBART 1928, s. 1; NÖU—NILSSON 1955, s. 162—165; ESKELAND 1956, s. 304; NIITAMO 1958, s. 11; SUOMELA 1958, s. 17—18; FENSKE 1965). Siksi tuottavuustutkimukset on pakko aloittaa terminologisella selvittelyllä. Seuraavassa pyritään tiivistetysti analysoimaan eräitä kirjallisuudessa esiintyviä käsitetulkintoja. Analyysi on perustana myöhemmin tehtäville puunkorjuun tuottavuuden mittausta koskeville ratkaisuille (vrt. MÄKELÄ 1965).

NIITAMON (1954, s. 175) mukaan »tuottavuus ilmentää taloudellisen tuotantoprosessin kykyä muuttaa käyttämiensä tuotantovoimien panokset inhimillisiä tarpeita tyydyttäväksi tuotteiksi». Helpommin ymmärrettävästi tuottavuus kuitenkin on määriteltävissä mittaamismenetelmiensä avulla. Tältä pohjalta NIITAMO (1958, s. 11) jakaa tuottavuutta kuvaavat tunnusluvut kahteen pääryhmään sen mukaan, tarkastellaanko tuottavuutta a) yksinkertaisena tuotoksen ja panostekijäin suhteena (suhdetarkastelu

vai b) tuotoksen muutoksen ja panostekijäin muutosten riippuvuutena (riippuvuus-tarkastelu). Tarkastelutapojen olennainen ero on NIITAMON (1961 a, s. 89—90) mukaan siinä, että edellisessä on lähtökohtana vain tuotoksen muutosten kuvaaminen, jälkimmäisessä niiden selittäminen (vrt. MILLS 1955, s. 502). Kuvaamisen ja selittämisen käsitteet eivät tosin ole yksiyymmärteisiä.

IUFRON (1961) mukaan kansainvälisesti hyväksytty tuottavuuden perusmääritelmä on »output per unit of input». Tällöin on kysymyksessä *keskimääräinen tuottavuus* (vrt. SUOMELA 1958, s. 12). Jos tuotoksen määrää merkitään Q :lla, panostekijän (panostekijäin) määrää F :llä ja keskimääräistä tuottavuutta P_m :llä, saadaan:

$$P_m = \frac{Q}{F} \quad (1)$$

Marginaali- eli *rajatuottavuudella* (P_{ma}) tarkoitetaan tietyllä panostekijän lisäyksellä saadun lisätuotoksen suhdetta panostekijän lisäykseen (YODER 1950, s. 158—159; DUERR 1960, s. 61; IUFRO 1961):

$$P_{ma} = \frac{\Delta Q}{\Delta F} \quad (2)$$

Rajatuottavuus voidaan määrittää esimerkiksi Cobb—Douglas-tuotantofunktion avulla. Mainitun funktion joustavuusparametrit, joista myös käytetään nimitystä tuottavuus, ovat näet sisällöltään lähellä rajatuottavuutta (NIITAMO 1958, s. 15).

Yhtälö (1) edustaa siis edellä puheena ollutta suhde- ja yhtälö (2) riippuvuus-tarkastelua. Tässä työssä mainitut tarkastelutavat yhdistetään. Tutkimuksessa näet käsitellään tekijöitä, joista puunkorjuun keskimääräinen tuottavuus riippuu (vrt. NIITAMO 1964, s. 820).

Jos tuotos suhteutetaan periaatteessa kaikkien tuotantovälineiden käyttömäärään, saadaan *kokonais-* eli *globaalituottavuus*. Usein kuitenkin operoidaan erilaisilla *osatuottavuuksilla*. Tällöin tuotannon tulos jaetaan vain jonkin panostekijän käyttömäärällä ja saadun tuottavuuskäsitteen nimi seuraa kyseistä tuotannon tekijää. Niinpä usein puhutaan *työn*, *pääoman* tai *pinta-alan tuottavuudesta* (esim. NÖU—NILSSON 1955, s. 194; SUOMELA 1958, s. 11), jolloin siis tarkoitetaan tuotannon tuloksen suhdetta työ-, pääoma- tai maapanoksen määrään.

Paitsi klassista jakoa työhön, pääomaan ja luontoon esitetään usein myös muita tuotannon tekijöiden ryhmittelyjä. Tällöin mainitaan muun muassa raaka-aineet, yrittäjän toiminta ja johdon työ. Tuotoksen määrää voidaan luonnollisesti verrata mihin tahansa panostekijään, jota sen tuottamiseen on käytetty.

Osatuottavuuksista työn tuottavuudella on keskeinen merkitys. OEEC:n (1950, s. 4) suosituksen mukaan tarkoitetaan sanalla tuottavuus, ellei sitä ole tarkemmin määriteltä, nimenomaan tuotoksen suhdetta työpanokseen (vrt. s. 8; KUNNAS 1966, s. 3—5). Tällöin ihminen voidaan ajatella katsotun ainoaksi tuotannon tekijäksi, onhan ihminen kaiken taloudellisen toiminnan *primus motor*, joka panee liikkeelle tuotantovälineet ja luo uusia arvoja (NIITAMO 1954, s. 177; Joint . . . 1964, s. 2).

Lisäksi työpanoksella on etuja, jotka puoltavat sen käyttöä ainoana panostekijänä tuottavuuslaskelmissa. Tuotoksen ja työpanoksen suhteen nimittäminen työn tuottavuudeksi on kuitenkin harhaanjohtava. Tällöin näet syntyy helposti käsitys, että tarkoitetaan sitä, paljonko työsuoritukset sinänsä lisäävät tuotosta. Näinhän ei suinkaan ole, vaan tuotosta yksinkertaisesti verrataan erääseen tuotannon tekijään (REUSS 1960, s. 9; KULLMER 1965, s. 36). Koska nimitys työn tuottavuus on kuitenkin vakiintunut, sitä käytetään tässä tutkimuksessa.

Tuottavuus saa erilaisen merkityksen ja sisällön myös sen mukaan, mitä tuotannon tulokseen kulloinkin luetaan (SUOMELA 1958, s. 12; KULLMER 1965, s. 3). Sen perusteella puhutaan *brutto-* ja *nettotuottavuudesta* sekä niin sanotusta *puhdistetusta bruttotuottavuudesta*. Bruttotuottavuuden ollessa kysymyksessä tuotannon tuloksena käytetään bruttotuotosta. Vastaavasti kahdessa muussa käsitteessä esiintyvät nettotuotos ja puhdistettu bruttotuotos (vrt. s. 18).

Yksinkertaisten tuotantoprosessien tuottavuuden mittauksessa voidaan tuotannon tulos ja tuotannon tekijöiden määrä määrittää paljousyksikköinä. Yleensä on kuitenkin turvaututtava näiden raha-arvoihin. SUOMELA (1958, s. 20) pitää siitä huolimatta esimerkiksi NÖUN ja NILSSONIN (1955, s. 180—183) tekemää jakoa *tekniseen ja taloudelliseen tuottavuuteen* vieraana tuottavuuden käsitteelle. Edellinen saadaan laskemalla sekä tuotannon tulos että tuotannon tekijöiden määrä fyysisinä yksikköinä, jälkimmäinen taas näiden raha-arvoja käyttäen.

Puuttumatta tässä yhteydessä pitemmälti lukuisiin kirjallisuudessa esiintyviin tuottavuuskäsitteisiin mainittakoon, että *tuottavuuden muutokset* voivat olla sekä *teknisiä* eli *sisäisiä* että *rakenteellisia*. Ensin mainittu muutos johtuu siitä, että yksittäisen tuotteen tai prosessin tuotos panosyksikköä kohti muuttuu. Rakenteellinen tuottavuuden muutos taas johtuu siitä, että tuotannon tekijöitä siirtyy vähemmän tuottavasta toiminnasta enemmän tuottavaan toimintaan tai päinvastoin. Tämän vuoksi esimerkiksi yrityksen tuottavuus voi kohota, vaikka sen kaikissa tuotantolaitoksissa tuottavuus olisi laskenut. (NIITAMO 1958, s. 19—22; REUSS 1960, s. 121—128; Joint ... 1965, s. 5).

Tuottavuutta lähellä olevat käsitteet saattavat myös aiheuttaa sekaannusta. Siksi seuraavassa lyhyesti tarkastellaan käsitteitä *tehokkuus*, *kapasiteetti* ja *kannattavuus*.

Tehokkuus ilmaisee WESTERMARCKIN (1956, s. 327) mukaan, kuinka tehokkaasti tuotantovälineiden hyväksikäyttö todellisuudessa tapahtuu. NÖUN ja NILSSONIN (1955, s. 195) sekä SUOMELAN (1958, s. 13) mukaan tehokkuus on sama asia kuin edellä puheena ollut keskimääräinen tuottavuus, NORDQUISTIN (1961, s. 326) mielestä taas yhtä kuin työn tuottavuus (vrt. DUERR 1960, s. 95). BORCH (1955, s. 5) ja LUNDBERG (1961, s. 31) vuorostaan pitävät tuottavuutta ja tehokkuutta synonyymisinä käsitteinä. Sen sijaan NIITAMO (1958, s. 39) ei hyväksy käsitteiden samastamista. Hänen määrittelynsä mukaan tehokkuus on aikaansaadun tuotoksen suhde suurimpaan mahdolliseen, käytettävissä oleviin resurssein aikaansaataavissa olevaan tuotokseen.

Toisinaan äsken mainittua maksimituotosta käytetään aikayksikköä kohti laskettuna *kapasiteetin* mittana (vrt. RINKINEN 1966, s. 38). Kapasiteetilla voidaan myös ymmärtää kiinteän tuotannon tekijän kykyä yhdistää itseensä ja käyttää tuotannossa hyväksi toisia, muuttuvia tuotantovälineitä (SUOMELA 1958, s. 12—13; DUERR 1960, s. 94).

NIITAMON (1958, s. 163) havainnon mukaan tuottavuus ja tehokkuus on katsottu synonyymeiksi yleensä semmoisessa kirjallisuudessa, jossa tuottavuuden tunnuslukuna on käytetty suhdemittaa. Sen sijaan tuotantofunktioon pohjautuvassa riippuvuustarkastelussa mainittuja käsitteitä ei ole samastettu. Tässä tutkimuksessa katsotaan tarkoituksenmukaisimmaksi pitää tehokkuutta ja keskimääräistä tuottavuutta synonyymisinä käsitteinä, koska näiden erottaminen toisistaan aiheuttaisi helposti sekaannusta.

Myös *kannattavuus* ja tuottavuus sekoitetaan useasti toisiinsa (IUFRO 1961). NÖU ja NILSSON (1955, s. 183) rinnastavat edellisellä sivulla mainitun taloudellisen tuottavuuden kannattavuuteen ja pitävät tällöin parhaana laskea osamäärän sijasta tuottojen ja kustannusten erotuksen, jolloin muodollisestikin joudutaan kannattavuuskäsitteeseen. Usein mainittu erotus (voitto) ilmoitetaan suhteessa pääomaan (LUOMA 1955, s. 13). Sen sijaan SUOMELAN (1958, s. 19) mukaan tuottavuus ja kannattavuus on pidettävä toisistaan erillään. Lisäksi SUOMELA korostaa *kiinteiden* hintojen käyttämistä painoina tuottavuuden laskennassa, koska hintavaihtelut eivät kuulu tuottavuuden piiriin — päinvastoin kuin kannattavuudessa.

HEIKKILÄN (1962, s. 280—282) mukaan kaupallisen yrityksen kannattavuus (voitolla mitattuna) ja tuottavuus (= tuotos/panos) eroavat toisistaan siinä, että kannattavuuteen vaikuttavat monet yrityksen ulkopuoliset tekijät, joille yrityksen johto ei voi mitään. Tällaisia tekijöitä ovat muun muassa hintavaihtelut, talouselämän säännöstely, kilpailun ankaruus, verot ja korkokanta. Sen sijaan tuottavuuteen vaikuttavat vain yrityksen sisäiset tekijät, jotka kaikki riippuvat yrityksen johdon ratkaisuista. Näin ollen yrityksen kannattavuus voi olla hyvä, vaikka tuottavuus samaan aikaan olisikin heikko ja päinvastoin.

Tässä tutkimuksessa yhdytään käsityksiin, joiden mukaan tuottavuus ja kannattavuus on pidettävä toisistaan erillään. Tuottavuus on näet tuotantoprosessin suoritustason mitta, johon hintojen muutoksilla ei voi olla välitöntä vaikutusta (vrt. NIITAMO 1964, s. 820—821).

22 TUOTOKSEN JA PANOSTEN MITTAAMINEN

Ongelmat tuotoksen ja panosten mittaamisessa riippuvat siitä, millä tasolla tuottavuuden mittausta tapahtuu (REUSS 1960, s. 56—60). Yksittäisen työn ollessa kysymyksessä mittausta voi olla helppo, kun se yrityksen, jonkin elinkeinon tai koko kansantalouden puitteissa saattaa tuottaa suuria vaikeuksia. Varsinkin koko kansantalouden tuottavuuden määrittämisessä jo lähtökohta on varsin ongelmallinen: Mitkä osat kokonaistuotannosta on katsottava tuotannon tulokseksi ja mitkä panoksiksi? Tällöin erityisesti suhtautuminen investointeihin riippuu tutkijan näkökulmasta (LUNDBERG 1961, s. 53—61).

Tuotannon tuloksen mittaaminen voi olla varsin yksinkertaista, jos jalostamattomasta raaka-aineesta tuotetaan vain harvoja tuotteita. Tällöin tuotos voidaan ilmaista myös fyysisissä yksiköissä. Niinpä puunkorjuun tuotos saatetaan ilmaista kiinto-kuutiometreinä. Maataloudessa voidaan vastaavasti käyttää esimerkiksi rehuyksikköä tuotoksen mittana. Toisin on, kun on kysymys monipuolisesta tuotannosta, jonka yhteydessä käytetään myös jo muualla tuotettuja tuotteita. Tällöin tuotoksen ilmaiseminen rahassa on usein ainoa mahdollisuus, ja eri tuotteiden aggregointi suoritetaan

käyttäen kiinteitä hintoja painolukuina. Tietyissä työprosessissa, esimerkiksi puunkorjuussa, tuotoksen *volyymin* laskennassa käytetään usein myös yksikkötyöpanospainoja (työpanos/tuotos, ks. s. 20). Tulokset poikkeavat yleensä toisistaan sovellettaessa Laspeyresin tai Paaschen kaavatyyppiä (MILLS 1955, s. 489—491; IUFRO 1961; vrt. KUNNAS 1966, s. 12—14).

Edellä (s. 16) jo viitattiin brutto- ja nettokäsitteisiin tuotannon tuloksen laskennassa. Näiden erityisesti kansantulolaskelmissa keskeisten käsitteiden määrittely vaihtelee. Niitä selventänevät NIITAMON (1958, s. 44—46) mainitsevat tuotannon tuloksen mittaamismenetelmät. Tuotosta voidaan näet tarkastella joko *lopputuotteiden* tai aikaansaadun *arvonlisäyksen* (engl. value added) kannalta. Lopputuotemenetelmässä otetaan mittauksen kohteeksi ainoastaan lopullisten tuotteiden määrä eli bruttotuotos, jonka jokin sektori toimittaa markkinoille. Suhteutettaessa se esimerkiksi kyseisen sektorin työpanokseen on huomio kiintynyt tämän panostekijän käyttöön. Kokonaistuottavuuden kannalta asiaa ajatellen olisi työpanokseen sisällytettävä tuotantoprosessin kaikissa vaiheissa mukana ollut työ määrä. Jos sitten laskettaisiin, paljonko tutkittavan sektorin lopputuotteiden määrä on vaatinut eri tuotantovaiheissa työtä tuoteyksikköä kohden, tuottavuusilmiötä tarkasteltaisiin näkökulmasta, joka on panos-tuotosanalyysin lähtökohtana (vrt. BORCH 1955; NIITAMO—PAUNIO 1956; FORSELL—GRÖNLUND 1960; FORSELL 1961).

NIITAMON soveltamassa arvonlisäysmenetelmässä tuotannon bruttoarvosta vähennetään ostetut hyödykkeet, jolloin päädytään asianomaisen tuotantoyksikön tai -ryhmittymän oman panoksen aikaansaamaan arvonlisäykseen eli nettotuotokseen. Vähennyserät edustavat aikaisemmin toisten tuotantoyksiköiden tuottamaa tulosta. Nimitystä »jalostusarvo» käytetään joskus arvonlisäyksen synonyymina.

Suhtautuminen poistoon ja kunnossapitokustannuksiin, samoin kuin makroekonomisissa tutkimuksissa eräisiin muihinkin eriin, on nettotuotosta laskettaessa tulkinnanvaraista (ECE 1961, s. 7—8; LUNDBERG 1961, s. 53—61). Tutkimuksen näkökulma määrää ratkaisun.

SUOMELAN (1958, s. 14—15) mukaan maatalouden puhdistettu bruttotuotos saadaan vähennettäessä bruttotuotoksesta tuotannossa välittömästi käytetyt ostetut raaka-aineet, kuten rehut, väkilannoitteet ja ostosiemen, samoin kuin muut ostetut tarvikkeet (vrt. NÖU—NILSSON 1955, s. 168). Kun bruttotuotoksesta vähennetään edellisten lisäksi poistot ja kunnossapitoa vastaavat erät, saadaan nettotuotos.

Tässä yhteydessä ei puututa lähemmin tuotoksen mittaamisongelmaan. Mainittakoon vain, että vaikeuksia tuotoksen määrittämisessä monipuolisessa tuotannossa aiheuttavat aggregointiongelman lisäksi muun muassa uusien tuotteiden valmistaminen, vanhojen tuotteiden laadun vaihtelut sekä muut tuotannon rakennemuutokset (ECE 1961, s. 7; LUNDBERG 1961, s. 61—71; BOULDING 1963, s. 25—26, 81—82).

Työpanoksen mittaaminen on periaatteessa tuotoksen määrittämistä yksinkertaisempi tehtävä. Työpanokseen kuuluvista töistä on kuitenkin esitetty erilaisia käsitteitä. Myös käytetty mittayksikkö vaihtelee (LUNDBERG 1961, s. 72—79).

Usein työpanokseen luetaan vain ruumiillinen työ, ja henkinen työ (työnjohto-, konttori-, laboratorio- yms. työ) jätetään ulkopuolelle. Henkinen työ olisi kuitenkin myös luettava työpanokseen, koska tekniikan edistyminen lisää jatkuvasti sen osuutta työpanoksesta. Siten henkisen työn pois jättö aiheuttaa laskelmissa helposti tuottavuuden kasvun yliarviointia (ECE 1961, s. 5—6).

Työpanoksen mittayksikköinä käytetään yleensä työntekijöiden lukumäärää ja työpäivää tai -tuntia (NIITAMO 1958, s. 49; IUFRO 1961). Jälkimmäiset ovat työntekijöiden lukumäärää tarkempia, mutta ne ovat vaikeammin määritettävissä. Varsinkin metsä-

töissä näiden urakaluonteen vuoksi työpanoksen tarkka mittaaminen on hankalaa. Sama koskee tietenkin myös konetyöaikaa (vrt. s. 23).

Mutta työtuntikin työpanoksen mittana saattaa toisinaan olla liian epätasainen. Eri työtunnit voivat näet olla hyvin eriarvoisia, ajateltakoon vain esimerkiksi insinöörien ja ammattitaidottomien työntekijöiden työtunteja. Silloin voidaan painolukuja käyttäen saada ne yhteismitallisiksi. Tällaisina painoina käytetään esimerkiksi maksettuja palkkoja (vrt. s. 10; NIITAMO 1958, s. 50). Myös työntekijöiden taidon mukaisia kertoimia on ehdotettu käytettäväksi, vaikka eräiden tutkijoiden mielestä sitä olisi pidettävä tuottavuuden eroja aiheuttavana tekijänä (ECE 1961, s. 6). Suomessa on maatalouden työntekijätutkimuksissa miehen ja naisen tuntia pidetty samanarvoisena ja lasten työtuntia puolen miestuntin veroisena (SIPILÄ 1946, s. 155; SUOMELA 1958, s. 52; OKSANEN 1963, s. 22).

Pääoman mittaamisen taustaksi sopinevat LUNDBERGIN (1961, s. 80) seuraavat sanat: »Kansantaloudellisessa ajattelussa ei liene mitään niin hämmentävää, niin hämärää ja epäselvää, niin moniselitteistä, niin ekonomistien aikojen kuluessa eri tavoin käsittämää ja formuloimaa käsitettä kuin pääoma.» Tämän tuotannon tekijän mittaaminen onkin huomattavasti vaikeampaa kuin edellä käsitellyn työpanoksen.

Pääoman mittauksen lähtökohdaksi voidaan ottaa joko *pääomavaranto* (engl. stock) tai *pääoman käyttö* (engl. flow). Jos työpanoksen mittana on työvoiman tuotantoon luovuttaman työajan määrä, on johdonmukaista määrittää pääomapanos varannon palvelusvirtana eikä varantona (NIITAMO 1958, s. 51—52; vrt. KENDRICK 1961, s. 51; RUTTENBERG 1961, s. 226—227). Varantoa sovellettaessa on huomattava, että pääoman käytön aste saattaa vaihdella. Molempien mittaaminen on kuitenkin makroekonomisissa tutkimuksissa vaikea tehtävä, joskin lukuisia arviointimenetelmiä on kehitetty (NIITAMO 1958, s. 52; REUSS 1960, s. 83—99; LUNDBERG 1961, s. 249—251; THOMSON 1963, s. 32). Sen tähden pääomapanosta kuvataan usein apusuureilla. Varantoa ilmentää esimerkiksi koneiden hevosvoimien lukumäärä, kun taas käytön mittana esiintyvät muun muassa hevosvoimatunnit (koneiden hevosvoimamäärä × käyttötuntiluku) ja sähköenergian tai polttoaineen kulutus.

Eräs loogisesti selväpiirteinen tapa mitata pääomavarantoa on määrittää pääomahyödykkeisiin kaikissa valmistusvaiheissa käytetty työpanos (engl. embodied labour, vrt. s. 18). Tämän marxilaisesta ajattelusta lähtöisin olevan työpanoksen mittaaminen käytännössä on kuitenkin myös vaikea tehtävä. Siitä huolimatta »ranskalainen koulukunta» on kiinnittänyt paljon huomiota embodied labourin hyväksi käyttöön perustuvaan tuottavuuden mittaukseen (REUSS 1960, s. 116—119; vrt. ANDERSEN ym. 1953, s. 376).

Edellä ei ole käsitelty kolmesta klassisesta tuotannon tekijästä *luonnon* mittaamista. Se luetaan usein pääoman kuuluvaksi, jolloin tuotannon tekijöitä on vain kaksi (vrt. KUNNAS 1966, s. 5). Tämä lienee perusteltua aloilla, joilla luonto on vähämerkityksinen. Sitä vastoin esimerkiksi metsätaloudessa voidaan ajatella luonnon erottamista omaksi tekijäkseen, joskin sen mittaaminen on vaikeata.

Tuotantofunktio tarkastelussa on työn ja pääoman lisäksi tarvittu tuotoksen vaihteluiden selittämiseksi tekijä, jota NIITAMO (1958, s. 53—55) nimitti »*tiedon tasoksi*» (vrt. s. 8). Kyseinen

muuttuja mittaa äsken mainittujen panostekijöiden laadun muutoksia. REUSS (1960, s. 133—134) yhdistää mainitun laadun paranemista kuvaavaan, *tekniseksi edistykseksi* nimittämäänsä käsitteeseen seuraavia tekijöitä: organisaatioparannukset, tuotannon suunnittelu ja standardointi, tehostettu suoritus- ja virhekontrolli, yrityksen optimaalisen sijainnin ja koon valinta, vanhentuneiden koneiden korvaaminen samoin hankintakustannuksin korkeamman suorituskyvyn omaavilla koneilla sekä teknisen tiedon, ammattitaidon ja yleisen koulutuksen edistäminen.

Marginaalianalyysin (esim. NIITAMO 1958; AUKRUST 1965) lisäksi teknistä edistystä on mitattu kokonaistuottavuusmitalla (esim. KENDRICK 1961; LUNDBERG 1961), jossa tuotos on suhteutettu työn ja pääoman yhdistettyyn panokseen. BERNDTSON (1967) pyrki väitöskirjassaan osoittamaan, että tuotannon tekijöiden laadullisia ominaisuuksia ei ole oikeutettua käsitellä erillisenä tekijänä.

23 PUUNKORJUUN TUOTTAVUUDEN MÄÄRITTÄMINEN

231 Työn tuottavuus puunkorjuussa

Metsätalouden tuottavuuskysymyksiä on viime vuosina pohdittu muun muassa OEEC:n, IUFRON:n sekä metsäyötekniikkaa ja metsäyöntekijöiden ammattikasvatusta käsittelevän ECE:n, FAO:n ja ILO:n yhteistyökomitean toimesta (OEEC 1955; IUFRO 1961, 1966; Joint . . . 1962, 1964, 1965; KUNNAS 1966; HEIKINHEIMO—KUNNAS 1967). Tällöin on käynyt selväksi, että primäärimetsätalouden tuottavuuden mittaaminen on vaikea tehtävä, johon on syynä muun muassa pitkä tuotantokausi, samoin kuin luontopanoksen ratkaiseva merkitys. Puunkorjuun tuottavuuden määrittäminen on sitä vastoin yksinkertaisempaa.

Työn keskimääräistä tuottavuutta kuvataan usein *kääntäen* työpanoksen suhteella tuotokseen. Tästä suhteesta käytetään englannin kielessä muun muassa nimityksiä unit labour requirements ja unit-man-hours (MAGDOFF 1939; EVANS—SIEGEL 1942; SEARLE—SCOLNICK 1953; MILLS 1955, s. 490,501). Varsinkin yksinkertaisissa tuotantoprosesseissa on tämä mitta yleisesti käytössä. REUSS (1960, s. 103) nimittää sitä sen kanssa analogiseen pääomakertoimeen viitaten *työkertoimeksi*. Vakiintuneen yksikkökustannuksen mukaisesti on *yksikkötyöpanos* sopiva suomenkielinen vastine puheena olevalle tuottavuuskäsitteelle (vrt. HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 19). Tuotokseen suhteutetun panoksen etuna on yhteenlaskettavuus toisiaan seuraavissa työprosesseissa kuin myös välitön yhteys yksikkökustannuksiin.

Puunkorjuun tuottavuuden määrittämisessä yksikkötyöpanos esiintyy erittäin usein. Tavallisin mitta on *kiintokuutiometrin korjuuseen käytetty työpanos*¹⁾. Sillä kuvataan

¹⁾ Seuraavassa puhutaan lyhyden vuoksi kiintokuutiometrin työpanoksesta, joka ilmaisu saattaa tuntua oudolta, koska panos ei ole kiintokuutiometristä lähtöisin. Analogisesti käytetään ilmaisuja hakkuun, puunkorjuun ja niin edelleen työpanos.

esimerkiksi puunkorjuumenetelmän kehittyneisyyttä. On kuitenkin huomattava, että mainittu tunnus ilmaisee vain *yhden* panostekijän määrän tuotosyksikköä kohti. Työpanosennusteisiin tämä tuottavuuskäsite soveltuu silloin, kun tuotoksen rakenteessa ei katsota tapahtuvan muutoksia tai kun ne jatkuvat entiseen tapaan, mutta eri puunkorjuumenetelmien vertailuun sillä on vain rajoitetut käyttömahdollisuudet. Suurmetsätalousmaiden alhaiset yksikkötyöpanokset eivät suinkaan aina ole todistena alhaisista yksikkökustannuksista, vaan korkeasta *koneellistamisasteesta*.

Puunkorjuun kansainvälisiin yksikkötyöpanosvertailuihin on suhtauduttava varoen myös siksi, että työpanokseen luetaan eri maissa erilaisia töitä, minkä lisäksi työpäivän pituus vaihtelee. Niin ikään vaihtelevat *työolot*, joiksi tässä tutkimuksessa nimitetään kaikkia puunkorjuun tuotokseen vaikuttavia metsällisiä tekijöitä (puuston koko ja laatu, maaston laatu, kuljetusmatka, leimikon ominaisuudet jne.). Ainakin osan näistä eliminoimiseksi eräissä maissa on käytetty korjauskertoimia tuotoksen laskennassa (Joint . . . 1962, Add. 1). Kansainvälisissä työpanosvertailuissa on edelleen muistettava, että *puutavaralajikoostumus* sekä puutavaran laatuvaatimukset saattavat olla aivan erilaisia.

Kiintokuutiometrin vaatiman työpanoksen käyttö tuottavuusmittana merkitsee sitä, että useiden puutavaralajien korjuussa tuotoksen rakenteen muutos katsotaan tuottavuuteen vaikuttavaksi tekijäksi. Yleensä eri puutavaralajit vaativat tilavuusyksikköä kohti erilaisen työpanoksen. Niinpä 2-metrinen paperipuun vaatima hakkuutyöpanos on keskinkertaisissa oloissa metsätyöpalkkataulukkojen mukaan miltei kaksinkertainen havusahapuuhun verrattuna (vrt. MAKONEN 1950, s. 66; Metsätyöpalkkojen taulukot 1961; KUNNAS 1966, s. 9).

Haluttaessa eliminoida puutavaralajikoostumuksen muutokset tuotoksen volyymi voidaan laskea esimerkiksi yksikkötyöpanospainojen avulla (HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 18—22). Käyttökelpoisten painojen saanti saattaa kuitenkin olla vaikeata. Mainitulla tavalla mitattu tuotos merkitsee itse asiassa työpanosta, joka puunkorjuuseen olisi kulunut sen tuottavuustason vallitessa, jota työpanospainot edustavat (vrt. REUSS 1960, s. 105; KENDRICK 1961, s. 31). Työn tuottavuusmitassa verrataan siis eräänlaista ohjetyöpanosta ja todellista työpanosta toisiinsa (Joint . . . 1962, Add. 1, s. 3, 1965, s. 14; SPEIDEL 1963, s. 80—81; MÄKELÄ 1964 a, s. 66—70). Sama ajatus on takana määritettäessä tuottavuus ansiotason ja yksikköpalkkojen suhteena (vrt. HEIKINHEIMO 1963, s. 51—52). Puunkorjuunkin tuotoksen aggregoinnissa voidaan luonnollisesti käyttää myös kiinteitä hintoja (esim. yksikkökustannuksia) painolukuina (vrt. s. 17-18), joskin yksikkötyöpanospainoja on pidettävä niitä sopivampina (REUSS 1960, s. 109). Kysymyshän on tietynlaisen kokonaistyöpanoksen laskemisesta, kuten äsken oli puhe. Kun puutavaralajikoostumusta pidetään tuottavuuteen vaikuttavana tekijänä, sen suhteellinen vaikutus on tietyn edellytyksin mahdollista selvittää korrelaatio- ja regressioanalyysin avulla.

Työkustannuspainoin saatua tuotosta voidaan pitää puunkorjuun nettotuotoksena siinä mielessä, että tulos osoittaa sen arvonlisäyksen, jonka hakkuuseen joutuva pysty-puusto saa korjuun tuloksena. Bruttotuotos se on kuitenkin sikäli, että pääoman käyttö sisältyy tulokseen. Käytettäessä kantohinnan ja työkustannukset yhteen laske-

malla saatuja painoja tuloksena on bruttotuotos, johon sisältyy myös puun kasvatuksen tuotos (vrt. KUNNAS 1966, s. 12—13). Teollisuuden tai liikenteen aikaansaama arvonnäisy sisältyy puunkorjuun bruttotuotokseen silloin, jos kuorinnan siirtymistä metsätaloudesta teollisuuteen, puutavaran laatuvaatimusten lieventämistä, sen pituuden lisäämistä tai kuljetusmatkojen lyhenemistä ei puutteellisten tilastojen takia voida ottaa huomioon tuotoksen laskennassa (vrt. HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 12—13).

232 Tuottavuus ja puunkorjuun rationalisointi

Eri puutavaralajien hakkuukertymistä yksikkötyöpanospainoin lasketun tuotoksen volyymin ja työpanoksen suhde tuottavuusmittana soveltuu työpanosennusteisiin. Työvoiman puutteen rajoittaessa tuotantoa on mielekästä käyttää työn tuottavuutta myös menetelmien kehittämisessä. Mainittu tuotoksen ja työpanoksen suhde ilmaisee kuitenkin yleensä varsin vähän korjuukustannuksista, joiden alentamiseksi tässä tutkimuksessa etsitään keinoja (vrt. BERRY 1963, s. 4; JÄRVHOLM 1963; KANTOLA 1967). Työn tuottavuuden muutoksia osoittavat yksikkötyöpanosarjat saattavat olla harhaanjohtaviakin, koska ne helposti herättävät mielikuvan alenevista yksikkökustannuksista myös silloin, kun kyseessä on ainoastaan *työpanoksen korvaaminen konein* kustannusten lainkaan muuttumatta tai jopa noustua. Tällöin koneellistamisen motiivit ovat muita kuin taloudellisia. Siksi *pääoman* huomioon ottaminen puunkorjuumenetelmien ekonomiseen vertailuun tarkoitettussa tuottavuuskäsitteessä on ilmeisen tärkeää. (Vrt. OKSANEN 1963, s. 122—127; BRUNET 1966).

Tuotantofunktio tarkastelussa päädytään luonnostaan kokonaistuottavuuteen, mutta myös suhdetarkastelussa on kokonaistuottavuuden käyttöä suoritustason mittana (pääoman mukaan ottamista tuottavuuskäsitteeseen) makroekonomisissa tutkimuksissa viime vuosina usein korostettu (esim. REUSS 1960, s. 129—147; KENDRICK 1961, s. 6—8; LUNDBERG 1961, s. 35—39, 119—120; Joint . . . 1964, s. 4; THOMSON 1965; vrt. ANDERSEN ym. 1953, s. 376—379; KIISKINEN 1958, s. 26; ECE 1961, s. 2). Eräänä syynä tähän on ollut pääoman merkityksen kasvu panostekijänä, joka on yhteydessä sen hinnan alenemiseen työpanoksen hintaan verrattuna (vrt. SAMSET 1966, s. 5). Toisaalta on usein korostettu yleisimmin käytetyn tuottavuuskäsitteen työn tuottavuuden etuja (esim. ROSTAS 1948, s. 1; KULLMER 1965, s. 40; vrt. IUFRO 1961; RUTTENBERG 1961). Kansantalouden tasolla viimeksi mainitun soveltaminen saattaa olla oikeutetumpaa kuin yksittäisessä mekanisoidussa työprosessissa, koska työpanos kansantaloudessa edustaa dominoivaa osaa tuotantokustannuksista.

Myös puunkorjuussa menetelmien koneellistuminen korostaa pääoman tarpeellisuutta tuottavuusmitassa, kun erilaisten metodien tuottavuutta halutaan vertailla kustannusten alentamista silmällä pitäen. Todellisten kustannusten vertailu saattaa olla sikäli harhaanjohtava, että esimerkiksi työpalkkojen vaihtelu pääsee vaikuttamaan tulokseen. Lisäksi on huomattava, että koneellistamattomassakin työssä käytetään työvoiman ohella hevosvetovoimaa, joka tässä luetaan pääomaan kuuluvaksi ja joka siis on sisällytettävä puunkorjuun kokonaistuottavuusmittaan. Ilmei-

sesti ainakin osa myös työoloista olisi otettava huomioon tuottavuusmittarissa (vrt. s. 21). Kokonaistuottavuustunnusta konstruoitaessa tulevat kuitenkin vastaan pääomapanoksen ja työolojen mittausvaikeudet, joihin verrattavia ei esiinny työpanoksessa. Seuraavassa pohditaan ensin pääoman mittausta (vrt. s. 19).

SPEIDEL (1963, s. 82) mainitsee, että työn bruttotuottavuuden todistusvoima teknisistä ja organisatorista edistystä ajatellen on riittämätön metsätalousyrityksen toimialoilla, joilla koneet laajalti syrjäyttävät ihmiset (vrt. ESKELAND 1956, s. 304; SUOMELA 1958, s. 23; BOULDING 1963, s. 26). Työn tuottavuuden muutos näissä tapauksissa voi olla ilmaus koneellistamisasteesta eikä menetelmän parannuksesta. Sen tähden SPEIDEL hyväksyy LEHMANNIN ehdotuksen ottaa myös konekustannukset tuottavuusmitan nimittäjään. Hän päätyy seuraavaan kaavaan (kirjainsymbolit on muutettu, vrt. REUSS 1960, s. 139):

$$P = \frac{Q}{H_m + vH_s} \quad (3)$$

P = tuottavuus

Q = bruttotuotos

H_m = työpanos, t

H_s = konepanos, t

v = kone- ja ihmistunnin arvosuhde

Kaavassa esiintyvä P lähestyy kokonaistuottavuutta, koska panostekijänä käytetään yhdistettyä työ- ja pääomapanosta. Toisena vaihtoehtona koneellistamisasteen huomioonottamiseen SPEIDEL mainitsee nettotuotoksen ja työpanoksen suhteen käytön, jolloin bruttotuotoksesta on vähennetty materiaalin kulutus ja kuoletukset. Jos myös pääoman korkokustannukset vähennetään, päädytään kokonaistuottavuuden soveltamista muistuttavaan tarkastelutapaan (vrt. SUOMELA 1958, s. 15).

Kirjoittaja käytti lisensiaattityössään (MÄKELÄ 1966 b) edellisestä tietämättä yhtälöä (3) vastaavaa kaavaa maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuuden mittaamiseen. Tällöin tuottavuustunnuksen panospuolella oli työ- ja vetovoiman (hevosen ja maataloustraktorin) työtunnit laskettu yhteen keskimääräisin tuntipalkoin¹⁾ painotettuina. Mainittujen painojen käyttö perustuu rajatuottavuusteoriaan (s. 9—10) ja vastaa työpanoksen mittauksessa toisinaan sovellettua painotusmenettelyä (s. 19). Pohjana on oletus, että palkkasuhteet antavat kuvan myös tuottavuussuhteista. Periaatteessa olisi panostekijäksi pitänyt ottaa myös pääomaan kuuluva moottorisaha. Sen osalle tuleva palkka katsotaan Suomessa käytössä olevissa metsätyöpalkkataulukoissa sisältyvän miehen palkkaan, koska taksat ovat samat riippumatta siitä, käytetäänkö moottorisahaa vai ei.

Edellisessä pääoman palvelusten mittauksessa siis käytettiin aikayksikköjä. Tämä menettely soveltuu luonnollisesti myös tässä mainitsemattomiin puunkorjuukoneisiin. Koska työ- ja pääomapanoksen yhdistäminen suoritettiin kiinteillä tuntipalkoilla painottaen, tuottavuusmitan panospuoli edustaa puunkorjuun laskettuja aikapalkkoja

¹⁾ Myös hevos- ja konetuntien hintaa nimitetään tässä tutkimuksessa palkaksi.

(vrt. KELTIKANGAS 1950, s. 622). Kyseinen menettely pääoman käytön mittauksessa muistuttaa KOROLEFFIN (1961) metodia, jossa konetyö puunkorjuussa arvioidaan hevosvoimien ja käyttötuntien tulona. KOROLEFFIN metodi on kuitenkin kovin epätarkka, johon on syytä koneiden erilaisuus.

Jos tarkataan pelkästään tietyn korjuumetodin kelpoisuutta, on tuottavuusvertailussa myös eliminotava *työolojen* vaihtelun vaikutus tuotokseen. Käytännössä tämä käy esimerkiksi kokeilemalla eri metodeja samanlaisissa olosuhteissa tai ottamalla työolojen muutos huomioon tuotoksen tai panosten korjauskertoimien avulla.

Verrattaessa keskenään kahta eri korjuumetodeille (I ja II) laskettua kokonais-tuottavuutta, joissa työolojen mukaan korjattu, eri puutavaralajien hakkuukertymien perusteella laskettu tuotoksen volyyymi on suhteutettu edellä esitetyllä tavalla palkka-painoin yhdistettyyn työ- ja pääomapanokseen, itse asiassa verrataan tietystä työ-suorituksesta samoissa oloissa aiheutuvia kustannuksia olettaen työn ja pääoman yksikköhinnat vakioiksi. Kokonaistuottavuuden eroon ovat tällöin syytä mainittujen *tuotannon tekijöiden laatuerot*. Siksi esimerkiksi metodia I käyttäen *on mahdollista tuottaa samalla panoksella suurempi tuotos tai sama tuotos pienemmällä panoksella* kuin metodilla II (vrt. REUSS 1960, s. 44, 133). Tämän vuoksi voidaan katsoa, että korjuumetodi I on näistä pitemmälle *rationalisoitu*. Sitä vastoin rationalisoinnista ei liene syytä puhua pelkän yksikkötyöpanoksen pienenemisen yhteydessä.

Jos ei olla kiinnostuneita ainoastaan puunkorjuumetodin kehittämistä, vaan myös *työolojen muuttamisesta* puunkorjuulle edullisiksi, halutaan luonnollisesti käsitys siitä, mitä tämä vaikuttaa tuottavuuteen. Kyseisessä tapauksessa voisi ajatella esimerkiksi menettelyä, jossa *tuottavuusmittarissa pyritään ottamaan huomioon ne muuttujat, joiden arvoihin ihminen ei ainakaan lyhyessä ajassa pysty vaikuttamaan*. Tällaisia tekijöitä ovat muun muassa puuston ja maaston laatu. Sen sijaan tietyissä rajoissa ihmisen päätöksenteosta välittömästi riippuvat tekijät pidetään tuottavuuteen vaikuttavina. Kyseisiä muuttujia ovat esimerkiksi leimikon ominaisuudet, jotka ovat yhteydessä metsänkäsittelytapaan. Ihminen voi suunnittelun avulla usein helposti vaikuttaa myös kuljetusmatkan pituuteen sekä puunkorjuun aikana vallitseviin lumi- ja lämpötila-suhteisiin.

Yhteenvetona edellisestä voidaan sanoa, että *puunkorjuukustannusten alentamiseksi tehtäviin tuottavuusvertailuihin soveltuvassa tuottavuusmittarissa on pyrittävä ottamaan huomioon ne tekijät, joiden vaihtelua pidetään tutkimusongelman kannalta häiritsevä¹⁾*. Tutkimuksen tavoitteet sekä mittausmahdollisuudet vasta ratkaisevat menettelytavan (vrt. s. 19). Parhaaseen tulokseen päästään käyttämällä *useita käsitteitä rinnakkain*, jolloin mittausmenetelmän vaikutusta voidaan analysoida.

Tässä yhteydessä ei puututa lähemmin tuotannon tuloksen mittaukseen. Se ei kokonaistuottavuuden ollessa kyseessä poikkea periaatteesta siitä, mitä edellä (s. 21—22) esitettiin. Tuotoksen volyymin laskennassa tarvitaan tällöin myös vetovoima-panosta mittaavat sekä hintapainot.

3 PUUNKORJUUN TUOTTAVUUDEN HYPOTEETTINEN MÄÄRITYMINEN

31. PUUNKORJUUN TUOTTAVUUDEN VIIMEAIKAINEN KEHITYS

Tuottavuuteen vaikuttavien tekijöiden etsinnässä on pohjana sen ajallisten muutosten tunteminen. Siksi kehityksen tarkastelu on tässä yhteydessä paikallaan. Se jää kuitenkin melko yksipuoliseksi, koska tietoja on saatavissa ainoastaan työn tuottavuuden kehityksestä. Tutkimustehtävän ratkaisemiseksi olisi edellä esitetyn perusteella hedelmällisempää tarkastella tuottavuustunnusta, jossa pääoman ja ainakin osaksi myös työolojen muutokset olisi otettu huomioon. Lisäksi käytettävissä olevien työn tuottavuusmittarien vertailukelpoisuus on usein huono (vrt. s. 21; HEIKINHEIMO—KUNNAS 1967).

Aluksi tarkastellaan tuottavuuden kehitystä *Suomessa*. HEIKINHEIMON (1956, s. 152) arvion mukaan ei hakkuutyön tuottavuus maassamme 1900-luvun ensimmäisen puoliskon aikana mainittavasti lisääntynyt. Myös HOLOPAINEN (1957, s. 258) toteaa, ettei työn tuottavuuden nousua ole juuri tapahtunut puun hankinnan metsävaiheessa 1930-luvulta lähtien, ellei 1950-luvulla. Arvioinneissa tuottavuuden mittana on ilmeisesti käytetty tuotoksen volyymin ja työpanoksen suhdetta.

HEIKINHEIMON (1955 a) työvoimatutkimuksen ja puunkäyttötutkimusten (PÖNTYNYNEN 1956) tulosten mukaan laskien v. 1950 käytettiin maassamme yhden kuoretoman kiintokuutiometrin valmistukseen ja metsäkuljetukseen 0.82 miestyöpäivää (mp.). Vastaava luku v. 1961 oli 0.68 mp. (HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965; MÄKELÄ 1966 c). Näiden lukujen perusteella yksikkötyöpanos pieneni 11 vuodessa 0.14 mp. eli 17 %. Kun hakkuut tänä aikana muuttuivat pinotavaravaltaisemmiksi, työpanoksen ja tuotoksen volyymin suhteen pieneneminen oli edellä esitettyä suurempi.

KUNNAS (1966, s. 14—22; vrt. HEIKINHEIMO—KUNNAS 1967, s. 337) sai kansantulotilastoihin perustuen tuotoksen volyymin ja työpanoksen suhteen kasvun nopeudeksi puunkorjuussa ja uitossa Suomessa v. 1948—1961 eri metodeja käyttäen 4.5—6 %. HEIKINHEIMO (1967 a) päätyi suunnilleen samanlaiseen kehitystahtiin, jonka hän ennusti lähivuosina myös jatkuvan (vrt. HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 18—22).

PUTKISTON (1959) laskelmiin perustuvan ennusteen mukainen puutavaran valmistuksen ja metsäkuljetuksen yksikkötyöpanoksen (kuoretoman kiintokuutiometrin työpanoksen) pieneneminen vuoden 1957 0.63 mp:stä 0.50 mp:ään v. 1972 (20 %) on osoittautunut todellisuudessa liian hitaaksi, kuten eräät muutkin metsätalouden työpanosennusteet. Nykyään näkee jo arvioita, joiden mukaan kiintokuutio-

¹⁾ Periaate pätee tuottavuuden mittauksessa yleensäkin.

metrin korjuun työpanos Suomessa on laskenut alle 0.5:n (esim. HEIKKERÖ 1967, s. 128; HOLOPAINEN 1967, s. 111; vrt. IUFRO 1966). Suurmetsätaloudessa näin saat- taakin olla. Sitä vastoin maatilametsätaloudessa, jonka työpanoksesta on saatavissa niu- kasti tietoja, yksikkötyöpanos lienee korkeampi (vrt. HEIKINHEIMO 1955 b; MÄKELÄ 1964 a, s. 56—60).

Esimerkiksi metsähallinnon hakkuissa kehitys 1960-luvulla on ollut nopeaa, sillä puutavaran valmistuksen yksikkötyöpanos laski vuoden 1960 0.47 mp:stä arviolta 0.30—0.35 mp:ään v. 1965 (Työn ... 1966; vrt. HIRVOLA 1966). Tässä yhtey- dessä on mainittava KUNNAKSEN (1966, s. 25—27) tosin varauksin tekemä havainto, jonka mukaan metsähallinnon hakkuissa puunkorjuutyön tuottavuuden nousu oli v. 1948—1961 hitaampi kuin koko maan metsätaloudessa. Kuitenkin hakkuutulos työpäivää kohti metsähallinnon toimitushakkuissa kohosi vuoden 1956 2.4 luovutuskuutiometriä¹⁾ 3.1 kuutiometriin v. 1961 (Moottorisahojen ... 1964).

Kululaitosten ja yleisten töiden ministeriön työvoimaosaston (1966, s. 8) puun- korjuun yksikkötyöpanosestimaatti korjuukautena 1965—66 on 0.6 mainitun luvun tarkoittaessa pääosaa maamme markkinahakkuista (pystyhakkuut sekä valtion ja puutavarayhtiöiden omien metsien hakkuut).

Koska työn tuottavuus puunkorjuussa on noussut, on lähellä ajatus, että kehitystä on tapahtunut korjuun osavaiheissa hakkuussa ja lähikuljetuksessa. Esimerkiksi HELELÄ ja LAATTO (1959, s. 62) kirjoittavat: »On korostettava kuitenkin, että myös metsätaloudessa on työn tuottavuuden nousu ollut valtava; keskimääräiset hakkuu- tulokset työntekijää ja työpäivää kohden nousivat hankintakaudesta 1952/53 han- kintakauteen 1956/57 lähes 30 prosentilla. Sahatukkiensa osalta rationalisoinnin mer- kitys on saattanut olla tätäkin suurempi.» HEIKINHEIMON (1963, s. 51—52, 1967 a, s. 77) tutkimukset eivät kuitenkaan tue esitettyä toteamusta. Verratessaan hakkuussa ja hevoskuljetuksessa saavutettuja päiväkeskiansioita kuvaavia aikasarjoja vastaaviin yksikköpalkkasarjoihin HEIKINHEIMO totesi, että hakkuu- ja ajomiehen päiväansio ei ole v. 1948—1962 Etelä-Suomessa noussut yksikköpalkkoja nopeammin. Tämä osoittanee, että mainittuna ajanjaksona ei ainakaan maan eteläpuoliskossa ole tapah- tunut työn tuottavuuden nousua tai se on ollut suorastaan negatiivinen kyseisissä puunkorjuun osavaiheissa.

Edellä esitetyn hakkuukertymän ja työpanoksen suhteen pienenemisen täytyy sen takia johtua muista syistä, kuten *kuorinnan siirtymisestä pois metsästä, kuljetusmat- kujen lyhenemisestä ja latvauittojen vähenemisestä* (vrt. MÄKELÄ 1964 a, s. 12—14). Töiden siirtyminen metsätalouden ulkopuolelle olisi oikeastaan otettava huomioon tuotta- vuusmitassa. Se pienentäisi selvästi esitettyä puunkorjuun tuottavuuden nousua (vrt. s. 22).

Koneellistamisella on luonnollisesti oma vaikutuksensa. Mainittakoon kuitenkin, että vielä 1957 PUTKISTO (1959, s. 65) arvioi siihen astisen koneellistamisen vaiku- tuksen työpanoksen supistumiseen vain 1.2—1.3 %:ksi. Koneellistamattoman han- kintatekniikan kehittymisellä ei PUTKISTO katsonut olevan suurta merkitystä tuotta-

¹⁾ 1 luovutuskuutiometri = 1 p-m³ pinotavaraa = 20 j³ järeää tavaraa.

vuuden lisäämisessä. Kuitenkin selvä vaikutus työn tuotokseen on ammattitaidon ja työkalujen kunnan parantumisella myös perinteellisiä korjuumetodeja käytettäessä (KANTOLA 1949).

Puunkorjuumenetelmien koneellistamisella ja muulla kehityksellä on varsinkin suurmetsätalousmaissa ollut huomattava työn tuottavuutta lisäävä vaikutus (vrt. MÄKELÄ 1964 a, s. 16—18). SUNDBERGIN (1961, s. 2) mukaan esimerkiksi *Newosto- liitossa* hakkuun ja kuljetuksen työpanos pieneni 1.0 mp:stä v. 1950 0.6 mp:ään v. 1959 metsäkuutiometriä¹⁾ kohti. Toisten tietojen mukaan korjuutyön suoritustaso (j³/mp.) kohosi v. 1950—55 noin 2.5 % vuosittain. Vuoden 1956 vastaava luku oli 5 %, ja v. 1957—60 suoritustason keskinousu oli peräti 10.5 %. Nopea tuottavuuden kasvu jatkui vielä seuraavanakin vuonna, mutta v. 1962 kehitys huomattavasti hidastui (Drivningsteknisk ... 1963, s. 2—3).

Itä-Kanadassa kuitupuun korjuun tuotos miestyöpäivää kohti pysyi 1940-luvulla jokseenkin ennallaan (KOROLEFF 1951, s. 58), mutta vuosista 1949—50 lähtien massa- teollisuuden puunkorjuussa työpanos pieneni 10 vuodessa 0.5 mp:stä 0.3 mp:ään metsäkuutiometriä kohti (SUNDBERG 1961, s. 3). Samana aikana työtunteina laskettu hevospanos puutavarayksikköä kohti laski lähes viidesosaan aikaisemmasta luvusta.

Esimerkkinä kehityksestä *USA:ssa* SUNDBERG esittää etelävaltioiden kuorimat- toman kuitupuun korjuuseen käytetyn edellistä vastaavan työpanoksen alentuneen 0.4 mp:stä v. 1950 0.2 mp:ään 1959. Kehityksen äärimmäisrajoina mainitaan jopa sellaisiakin lukuja kuin 0.02—0.03 mp./m³ (esim. AGER 1962, s. 183; PIHA 1962).

Jos vielä tarkastelemme naapurimaassamme *Ruotsissa* tapahtunutta korjuutyön tuottavuuden kehitystä, niin SUNDBERGIN (1961, s. 2) käyttämien tilastojen mukaan 1920—30-luvuilla työpanoksen käyttö oli 0.9—1.0 mp. metsäkuutiometriä kohti, jolloin mukaan on luettu myös metsänhoito- ja tienrakennustyöt. 1950-luvun lopulla vastaava työpanos oli 0.2 mp. edellä mainittua pienempi (vrt. HEGARDT 1949; Sta- tens ... 1956, s. 17—22). Viime vuosina on koneellistumisen nopea edistyminen alentanut suuresti korjuun yksikkötyöpanosta, joka lienee tuntuvasti Suomen vas- taavaa lukua pienempi (vrt. GULLBERG 1967, s. 17—18; HEIKKERÖ 1967, s. 128). Myös pelkässä hakkuutyössä on useilla tahoilla todettu selvä suoritustason nousu, joskin tähän lienee tärkeänä syynä ollut kuorinta-asteen muutos (PETTERSSON—STAAF 1960; BURÉNIUS 1964; KILANDER 1964). Huomattavaa puunkorjuutyön tuottavuuden kehitystä on tapahtunut myös muissa Skandinavian maissa (BERGSTEN 1964; KANTOLA 1964 a; HEIKINHEIMO—KUNNAS 1967).

¹⁾ Ruots. skogskubikmeter tarkoittaa tuoretta kuorellista runkopuuta kiinteätä mittaa.

32 TUOTTAVUUDEN ALUEELLINEN VAIHTELU

Tutkiessaan alueellista erilaistumista MYRDAL (1957) kehitti niin sanotun *kasautuvan kasvun teorian*, jota muun muassa OLAVI RIIHINEN (1965) on täsmentänyt. Tutkimuksissaan MYRDAL lähti klassisen talousteorian tasapaino-oletuksen kritisoinnista. Niin ikään hän arvosteli sosiaalisen todellisuuden jakoa »taloudellisiin» ja »ei-taloudellisiin» tekijöihin. (Vrt. PÄIVIÖ RIIHINEN 1963, s. 45—47; HAHTOLA 1967 b, s. 8—26). Koska äsken mainittu teoria lienee hyödyllinen myös puunkorjuun tuottavuuden määrittämisen taustatekijöitä etsittäessä, sen pääpiirteet esitetään seuraavassa.

Teorian mukaan yhteiskunnassa tapahtuva taloudellinen kasvu pyrkii kasautumaan alueellisesti tiettyihin paikkoihin. *Laajenemisprosessi* alkaa yleensä jalostustuotannon laajenemisesta, joka usein seuraa uudenaikaisen teollisuuslaitoksen perustamista paikkakunnalle (vrt. s. 8—9). Myös liikenteen solmukohdat ja kaupalliset keskuksat saattavat kasvaa tertiäärielinkeinojen ansiosta, mutta ilmeisesti näidenkin kehitys yleensä jäisi vähäiseksi ilman jalostustuotantoa. MYRDAL (1957, s. 44) pitää *laajenemista välittävinä mekanismeina* muuttoliikettä, pääomansiirtoja ja kauppaa. Koska taloudelliset resurssit ovat niukkoja, näiden keskittymisestä tiettyihin paikkoihin on tuloksena kasautuvia *supistumisvaikutuksia* toisilla alueilla.

Oleennaista kasautuvassa kehityksessä on se, että yhteiskunnassa tapahtuvat muutokset luovat mahdollisuuksia uusille muutoksille. Esimerkiksi teollisuuslaitoksen perustamisesta aiheutuva työllisyyden lisäys kohottaa tulotasoa, joka puolestaan tarjoaa mahdollisuuden kulutuksen nostamiseen. Siten teollistumiseen liittyy korkean elintason tunnuksia, kuten parantunut asumis- ja koulutustaso sekä hyvä terveydenhoito (vrt. Komiteanmietintö 1960, s. 88—89; SARAMO 1960).

Tuotannon tekijöiden siirtyminen maaseudulta laajeneviin asutuskeskuksiin merkitsee tiettyjen alueiden pitäytymistä pääasiassa alkutuotantoon. Liikatyövoiman siirtyminen pois siitä on tosin myönteinen piirre, mutta nopean teollistumisen yhteydessä siirtyminen ei tapahdu varsinkaan pienviljelysseuduilla riittävän nopeasti. Kotiseutuun sitovien normien, samoin kuin ammattitaidon puutteen tähden maalaisväestön liikkuvuus on vähäistä. Tästä aiheutuu erityisesti talvikautena rakenteellista avointa ja piilevää *työttömyyttä* (vrt. ANDERSEN ym. 1953, s. 241; RISTIMÄKI 1955, s. 59—62, 75—80; RISTIMÄKI ym. 1956, s. 42—50). Työttömyys on eräs supistumisprosessin seuraus. Sillä vuorostaan on muita supistavia vaikutuksia, jotka seuraavat tulotason alenemista. Tosin myös teollistumiseen liittyy työttömyyttä, mutta se poikkeaa luonteeltaan ja ilmeisesti myös vaikutukseltaan työhaluun edellä mainitusta (vrt. OLAVI RIIHINEN 1965, s. 148).

Alueellinen erilaistuminen ei kuitenkaan etene vain siten, että toisaalla tapahtuu laajenemista ja toisaalla supistumista (OLAVI RIIHINEN 1965, s. 49—50). Esiintyy näet *leviämisvaikutuksia*: kasautuvan kasvun voimat vaikuttavat myös lähiympäristössä. Kehittyvät tiedotus- ja liikenneyhteydet sekä koulutus levittävät teollistumisen

tuloksia maaseudulle. Lisääntyvä maataloustuotteiden ja puutavaran kysyntä sekä tekninen edistys nostavat myös asutuskeskuksen ympäristön tulotasoa. Siten teollistumisen jatkuessa alueellinen erilaistuminen saattaa hidastua, mihin harjoitettavalla tulonjakopolitiikallakin on osuutensa (vrt. Komiteanmietintö 1960, s. 83—96; Komiteanmietintö 1965, s. 63—64). On myös havaittu eräänlaista »ylikehittymistä» suurkaupungeissa, joissa saattaa piillä supistumisprosessin vaara.

Teollistumiseen liittyy huomattavia sosiaalisten arvojen muutoksia, jotka ovat edellytyksenä kasautuvaan kehitykseen (vrt. TAURIAINEN 1966, s. 19—20). Traditionaaliset arvot sivuuttaa henkilökohtaisten kykyjen arvostusta korostava *taloudellinen tehokkuuspyrkimys*, joka katsotaan teollistuvan yhteiskunnan keskeiseksi arvoksi ja tavoitteeksi. Se ilmenee teknisenä ja organisatorisena kehityksenä, mikä tapahtuu yhdessä yksilöiden, tuotantolaitosten ja koko yhteiskunnan tehostuvan *työnjaon* kanssa. Tiheään asutuissa teollisuusyhdyskunnissa yksilöiden käyttäytymistä säätelevä *yhdenmukaistava paine*, joka maaseudulla ilmenee perheen, suvun ja kyläyhteisön sosiaalisena kontrollina, on pienempi. Sen sijaan tulee standardoiviin vaatimuksiin alistuva *työsidonnaisuus*, jota voidaan pitää tehokkuuspyrkimyksen ilmentymänä (OLAVI RIIHINEN 1965, s. 7—17, 60—70).

Tehokkuuspyrkimys on siis teollistuvan yhteiskunnan tärkeä tavoite. Maaseudulla ja etenkin maatilataloudessa tehokkuus ei kuitenkaan liene yhtä keskeinen arvo (HAHTOLA 1965; 1967 b, s. 13—26). Uudistusten omaksumista estää sosiaalisen ympäristön aiheuttama, jo edellä mainittu yhdenmukaistava paine, joka varsinkin *kyläyhteisössä* on voimakas (OLAVI RIIHINEN 1965, s. 196—203). Siksi maanviljelijäväestö pitäytyy mielellään traditionaalsiin työmenetelmiin, jotka ovat yhteydessä *turvallisuuden* suureen arvostamiseen. Maatilatalous koetaan »elämisen muotona», johon liittyvät usein uskonnollisperäiset tavat ja katsomukset muuttuvat hitaasti. Kun lisäksi havaitaan tehokkuuden lisäämisestä aiheutuva työttömyyden lisääntyminen, *motivaatio suoritustason kohottamiseen puuttuu*. Myös *saavutusmahdollisuudet ovat pienet* pääoman ja parhaassa iässä olevan työvoiman siirtyessä asutuskeskuksiin, joskin liikatyövoiman vähenemisellä on ilmeisesti myös suoritustasoa kohottava vaikutus. Siten tuotoksikköä kohti käytetty työpanos on korkea. (Vrt. ANDERSEN ym. 1953, s. 239; HEIKINHEIMO 1955 b, s. 5—7; RISTIMÄKI 1955, s. 67—80; ZAPF 1960, s. 48; ESKOLA 1965, s. 169—174; MÄKELÄ 1967).

Pohdittaessa puunkorjuun tuottavuutta, johon vaikuttaa ainoastaan työ- ja pääomapanoksen laatu (vrt. s. 24), edellä hahmotellun kasautuvan kasvun teorian valossa on ilmeistä, että se vaihtelee alueittain. Pitäydyttäessä maatilametsätalouden puunkorjuuseen voidaan todeta, että tilakohtaiset tuottavuuserot pystyttäneen osaksi selittämään maatilalan sijainnin avulla. Tällöin perustana on oletus, että paikkakunnan kehitysaste on yhteydessä erityisesti *tehokkuuspyrkimykseen* ja siitä johtuen *työllisyyteen* (vrt. PÄIVIÖ RIIHINEN 1963, s. 20—21; OLAVI RIIHINEN 1965, s. 156).

Koska teollistuneisuus ilmentää tehokkuuspyrkimystä, joka edellä esitetyn mukaan leviää myös ympäristöön, on ajateltavissa, että asutuskeskusten lähetyillä puunkorjuun äsken mainittu tuottavuus pyrkii nousemaan kauempaan sijaitsevaa maaseutua korkeammaksi. *Kobonnut vaatimustaso* johtaa väestöä entistä suurempiin ponnistuksiin,

ja suurentuneiden tulojen ansiosta parantunut koulutustaso tekee mahdolliseksi ottaa käyttöön tuottavuuden kohottamiseen tähtääviä uudistuksia. Näin pääoma maataloudessa lisääntyy. Tosin tällöinkään ei kannattavuus aina ole ratkaiseva. Se on käynyt ilmi esimerkiksi maatalouden koneellistamisessa (OKSANEN 1963, s. 127). Siitä huolimatta taloudellisen kasvun leviämisaikutukset merkinnevät maatalon yritysluonteen korostumista, josta on osoituksena erikoistuminen tiettyihin tuotantosuuntiin.

Myös *kilpailevien työtilaisuuksien* esiintyminen lienee omiaan nostamaan puunkorjuun kokonaistuottavuutta asutuskeskusten ympäristössä (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 155). Sekä oman että vieraan työvoiman puute näet pakottaa tilan vähentyneen väen tehostamaan työ- ja vetovoimapanostaan, kun perhetilat¹⁾ yleistyvät. Nähtävästi samalla toimitushakkuut vähenevät. Tätä kehitystä tosin hidastanevat tämänhetkiset jako-olot ajateltaessa Suomessa nykyisin vallitsevia markkinointitapoja (vrt. s. 11). Syynä tilanväen suorittaman puunkorjuun tuottavuuden nostamiseen voi olla myös vaatimustason kohoamisesta johtuva pyrkimys tarjolla oleviin ansiotöihin.

Toisaalta lisäansiot saattavat vähentää uusien metodien omaksumishalukkuutta (JOKIVIRTA 1965, s. 42). Tuottavuutta alentava vaikutus liittyy edellä mainittuun kehitykseen myös sikäli, että tilan oman, usein puutteellisen ammattitaidon omaavan työvoiman osuuden mahdollinen lisääntyminen puunkorjuussa heikentää suoritus-tasoa. Hyvien työllisyysolojen vallitessa metsätöihin saatavissa oleva vieraskin työvoima saattaa olla heikkolaatuista. Toisaalta teollistumisen edistyessä voidaan käyttää lisääntyvää ammattimetsätyövoimaa, mikä tosin koskee lähinnä suurmetsätaloutta. Eri maankäyttömuotojen kilpailusta aiheutuva jako-olojen vaikeus asutuskeskusten läheisyydessä on niin ikään yksikkötyöpanosta nostava (HAHTOLA 1967 a, s. 155).

Viimeksi mainituista seikoista huolimatta tuntuisi ilmeiseltä, että maatalametsätalouden puunkorjuun tässä puheena ollut *tuottavuus, johon vaikuttaa ainoastaan työ- ja pääomapanoksen laatu, on asutuskeskusten läheisyydessä suurempi kuin perinteellisellä maaseudulla*. Tosin tuottavuuden alueellisen tason muodostuminen ei luonnollisestikaan ole niin yksinkertainen kuin edellä on esitetty. Koska useita asiaan mahdollisesti vaikuttavia tekijöitä on sivuutettu, äsken esitetty hypoteesi onkin katsottava vain suuntaa antavaksi (vrt. HAHTOLA 1967 b, s. 53—55). Tässä yhteydessä ei kuitenkaan liene syytä aiheen yksityiskohtaisempaan tarkasteluun. Viitattakoon vain myös perinteellisellä maaseudulla esimerkiksi *baja- ja kyläasutuksen* mukaan mahdollisesti syntyviin tuottavuuseroihin. Kyläasutuksessa uudistusten omaksuminen saattaa vaatia sovelta-jalta suurta rohkeutta, mutta toisaalta tiheässä asutusmuodossa uudistusten leviäminen naapurilta toiselle lienee helpompaa kuin haja-asutuksessa (TAURIAINEN 1966, s. 90; VALKONEN 1966, s. 10). Ilmeisesti siis myös *muut kuin teollistumiseen liittyvät alueelliset tekijät* vaikuttavat puunkorjuun tuottavuuteen.

Tämän tutkimuksen empiirisessä analyysissä selitetään puunkorjuun tuottavuuden vaihteluja tilojen välillä tilakohtaisin muuttujin. Tuottavuuden alueellisen variaation

¹⁾ Perhetilalla tarkoitetaan tässä omistajan oman työvoiman varassa hoidettua maatilaa. Samassa merkityksessä käytetään usein sanaa perheviljelmä, joka kuitenkin viittaa vain tilan maatalouteen.

ymmärtäminen lienee tällöin sopiva lähtökohta. Varsinkin sosiologiassa on viime vuosina korostettu yksilö- ja yhteisöselittäjien yhtäaikaista käyttöä (VALKONEN 1966). Niinpä esimerkiksi neuvonnassa sovellettujen metsänkäsittelyn normien ero, samoin kuin puunkorjuuseen kohdistuvan neuvonnan intensiivisyys, saattaisivat olla hyödyllisiä puunkorjuun tuottavuuden selittäjinä suurilla alueilla. Empiirisessä analyysissä tuottavuuden alueellista vaihtelua koskevia hypoteeseja pyritään mahdollisuuksien mukaan testaamaan ottamalla tilan sijaintia kuvaavia muuttujia selittäjiksi sekä ekologisessa selitysvirheanalyysissä (vrt. VALKONEN 1966, s. 14).

33 TILAKOHTAISET HYPOTEESIT

Seuraavassa yritetään tarkastella yksityiskohtaisemmin niitä tekijöitä, joiden vaikutuksesta puunkorjuun kokonaistuottavuus vaihtelee tilojen kesken. Havainnollisen käsitteellisen lähtökohdan tarjoaa tällöin tuotantofunktio-tarkastelu (vrt. LUNDBERG 1961, s. 119—129). Koska tuotos on panostensa summa, pitää tuotoksen (Q) olla tuotannon tekijöiden työn (L), pääoman (C) ja luonnon (N) tuotannollisten palvelusten summa. Eksaktia lineaarista tuotantofunktiota käytettäessä voidaan siis merkitä (a , b ja c ovat parametrejä):

$$Q = aL + bC + cN \quad (4)$$

Siten

$$\frac{Q}{aL + bC + cN} = 1 \quad (4a)$$

(vrt. LAURILA 1958, s. 82—84; NIITAMO 1958, s. 161—162; KENDRICK 1961, s. 9). Käytännössä ei ole kuitenkaan mahdollista mitata tuotannon tekijöiden laadun muutoksia, joten tuotantofunktio-tarkastelussa on tästä aiheutuvan selitysvirheen vuoksi otettu käyttöön lisäselittäjä (vrt. s. 19—20). Sitä nimitetään seuraavassa *rationalisointiasteeksi* (Ra). Kokonaistuottavuus voidaan katsoa olevan Ra :n funktio:

$$\frac{Q}{a_1L + b_1C + c_1N} = f(Ra) \quad (5)$$

Ilmeisesti työn tuottavuus on funktio pääoma- ja luontopanksesta sekä rationalisointiasteesta työ- ja pääomapanoksen sisältävän »kokonaistuottavuuden» ollessa funktio luontopanksesta ja rationalisointiasteesta. Kun lisäksi

tuotos ja panostekijät voidaan mitata eri tavoin, tuottavuuteen vaikuttavat tekijät riippuvat suuresti käytetyistä mittausten menetelmistä. Empiirisessä analyysissä onkin osittain sopimuksenvaraista, mitkä tekijät otetaan itse käsitteessä huomioon ja mitkä pidetään tuottavuuteen vaikuttavina (vrt. s. 24). Tällöin käytettävissä oleva aineisto usein määrää menettelytavan (vrt. MILLS 1955, s. 501; HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 12—13).

Seuraavassa huomio kohdistetaan yhtälöön (5), ja kun oletetaan tuotoksen ja luonnon¹⁾ mittausten ensi ongelmatomaksi, kysymyksen asettelu kuuluu: Mitkä tilakohtaiset tekijät saavat aikaan maatilametsätalouden puunkorjuun *työ- ja pääoma-panoksen* tehokkuuden muutoksia?

Tässäkin yhteydessä lienee syytä lähteä kauempaa ja tarkastella, miten tuottavuuden määrittävät tekijät yleensä ryhmitetään, koska tiedosta saattaa olla hyötyä tilakohtaisten hypoteesien kehittämisessä. REUSSIN (1960, s. 148—154) mukaan kansantaloudessa panos-tuotos-suhteisiin vaikuttavat tuotannon tekijöiden määrä, laatu, käyttöaste ja kombinaatiosuhde, tekninen edistys (vrt. s. 20), tuotantoprosessin taso, yksittäisten prosessien tai sektorien osuus kokonaistuotoksesta tai -panoksesta sekä tuotantoprosessien ja sektorien keskinäiset riippuvuussuhteet (vrt. LUNDBERG 1961, s. 184—185). Empiirisesti on kaikkien näiden tekijöiden nettovaikutusta erikseen miltei mahdotonta määrittää. Yksinkertaisesti voitaneenkin ne ryhmitellä tuotannon tekijöiden määräksi ja laaduksi.

ECE:n (1961, s. 8—9) mukaan työn tuottavuuteen vaikuttavat muun muassa pääoma-työntekijää kohti ja siihen liittyen tekninen edistys, kapasiteetin käyttöaste, laitoksen koko, työvoiman taito, johtavan työn osuus työpanoksesta, panostekijöiden suhteet ja suhteelliset hinnat, tuotannon rakenne, organisaation muodot, työntekijöiden moraalit, kaluston laatu, luontosuhteet ja tutkimustyö.

LUOMA (1954, s. 166—167) vuorostaan pitää työn tuottavuuden määrittäjinä teknisiä tekijöitä, kuten tekninen tutkimustyö, rationalisointi sekä yritysten kapasiteetti ja sen käyttöaste, organisaatio- ja markkinatekijöitä, inhimillisiä tekijöitä, kuten työntekijöiden työkyky ja -halu, pääoman muodostusta, ulkomaankauppaa sekä erilaisia satunnaisia tekijöitä, kuten sää- ja vesivoimasuhteita.

Usein työn tuottavuuteen vaikuttavat tekijät tiivistetään muutamaksi harvaksi ryhmäksi: koneellistaminen ja tuotannon tekijöiden tuotannollisen suorituskyvyn edistäminen, tekniikan ja tuotantokyvyn hyväksi käytön muutokset tai tekniset ja rakenteelliset tekijät (vrt. YODER 1950, s. 158; ANDERSEN ym. 1953, s. 377; PAUNIO 1957, s. 83, 1959, s. 267; LAURILA 1958, s. 84; KENDRICK 1961, s. 10—12; KULLMER 1965, s. 38).

Esitetyt luettelot osoittavat tuottavuuteen vaikuttavien tekijöiden monet ryhmitelymahdollisuudet. Tässä tutkimuksessa lienee sopiva lähtökohta etsiä muuttujia, jotka kuvaavat tilan toimitushakkuun johtajan ja työvoiman *työhalua ja -kykyä*. Niiden tietyn suuntaista alueellista vaihtelua käsiteltiin edellä (s. 28—31).

Maatilametsätalouden puunkorjuun johtavan, mutta yleensä myös tärkeän osan ruumiillisesta työstä tekevän henkilön (metsänomistajan) työhaluun vaikuttanevat hänen yleisen arvojärjestelmänsä lisäksi muun muassa puun hintaan liittyvä kiinnostus

¹⁾ Käsitteen luonto katsotaan tässä vastaavan edellä puheena olleita työoloja (vrt. s. 21; KELLTKANGAS 1962, s. 3).

metsätalouteen, samoin kuin *kilpailevat työtilaisuudet*. Viimeksi mainitut riippuvat paitsi alueellisista tekijöistä myös tilan tuotantosuunnasta. Niinpä runsaasti työtä vaativaan karjatalouteen erikoistuneella tilalla isännän työhalu puunkorjuussa lienee tiettyssä mielessä parempi kuin tilalla, jossa maatalous tarjoaa vähän työtilaisuuksia, koska metsätyö ei karjatilalla ole »ajan tappamista» (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 155).

Isännän työkykyyn vaikuttanevat muun muassa hänen ikänsä ja *ammattitaitonsa*, joka luontaisten ominaisuuksien lisäksi riippuu saadusta koulutuksesta ja käytännön kokemuksesta. Nähtävästi juuri metsänomistajaa kuvaavat muuttujat olisivat hyviä puunkorjuun tuottavuuden selittäjiä. Metsänomistajan vastuullahan suuressa määrin ovat sovellettavien korjuumenetelmien valinta ja työn organisointi, joiden yhteys tuottavuuteen on välitön.

Myös muun puunkorjuuseen osallistuvan työvoiman laatu luonnollisesti vaikuttaa tuottavuuteen silloin, kun sitä ei ole yritetty ottaa huomioon jo itse tuottavuusmitassa (vrt. s. 19). Todennäköisesti tilan *oman ja vieraan työvoiman suhdetta* kuvastaa sekä työvoiman työhalua että -kykyä. Niin ikään suhde kuvanee metsänhoidollisten seikkojen huomioon ottamista puun korjuussa. Myös palkan suuruudella lienee yhteys työtehoon (ANDERSEN ym. 1953, s. 242).

Metsänomistajan ja muun työvoiman laatu ratkaisee suureksi osaksi, minkälaista vetovoimaa ja välineitä puunkorjuussa käytetään. Toisaalta nämä, samoin kuin työvoimankin laatu, riippuvat *tilan aineellisista resursseista*. Niinpä varakkaalla tilalla voidaan — oman työvoiman hyvien koulutusmahdollisuuksien ohella — koneellistaa puunkorjuu tehokkaasti, soveltaa uudenaikaisia korjuumenetodeja, valita otollinen ajankohta ja perustaa suuria työmaita, joihin on hyvät mahdollisuudet saada tehokkaita koneita ja välineitä käyttävää vierasta ammattityövoimaa. Lisäksi töiden puute ei ole samalla tavalla alentamassa työhalua kuin pientiloilla. Toisaalta varakkaan tilan omalla työvoimalla ei ole taloudellista pakkoa tehokkuuteen.

Todennäköisesti metsänomistajan ja puunkorjuun muun työvoiman työhalua ja -kykyä sekä tilan aineellisia resursseja monipuolisesti kuvaavilla muuttujilla olisi mahdollista haluttaessa päästä korkeaan yhteiskorrelaatiokertoimeen kokonaistuottavuutta selittäessä. Nähtävästi tilan koko, tuotantosuunta, toimitushakkuun suhde tilakokoon ynnä muut *koko tilaa edustavat variaabelit* olisivat tällöin hyödyllisiä selittäjiä (vrt. PÄIVIÖ RIIHINEN 1966). Toinen mahdollisuus olisi selittää tuottavuutta edellä mainittujen tekijöiden tuloksena olevien korjuumenetelmien ominaisuuksilla (hakkuutavalla, koneellistamisasteella, kuorinnan niveltämisellä korjuuprosessiin jne.), jotka välittömästi määrittävät tuottavuuden. Käytettäessä näiden molempien ryhmien muuttujia selittäjinä yhtäaikaaisesti riippumattomat muuttujat saattavat korreloida voimakkaasti. Mallin käytännöllisyyden kannalta selittäjien olisi oltava instrumentteja, joiden arvoihin on mahdollisimman helppo suoranaisesti vaikuttaa.

Edellä oletettiin, että tuotoksen ja yhdistetyn työ- ja pääomapanoksen suhteen vaihteluun vaikuttavat ainoastaan mainittujen tuotannon tekijöiden laadun muutokset. Kuitenkin myös *työoloilla* on luonnollisesti merkitystä maatilametsätaloudenkin puunkorjuussa. Esimerkiksi puiden koko korreloi voimakkaasti työpanoksen kanssa samoin kuin erilaiset *työvaikeustekijät* (MAKKONEN 1950, s. 23—24, 1957, s. 421—426; PUT-

KISTO 1956, s. 28—41; JÄRVHOLM—KILANDER 1964, s. 22—28; KANTOLA 1967, s. 16). Jos ajatellaan puuston ja maaston laatu pystyttävän ottamaan huomioon itse tuottavuusmittarissa (vrt. s. 24), jäljelle jäävät muuttujat, joihin puunkorjuuta edeltävässä tai sen aikana suoritettussa suunnittelussa voidaan ainakin jossain määrin vaikuttaa.

Tärkeitä tekijöitä tällöin ovat leimikon ominaisuudet, kuten sen keskittämistä (jako osiin), hakattava puumäärä hehtaarilla (metsän käsittelytapa) sekä hakattavien puiden koko. Myös hakkuutyömaan koolla on todettu olevan selvä yhteys (negatiivinen korrelaatio) yksikkökustannuksien kanssa (MÄKELÄ 1964 a, s. 62, 1964 b). *Economies of scale* onkin helposti empiirisesti todettavissa yritystasolla, mutta makroekonomisissa tutkimuksissa asia ei ole yhtä yksinkertainen (vrt. CLARK 1951, s. 236—245, 291—293; MELMAN 1956, s. 12—15; REUSS 1960, s. 152—153; Komiteanmietintö 1962, s. 80—84; KENTTÄ 1965, s. 85).

Myös kuljetusmatkaan, joka korreloi jako-olojen kanssa, lumen paksuuteen ja ilman lämpötilaan puunkorjuun aikana on suunnittelijan tietyissä rajoissa mahdollista vaikuttaa, kuten edellä (s. 24) mainittiin. Siksi niiden käyttö tuottavuuden vaihteluiden selittäjinä on perusteltavissa.

Tässä yhteydessä on syytä viitata myös *tuotoksen rakenteeseen* tuottavuuteen vaikuttavana tekijänä. Edellä (s. 21) mainittiin tästä käsiteltäessä kiintokuutiometriä tuotoksen mittana. On kuitenkin huomattava, että myös tuotoksen volyymin tuottavuusmittarissa käytettäessä tuotoksen rakenteen muutoksilla voi olla vaikutuksensa. Jos näet tuotoksen laskennassa käytettyjen painojen suhde ei vastaa todellisuudessa kuluneiden panosten suhteita, saadaan tuotoksen rakenne tuottavuuteen vaikuttavaksi tekijäksi (vrt. s. 32, 66—67; KENDRICK 1961, s. 10). Tuottavuuden ajallisen kehityksen tarkastelussa näin voi käydä siksi, että tuotoksen ja panoksen suhde muuttuu eri tuotteiden kohdalla erilaisella nopeudella, kun taas tuotoksen volyymin laskennassa käytetyt painot ovat kiinteät. Tämä ei kuitenkaan häiritse analyysia samoin kuin käsillä olevassa poikkileikkaustutkimuksessa, jossa puunkorjuun tuotoksen rakenteen muutokset pyritään eliminoimaan. Nämä muutokset saattavat aiheutua puutavaralajikoostumuksen vaihtelun lisäksi puutavaran laatuvaatimusten, minimiläpimitan sekä kuljetuksessa kuivan ja tuoreen tavarän suhteen muuttumisesta (vrt. PUTKISTO 1959, s. 47—49). Tässä yhteydessä on syytä vielä mainita erikseen puutavaralajien lukumäärän vaihtelu, joka vaikuttanee tavaralajikohtaisiin yksikköpanoksiin.

4 METODIN VALINTA

41 TUTKIMUSTILANTEEN TÄSMENTÄMINEN

Ennen metodin valintaan siirtymistä seuraavassa esitetään tutkimustilanteen täsmentämiseksi eräitä näkökohtia tutkimustehtävässä (s. 13) mainitun mallin laatimisesta. Ensin selostetaan hieman mallin luonnetta ilmaisevia käsitteitä.

Ennustamista pidetään tieteen perimmäisenä tarkoituksena (BRAITHWAITE 1955, s. 1; PÄIVIÖ RIIHINEN 1962, s. 7; HEMPEL 1965, s. 333; HORST 1965, s. 20). Sitä varten etsitään säännönmukaisuuksia *kuvaamalla* ilmiö tai *selittämällä* se. Kuvaamisessa pyritään kartoittamaan, *millainen* tutkimuksen kohde on, kun sen sijaan selityksessä mennään äskeistä pitemmälle; etsitään vastausta kysymykseen »*miksi?*». Erääksi selityksen määritelmäksi on esitetty yksittäistapauksen johtaminen yleisestä laista. Toisella tavalla määriteltynä voidaan selityksen katsoa olevan tutkittavan ilmiön kytke mistä aikaisemmin tunnettuihin riippuvuussuhteisiin. On myös pohdittu, onko kuvauksella ja selityksellä oikeastaan mitään periaatteellista eroa. (Vrt. SARTOLA 1956, s. 32; HENRYSSON 1957, s. 80; HEMPEL 1965, s. 245).

Tieteellinen selittäminen voidaan jaotella eri tavoin (HEMPEL 1965). Usein mainittuja selitysmuotoja ovat *kausallinen* ja *teleologinen* eli *finaalinen* selitys. Kausallisessa selityksessä osoitetaan jokin syy, joka joko edeltää tai on samanaikainen selitettävän ilmiön kanssa. Teleologinen selitys sen sijaan viittaa selitettävän tapahtuman päämäärään (BRAITHWAITE 1955, s. 324; vrt. ESKOLA 1962, s. 142—148). Tutkijoiden käsitykset mainittujen selitysten luonteesta ja käyttömahdollisuuksista ennustamiseen kuitenkin poikkeavat toisistaan. Kausaliteetti liittyy lähinnä luonnontieteisiin, teleologinen selitys taas »ymmärtäviin» käyttäytymistieteisiin. Tosin kausallinen tarkastelutapa on tieteiden kehittyessä yleistynyt myös luonnontieteiden ulkopuolella (WRIGHT 1966, s. 13). Niinpä esimerkiksi faktorianalyysin tuloksia voidaan toisinaan arvostella melko mitäänsanomattomaksi aineiston kuvailuksi. Samalla vaaditaan faktoreille kausaalista tulkintaa (vrt. OLAVI RIIHINEN 1965, s. 83—88; VALKONEN 1965, s. 104—109).

Tämän tutkimuksen tehtäväluettelosta ilmenee, että pyrkimyksenä on laatia malli, josta kävisi ilmi maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuuteen vaikuttavien tekijöiden suhteellinen merkitys. Tämän vuoksi huomio kiinnitetään a) siihen, missä määrin kukin selittävä muuttuja pystyy erikseen selittämään tuottavuusmittarin varianssia (korrelaatioanalyysi) sekä b) siihen, mikä paino (regressiomallissa) kunkin riippumattoman muuttujan tietyn suuruisella muutoksella on kriteerivariaabelin arvoja ennustettaessa (vrt. PAUNIO 1959, s. 268; KAARLEHTO—DOTY 1965, s. 23—28). Lopullisena tavoitteena on *ennustemalli*, josta voidaan päätellä tiettyjen toimenpiteiden vaikutus tuottavuuteen muiden tekijöiden pysyessä muuttumattomina ja jota siis voidaan käyttää apuna pyrittäessä tuottavuuden kohottamiseen.

Sana »vaikutus» vaatii kuitenkin täsmentämistä. Se viittaa syy- ja seuraussuhteisiin. Onko tutkimuksessa siis kyseessä kausaalisuhteiden osoittaminen vai käytetäänkö sanaa vain »esityksellisistä syistä» (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 125—126)?

WOLD (1954; vrt. 1956) pohti kausaaliiteettikysymystä ekonometriassa. Hän esitti muun muassa kaavion, jossa tavallisimmat tilastolliset tutkimusmenetelmät on jaoteltu käytetyn aineiston sekä sen perusteella, onko kyseessä kuvaus vai selittäminen. Esimerkiksi korrelaatiokerroin on WOLDIN (1954, s. 168) mukaan luonteeltaan aina kuvaileva, kun taas regressiosuhde voi palvella kuvausta tai selitystä tutkimustilanteen mukaan. Ellei pohjana ole kausaalihipoteesia, ei selittäjien regressio selitettävän muuttujan suhteen osoita muuta kuin tiettyä funktionaalista yhteyttä siinä näytteessä, josta regressio on johdettu (vrt. NIITAMO—PULLIAINEN 1960, s. 410). Jos sen sijaan regressiosuhde pohjautuu kausaalihipoteesiin, sitä voidaan käyttää myös muihin tarkoituksiin kuin selitettävän arvojen mekaaniseen ennustamiseen toisissa näytteissä.

Edellä (s. 25—34) yritettiin pohtia tekijöitä, jotka määrittävät tuottavuuden maatilametsätalouden puunkorjuussa. Esitetyt hypoteesit jäivät kuitenkin kovin erillisiksi ja monilukuisiksi muodostamatta yhtenäistä teoriaa. Sen takia *hypoteesien karsinta suoritetaan faktorianalysilla*, jonka käyttö tarjoaa myös monia muita etuja, niin kuin myöhemmin käy ilmi. Tällöin selvitetään, mikä alkuperäisessä selitysinformaatioissa on olennaista.

Mallin parametrien estimoinnissa testataan mahdollisuuksien mukaan näin saadut hypoteesit. Silti ei haluta väittää, että saadut estimaatit osoittavat välttämättä kausaalisuhteen olemassaolon, jos ne ovat hypoteesien mukaisia. Maatilametsätalouden puutteellisen tuntemuksen vuoksi tällöin voidaan sanoa ainoastaan, että havainnot eivät ole ristiriidassa hypoteesien kanssa (vrt. NIITAMO 1960, s. 190; TAURIAINEN 1966, s. 91). Näin on tulkittava ilmaisu »vaikuttavat tekijät». Siihen ei liity determinististä kausaalisuuden tulkintaa, vaan termiä käytetään ainoastaan havainnollisena työvälineenä osoittamaan havaittujen yhteyksien todennäköistä suuntaa (vrt. WOLD 1954, s. 166—167; NIITAMO—PULLIAINEN 1960, s. 400).

42 TRADITIONAALINEN REGRESSIOANALYYSI

Kun halutaan ennustaa tietyn muuttujan arvoja toisten variaabelien avulla, on kyseessä regressio-ongelma (vrt. THURSTONE 1961, s. 59—60; FREESE 1964, s. 9). Ennustamiseen soveltuvien muuttujien on kyettävä selittämään kriteerivariaabelin tilastollista vaihtelua. Yleisimmin käytetty metodi ennustemallin laatimiseksi on traditionaalinen regressioanalyysi, jossa parametrien estimaatit lasketaan pienimmän neliösumman menetelmällä. Esimerkiksi MEINHOLD ym. (1960), NEKBY (1962) ja HULT (1966) ovat käyttäneet kyseistä metodia selvittäessään työpanokseen vaikuttavia tekijöitä.

Korrelaatioanalyysi, jossa tarkastellaan selitettävän muuttujan ja selittäjien välisiä korrelaatiokertoimia, voidaan katsoa regressioanalyysin esivaiheeksi. Siinä on mahdollista saada käsitys, missä määrin kukin selittäjä erikseen pystyy ennustamaan kriteerivariaabelin arvoja. Täten voidaan osoittaa keskeiset muuttujat, mikä toisinaan saattaa riittääkin tutkimuskentän alkukartoitukseksi (TAURIAINEN 1966, s. 44). Yksinkertaisen kokonaiskuvan saamista häiritsee kuitenkin muun muassa riippumattomina pidettyjen *muuttujien suuri lukumäärä*, mikä on ominaista tämän tutkimuksen selitysongelmassa, sekä *niiden väliset korrelaatiot*. Osittaiskorrelaatiokertoimien analysointi tosin parantaa selittäjien korreloimisesta aiheutuvaa haittaa.

WOLD—JURÉENIN (1953, s. 30) mukaan *regressioanalyysin* päätarkoitukset ovat: 1) Estimoida tai ennustaa erään variaabelin arvoja yhden tai useamman annetun muuttujan avulla. 2) Saada yhden variaabelin kausaalinen selitys yhden tai useamman muun muuttujan funktiona. Pienimmän neliösumman keinoa estimointimenetelmänä käytettäessä selitysvirheiden neliöiden summa minimoidaan. Siten esimerkiksi lineaarisessa regressiomallissa

$$y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n + e, \quad (6)$$

jossa y on selitettävä muuttuja, x_1, x_2, \dots, x_n selittäviä muuttujia, a ja b_1, b_2, \dots, b_n parametrejä sekä e selitysvirhe eli jäännöstermi, Σe^2 minimoidaan. Jotta parametrien estimaatit täyttäisivät tietyt kriteerit (harhattomuus, tarkentuvuus, täystehoisuus jne.), selitysvirheestä tehdään useita oletuksia (esim. WOLD—JURÉEN 1953, s. 35—42; VALAVANIS 1959, s. 8—18; NIITAMO—PULLIAINEN 1960, s. 412—413; FREESE 1964, s. 27). Niinpä sen oletetaan olevan normaalisti jakautunut satunnaismuuttuja, jonka odotusarvo on nolla, varianssi äärellinen vakio esimerkiksi ajan suhteen ja arvot riippumattomia toisistaan sekä selittävien muuttujien arvoista. Selittävästä muuttujasta oletetaan muun muassa, että niissä ei ole havaintovirhettä.

Koska nämä monet oletukset eivät pidä yleensä käytännössä paikkaansa, pienimmän neliösumman keinoa on paljon arvosteltu. Onpa väitetty sen yleensä antavan harhaisia estimaatteja esimerkiksi sitä taloudellisiin malleihin sovellettaessa. Tämän takia on kehitetty myös muita estimointimenetelmiä. Toisaalta on pienimmän neliösumman keinoa puolustettu ja esitetty sen oikeita käyttömuotoja. (Vrt. esim. HURWICZ 1950; WOLD—JURÉEN 1953, s. 28—59; WOLD 1954, s. 174; HAIKALA 1956, s. 54—57; FOOTE 1958, s. 67—69; PÄIVÖ RIIHINEN 1962, s. 14—16; KORPELAINEN 1967, s. 62—71).

Haluttaessa päästä mahdollisimman pienellä selittäjä määrällä mahdollisimman korkeaan selitystasoon, voidaan käyttää niin sanotun *valikoivan regressioanalyysin* tekniikkaa. Tässä tutkimuksessa sillä tarkoitetaan metodia, jossa malliin valitaan koneellisesti ensin suurimman numeerisen selityksen antava selittäjä kaikista ehdolla olevista riippumattomista muuttujista, seuraavaksi parhaan lisäselityksen antava jäljellä olevista muuttujista ja niin edelleen. Myös selittäjien poistaminen mallista käy mekaanisesti (vrt. KAARLEHTO—DOTY 1965, s. 24—25). Seuraavassa pohditaan, mitä heikkouksia mainitulla menetelmällä on tutkimustehtävässä (s. 13) mallille asetettujen

tavoitteiden (yksinkertaisuus, tarkkuus, tulkittavuus ja pysyvyys eli invarianssi) saavuttamisessa.

Valikoivassa regressioanalyysissä saadaan tietyllä selittäjäjoukolla eräässä mielessä mahdollisimman yksinkertainen ja tarkka malli, koska siinä minimimuuttujamäärällä selitetään kriteerimuuttujan varianssista maksimiosuus (vrt. s. 54). Selittävien muuttujien suuri lukumäärä, virheellisyys ja keskinäinen korrelointi häiritsevät kuitenkin edellä mainittujen tavoitteiden saavuttamista.

Vaikka valikoivassa regressioanalyysissä valitaan suuresta muuttujajoukosta vain parhaat selittäjät, saattaa malliin tulla paljon korreloivia muuttujia, jos selittäjäpatteristo perustuu hypoteeseihin ja kaikki tietyn merkitsevyyuskriteerin täyttävät selittäjät hyväksytään. On selvää, että *regressiomalli ei tällöin ole yksinkertainen*. Lisäksi regressiokerrointen stabiilius esimerkiksi aikaan ja paikkaan nähden saattaa olla huono, vaikkakin selittäjät olisivat virheettömiä ja korreloimattomia. Syynä tähän on yksittäisten selittäjien herkkyys muutoksille olosuhteiden vaihtuessa. Selittäjiin sisältyvä virhe ja keskinäiset korrelaatiot vaikeuttavat edelleen tilannetta, kuten seuraavasta käy ilmi.

Suureen selittäjä määrään liittyy myös *vapausasteiden* ongelma, jota HORST (1965, s. 551) pitää eräänä traditionaalisen regressioanalyysin päävaikeuksista. Jos halutaan ennustaa erään kriteerimuuttujan arvoja tiettyjen selittävien muuttujien uusien arvojen avulla, on havaintoyksikköjen lukumäärän oltava mahdollisimman suuri selittäjien lukumäärään verrattuna. On kuitenkin helppoa kerätä paljon muuttujia havaintoyksikköä kohti. Jotta kaikkea potentiaalista ennustusinformaatiota voitaisiin käyttää samanaikaisesti regressiomallissa, on selittäjät vapausasteiden lisäämiseksi tavalla tai toisella valikoitava tai yhdistettävä, kun kyseessä on pieni näyte. Valikoiva regressioanalyysi tosin suorittaa valikoinnin, mutta tulosten käyttökelpoisuutta vähentää muun muassa selittävien muuttujien virhevariassi.

Seuraavassa tarkataan lähemmin tämän selittäjien mittauksesta aiheutuvan *virhevariassin vaikutusta regressiomallin invarianssiin*, jolla tässä ymmärretään mallin ennustuskyvyn säilymistä toisissa näytteissä. FOOTE (1958, s. 172) mainitsee, että eräässä vaiheessa pääpaino regressioanalyysissä pantiin korkean yhteiskorrelaatiokertoimen saamiseen (vrt. NIITAMO 1961 b, s. 44). Siihen pyrittiin selittäjien muunnoksilla, vaihtoehtoisten variaabelien kokeilulla sekä erilaisilla manipulointimenetelmillä. Tällöin saatiin havaintoyksikköjen lukumäärän ollessa vähäinen aivan yleisesti lähes täydellinen selitys. Kuitenkin saatujen mallien ennustusarvo näytteen ulkopuolella oli pieni.

Tärkeänä syynä edellä mainittuun ilmiöön on juuri selittävien muuttujien virheellisyys, mikä johtaa myös harhaisiin regressiokertoimiin (EZEKIEL—FOX 1959, s. 311—317). Jos kriteerivariaabelilla ja selittäjillä on yhteistä tutkimustilanteeseen liittyvää virhevariassiä, joka nostaa selitysasetta, mallin tarkkuus muuttujien riippuvuussuhteiden kuvaajana on siis harhaanjohtava. Varsinkin erilaisia manipulointimetoja käytettäessä ja suuren muuttujajoukon ollessa kyseessä selittäjien satunnainenkin virhevariassi »kapitalisoituu» (vrt. HORST 1965, s. 551, 555). Kyseessä on tällöin likimain semmoinen tilanne, jolloin regressiomallin selitysvirhe otetaan selittäjäksi. Esimerkiksi TINTNERIN (1952, s. 121—153) kirjassa esitetään niin sanottu pai-

notetun regression menetelmä, jossa muuttujien satunnaisvirhe monen yhtälön mallissa otetaan huomioon. Tällöin on kuitenkin ensin arvioitava virhevariassimatriisi (vrt. WOLD—JURÉEN 1953, s. 38—42).

Eräs pienimmän neliösumman keinolla saatujen estimaattien käyttökelpoisuutta rajoittava tekijä on varsinkin aikasarja-analyysissä aineiston *multikollinearisuus*. Jos näet selittävien muuttujien välillä esiintyy suuria lineaarisia riippuvuussuhteita, regressiokerrointen määrittämiseen käytetyt normaaliyhtälöt ovat lähes alideterminoituja. Siksi kertoimet saavat mielivaltaisia arvoja. Näin ollen regressiokertoimista ei voida tehdä päätelmiä. Sen sijaan kriteerivariaabelin yksittäisten arvojen ennustaminen kaikkien selittäjien uusien arvojen avulla on mahdollista. Selittäjien pienetkin korrelaatiot vaikeuttavat regressiokerrointen *tulkintaa*. (Vrt. TINTNER 1952, s. 33; WOLD—JURÉEN 1953, s. 46—48; VALAVANIS 1959, s. 103—106; TINBERGEN 1961, s. 78—83; PÄIVIÖ RIIHINEN 1962, s. 32—33).

Tässä yhteydessä on syytä puuttua myös ongelmaan, joka tulee esiin regressioanalyysissä silloin, kun selittäjiksi halutaan *järjestysmittaukseen* perustuvia muuttujia (vrt. ESKOLA 1962, s. 35—40). Regressiokerrointen *tulkinnassa* näet joudutaan vaikeuksiin, elleivät variaabelit perustu mittaukseen, jossa myös empiiristen havaintojen välimatka mitta-asteikolla on määritetty (vrt. AHMAVAARA 1958, s. 56—57). Tämä rajoittaa regressioanalyysin käyttömahdollisuuksia erityisesti käyttäytymistieteissä, joissa ei yleensä selvitä ilman järjestysmittausta.

43 FAKTORIANALYYSI

431 Faktorianalyysin tavoitteet ja peruskäsitteet

Kuten aikaisemmasta esityksestä on käynyt ilmi, maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuutta kuvaavaa mallia laadittaessa lähtökohtana on tilanne, jossa erään muuttujan vaihtelun selittäjiksi on ehdolla suuri joukko eri luonteisia, osaksi syy- ja seuraussuhteessa olevia variaabeleita. Valikoivan regressioanalyysin tekniikan soveltaminen sellaisenaan ei näin ollen edellisen kappaleen nojalla tunnu houkuttelevalta. Koska kyseessä on ennalta vähän tutkittu alue, tuntuu järkevältä ensin etsiä selitysinformaation luotettavin osa tiivistettynä mahdollisimman harvalukuisiksi muuttujiksi, jotka kuitenkin ovat sisällöltään empiirisesti tulkittavissa. Tällöin myös esitetyt hypoteesit selkiintyvät.

Äsken mainittuun tarjoaa mahdollisuuden faktorianalyysi. Se kehitettiin nyky-muodossaan jo 1930-luvulla psykologisia tutkimuksia varten ja levisi sittemmin lähinnä pedagogiikkaan ja sosiologiaan. Taloustieteissä tämä metodi on edelleen vähän käytetty, vaikka sitä kokeiltiin näissä jo ainakin 1940-luvun lopussa (TINTNER 1952, s. 102—114; WOLD 1954, s. 171). Kuitenkin esimerkiksi HORST (1965, s. 24—26)

on sitä mieltä, ettei ole mitään erityistä syytä, miksi faktorianalyysin tekniikka olisi käyttökelpoisempi psykologiassa kuin muilla aloilla (vrt. VAHERVUO—AHMAVAARA 1958, s. 9—10). Erittäin hyödylliseksi hän olettaa sen soveltamisen muun muassa taloustieteissä. Varsinkin tieteen vähän tutkittujen raja-alueiden kartoittamiseen faktorianalyttinen metodi on sopiva (THURSTONE 1961, s. 56). Metsäekonomisissa tutkimuksissa faktorianalyysia on käytetty jonkin verran 1960-luvulla (esim. HOLLAND—BEAZLEY 1962; PÄIVIÖ RIIHINEN 1963; RIIHINEN—ERVASTI 1965; MÄKELÄ 1966 b; PÄIVIÖ RIIHINEN 1966; HAHTOLA 1966, 1967 a, 1967 b).

Faktorianalyysia, jota pidetään itsenäisenä tieteellisenä tutkimusmenetelmänä ja jonka erikoistapauksiksi luetaan eräässä mielessä esimerkiksi varianssi- ja regressioanalyysi (HORST 1965, s. 94), käytetään THURSTONEN (1961, s. 503—504) mukaan 1) lähtökohtamuuttujien informaation tiivistämiseen ilmaiseamalla ne harvalukuisten yhdistettyjen variaabelien, *faktorien*, avulla tai 2) paljastamaan ne piilossa olevat (tulkittavat) funktionaaliset yhteydet, joiden tuloksena muuttujien arvot syntyvät. Ensin mainittu tavoite on tavallisesti matemaatikoilla, kun sitä vastoin faktorianalyysin soveltajilla tulkittujen ilmiökentän perustekijöiden löytäminen on etualalla, joskin muuttujajoukon informaation tiivistäminen edeltää sitä.

Faktorianalyysin käyttötavat THURSTONE (1961, s. 55—56) jakaa myös sen mukaan, miten tutkija suhtautuu hypoteeseihin: 1) Ensinnäkin voidaan muodostaa havaintoyksikköjen eroja aiheuttavista prosesseista hypoteeseja, jotka sitten testataan faktorianalyysin avulla. 2) Toinen sovellutusmuoto koskee tapausta, jossa lupaavia hypoteeseja ei ole käytettävissä. Tällöin tutkimuskenttä kartoitetaan sen mahdollisimman hyvin peittävällä muuttujajoukolla. Faktorianalyysin toivotaan paljastavan taustalla piilevän ilmiöiden järjestyksen, joka saattaa olla hyödyksi muodostettaessa tutkimuskohdetta koskevaa tieteellistä käsitteistöä.

Seuraavassa esitetään suppea katsaus faktorianalyysin tavallisimman tekniikan peruskäsitteistöön, jotta tässä tutkimuksessa käytettävän metodin vertailu lukijan ehkä paremmin tunteman traditionaalisen regressioanalyysin kanssa olisi mahdollista. Tilastomatematisesti ajatellen faktorianalyysissa, joka perustuu useita muuttujia käsittävään havaintomatriisiin, on tarkoituksena jokaisen muuttujan x_j ($j = 1, 2, \dots, n$) esittäminen hypoteettisten rakennelmien, faktorien, avulla. Yleensä näitä erotetaan kahta päätyyppiä: 1) yhteisfaktorit ja 2) uniikkifaktorit. Edelliset selittävät muuttujien korrelaatioita, ja juuri niihin mielenkiinto faktorianalyysissa kohdistuu. Uniikkifaktoreista kukin sisältää vain yhden muuttujan varianssia. Siten uniikkifaktori edustaa sitä osaa muuttujan varianssista, joka ei korreloi muiden muuttujien kanssa. Teoreettisesti uniikkifaktori voidaan jakaa erityis- ja virhefaktorin kesken.

Seuraavassa muuttujien ja faktorien oletetaan olevan standardimuodossa (keskiarvo = 0 ja varianssi = 1). Olkoot F_1, F_2, \dots, F_m yhteiset faktorit, S_1, S_2, \dots, S_n erityisfaktorit ja E_1, E_2, \dots, E_n virhefaktorit. Tällöin muuttuja x_j voidaan ilmaista seuraavasti (HARMAN 1960, s. 12—14):

$$x_j = a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + \dots + a_{jm}F_m + b_jS_j + c_jE_j \quad (7)$$

Yhteisten faktorien painokertoimia $a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jm}$ sanotaan faktorien *latauksiksi*. Niiden määrittäminen ja tulkinta ovat faktorianalyysin päätehtävät. Usein kuitenkin estimoidaan myös yhteisfaktorien arvot havaintoyksiköittäin. Keskenään korreloimattomien yhteisfakto-

rien latausten neliöiden summa, jota nimitetään *kommunaliteetiksi* (b_j^2), osoittaa, kuinka suuren osan muuttujan x_j varianssista yhteiset faktorit selittävät. Seuraavassa faktorinimitys varataan tarkoitamaan yhteisiä faktoreita, ellei erikseen toisin mainita.

Jos faktorianalyysia verrataan regressioanalyysiin, havaitaan se olennainen ero, että edellisessä kaikkia lähtökohtavariaabeleita käsitellään laskelmissa yhdenvertaisina, kun sitä vastoin jälkimmäisessä on yksi kriteerivariaabeli ja yksi tai useampia selittäjiä. Niin ikään erona on se, että regressioanalyysissa kaikki muuttujat tunnetaan etukäteen, mutta yhtälön muoto on tuntematon, kun taas faktorianalyysissa selittävät muuttujat (faktorit) ovat tuntemattomia ja yhtälöiden muoto (7) on annettu (AHMAVAARA 1957, s. 38; THURSTONE 1961, s. 59).

Muuttujan x_j varianssin komponenttien nimitykset ja muodostamistapa käyvät ilmi seuraavista yhtälöistä, joissa b_j ja c_j ovat yhtälön (7) erityis- ja virhefaktorin painokertoimia (vrt. HARMAN 1960, s. 15):

$$\text{Kokonaisvarianssi } (1) = b_j^2 + b_j^2 + c_j^2 = b_j^2 + u_j^2 \quad (8)$$

$$\text{Reliabiliteetti } (r_{jj}) = b_j^2 + b_j^2 = 1 - c_j^2 \quad (9)$$

$$\text{Kommunaliteetti } (b_j^2) = b_j^2 = 1 - u_j^2 \quad (10)$$

$$\text{Uniikkisuus } (u_j^2) = b_j^2 + c_j^2 = 1 - b_j^2 \quad (11)$$

$$\text{Erityisvarianssi } (b_j^2) = b_j^2 = u_j^2 - c_j^2 \quad (12)$$

$$\text{Virhevarianssi } (c_j^2) = c_j^2 = 1 - r_{jj} \quad (13)$$

Faktorianalyysi lähtee yleensä muuttujien korrelaatiomatriisista. Kahden muuttujan x_j ja x_k korrelaatiokertoimen r_{jk} ja keskenään korreloimattomien faktorien riippuvuus on seuraava (HARMAN 1960, s. 20):

$$r_{jk} = a_{j1}a_{k1} + a_{j2}a_{k2} + \dots + a_{jm}a_{km} \quad (j \neq k; j, k = 1, 2, \dots, n) \quad (14)$$

Korrelaatiokerroin voidaan siis ilmaista kyseessä olevien muuttujien saamien faktorilatausten parittaisten tulojen summana. Siten on mahdollista laskea, kuinka suuren osan kukin faktori selittää muuttujien välisestä korrelaatioista.

Matriisilaskentaan perehtymättömän faktorianalyysin soveltajan on ilmeisesti helpompi ymmärtää tarvittavat laskuoperaatiot ajatteleamalla geometrisia vastineita. Korrelaatiomatriisi näet voidaan teoriassa esittää origosta lähtevänä vektorijoukkona, jossa kutakin muuttujaa edustaa oma vektorinsa (vrt. THURSTONE 1961, s. 125—148). Tämä on mahdollista, koska kahden muuttujan x_j ja x_k välinen korrelaatiokerroin r_{jk} = niitä vastaavien vektorien skalaaritulo. Vektorin pituuden neliö on tällöin = muuttujan kommunaliteetti (VAHERVUO—AHMAVAARA 1958, s. 20):

$$r_{jk} = b_j b_k \cos \varphi_{jk} \quad (15)$$

$$b_j = \text{muuttujaa } x_j \text{ vastaavan vektorin pituus}$$

$$b_k = \text{muuttujaa } x_k \text{ vastaavan vektorin pituus}$$

$$\cos \varphi_{jk} = \text{muuttujavektorien välisen kulman kosini}$$

Kun muuttujia edustavien vektorien pituudet on arvioitu (esim. VAHERVUO—AHMAVAARA 1958, s. 57—59), voidaan yhtälön (15) nojalla laskea niiden väliset kulmat, koska korrelaatiokerroimet tunnetaan. Sen jälkeen onkin korrelaatiomatriisi teoriassa geometrisesti esitettävissä.

Faktorianalyysin perusajatus on, että saadussa *vektoriallisessa yleensä vallitsee tietty säännönmukaisuus*, jonka avulla voidaan rakentaa todellisuutta voimakkaasti yksinkertaistava malli. Jos muuttujavektorien muodostamaan konfiguraatioon voidaan asettaa muuttujien lukumäärään nähden pieni määrä faktoriakseleita siten, että vektorit asettuvat yhdelle tai useammalle faktoriakselien määräämälle hypertasolle, vektorikonfiguraatiota ja faktoriakselistoa yhdessä nimitetään *yksinkertaiseksi rakenteeksi*. Tämän havaittu invariantti muodostaa faktorianalyysin kulmakiven. Niinpä on voitu todeta, että yksinkertaisen rakenteen kriteerit (THURSTONE 1961,

s. 335) täyttävät faktorit toistuvat tulkinallisesti samansisältöisinä eri populaatioissa, vaikka tutkimuksen kohteena olevaa ilmiökenttää edustavat variaabelit muuttuisivatkin (vrt. HENRYSSON 1957, s. 46—47; HAHTOLA 1967 a, s. 34—39).

Faktorianalyysissa pyritään mahdollisimman harvoihin faktoreihin. Täydellisen kasautumisen ollessa kyseessä tarvitaan niitä vain yksi. Pyrkimys harvoihin faktoreihin on yhteydessä *taloudellisuuden* kuvausidealiin: Ilmiön kuvaukseen valitaan lukemattomista vaihtoehdoista käsitejärjestelmistä yksinkertaisin (THURSTONE 1961, s. 51—55; OLAVI RIIHINEN 1965, s. 121—122). Taloudellisuuden periaate ohjaa faktorianalyysin ensimmäistä vaihetta korrelaatiomatriisin laskemisen jälkeen. Tässä *faktoroinniksi* nimitetyssä toimenpiteessä pyritään — kommunaliteettien estimaatteja hyväksi käytettäessä — faktorien lukumäärän minimointiin. Faktorointiin sisältyvien laskuoperaatioiden avulla korrelaatiomatriisista saadaan faktorimatriisi, jossa ovat näkyvissä faktorien muuttujille antamat lataukset. Geometrisesti faktorointi voidaan ymmärtää suorakulmaisen koordinaatiston asettamiseksi muuttujavektorikuviioon ja vektorien projektioiden laskemiseksi koordinaattiakseleilla (VAHERVUO—AHMAVAARA 1958, s. 34—35).

Faktoroinnissa voidaan selittää joko muuttujien keskinäisestä korreloimisesta aiheutuvaa yhteisvarianssia tai näiden kokonaisvarianssia. Laskentateknisesti tämä merkitsee sitä, että edellisessä tapauksessa lähtökohtana on korrelaatiomatriisi, jossa päädiagonaalilla käytetään kommunaliteettien etukäteen määritettyjä estimaatteja, kun taas jälkimmäisessä faktoroidaan alkuperäinen korrelaatiomatriisi, jossa ykköset ovat päädiagonaalilla. Viimeksi mainittua menettelyä nimitetään *komponentti-* tai *pääkomponenttianalyysiksi*, joskin sitä saatetaan pitää faktorianalyysin eräänä muotona. Niinpä seuraavassa selostettavat rotatointi ja tulkinta suoritetaan molemmissa samalla tavalla, vaikka tekstissä puhutaankin pelkästään faktoreista. (Vrt. HARMAN 1960, s. 381—382; COOLEY—LOHNES 1962, s. 159).

Muuttuja z_j voidaan ilmaista pääkomponenttien avulla seuraavasti:

$$z_j = a_{j1}C_1 + a_{j2}C_2 + \dots + a_{jm}C_m \quad (16)$$

Yhtälössä $a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jm}$ ovat pääkomponenttien latauksia, joiden neliöiden summa = 1, ja C_1, C_2, \dots, C_m pääkomponentteja. Kahden muuttujan välinen korrelaatiokerroin saadaan samoin kuin yhtälössä (14) a -lukujen tällöin ollessa pääkomponenttien latauksia (THOMSON 1948, s. 66—80).

Jos muuttujakoostumuksessa ei esiintyisi lainkaan uniikkifaktoreita, faktori- ja pääkomponenttianalyysi olisivat teoriassa identtisiä, koska tällöin kommunaliteetti = 1. Käytännössä kuitenkin pääkomponentit ovat kokonaisvarianssin selityksen kannalta tehokkaampia, koska ne selittävät myös muuttujien uniikkivarianssia. Korrelaatioiden kohdalla asia on päinvastainen, sillä kommunaliteetin käyttö korrelaatiomatriisin päädiagonaalilla merkitsee matriisin perusluvun (rank) ja samalla selittävien ulottuvuuksien lukumäärän minimointia (THURSTONE 1961, s. 282—283). Varsinkin jos muuttujien korrelaatiot ovat pienet, niitä selittämään tarvitaan paljon vähemmän faktoreita kuin pääkomponentteja (HORST 1965, s. 125). Lisäksi faktorianalyysissa on teoriassa paremmat mahdollisuudet saavuttaa yhdistettyjen muuttujien invarianssi, koska siinä selitetään vain yhteistä varianssia (HENRYSSON 1957, s. 26). Toisaalta kommunaliteetin käyttöön liittyy laskennallisia vaikeuksia (HORST 1965, s. 116—119, 125). Kuitenkin on empirisesti osoitettu, vieläpä varsin vähäisellä muuttujamäärällä, että faktori- ja pääkomponenttianalyysin tulokset poikkeavat varsin vähän toisistaan (HARMAN 1960, s. 88; MARKKANEN 1964 a; OLAVI RIIHINEN 1965, s. 231).

Faktorianalyysin toisessa vaiheessa, *rotatoinnissa*, faktoriakselit pyritään asettamaan siten, että tietty kuvausideali toteutuisi. Tällöin tavoitteena on jo edellä (s. 41) puheena ollut THURSTONEN (1961, s. 319—346) kehittämä yksinkertaisen rakenteen ideaali, joka oikeastaan on tarkoitettu graafisen rotaation ohjeeksi. On kuitenkin tehty lukuisia yrityksiä muuntaa yksinkertaisen rakenteen periaatteet objektiiviseen muotoon. Siksi on kehitetty useita ana-

lyyttisiä rotatointimenetelmiä (HARMAN 1960, s. 289—334). Rotatoinnissa voidaan käyttää sekä *ortogonaalisia* eli *suorakulmaisia* että *vinoja* faktoriakseleita.

Tärkein vaihe faktorianalyysissa, kuten muitakin metodeja käytettäessä, on tulosten *tulkinta*. Faktorianalyysissa tulkinta on kuitenkin korostunut. Siksi faktorianalyysiin kohdistetaan helposti kritiikkiä ja pidetään menetelmää subjektiivisena, varsinkin kun tulosten tilastomatemattiseen testaukseen on nykyisellään varsin vähän mahdollisuuksia. Tulkinassa rotatoinnin tuloksena saaduille faktoreille pyritään antamaan mielekäs merkitys pohtimalla sitä taustavoimaa, jonka määräsuuntainen muutos aiheuttaa tietynlaisen muutoksen muutamissa muuttujissa. Tämä päätellään muuttujien latauksista, jotka ortogonaalirotaation ollessa kyseessä ovat faktorien ja muuttujien välisiä korrelaatiokertoimia. Tulkinassa voidaan erottaa mielekkäät faktorit tutkimustilanteeseen liittyvistä satunnais- ja virhefaktoreista (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 144).

Jos faktorien tulkinta johdetaan pelkästään havaintoaineistosta, puhutaan *deskriptiivisestä* faktorianalyysista. Tällöin on kysymys ainoastaan korrelaatiomatriisin muuntamisesta käyttökelpoisempaan muotoon. Jos sen sijaan faktoreille annetaan ulkopuolisiin säännönmukaisuuksiin liittyvä merkitys, puhutaan *selittävästä* faktorianalyysista (vrt. s. 35). Faktorimatriisilla katsotaan tällöin olevan korrelaatiomatriisia laajempi empiirinen sisältö (HENRYSSON 1957, s. 86—88). Selittävän faktorianalyysin yhteydessä voidaan puhua myös *kausalisesta tulkinnasta*, jossa faktorit saatetaan katsoa myös havaintoyksikköjen erilaisuutta aiheuttaviksi välittäviksi mekanismeiksi (OLAVI RIIHINEN 1965, s. 83—88; VALKONEN 1965, s. 104—109; TAURIAINEN 1966, s. 43—44).

432 Faktorianalyysi regressio-ongelman ratkaisussa

Edellä esitetyllä tekniikalla lasketussa faktorimatriisissa on kutakin muuttujaa varten kaavan (7) (s. 40) muotoisen regressioyhtälön a -kerrointen estimaatit. Selitysvirheen muodostaa uniikkifaktorien selitysosuus. Selitysvirheen minimointi ei kuitenkaan ole tapahtunut jokaisen yhtälön kohdalla erikseen niin kuin regressioanalyysissa, vaan kaikkien muuttujien yhteinen residuaalivarianssi on ollut laskennassa minimoitavana. PÄIVIÖ RIIHINEN (1963) käytti kaavaa (7) hyväkseen selvittäessään syytä maatala- metsälöiden metsänhoidon tason vaihteluihin. Hänen regressiomallissaan selitettävä muuttuja oli määräämässä suorakulmaisten faktoriakselien paikkaa.

Faktorianalyysia voidaan käyttää yhden muuttujan varianssin selittämiseen myös siten, että ensiksi suoritetaan riippumattomilla muuttujilla faktorianalyysi. Seuraavaksi lasketaan kriteerimuuttujan lataukset faktoreilla, minkä jälkeen selitettävä muuttuja ilmoitetaan regressioyhtälönä kaavaa (7) soveltaen (KALIMO 1967, s. 37—43, 120—122). Tämä menetelmä poikkeaa RIIHISEN metodista siis sikäli, että riippuva muuttuja ei pääse vaikuttamaan selittävien akselien sijaintiin, mikä on ilmeisesti katsottava eduksi. Tosin nykyisin ehkä yleisimmän suorakulmaisen rotaation (*Varimax*, ks. s. 55) tulokset ovat muuttujakoostumuksen pienten muutosten suhteen melko invariantteja. Luonnollisesti samaa menettelyä voidaan käyttää myös usean selitettävän muuttujan ollessa kyseessä (vrt. VAHERVUO—AHMAVAARA 1958, s. 53; MÄKELÄ 1966 d).

Sovellettaessa kriteerivariaabelin vaihtelun selittämiseen regressioanalyysin tekniikkaa on mahdollista myös testata tuloksia sekä tarkastella selitysvirheen ominaisuuksia. Faktorianalyysia voidaan tällöin käyttää 1) selitysinformaation tiivistämiseen

faktoreihin tai 2) tehokkaimpien selittäjien valitsemiseen. Esimerkiksi HORST (1965, s. 20—23, 539—564), joka pitää ennustamista faktorianalyysin tärkeimpänä sovellutusalueena, on kiinnittänyt huomiota näihin seikkoihin.

Tiivistettäessä lukuisten selittävien muuttujien informaatio *rotatoituihin faktoreihin, joista mielekkäiksi tulkittujen estimaatteja käytetään valikoivan regressioanalyysin riippumattomina variaabeleina*, saavutettaneen alkuperäisten selittäjien käyttöön nähden muun muassa seuraavat edut:

1) Koska mielekkäiden faktorien lukumäärä on vain murto-osa muuttujien määrästä (vrt. HARMAN 1960, s. 363), *selittävä informaatio yksinkertaistuu* huomattavasti. Tämän takia on odotettavissa myös *regressiomallin yksinkertaistuminen*, kun pidetään tiettyä tilastollista merkitsevyyuskriteeriä selittäjien hyväksymisen pohjana. Samalla *saadaan käsitys selittävässä informaatiossa mahdollisesti vallitsevasta yksinkertaisesta järjestyksestä*, joka selventää edellä (s. 25—34) esitettyjä hypoteeseja. Lisäksi *vapausasteiden lukumäärä kasvaa*, eikä kuitenkaan yleensä menetä olennaista informaatiota. Tässä yhteydessä mainittakoon, että *korrelaatioanalyysi, jossa tarkastellaan kriteerivariaabelin ja selittäjien välisiä korrelaatiokertoimia, yksinkertaistuu* myös varsinkin korreloimattomia faktoreita käytettäessä merkittävästi, samalla kun korrelaatiokerrointen invarianssi lisääntyy (vrt. seur).

2) Koska faktoripistemäärät sisältävät selittäjäjoukon informaation luotettavimman osan, on odotettavissa regressiokerrointen harhaisuuden väheneminen ja stabiiliuden lisääntyminen sekä parempi *regressiomallin ennustuskyvyn säilyminen* toisissa näytteissä. Ennustustehtävässähän ei ole kysymys siitä, miten tarkasti kriteerimuuttujan arvoja voidaan ennustaa käsillä olevassa aineistossa, vaan tavoitteena on ennustamisen tarkkuus uusissa näytteissä (NIITAMO—PULLIAINEN 1960, s. 412; HORST 1965, s. 21—22).

Faktoripistemäärien muodossa oleva informaatio katsotaan lähtökohtamuuttujien informaatiota luotettavammaksi (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 38—39), koska faktoripistemäärien perustuessa korrelaatioihin ne sisältävät vain muuttujajoukon yhteistä varianssia. Virhevarienssi on tällöin eliminoitunut. Tämä parantaa selittävän informaation pysyvyyttä esimerkiksi ajan ja paikan suhteen, samoin kuin dimensioluvun supistaminen faktoroinnissa. Rotaatiossa saavutettu yksinkertainen rakenne on edelleen askel kohti invarianssia, jota vahvistanee faktorien mielekäs tulkinta (vrt. ESKOLA 1962, s. 51; OLAVI RIIHINEN 1965, s. 80—81; TAURIAINEN 1966, s. 29).

3) Selittäjien *multikollineaarisuuden Haitallinen vaikutus regressiokertoimiin eliminoiduu*, koska vinonkin rotaation tuloksena saadut faktorit korreloivat yleensä vain heikosti. Tämä on tärkeä näkökohta, jos kysymys ei ole pelkästään selitettävän muuttujan uusien arvojen ennustamisesta kaikkien selittäjien avulla, vaan myös regressiokerroimista halutaan tehdä päätelmiä. Tämän tutkimuksen empiiriset korrelaatiokertoimet olivat tosin itseisarvoltaan verraten pieniä (vrt. s. 108—110). Käytettäessä selittäjinä täysin ortogonaalisia faktoreita regressiomalli yksinkertaistuu, samalla kun *regressiokerrointen tulkintamahdollisuudet paranevat*. (Vrt. FRASER 1960, s. 312—316; THURSTONE 1961, s. 60—61; ZAREMBA 1963, s. 118—124).

4) Koska faktorianalyysi pystyy regressioanalyysia paremmin *käyttämään hyväksi järjestyksittömään perustuvia muuttujia*, regressiomalliin voidaan sisällyttää näihin

sisältyvää informaatiota (vrt. s. 39; HAHTOLA 1967 a, s. 39—42). Joskin korrelaatioihin perustuva faktorimalli myös osittain riippuu käytetyistä mitta-asteikoista, nämä eivät vaikuttane konfiguraationaalista invarianssia häiritsevästi (AHMAVAARA 1958, s. 61—62; vrt. HARMAN 1960, s. 382).

Rotatoituja pääkomponentteja käytettäessä saavutetaan lähes samat edut kuin faktorien ollessa kyseessä. Koska edelliset sisältävät myös muuttujien uniikki-varienssin, niillä on teoriassa mahdollista saada kriteerivariaabelin korkeampi numeerinen selitys kuin jälkimmäisillä. Regressiomallin ennustuskyky muissa näytteissä saattaa kuitenkin olla heikompi (vrt. s. 42). Näin lienee ainakin käytettäessä selittäjinä rotatoimattomia yhdistettyjä muuttujia, joilla yleensä ei ole mielekästä tulkintaa.

Faktori- ja pääkomponenttipistemäärien käyttöön selittävinä muuttujina liittyy luonnollisesti myös haittoja. Ensinnäkin käytettyjä *selittäjiä saatetaan pitää abstraktisina*. Erityisesti jos tavoitteena on kriteerivariaabelin arvojen ennustaminen kaikkien selittäjien uusien arvojen avulla, on haittana abstraktisuuteen liittyvä epäkäytännöllisyys. Tämän tutkimuksen ongelmaa ajatellen on kuitenkin hyödyllistä saada kartoitamattomalta alueelta ensi kädessä tietoja kriteerimuuttujan ja alueen perustekijöiden välisistä yhteyksistä, ja seuraavaksi yrittää laatia käytännön tarpeisiin paremmin soveltuva malli. Edelleen on muistettava, että yksinkertaisemmalla tavalla saadut yhdistetyt muuttujat, joita usein tarvitaan, ovat tietyllä tavalla abstraktisia ja saattavat myös vaatia paljon laskentatyötä (vrt. NIITAMO 1958, s. 128; BERNDTSON 1967, s. 7). Viimeksi mainittu seikka on näet selostetun metodin toinen haitta, joka *lisää kustannuksia* tavalliseen regressioanalyysiin verrattuna.

Yhdistettyjä muuttujia käytettäessä lisäksi *menetetään informaatiota*, koska uniikki-faktorit ja usein myös osa yhteistä varianssia selittävistä dimensioista jätetään analyysin ulkopuolelle (vrt. HARMAN 1960, s. 382; VALKONEN 1965, s. 83—84). Tämä vähentää tulosten tarkkuutta. On kuitenkin muistettava, että korkea yhteiskorrelaatiokerroin saattaa antaa regressiomallin tarkkuudesta harhaanjohtavan kuvan, niin kuin edellisestä esityksestä on käynyt ilmi.

Vielä on viitattava faktori- ja pääkomponenttianalyysin kiistanalaisiin matemaattisiin kysymyksiin, joista tässä yhteydessä mainittakoon *yhdistettyjen muuttujien arvojen estimointi*. Saattaa olla, että problemaa ei ole vielä tyydyttävästi ratkaistu. Tämä luonnollisesti alentaa selostetulla metodilla saatujen tuloksien arvoa. Tosin tässä tutkimuksessa käytetty LEDERMANIN estimointimenetelmä lienee saanut liikaakin epäilyä osakseen (vrt. OLAVI RIIHINEN 1965, s. 234—235).

Edellä (s. 44) mainittiin faktorianalyysin käyttö myös *tehokkaimpien selittäjien valintaan*. Tällöin saavutettaneen likimäärin edellä kohdissa 1), 2) ja 3) esitetyt edut. Likimääräisyyttä kompensoi kuitenkin erityisesti regressiomallin konkreettisuus.

Selittäjien valinta faktori- (tai pääkomponentti)analyysin avulla voi tapahtua monellakin tavalla (vrt. HENRYSSON 1957, s. 67—68; HORST 1965, s. 555). Kun selittäjäpatteristo tiivistetään harvoin dimensioihin, ensinnäkin voidaan valita *jokaisesta dimensiosta parhaat mittarit* tai esimerkiksi *kaksi parasta mittaria* selittäjiksi. Tyydyttävään tulokseen pääsemiseksi kyseisten muuttujien on kuitenkin oltava dimensioiden varsin puhtaita mittareita. Epäselvissä tapauksissa lienee parasta nojautua

muuttujien sisältöön, niiden korrelaatioihin toistensa kanssa ja kommunaliteettiin. Myös saatetaan *laskea yhteen saman dimension parhaat standardimuodossa olevat mittarit latauksilla painottaen*, jolloin saadaan dimensiota kuvaava yhdistetty muuttuja (vrt. JOKIVIRTA 1965, s. 33—34; TAURIAINEN 1966, s. 85—86). Mainitun menetelmän käyttöä esimerkiksi LEDERMANIN menetelmän sijasta puoltaa yksinkertaisuus. Niin ikään voidaan suorittaa faktorianalyysi, jossa myös kriteerivariaabeli sisältyy muuttujapatteristoon. Selittäjiksi valitaan *parhaat mittarit niistä faktoreista, joissa selitettävällä muuttujalla on lataukset* (vrt. PÄIVIÖ RIIHINEN 1963, s. 49).

Edellä esitettyjen näkökohtien perusteella tässä työssä päädyttiin metodiin, jossa lukuisten ehdolla olevien selittäjien informaatio ensin tiivistettiin rotatoituihin suoralukumaisiin faktoreihin (ja vertailun vuoksi pääkomponentteihin). Näiden tulkittuja estimaatteja käytettiin sitten esivaiheena suoritettun korrelaatioanalyysin jälkeen valikoivan regressioanalyysin selittäjinä. Menettely lienee monimuuttujamenetelmiä soveltavissa tutkimuksissa vähän käytetty, vaikkakin faktorianalyysin mahdollisuuksia regressio-ongelman ratkaisussa on pohdittu jo ainakin 1940-luvulla (HENRYSSON 1957, s. 65—68).

Ottaen huomioon edellä esitetyt yhdistettyjen selittäjien käyttöön liittyvät varjo-puolet, tutkimuksen empiirisessä osassa kokeillaan myös faktorien parhaita mittareita sekä kaikkia lähtökohtamuuttujia valikoivan regressioanalyysin selittäjinä. Siten yritetään saada käsitys faktoreita käyttävän menetelmän kelpoisuudesta.

5 MAATILAMETSÄTALouden PUUNKORJUUN TUOTTAVUUTEEN VAIKUTTAVIEN TEKIJÖIDEN EMPIIRINEN ANALYYSI

51 PRIMÄÄRIAINEISTO

Tutkimustehtävän viimeisenä osatehtävänä oli kokeilla kehitettyä mallia annettuun tilakohtaiseen aineistoon ja samalla testata eräitä esitetyistä hypoteeseista. Käytettävissä oli *Työtehosteuran* metsäosaston johdolla sekä *Keskusmetsälautakunta Tapion* ja *piirimetsälautakuntien* avustamana v. 1960—61 maatilametsien hankintatoiminnan perustutkimuksia varten kerätty primääriaineisto¹⁾, joka koski toimitushakkuiden kohteena olleita tiloja neljän piirimetsälautakunnan alueella. Näistä valittiin *Etelä-Karjalan* piirimetsälautakunta, jonka tiloista HAHTOLA (1967 a) suoritti faktorianalyysin. Tämä tarjosi mahdollisuuden muun muassa selittävien muuttujien valinnan täsmentämiseen sekä erilaisten vertailujen tekemiseen. Kyseessä on siis *poikkileikkäus-tutkimus*, joten aikatekijän vaikutuksen analysointiin ei ole mahdollisuuksia.

¹⁾ Aineistoa säilytetään Työtehosteuran metsäosastossa.

Tutkimustilat valittiin otantamenettelyä käyttäen, jolloin arvonnassa oli kehikkona HOLOPAISEN (1959 a) metsälökortisto Etelä-Karjalan metsänhoitomaksua maksavista yksityismetsänomistajista. Tästä kortistosta arvottiin 402 tilan näyte, joka kiintiöitiin veronalaisen metsämaan suuruusluokittain luokkien kokonaispinta-alojen suhteessa. Kun näytteestä oli poistettu muun muassa yhteisöjen omistamat tilat, metsätilat, joihin ei liity viljelmää sekä tilat, joilla tutkimuskautena (1.6. 1960—31.5.1961) ei suoritettu toimitushakkuita, jäi jäljelle 222 niin sanottua *bankintatilaa*, joita kerätyt tiedot koskevat. Aineistosta poistettiin vielä 6 tilaa, jotka olivat poikkeuksellisia esimerkiksi siten, ettei niillä ollut lainkaan miestyövoimaa. Siten seuraavassa selostettu analyysi koskee 216 hankintatilan toimitushakkuita.

Aineiston varsinaisen keräyksen suoritti 6 metsätalousneuvojaa, jotka joutuivat käymään kullakin hankintatilalla 2—5 kertaa. Koska jokaisella neuvolla oli oma alueensa, aineiston maantieteelliset erot saattavat aiheuttaa osittain kerääjien vaikutuksesta, mikä luonnollisesti alentaa tulosten arvoa. Kerätyt tiedot koskevat hakku-toiminnan lisäksi maatilatalouden eri puolia, ja ne saatiin osaksi erilaisista kirjallisista lähteistä, osaksi ne perustuivat aineiston kerääjien suoritamiin haastatteluihin sekä mittauksiin ja arviointeihin. Esimerkiksi puunkorjuun työtunnit, jotka sisältävät työmaalla olon lisäksi työmatkat, pohjautuvat kokonaan metsänomistajien haastatteluihin, mikä aiheuttaa huomauttavaa epätarkkuutta. Mittausmenetelmästä johtuvien virheiden vuoksi ne kuitenkin soveltunevat paremmin erilaisten riippuvuussuhteiden tarkasteluun kuin osoittamaan tutkimuskauten keskimääräisen työnkäytön. Yksityiskohtaisemmin kirjoittaja on selostanut näytteen poiminnan ja aineiston keräystavan sekä näkökohtia luotettavuudesta toisessa yhteydessä (MÄKELÄ 1964 a, s. 21—30, 71—76; vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 45—49).

Käytetty aineisto ei ole esitettyjen hypoteesien kannalta läheskään paras mahdollinen. Tämä on luonnollista, koska aineistoa ei ole kerätty nimenomaan puunkorjuun tuottavuuteen vaikuttavien tekijöiden analysointia varten. Erityisesti metsänomistajaa kuvaavien muuttujien puuttuminen on tuntuva rajoitus. Toisaalta esimerkiksi tilan laatua ilmentävät variaabelit kuvastanevat myös työn johdon ja työvoiman ominaisuuksia (vrt. s. 33). Aineiston etuna on sen monipuolisuus. Täten on mahdollista eri luonteisten hypoteesien testaus.

Mainittakoon, että ajankohtana, jota kerätyt tiedot koskevat, Suomessa vallitsi voimakas korkeasuhdanne. Se merkitsi hakkuumäärien huomattavaa nousua vuoteen 1959 verrattuna. Eräillä aloilla esiintyi jopa puutetta työvoimasta (Valtiovarainministeriön . . . 1961, s. 5—7; ERVASTI—HÄMÄLÄINEN 1964). Nämä seikat on syytä pitää mielessä pohdittaessa erityisesti työllisyystilanteen ja tuottavuuden välistä yhteyttä.

52 ANALYYSISSA KÄYTETYT TUOTTAVUUSKÄSITTEET

Tämän tutkimuksen käsiteosassa (s. 22—24) todettiin, että tuottavuusvertailuihin, jotka tehdään puunkorjuukustannusten alentamiseksi, soveltuva tuottavuustunnuksena määrätty osittain tutkimusaspektin mukaan. Jotta mittausmenetelmän vaikutusta voitaisiin analysoida, katsottiin parhaaksi menettelytavaksi useiden käsitteiden rinnakkainen käyttö. Siksi empiiriseen analyysiin valittiin selitettäviksi muuttujiksi kolme seuraavassa selostettavaa tuottavuusmittaria. Kaikissa näissä panos suhteutettiin tuotokseen eikä päinvastoin (vrt. s. 20).

Ensimmäistä empiirisen analyysin tuottavuuskäsitettä nimitetään tutkimuksessa *puunkorjuun yksikköpanokseksi*. Se on laskettu seuraavalla kaavalla:

$$P_1 = 0.1 \frac{w_m H_m + w_b H_b + w_{tr} H_{tr}}{Q} \quad (17)$$

P_1 = puunkorjuun yksikköpanos

H_m = työpanos puunkorjuussa, t

H_b = hevospanos puunkorjuussa, t

H_{tr} = traktoripanosa puunkorjuussa, t

w_m, w_b, w_{tr} = miehen, hevosen, traktorin keskimääräinen tuntipalkka, vanhaa markkaa (vmk)¹)

Q = hakkuukertymä, $k\text{-m}^3$

Yhtälön (17) mukaisessa tuottavuuskäsitteessä ei oteta huomioon *tuotoksen rakenteen* eikä *työolojen* muutoksia. Sen käyttöön selitettävänä muuttujana oli kuitenkin useita syitä. Ensinnäkin hakkuukertymän rakenteen muutosten tilakohtainen eliminointi osoittautui vaikeaksi (vrt. MÄKELÄ 1964 a, s. 66—70), vaikka yksikköpanospainoja on Suomessa monesta tutkimuksesta saatavissa (esim. HELANDER 1923; VUORISTO 1935; PÖNTYNEINEN 1936; MAKKONEN 1950; MALINIEMI 1954; PUTKISTO 1959; Tapion taskukirja 1959; MÄKELÄ 1964 a). Valtakunnallisissa laskelmissa verraten karkeat painot riittänevät, mutta haluttaessa päästä tarkkaan tilakohtaiseen tuottavuuden mittaukseen asia on toinen.

Painottamiseen liittyi myös *systemaattisen virheen pelko*, mikä tutkimuksen kuluessa osoittautuikin aiheelliseksi. Koska lisäksi haluttiin nähdä, *mikä paino puutavaralajikoostumuksella oli* yksikköpanoksen selittäjänä muihin tekijöihin verrattuna, sitä kuvaavia variaabeleja otettiin selittäviksi muuttujiksi (vrt. s. 24). Periaatteessa on samantekevää, kummalle puolelle yhtäläisyysmerkkiä regressiomallissa jokin tekijä sijoittuu, kunhan menettely otetaan huomioon tulosten tulkinnessa.

Regressiotekniikkaa voitaisiin ajatella käytettäväksi puutavaralajikoostumuksen muutosten eliminoinniseksi myös siten, että ensin lasketaan regressioyhtälö, jossa yksikköpanos on selitettävänä ja puutavaralajikoostumusta kuvaavat muuttujat selit-

¹) Koska laskelmissa käytettiin vuoden 1961 metsätyöpalkkataulukkoja (ks. s. 49—51), mittayksikkönä oli vanha markka. 2- ja 3-numeroisiin lukuihin päästiin P_1 :n kertoimella 0.1.

täjinä. Tämän mallin jäännöstermin saatettaisiin katsoa mittaavan tuottavuutta, johon puutavaralajikoostumuksen muutokset eivät vaikuta. Kyseisen jäännöstermin arvoa tuottavuusmittana alentaa kuitenkin se, että puutavaralajikoostumuksen eliminoinnin yhteydessä eliminoituisi myös muita sen kanssa korreloituneita tekijöitä (vrt. EZEKIEL—Fox 1959, s. 213). On lisäksi huomattava, että näinkin saatu tuottavuustunnuksena voi korreloida puutavaralajikoostumuksen kanssa toisten muuttujien eliminoinnin jälkeen.

Yksikköpanoksen etuna on mainittava *käsitteellinen konkreettisuus*. Kun esimerkiksi hakkuusuunnite usein ilmoitetaan pelkästään kiintokuutiometreinä, on mielenkiintoista tarkastella regressiomallia, josta käyvät ilmi *kiintokuutiometrin korjuun aikapalkkoihin* vaikuttavien tekijöiden keskinäinen merkitys. Yhtälön (17) tuottavuustunnuksena edustaa työajan perusteella laskettuja yksikköpalkkoja.

Eräs yksikköpanoksen (samoin kuin seuraavassa esitettävien käsitteiden) heikkous on se, että panostekijäksi ei ole luettu olennaista pääomaa puunkorjuussa edustavaa moottorisahaa (vrt. s. 23; BERGSTEN 1964, s. 35—37). Syynä on kuitenkin empiirisen aineiston puutteellisuus tältä osin. Moottorisahan käytön ottamisella järjestysmittaukseen perustuvaksi selittäjäksi yritetään hieman parantaa heikkoutta.

Työoloihin luettavat tekijät, kuten kuljetusmatka, maaston laatu ja lumen paksuus oli myös yksinkertaisinta ottaa yksikköpanoksen selittäjiksi. Siten niiden selitysvaikutusta saatiin analyysissä käsitys, samoin kuin edellä puheena olleen puutavaralajikoostumuksen sekä leimikon ominaisuuksia kuvaavien muuttujien selitysvaikutusta.

Toista tämän tutkimuksen empiirisessä analyysissä käytettyä tuottavuuskäsitettä nimitetään *puunkorjuun suhteelliseksi panokseksi*. Siinä P_1 :n yhdistetty panos suhteutettiin palkka- ja yksikköpanospainoja käyttäen laskettuun tuotoksen volyyymiin. Muuttujan laskukaava on seuraava:

$$P_2 = 100 \frac{w_m H_m + w_b H_b + w_{tr} H_{tr}}{w_m (\sum u_{jc} Q_{jc} + \sum u_{js} Q_{js} + \sum u_{jp} Q_{jp}) + w_b \sum u_{jb} Q_{jb} + w_{tr} \sum u_{jtr} Q_{jtr}} \quad (18)$$

P_2 = puunkorjuun suhteellinen panos

u_{jc} = yksikkötyöpanos puutavaralajin j ($j = 1, 2, \dots, n$) hakkuussa, $t/k\text{-m}^3$

u_{js} = yksikkötyöpanos puutavaralajin j kuljetuksessa, $t/k\text{-m}^3$

u_{jp} = yksikkötyöpanos puutavaralajin j varastokuorinnassa, $t/k\text{-m}^3$

u_{jb} = yksikköhevospanos puutavaralajin j kuljetuksessa, $t/k\text{-m}^3$

u_{jtr} = yksikkötraktoripanosa puutavaralajin j kuljetuksessa, $t/k\text{-m}^3$

$Q_{jc}, Q_{js}, Q_{jp}, Q_{jb}, Q_{jtr}$ = puutavaralajin j määrä hakkuussa, kuljetuksessa, varastokuorinnassa, hevoskuljetuksessa, traktorikuljetuksessa, $k\text{-m}^3$.

Muut symbolit tässä yhtälössä ovat samat kuin yhtälössä (17). Koska yksikköpanoksen u ja tuntipalkan w tulo = yksikköpalkka, yhtälön (18) nimittäjä merkitsee itse asiassa puunkorjuun urakkapalkkoja, jotka otettiin metsätyöpalkkataulukoista (1961) eri puutavaralajien hakkuukertymään ynnä muihin tietoihin nojautuen. Puun-

korjuun suhteellinen panos tarkoittaa siis *aikapalkkojen suhdetta urakkapalkkoihin* tilan puunkorjuussa, kun tuntipalkka kumpiakin laskettaessa oletetaan samaksi.

Muuttujan P_2 (samoin kuin kahden muunkin kriteerivariaabelin) arvoja konstruoidaan käytettiin siis hyväksi metsätyöpalkkataulukkoja, mikä mahdollisesti työoloihin kuuluvan kuljetusmatkan, samoin kuin myös primääriaineistosta saatavissa olevan järeän puun keskikoon huomioon ottamisen tuottavuusmitassa. Näiden pitäminen selittäjinä olisi ollut perusteltavissa (vrt. s. 24), mutta äsken mainitusta menettelystä oli myös etua (s. 53).

Kolmatta selitettävänä muuttujana käytettyä tuottavuuskäsitettä nimitetään seuraavassa *hakkuun subteelliseksi panokseksi*. Se poikkeaa edellisistä muun muassa siten, että siinä ei ole panostekijänä pääomaa. Siten kysymyksessä on tavallinen työn tuottavuuden indikaattori. Jos kuitenkin moottorisahapanos olisi primääriaineistosta ollut saatavissa, se olisi otettu tuottavuusmittarin panostekijäksi työpanoksen lisäksi (vrt. s. 49). Hakkuun suhteellinen panos laskettiin seuraavalla kaavalla (vrt. HEIKINHEIMO—RISTIMÄKI 1965, s. 19):

$$P_3 = 100 \frac{H_{mc}}{\sum H_{jc} Q_{jc}} \quad (19)$$

P_3 = hakkuun suhteellinen panos

H_{mc} = työpanos hakkuussa, t

Muut symbolit äskeisessä yhtälössä ovat samat kuin edellä yhtälöissä (17) ja (18).

Ennen kuin selostetaan lähemmin, äsken esitettyjen tuottavuusmittojen tilakohtaisten arvojen laskentamenettelyä, on syytä tarkastella näiden yhteyttä *kannattavuuteen*. Muodostamistapansa vuoksi P_1 on teknis-taloudellinen tuottavuusmittari siten kuin sivulla 16 esitettiin. Samoin perustein P_2 on taloudellinen ja P_3 tekninen tuottavuuskäsite. Jako taloudelliseen ja tekniseen tuottavuuteen on tosin arveluttava. Se, että kahdessa ensin mainitussa mittayksikkönä on käytetty rahaa, ei tee niistä kannattavuustunnuksia, koska kysymys on samoista palkkainoista jokaisessa havaintoyksikössä.

Konstruoidaan edellä selostettujen selitettävien muuttujien tilakohtaisia arvoja metsätyöpalkkataulukot katsottiin sopivaksi palkka- ja yksikköpanospainojen lähtökohdaksi (vrt. s. 49). Vaikkakin oli epäiltävissä, että kaikki palkkataulukoista laskemalla saatavissa olevat yksikköpanosten suhteet eivät perustu aikatutkimuksiin, katsottiin niiden tarjoavan parhaat yksityiskohtaiset, kaikki puutavaralajit käsittävät tiedot. Yksikköpanosten suhteen yhtäpitävyydestä palkkataulukoissa ja primääriaineistossa oli mahdollista saada käsitys korrelaatio- ja regressioanalyysin avulla.

Koska empiirinen aineisto koski korjuukautta 1960—61 ja Etelä-Karjalan piirimetsälautakuntaa, tutkimuksessa käytettiin vuoden 1961 palkka-alueen 6 (Etelä-Suomi) metsätyöpalkkataulukoita. Niistä saatavaa keskinkertaisen metsän taksaa sovellettiin laskelmissa. Ilmeisesti olisi voitu käyttää myös muita palkkataulukkoja lähtökohtana selitystuloksien olennaisesti muuttumatta.

Tuntipalkat miehelle ja hevoselle saatiin edellä mainituista metsätyöpalkkataulukoista, joissa päivätöissä miestyöpäivän palkka oli 1 060 vmk ja miestyöpäivän +

hevostyöpäivän 2 390 vmk. Vähentämällä viimeksi mainitusta miehen palkka jäi hevosen osuudeksi 1 330 vmk. 6.5-tuntisen päivän (MÄKELÄ 1964 a, s. 67) mukaan laskien oli miehen tuntipalkka 163 vmk ja hevosen 205 vmk.

Traktoritaksojen saaminen samaan asteikkoon oli vaikeampi tehtävä, koska ne eivät perustu yleiseen työehtosopimukseen. Käytössä on kuitenkin ollut ohjetaksoja, joita esimerkiksi *Työteho-seura* on julkaissut vuokratoneita silmällä pitäen. Näiden sekä eräiden kustannuslaskelmien avulla yritettiin päätellä maataloustraktoritunnin keskimääräinen vuokratinta v. 1961 Etelä-Suomen oloissa maataloilla käytössä olleiden halvoin metsäkuljetuslaittein seuraavasti (vrt. MÄKELÄ 1966 a).

PUTKISTO (1958, s. 131) laski 670 000 vmk maksaneen traktorin käyttötunnin kustannukseksi (ilman kuljettajaa) 380 vmk. KANTOLA (1964 b, s. 33) sai 916 300 vmk:n traktorin vastaavaksi kustannukseksi 600 vmk. UOTILA (1965, s. 2) taas kalkyloi 890 000 vmk:n traktorin tuntikustannukseksi 387 vmk. Edellisiin on vielä lisättävä lisälaitteiden osuus, riskivaraus sekä yrittäjänvoitto, jolloin päästään tässä tarvittaviin vuokratintoihin.

UOTILAN (1961, s. 211) mukaan traktorisiirtotyössä ajoneuvoineen ohjevuokra oli v. 1961 500—600 vmk/t. Siinä on mukana myös kuljettajan palkka, samoin kuin ARNKILIN (1960) Pohjois-Suomea varten laskemassa tuntivuokrassa (yli 2 tonnin traktori ilman puolitelöjä) 550—600 vmk/t.

Edellä esitetyn perusteella pelkän traktorin (lisälaitteineen ja polttoaineineen) tuntipalkka metsäkuljetuksessa voitaneen Etelä-Suomen maataloissa katsoa v. 1960—61 olleen 400—600 vmk. Siksi traktoritunnin hinnaksi tässä tutkimuksessa valittiin 500 vmk.

Koska primääriaineistosta oli saatavissa työ- ja vetovoimapanos puunkorjuussa tunteina sekä hakkuukertymä puutavaralajeittain, P_1 oli helposti jokaisella tilalla muodostettavissa. P_2 :n laskenta poikkesi edellisestä vain nimittäjässä, kuten yhtälöistä (17) ja (18) käy ilmi. P_1 :ssä nimittäjä määritettiin kiintokuutiometreinä, kun sen sijaan P_2 :ssa se saatiin laskemalla palkkataulukkojen taksojen avulla puunkorjuun työpalkat tilalla. Traktorikuljetuksessa käytettiin tällöin hevospeljetustaksoja. Oletettiin siis, että puutavarayksikköä kohti tunteina lasketun hevospanoksen suhde traktoripanokseen oli sama kuin traktorituntipalkan suhde hevostuntipalkkaan.

P_2 :ssa olisi oikeastaan pitänyt laskea tuntipalkat urakkapalkkanormista eikä päiväpalkkanormista lähtien kuten P_1 :n kohdalla. Koska kuitenkin molemmissa mies- ja hevospanoksen suhde oli sama, tällä ei varianssin selitystä ajatellen olisi ollut merkitystä, joten yksinkertaisuuden vuoksi molemmissa tuottavuusmitoissa käytettiin samoja edellä esitettyjä palkkoja. Traktorin tuntipalkan 500 vmk:n katsottiin vastaavan päiväpalkkanormista johdettua mies- ja hevospankkaa.

P_3 :n tilakohtaiset arvot oli laskettu jo aikaisemmin (MÄKELÄ 1964 a, s. 66—67), joten tätä myös paljon laskentatyötä vaativaa muuttujaa ei regressioanalyysia varten konstruoidu uudestaan, vaikka se poikkesi 7 tunniksi oletetun päivän pituuden ja eräiden erikoispuutavaralajien yksikkötyöpanosten perusteella P_1 :stä ja P_2 :sta. Näillä seikoilla ei selitystehtävässä ole kuitenkaan käytännöllistä merkitystä; ne vaikuttavat vain tuottavuuden tasoon.

Selitettävistä muuttujista on vielä mainittava eräs primääriaineiston luonteeseen liittyvä virhetekijä. Pyrkimyksenä oli aineiston keräyksessä selittää pelkästään myyntipuun korjuuta. Tulosten luotettavuuden kannalta katsottiin kuitenkin parhaaksi ottaa työaikojen arvioinnissa mukaan myös myyntipuun korjuun yhteydessä hakatun kotitarvepuun vaatima työaika (vrt. MÄKELÄ 1964 a, s. 38, 74). Tämän kotitarvepuun määrä tuli kuitenkin puutteellisesti selvitettyksi, kun sitä vastoin myyntipuumäärä perustui yleensä mittaustodistuksiin. Koska lisäksi näytti siltä, että mainitun kotitarvepuun esiintyminen ei vaihdellut suuresti tiloittain, selitettävien muuttujien tuotukseen otettiin kaikilla tiloilla pelkkä myyntipuu. Tästä kuten eräistä muistakin ratkaisuista aiheutuvaa virhettä käsitellään selitysvirheanalyysissä (s. 79—83).

53 SELITTÄJIEN VALINTA

Edellä (s. 25—34) pohdittiin puunkorjuun tuottavuuteen hypoteettisesti vaikuttavia tekijöitä. Siten suoritettava faktorianalyysi perustuu täsmentämättömiin hypoteeseihin (vrt. s. 40).

Koska miltei kaikki ne käytettävissä olleesta primääriaineistosta laskettavissa olevat muuttujat, jotka hypoteesien perusteella tuntuivat mielekkäiltä tuottavuuden selittäjiltä, olivat HAHTOLAN (1967 a) tekemän faktorianalyysin variaabeleina, selittäjien valinnan lähtökohdaksi otettiin HAHTOLAN 64 muuttujan korrelaatiomatriisi (vrt. MÄKELÄ 1966 b, s. 39—42). Siihen lisättiin vielä viisi selittäjää: tilan peltoala, hakkuukertymä metsähehtaaria kohti, kuusipaperipuun osuus hakkuukertymästä, lumen paksuus hakkuun aikana sekä oman työn osuus hakkuutyöpanoksesta. Analyysi aloitettiin siis 69 selittävän muuttujan korrelaatiomatriisista. Alkuvaiheessa suoritettua 31 muuttujan karsinnan jälkeen lopulliseen analyysiin kelpuutettiin 38 selittävää muuttujaa.

31 variaabelia karsittiin seuraavin perustein:

- 1) Puunkorjuun tuottavuutta mittaavat 4 muuttujaa poistettiin.
- 2) Jäljelle jääneistä variaabeleista valittiin puunkorjuun yksikköpanoksen (P_1) kanssa merkitsevästi korreloituneet muuttujat. Tätä pidettiin näet aluksi kriteerivariaabelina (vrt. MÄKELÄ 1966 b, s. 31—37). Ilmeisesti kahden muun selitettävän muuttujan huomioon ottaminen olisi kuitenkin muuttanut saatuja selittäjiä vain vähän, koska selitettävät muuttujat korreloivat keskenään varsin voimakkaasti (vrt. s. 108). Muodollisesti pienin merkitsevä korrelaatiokerroin (5 %:n riskillä) oli itseisarvoltaan 0.14. Useita vähemmänkin P_1 :n kanssa korreloituneita variaabeleita otettiin mukaan seuraavassa kohdassa selostettavan valintaperusteen nojalla.
- 3) Korrelaatiokertoimeen pohjautuva selittäjien valinta ei olisi ollut tyydyttävä muun muassa siksi, että muuttujat ja siten myös korrelaatiokertoimet ovat virheellisiä (vrt. s. 38—39). Muodollisen kriteerin käyttöä ajateltaessa on myös muistettava, että osittaiskorrelaatiokerroin voi olla korkea, vaikka kokonaiskorrelaatiokerroin olisikin nolla (vrt. EZEKIEL—FOX 1959, s. 195—196; McNEMAR 1962, s. 185—187; VALKONEN 1965, s. 148—149). Selittäjien päättely

pelkästään selitettävän ja selittäjien välisten korrelaatiokerrointen perusteella saattaa lisäksi johtaa voimakkaaseen multikollineaarisuuteen (vrt. s. 39) Siten selittäjien valinnan tulee perustua ilmiökentän aikaisempaan tuntemukseen pohjautuviin teorioihin tai loogisiin päätelmiin.

Näihin ja sivuilla 43—46 esitettyihin näkökohtiin nojautuen selittäjien valinnassa käytettiin hyväksi myös HAHTOLAN (1967 a) kolmea vinoa faktoriratkaisua. Niistä jokaisessa eräs faktori edusti puunkorjuun tuottavuutta. Käsillä olevassa tutkimuksessa selittäjät pyrittiin valitsemaan HAHTOLAN tuottavuusfaktoriin kanssa korreloituneista faktoreista. Tavoitteena oli saada selittäjäpatteristoon kustakin vähintään kaksi parasta mittaria (vrt. HENRYSSON 1957, s. 101—102). Sen lisäksi muuttujien valintaan vaikutti hypoteeseihin pohjautuva käsitys muuttujien merkityksestä tutkittavan asian kannalta. Siten kohdan 2) perusteella saatua muuttujajoukkoon lisättiin tai siitä poistettiin variaabeleita äsken mainittujen perusteiden mukaan. Tällöin selittäjiksi tuli muun muassa kymmentä HAHTOLAN dimensiota parhaiten mittaavia muuttujia. Kuitenkin myös ulkopuolelle jätettyä tiluskoulottuvuutta edustavia variaabeleita olisi ollut syytä ottaa mukaan, koska HAHTOLA (1967 a, s. 74, 93, 97) myöhemmin teki päätelmiä tämän dimension ja puunkorjuun tuottavuuden yhteyksistä.

4) Lisäksi pyrittiin välttämään niin sanottua *teknistä korrelaatiota* (vrt. THURSTONE 1961, s. 440—443; McNEMAR 1962, s. 162—163; OLAVI RIIHINEN 1965, s. 98—101). Siten selittäjäksi ei valittu esimerkiksi muuttujaa, joka oli muiden variaabelien summa tai osamäärä, eikä myöskään muuttujia, joiden summa oli vakio. Tällä perusteella esimerkiksi tilan metsäala jätettiin analyysin ulkopuolelle. Teknisesti korreloivien muuttujien käyttöä voidaan kuitenkin myös puolustaa, joten ratkaisu on tehtävä tutkimustilanteen mukaan (HAHTOLA 1967 b, s. 40—41).

Liitteissä 1 ja 2 (s. 105—107) on selostettu analyysissä käytetyt muuttujat yksityiskohtaisesti. Sen vuoksi tässä yhteydessä luetellaan selittäjät vain lyhyesti. Sitä ennen kiinnitetään kuitenkin huomio pariin näkökohtaan.

Koska selittäjäpatteristo pidettiin samana kaikkien kolmen selitettävän muuttujan kohdalla, se merkitsi tilannetta, jossa regressiomallissa oli samoja tekijöitä yhtäläisyysmerkin kummallakin puolella. P_2 :n laskennassahan oli sekä puutavaralajikoostumuksen että kuljetusmatkan ja P_3 :n kohdalla puutavaralajikoostumuksen muutokset otettu huomioon. Näitä tekijöitä kuvaavien muuttujien mukanaolo selittäjäpatteristossa oli kuitenkin hyödyllistä, jotta voitiin tarkistaa, pitivätkö kriteerivariaabelien konstruoinnissa käytetyt yksikköpanossuhteet yhtä empiirisen aineiston yksikköpanossuhteiden kanssa.

Selittäjäpatteriston yksityiskohdista mainittakoon vielä, että siihen sisällytettiin kolme järjestysmittaukseen (vrt. s. 44—45) perustuvaa muuttujaa (n :ot 24, 25 ja 28, ks. liite 1, s. 106). Nämä ovat muihin selittäjiin nähden karkeita mittareita. Seuraavassa luettelossa muuttujat esitetään tietyin nimikkein ryhmiteltyinä, vaikka sama variaabeli voi kuvastaa useita toimitushakkuiden piirteitä.

Tilan yleistietoja mittaamaan valittiin peltoala, nautakarjan lukumäärä, metsä- ja peltopinta-alan suhde ja lehmien sekä mies- ja naistyövoiman lukumäärä peltohehtaaria kohti. *Sijaintia* kuvaamaan tulivat tilan etäisyys rautatiestä sekä merenrannasta.

Vetovoimaoloja mittaamaan valittiin vetovoiman kokonaispanos tilalla, traktorin käyttömäärä peltohehtaaria kohti, traktorin sekä oman kaluston käytön osuus vetovoiman kokonaispanoksesta tilalla, samoin kuin ansiotyön osuus oman vetovoiman kokonaispanoksesta.

Toimitushakkuun suhdetta tilakokoon kuvasi neljä muuttujaa: hakkuualueen osuus metsäalasta, puunkorjuun työpanos ja hakkuukertymä laskettuna metsähehtaaria sekä miestä kohti.

Puunkorjuun *ajankohtaa* mittaamaan tulivat ensimmäisen toimituskaupan solmimisaika sekä kuljetuksen aloittamisaika. *Hakkuutyömaan absoluuttista kokoa* kuvasivat taas hakkuukertymä ja puutavaralajien lukumäärä hakkuussa.

Puunkorjuun *työvoimaa* mittasivat lisäksi ammattiavun käyttö leimauksessa, leimikon metsänhoidollinen arvostelu, leimikon tiheys, uudistus- ja kasvatushakkuun osuus hakkuukertymästä, edellisen hakkuun ajankohta, hevuskuljetusmatka, maaston kulkukelpoisuus sekä lumen paksuus hakkuun aikana.

Puunkorjuun *työvoimaa* mitattiin oman työvoiman osuudella sekä hakkuussa että kuljetuksessa ja *puunkorjuumenetelmää* hakkuun koneellistamisasteella sekä hakkuun ja varastokuorinnan osuudella työpanoksesta.

Toimitushakkuun *puutavaralajikoostumuksen* mittareina käytettiin järeän puun, kuorituksen tavarana sekä kuusipaperipuun osuutta hakkuukertymästä.

54 SELITTÄJIEN INFORMAATION TIIVISTÄMINEN

541 Faktorointi ja rotatointi

Edellä (s. 41—43) esiteltiin faktorianalyysin suoritusvaiheet. Tällöin mainittiin sen lähtevän korrelaatiomatriisista¹⁾. Ensimmäinen vaihe on faktorointi ja sitä seuraavat rotatointi ja tulkinta.

Faktoroinnin suorittamiseksi on kehitetty useita metodeja. Tässä tutkimuksessa käytettiin *pääakselimenetelmää*, joka tietokoneita käytettäessä on tullut yleisimmäksi faktorointimetodiksi (vrt. HARMAN 1960, s. 154—159). Siinä on periaatteena määrittää ensimmäisen pääakselin lataukset siten, että ne selittävät maksimimäärän muuttujien yhteisestä varianssista. Sen jälkeen toisen pääakselin lataukset määritetään siten, että ne selittävät maksimimäärän jäännösvarienssista. Näin jatketaan kunnes residuaalikorrelaatiot ovat »riittävän» pieniä. Menettely on siis osittain verrattavissa edellä (s. 37) esitettyyn valikoivan regressioanalyysin tekniikkaan. Kommunaliiteettien estimaatteina faktoroinnissa käytettiin muuttujien korkeimpia empiirisiä korrelaatioita.

Rotatointiviksi tulevien ulottuvuuksien lukumäärän määrittäminen on vaikea tehtävä. Käytännössä tämä yleensä ratkaistaan latausten ja residuaalikorrelaatioiden pienenemisen perusteella. Yleiskuvan näistä antaa latausten neliöiden summan eli *ominaisarvon* pieneneminen (vrt. HARMAN 1960, s. 208—210, 363).

¹⁾ Kriteerivariaabelien ja selittäjien korrelaatiomatriisi on esitetty liitteessä 3 (s. 108—110). Kaikki tietokonelaskelmat suoritettiin *Suomen Kaapelitehdas Oy:n* (nyk. *Oy Nokia Ab:n*) tietokoneosastolla kirjasto-ohjelmia käyttäen.

Tässä tutkimuksessa dimensioiden lukumäärän määrittämiselle saatiin tukea HAHN-TOLAN (1967 a) puheena olleesta analyysistä. Hän laski 15 faktoria, joista vino-rotatointiin otettiin mukaan 12. Tämän tutkimuksen faktorien ominaisarvo pieneni pääakselifaktorimatriisissa alle ykkösen, jota on totuttu pitämään muodollisena rajana, jo 8 faktorin jälkeen. Niin kuin edellä mainittiin, suoritettiin vertailun vuoksi myös pääkomponenttiallyysi, joka eroaa pääakselimenetelmästä ainoastaan päädiagonaali-alkioiden suuruuden kautta (vrt. s. 42). Siinä ominaisarvoltaan ykkösen ylittäviä pääkomponentteja oli 12. Lopulta kuitenkin pidettiin parhaana ottaa vertailukelpoisuuden saavuttamiseksi rotatointiviksi sekä faktoreita että pääkomponentteja kumpiakin sama lukumäärä eli 11 dimensiota. Useammalla dimensioluvulla rotatointia ei pidetty aiheellisena, koska HAHTOLA (1966, s. 208—211) tutki ulottuvuuksien lukumäärän vaikutusta ja totesi *Varimax*-rotatiossa saatujen tulosten pysyvyyden tämän suhteen (vrt. s. 62—64).

Rotatointi suoritettiin myös tässä tutkimuksessa äsken mainittua ortogonaalista *Varimax*-menetelmää käyttäen (HARMAN 1960, s. 301—308). Siinä asetetaan tavoitteeksi faktorimatriisin sarakkeen yksinkertaistaminen. Siten jokaisessa dimensiassa vain harvat muuttujat saavat korkeita latauksia; muut lataukset ovat nolliä tai lähellä nolliä. *Varimax*-rotatointia pidetään yleisesti *tulosten invarianssia* muun muassa muuttujakoostumuksen, kommunaliiteettiestimaattien suuruuteen ja faktorien lukumäärään nähden (COOLEY—LOHNES 1962, s. 162—163; OLAVI RIIHINEN 1965, s. 230—234). Ilmeisesti se onkin paras nykyisin käytettävissä olevista ortogonaalirotaatioista.

Rotatointimenetelmä valittiin suorakulmaiseksi paitsi äsken mainitun *Varimax*-metodin tärkeän edun tähden myös siksi, että yhdistetyt selittävät muuttujat haluttiin toisistaan riippumattomiksi sivulla 44 esitetyistä syistä. Suorakulmainen rotaatio tulee myös halvemaksi vinorotatointiin verrattuna. Vinorotatointia käytettäessä saatetaan kuitenkin löytää paremmin ilmiökentän yksinkertainen rakenne (vrt. MARKKANEN 1964 b, s. 10—11).

Liitteissä 4, 5 ja 6 (s. 111—113) esitetään pääakselifaktorimatriisi, rotatoitu faktorimatriisi sekä rotatoitu pääkomponenttimatriisi.

542 Faktorien tulkinta

Ennen faktorien tulkintaa on todettava, onko rotatoinnissa tavoitettu yksinkertainen rakenne (vrt. s. 41). THURSTONEN (1961, s. 335) yksinkertaisen rakenteen kriteereitä ei toisteta tässä. Todettakoon vain, että nämä kriteerit tulivat varsin hyvin täytetyiksi. Tätähän tosin saattoi odottaakin muuttujien valintatavan perusteella (vrt. s. 53). Myös tulkinta osoittautui jokaisen kohdalla mielekkääksi, joten kaikki faktorit kelpuutettiin selittäjiksi.

Seuraavassa faktorit tulkitaan suppeasti pyrkimättä laajemmalti teoreettisiin pohdiskeluihin, koska kyseessä on pelkästään lopullisten selittäjien tunnistaminen. Ne on järjestetty siten, että ensin esitetään maatilataloutta yleisesti kuvaavat ja sitten toi-

mitushakkuihin välittömästi liittyvät faktorit. Käytettyä numerointia sovelletaan kauttaaltaan tässä tutkimuksessa. 0-latauksiksi, jotka yleensä suljetaan pois tulkinasta, katsotaan itseisarvoltaan 0.30:tä pienemmät lataukset (vrt. MARKKANEN 1964 b, s. 22). Muuttujat on lueteltu latausten itseisarvojen suuruusjärjestyksessä (vrt. MÄKELÄ 1966 b, s. 47—57).

»Maatilan koko» (F₁)

Faktorien ryhmittelyssä ensimmäiseksi otetulla ja tutkimuksessa F₁:llä merkityllä faktorilla oli itseisarvoltaan vähintään .30¹⁾ suuruisia latauksia seuraavilla muuttujilla:

Nautakarjan lukumäärä (2) ²⁾90
Peltopinta-ala (1)85
Vetovoiman kokonaispanos tilalla (3)81
Miesten lukumäärä peltohehtaaria kohti (7)	-.33
Hakkuukertymä (17)32
Oman työn osuus hakkuussa (12)	-.31

Kuten latauksista käy ilmi, ensimmäinen faktorit edustaa varsin selvästi *maatilan kokoa*. Niin nautakarjan lukumäärän kuin peltopinta-alan ja vetovoiman kokonaispanoksen voidaan katsoa hyvin mittaavan tilakokoa. Myös työvoiman suhteellisen määrän negatiivinen ja hakkuukertymän positiivinen korrelaatio tilakoon kanssa tuntuvat mielekkäiltä.

F₁:tä vastaavalla pääkomponentilla (C₁) oli edellisten lisäksi lataukset oman veto-voiman osuutta (13) ja ansiotyön osuutta (4) kuvaavilla muuttujilla. Nämä suuruusdeltaan .37 ja -.33 lataukset vahvistavat asetelmassa esitettyjen variaabelien latauksista saatua käsitystä. Vastaavat faktorilataukset olivat .29 ja -.25.

»Maatilatalouden koneellistamisaste» (F₂)

Suurimmat lataukset olivat seuraavilla muuttujilla:

Traktorin käyttömäärä peltohehtaaria kohti (5)88
Traktorin osuus vetovoiman kokonaispanoksesta tilalla (6)83
Vetovoiman kokonaispanos tilalla (3)38

Tällä faktorilla suurimmat lataukset ovat siis traktorin käyttöä osoittavilla muuttujilla. Koska pääpaino traktorin käytössä on maataloudessa, kyseessä on nimenomaan maatalouden kuljetusten koneellistamisastetta kuvaava ulottuvuus. Mutta koska traktorin käyttö on läheisessä yhteydessä koko maatilan töiden koneellistamiseen, voitaneen faktorit nimittää *maatilatalouden koneellistamisasteeksi*. Vetovoiman kokonaispanoksen saama lataus saattaa selittyä muuttujan muodostamistavasta (ks. s. 105), jossa traktorityön tuotos lienee yliarvioitu.

¹⁾ Tässä kuten myöhemminkin on kokonaisia osoittava nolla jätetty merkitsemättä.

²⁾ Tarkoittaa muuttujan numeroa (ks. liite 1, s. 105, 106).

»Suhteelliset työvoimaresurssit» (F₃)

Myös kolmannen faktorin tulkinta oli helppo, vaikka siinä ei esiintynyt yhtä suuria latauksia kuin kahdessa edellisessä. Suurimmat lataukset olivat seuraavilla muuttujilla:

Naisten lukumäärä peltohehtaaria kohti (8)79
Miesten lukumäärä peltohehtaaria kohti (7)66
Metsäpinta-ala peltohehtaaria kohti (10)63
Lehmien lukumäärä peltohehtaaria kohti (9)47

Latauksista huomataan, että etsittävä taustatekijä korreloi positiivisesti peltoalaan suhteutetun työvoiman, metsän ja lehmien määrän kanssa. Kysymys lienee työvoiman riittävydestä, mihin metsän ja lehmien suhteellinen runsaus liittyvät. Siten faktorit voitaneen pitää *suhteellisten työvoimaresurssien* ulottuvuutena. Koska latauksen saaneet muuttujat ovat kaikki peltoalaan suhteutettuja, faktorit on ilmeisesti yhteydessä tilan peltoalan kanssa. Kyseiset variaabelit korreloivat peltoalan kanssa negatiivisesti, joten kysymyksessä lienee peltoalaltaan pieniä tiloja kuvaava ulottuvuus.

»Työ- ja vetovoiman omavaraisuus» (F₄)

Neljännän faktorin suurimmat lataukset olivat seuraavat:

Oman työn osuus kuljetuksessa (11)71
Oman työn osuus hakkuussa (12)54
Oman työn osuus vetovoiman kokonaispanoksesta (13)50
Hakkuukertymä miestä kohti (18)	-.46
Metsäpinta-ala peltohehtaaria kohti (10)	-.39
Lehmien lukumäärä peltohehtaaria kohti (9)34
Hakkuukertymä (17)	-.33

Faktorin suurimmat lataukset ovat siis oman työ- ja vetovoiman osuutta mittaavilla muuttujilla. Siksi sitä pidetään tilan *työ- ja vetovoiman omavaraisuutta* kuvaavana ulottuvuutena, joka kuitenkin lähinnä ilmentää puunkorjuutyön omavaraisuutta. Tähän viittaavat muuttujien 11 ja 12 latausten lisäksi hakkuukertymän suhteellista (18) ja absoluuttista (17) kokoa mittaavien variaabelien pienehköt negatiiviset lataukset.

Sukulaisuutta kolmannen faktorin kanssa osoittavat muuttujien 9 ja 10 lataukset, jotka ovat tosin tässä erimerkkiset. Pintapuolisesti ajatellen tuntuisikin ymmärrettävältä, että suhteellisten työvoimaresurssien lisääntyessä puunkorjuun oman työn osuus myös kasvaa. Kuitenkin esimerkiksi muuttujan 11 ja miesten peltoalaan suhteutetun lukumäärän (7) korrelaatiokerroin on satunnaiskorrelaatioksi katsottava -.07. Sen sijaan muuttujan 12 korrelaatiokerroin muuttujan 7 kanssa on .28.

»Toimitushakkuun subteellinen voimakkuus» (F₅)

Tällä faktorilla oli itseisarvoltaan vähintään .30 latauksia seuraavilla variaabeleilla:

Hakkuukertymä metsähehtaaria kohti (14)83
Työpanos metsähehtaaria kohti (15)81
Hakkuualueen osuus metsäalasta (16)49
Hakkuukertymä miestä kohti (18)34

Kolme ensiksi mainittua muuttujaa kuvastaa toimitushakkuun koon suhdetta metsäalaa. Tosin muuttuja 16 mittaa lisäksi hakkuutyömaan keskittyneisyyttä. Sillä onkin huomattava lataus myös viimeksi mainittua seikkaa kuvaavalla faktorilla (ks. s. 59). Faktori voitaneen tulkita *toimitushakkuun subteelliseksi voimakkuudeksi*, osoittaahan myös muuttuja 18 tätä. Vastaavalla pääkomponentilla, jonka kaikkien suurehkojen latausten etumerkit olivat F₅:een nähden vastakkaiset, oli edellisessä esitettyjen muuttujien lisäksi lataukset myös hakkuukertymällä (17) ja puutavaralajien lukumäärällä (19). Suuruudeltaan nämä olivat —.45 ja —.38; vastaavat faktorilataukset olivat .28 ja .21.

»Hakkuutyömaan koko» (F₆)

Faktorilla oli suuruudeltaan mainittavia latauksia seuraavasti:

Hakkuukertymä (17)69
Puutavaralajien lukumäärä (19)65
Ensimmäisen toimituskaupan solmimisaika (20)	— .59
Hakkuukertymä miestä kohti (18)56
Kuljetuksen aloittamisaika (21)	— .50
Hakkuukertymä metsähehtaaria kohti (14)34

Asetelmaa tarkasteltaessa havaitaan hakkuutyömaan kokoa (17, 19) ja puunkorjuun ajallista keskittymistä (20, 21) mittaavilla muuttujilla olevan huomattavia latauksia. Nämä kytkeytyvät toisiinsa siten, että työmaan koon kasvaminen siirtää töiden aloittamisen yhä aikaisempaan ajankohtaan (vrt. korrelaatioita muuttujien 17—21 välillä). Tässä on kysymys mainittujen muuttujien kombinaatiosta, jossa työmaan kokoa edustava komponentti on korostunut. Siten faktoria pidetään *hakkuutyömaan kokona*. Muuttujien 14 ja 18 lataukset selittyvät hakkuukertymän ja mainittujen variaabelien korkeista korrelaatiokertoimista (.49 ja .83).

Mainittakoon, että vastaavassa pääkomponentissa (latausten etumerkit käänteisenä) oli puunkorjuun ajallinen keskittyminen työmaan kokoon nähden korostunut. HAHTOLAN (1967 a, s. 68—70) tutkimuksessa kumpikin näistä oli omana faktorina.

»Hakkuutyömaan keskittäminen» (F₇)

Suurimmat lataukset olivat seuraavilla muuttujilla:

Hakkuukertymä hakkuualueen hehtaaria kohti (22) ..	.63
Metsänhoidollinen arvostelu (25)55
Uudistushakkuun osuus (23)52
Hakkuualueen osuus metsäalasta (16)	— .46
Ammattiavun käyttö leimauksessa (24)37

Latauksista päätellen seitsemännen faktorin voimistuessa leimikon tiheys (22) kasvaa, sen metsänhoidollinen arvostelu paranee, uudistushakkuun osuus sekä ammattiavun käyttö leimauksessa lisääntyvät ja hakkuualueen osuus metsäalasta vähenee. Kaikki nämä merkitsevät leimikon korjuuteknisten ominaisuuksien parnemista työmaan keskittämisen vuoksi. Siten faktori tulkitaan *hakkuutyömaan keskittämiseksi* (vrt. s. 34). Muuttujasta 25 mainittakoon, että se kuvaa osaksi harsinnan ja poiminnan luonteisten hakkuiden esiintymistä, ne kun katsottiin arvostelussa virheellisiksi hakkuutavoiksi.

Edellisen hakkuun ajankohta (26) sai .35 suuruisen latauksen F₇:ää vastaavalta — tosin etumerkiltään vastakkaiselta — pääkomponentilta (faktorilataus oli —.25). Siten siis —C₇:n voimistuessa hakkuualueella suoritettun edellisen hakkuun ajankohta siirtyy kauemmaksi, mikä voitaneen tulkita harsinnan luonteisten hakkuiden vähene-miseksi. Viimeksi mainituillehan on ominaista lyhyt hakkuukierto. Myös mainittu muuttuja mittaa siis hakkuutyömaan keskittämistä.

»Kasvatushakkuun yleisyys» (F₈)

Kahdeksannen dimension suurimmat lataukset olivat seuraavat:

Kasvatushakkuun osuus (27)62
Järeän puun osuus hakkuukertymästä (29)	— .48
Hakkuun koneellistamisaste (28)	— .46
Hakkuun osuus työpanoksesta (34)44
Uudistushakkuun osuus (23)	— .33

Tämä faktori edustaa, kuten edellinenkin ulottuvuus, metsänkäsittelytapaa. Kysymys ei ole kuitenkaan hakkuun keskittämisestä, vaan kasvatusta ja uudistushakkuun keskinäisestä suhteesta. Faktori tulkitaan tässä *kasvatushakkuun yleisyydeksi*. Se korreloi luonnollisesti negatiivisesti uudistushakkuun ja järeän puun osuuden kanssa. Negatiivinen korrelaatio hakkuun koneellistamisasteen ja positiivinen korrelaatio hakkuun osuuden työpanoksesta kanssa lienevät selitettävissä lähinnä kasvatushakkuiden pino-tavaravaltaisuudesta johtuviksi.

Kahdeksatta faktoria vastaava sille käänteinen pääkomponentti sai latauksen (— .32) myös metsänhoidollista arvostelua kuvaavalta muuttujalta 25 (faktorilataus

.28). Tämä on ymmärrettävää, koska mainittu muuttuja korreloi positiivisesti sekä kasvatus- että uudistushakkuun osuuden kanssa. Syynä on edellisen faktorin kohdalla puheena ollut virheellisiksi katsottujen harsinnan ja poiminnan luonteisten hakkuiden yleisyyden ilmentäminen.

»Pinotavaran osuus» (F_9)

Tällä faktorilla oli itseisarvoltaan vähintään .30 latauksia seuraavilla muuttujilla:

Kuusipaperipuun osuus hakkuukertymästä (30)73
Tilan etäisyys merenrannasta (31)	— .53
Järeän puun osuus hakkuukertymästä (29)	— .52
Maaston kulkukelpoisuus (32)	— .39

Faktorin parhaat mittarit ovat siis puutavaralajikoostumusta, tilan sijaintia ja maaston kulkukelpoisuutta edustavia muuttujia. Vastaava pääkomponentti sai edellisten lisäksi pienehköt lataukset (.32 ja —.32) kuljetuksen aloittamisaikaa (21) ja lumen paksuutta (37) mittaavilta variaabeleilta (faktorilataukset .21 ja —.18).

Kyseessä on ilmeisesti puutavaralajikoostumuksen pinotavaran ja järeän puun suhdetta mittaava dimensio. Koska kuusipaperipuun osuus korreloi sen kanssa positiivisesti ja järeän puun osuus negatiivisesti, se voidaan tulkita *pinotavaran osuudeksi*.

Faktori edustaa muita dimensioita selvempää *maantieteellistä* säännönmukaisuutta piirimetsälautakunnan pohjois—eteläsuunnassa. Puutavaralajikoostumus muuttuu etelään mentäessä pinotavaravaltaiseksi ja maaston kulkukelpoisuus heikkenee. Samalla puulajisuhteet muuttuvat kuusen eduksi ja männyn tappioksi, jolloin ilmeisesti *metsämaan viljavuus* paranee (vrt. ILVESSALO 1960, kartakkeet 17 ja 18; PÄIVIÖ RIIHINEN 1963, s. 34—36; HAHTOLA 1967 a, s. 87). Aivan hyvin faktori voitaisiinkin tulkita *kuusivaltaisuudeksi*. Pääkomponentin saamat puunkorjuun ajankohtaa ja lumen paksuutta kuvaavat lataukset selittyvät myös maantieteellisten säännönmukaisuuksien avulla.

»Varastokuorinnan yleisyys» (F_{10})

Seuraavat muuttujat saivat kymmenenneltä faktorilta tulkintaan kelpuutettuja latauksia:

Varastokuorinnan osuus työpanoksesta (33)81
Kuoritun tavarahan osuus hakkuukertymästä (35)68
Hakkuun osuus työpanoksesta (34)	— .42

Latausten etumerkit on muutettu vastaavan pääkomponentin mukaisiksi tulkinnan helpottamiseksi. Myös myöhemmin tutkimuksen *tekstiosassa* pidetään etumerkit esitysteknisistä syistä muutettuina (paitsi yhdenmukaisuuskertoimia esitetäessä), joten F_{10} :n vahvistumiseen katsotaan liittyvän varastokuorinnan ja kuoritun tavarahan osuuden kasvu.

Kyseessä näyttää olevan puunkorjuumenetelmää ja puutavaralajikoostumuksen kuoritun tavarahan osuutta kuvaava faktori. Viimeksi mainittu oli miltei yksinomaan pinotavaraa. Faktori tulkitaan tässä *varastokuorinnan yleisyudeksi*. Se korreloi positiivisesti kuoritun tavarahan ja negatiivisesti hakkuun osuuden kanssa.

C_{10} sai .32 suuruisen latauksen lumen paksuutta hakkuun aikana mittaavalta muuttujalta (37)(faktorilataus etumerkki muutettuna oli .19). Tämä tuntuu ymmärrettävältä, koska paksun lumen aikana pinotavara yleensä jätetään kuoripäälliseksi metsässä ja kuoritaan myöhemmin väliavarastolla tai jalostuspaikalla.

»Kuljetusvaikeus» (F_{11})

Viimeisellä faktorilla oli vain kahden muuttujan lataukset itseisarvoltaan vähintään .30:

Hevoskuljetusmatka (36)51
Lumen paksuus (37)34

Mainitut muuttujat kuvaavat työoloja puunkorjuussa (vrt. s. 21). Faktoria vastaava pääkomponentti — joskin taas käänteinen — sai edellä olevien muuttujien lisäksi seuraavat lataukset (merkit muutettu):

Maaston kulkukelpoisuus (32)	— .38
Edellisen hakkuun ajankohta (26)	— .34
Tilan etäisyys rautatiestä (38)	— .31

F_{11} :n lataukset kyseisillä muuttujilla olivat —.23, —.24 ja —.19.

Edellä olevien muuttujien perusteella yhdennentoista faktorin ja varsinkin yhdenentoista pääkomponentin katsotaan kuvaavan *kuljetusvaikeutta*. Kuljetusmatkanhan pidetessä kuljetusvaikeus lisääntyy. Lumen paksuuden saama positiivinen lataus lienee ymmärrettävissä maaston vaikeudesta johtuvaksi: vaikeissa maastoissa puunkorjuutyöt aloitetaan vasta paksun lumen aikana. Muuttujien 32 ja 37 positiivinen korrelaatiokerroin .16 aiheutuu maantieteellisistä tekijöistä, koska niiden osittaiskorrelaatiokerroin on vain .11, sen jälkeen kun etäisyys merenrannasta (31) on eliminoitu. Tosin syy voi olla myös arviointivirheessä: paksulumiset alueet on katsottu maastoltaan liian helppokulkuisiksi.

Muuttujan 26 saamien latausten perusteella näyttäisi siltä, että tämän ulottuvuuden vahvistuminen merkitsee edellisen hakkuun siirtymistä kauemmaksi, joka tuntuu ymmärrettävältä. Kuljetusvaikeusdimension vahvistuminen (kuljetusmatkan piteneminen) tilan lähetessä rautatietä voi aiheutua jako-olojen vaikeutumisesta tai lisääntyvästä kuljetuksesta käyttöpaikalle (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 155). Mainittakoon, että myös faktorit F_3 , F_6 ja F_{10} saattavat pienien latauksiensa perusteella korreloida muuttujan 38 kanssa ja siten vähäisessä määrin kuvastaa puunkorjuun työ- ja vetovoiman ominaisuuksia (vrt. s. 30).

543 Faktorien invarianssi

Edellä (s. 44) pidettiin invarianssia ajan ja paikan suhteen faktorien tärkeänä etuna. Tätä ei voitu käsillä olevassa tutkimuksessa kontrolloida. Sitä vastoin saatujen faktorien invarianssia laskentamenetelmään nähden oli mahdollista selvittää, koska rinnakkain suoritettiin sekä faktori- että pääkomponenttianalyysi ja koska HAHTOLA (1967 a) teki samasta primääriaineistosta edellä monissa paikoin hyväksi käytetyn faktorianalyysin. Siksi seuraavassa käsitellään lyhyesti kommunaliteettiestimaattien suuruuden, muuttujakoostumuksen, rotaatiomenetelmän ja dimensioluvun vaikutusta tuloksiin (vrt. MÄKELÄ 1966 b, s. 57—61).

Invarianssia kommunaliteettiestimaattien suuruuteen nähden tarkasteltiin laske-
malla yhdenmukaisuuskertoimet faktorien ja pääkomponenttien välille. Yhdenmukaisuus-
kerroin, jonka arvot vaihtelevat välillä +1—-1, saadaan seuraavalla tavalla (HARMAN
1960, s. 257):

$$\varphi_{pq} = \frac{\sum a_{jp} a_{jq}}{\sqrt{(\sum a_{jp}^2) (\sum a_{jq}^2)}} \quad (20)$$

φ_{pq} = faktorin p ja pääkomponentin q yhdenmukaisuuskerroin

a_{jp} = muuttujan j ($j = 1, 2, \dots, n$) lataus faktorilla p

a_{jq} = muuttujan j lataus pääkomponentilla q

Faktorien ja pääkomponenttien lataukset erosivat vain vähän toisistaan. Siten samaan dimensioon kuuluvien yhdistettyjen muuttujien yhdenmukaisuuskertoimien itseisarvojen saattoi odottaa olevan korkeita. Näin olikin asia, kuten seuraavasta asetelmasta käy ilmi. Siinä yhdenmukaisuuskertoimet on lueteltu dimensiojärjes-
tyksessä:

»Maatilan koko»99
»Maatilatalouden koneellistamisaste»	-.98
»Suhteelliset työvoimaresurssit»	-.99
»Työ- ja vetovoiman omavaraisuus»99
»Toimitushakkuun suhteellinen voimakkuus»	-.98
»Hakkuutyömaan koko»	-.95
»Hakkuutyömaan keskittäminen»	-1.00
»Kasvatushakkuun yleisyys»	-.99
»Pinotavaran osuus»99
»Varastokuorinnan yleisyys»	-.99
»Kuljetusvaikeus»	-.98

Huomataan, että yhdenmukaisuuskertoimien itseisarvot ovat sängen korkeita; pienin on .95. Siten kommunaliteettiestimaattien suuruus näyttää vaikuttavan hyvin vähän saatuihin yhdistettyihin muuttujiin (vrt. OLAVI RIIHINEN 1965, s. 231).

Sen sijaan eri dimensioihin kuuluvien faktorien ja pääkomponenttien väliset yhdenmukaisuuskertoimet olivat varsin pieniä. Itseisarvoltaan suurin oli F_6 :n ja

C_5 :n välinen —.56. Mainittu kerroin on ymmärrettävissä, koska tilakohtaisen hakkuukertymän (17) ja hakkuukertymän metsähehtaaria kohti (14) välinen korrelaatio-
kerroin oli peräti .49.

Invarianssia yhtäaikaisesti muuttujakoostumukseen, rotaatiomenetelmään ja dimensiolukuun nähden selvitettiin laskemalla yhdenmukaisuuskertoimet HAHTOLAN (1967 a) faktorien ja tämän tutkimuksen faktorien välille. Yhteisiä muuttujia mainituissa analyyseissa oli 31, mikä on 55 % HAHTOLAN ja 82 % tämän tutkimuksen variaabelimäärästä.

HAHTOLA käytti vinokulmaista kosinirotaatiota, kun taas tässä tutkimuksessa rotatointiin suoraikulmaisella Varimax-menetelmällä, kuten edellä selostettiin. Myös kävi edellisestä (s. 53) ilmi, että muuttujien valinnassa käytettiin apuna HAHTOLAN faktorianalyysejä siten, että selittäjiksi otettiin muun muassa kymmentä HAHTOLAN ulottuvuutta hyvin mittaavia variaabeleita, ja jätettiin kahta dimensiota edustavat muuttujat pois.

Tämän tutkimuksen ja HAHTOLAN perusratkaisun (2. ratkaisu) faktorien väliset suurimmat yhdenmukaisuuskertoimet olivat seuraavat:

F_2 — III92
F_7 — XII92
F_3 — V87
F_8 — IX79
F_6 — VII75
F_4 — VI73
F_5 — VII72
F_1 — I71
F_{11} — X	-.64
F_6 — VIII	-.62
F_{10} — IV60

Kuten kertoimista havaitaan vastinfaktorit osoittivat myös tässä tapauksessa melkoista yhdenmukaisuutta. Ne olivatkin tulkinnallisesti jokseenkin lähellä toisiaan. Olennaiset erot muuttujien valinnan lähtökohtana olleiden HAHTOLAN kymmenen faktorin ja tämän tutkimuksen faktorien välillä olivat seuraavat: HAHTOLAN kaksi vetovoiman ansiokäyttöä ja puutavaralajikoostumusta sekä puunkorjuun työpanoksen rakennetta kuvaavaa faktoria (IV ja X) jakautui uudessa analyyseissä kolmeksi helpommin tulkittavaksi faktoriksi (F_9 , F_{10} ja F_{11}). Toisaalta taas HAHTOLAN »Hankintahakkuun koko» (VII) ja »Hankinnan aloittamisaika» (VIII) yhdistyivät osittain tämän tutkimuksen »Hakkuutyömaan kooksi» (F_6) hakkuun suhteellista voimakkuutta kuvaavan F_5 vastatessa kuitenkin HAHTOLAN »Hankintahakkuun koko» lähes yhtä hyvin kuin F_6 .

Pääkomponenttien ja HAHTOLAN faktorien väliset yhdenmukaisuuskertoimet eivät suuresti eronneet äsken esitetystä, mikä aikaisempien tulosten perusteella oli odotettavissa.

Edellä selostetun valossa voitaneen tämän tutkimuksen yhdistettyjen muuttujien invarianssia pitää laskentamenetelmään nähden jokseenkin hyvänä (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 140—145). Invarianssista ajan ja paikan suhteen saadaan käsitys vasta toisiin primääriaineistoihin perustuvien faktoritutkimusten avulla. Tällöin päätelmien tekoa helpottaa *transformaatioanalyysi*, jonka eri tekniikat on kehitetty faktoritutkimusten tulosten tarkkaan vertailuun (vrt. VAHERVUO—AHMAVAARA 1958, s. 144—162; AHMAVAARA 1963; MUSTONEN 1966).

544 Faktorien numeeristen arvojen estimointi

Selittävinä muuttujina käytettyjen faktorien (samoin kuin pääkomponenttien) numeeriset arvot eli pistemäärät estimointiin LEDERMANIN kehittämällä menetelmällä (HARMAN 1960, s. 349—356; vrt. s. 45). Menetelmä perustuu pienimmän neliösumman regressio-oteoriaan. Siinä oletetaan, että faktorimatriisista lasketut korrelaatiot ovat yhtä kuin havaitut korrelaatiot.

Liitteessä 7 (s. 114) esitetään faktorien ja lähtökohtavariaabelien väliset regressio-kertoimet. Näillä kertoimilla jälkimmäiset (standardimuodossa) painottaen saatiin faktorien estimaatit kullekin hankintatilalle. Pistemäärät, jotka normeerattiin siten, että keskiarvo oli 500, olivat miltei kaikilla tiloilla 3-numeroisia positiivilukuja. Faktoripistemäärien keskihajonta vaihteli välillä 74—97 (15—19 % keskiarvosta).

55 KORRELAATIOANALYYSI

Kriteerivariaabelien ja selittäjien välisiä korrelaatiokertoimia tarkastelemalla voidaan saada selville keskeiset selittäjät (vrt. s. 35). Jos nämä ovat korreloimattomia — niin kuin tässä tutkimuksessa — korrelaatiokertoimet ovat myös osittaiskorrelaatiokertoimia, joista kunkin selittäjän nettoselityskyky voidaan suoraan päätellä. Usean muuttujan regressiomallissa selitysaste voidaan tällöin likimääräisesti laskea kertoimien neliöiden summana.

Seuraavassa asetelmassa esitetään kolmen selitettävän muuttujan ja faktoripistemäärien väliset korrelaatiokertoimet (vrt. liite 8 s. 115):

	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₆	F ₇	F ₈	F ₉	F ₁₀	F ₁₁
P ₁	.12	.08	— .04	.13	— .01	— .26	— .09	.30	.38	.26	.33
P ₂	.08	.02	— .04	.16	.02	— .24	— .17	.08	.26	.05	.22
P ₃	.01	.05	— .09	.14	.08	— .16	— .02	.20	.19	.12	.06

Jos edellä esitettyjen kerrointen tarkastelun lähtökohdaksi otetaan muodollisesti pienimmän merkitsevän korrelaation itseisarvo .14, voidaan sanoa, että faktoreilla F₁, F₂, F₃ ja F₅ ei ollut yhteisvaihtelua tuottavuusmittarien kanssa. Tämä ei vahvista

edellä (s. 33) esitettyjä hypoteeseja maatilakokonaisuuden yhteydestä puunkorjuun tuottavuuteen (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 155). Tilan luonnetta kuvaavista faktoreista ainoastaan F₄, jonka tulokinnassa (s. 57) havaittiin liittyvän läheisesti puunkorjuuseen, korreloi kriteerivariaabelien kanssa. Sen sijaan kaikkien välittömästi puunkorjuuseen liittyvien faktorien kanssa esiintyy merkitseviä korrelaatioita. Näiden analysoinnissa huomataan usean kriteerivariaabelin käytöstä olevan hyötyä. Tätä varten seuraavassa esitetään itseisarvoltaan suurimmat korrelaatiokertoimet:

	F ₁	F ₄	F ₆	F ₇	F ₈	F ₉	F ₁₀	F ₁₁
P ₁	(.12)	(.13)	— .26		.30	.38	.26	.33
P ₂		.16	— .24	— .17		.26		.22
P ₃		.14	— .16		.20	.19	(.12)	

Tarkasteltaessa asetelmaa vasemmalta oikealle huomataan »Maatilan koolla» (F₁) olevan pieni positiivinen korrelaatio puunkorjuun yksikköpanoksen (P₁) kanssa, toisin sanoen *tilakoon kasvaessa myös yksikköpanos kasvaa*. Kerroin voi aiheutua sattumasta, mutta tätä ei tue regressioanalyysi, jossa F₁ osoittautui merkitseväksi selittäjäksi (s. 69).

Myös F₁:n parhaiden mittarien korrelaatiot P₁:n kanssa olivat kaikki positiivisia. Nautakarjan lukumäärän (2) korrelaatio oli .10, peltopinta-alan (1) .13 ja vetovoiman kokonaispanoksen (3) .24. Vastaavat osittaiskorrelaatiokertoimet olivat hakkuukertymän (17) eliminoinnin jälkeen .18, .24 ja .32. Tilakokoon liittyvä tuottavuutta alentava tekijä lienee muun muassa vaikeat jako-olot, joita nimenomaisesti kuvastavia variaabeleita ei ollut selittäjäpatteristossa (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 128).

»Suhteelliset työvoimaresurssit»-faktori (F₃) ei korreloinut merkitsevästi kriteerivariaabelien kanssa, mutta sen sijaan puunkorjuun työvoiman laatua osoittavan »Työ- ja vetovoiman omavaraisuuden» (F₄) lisääntyessä niin puunkorjuun (P₂) kuin pelkän hakkuunkin (P₃) *suhteellinen panos kasvaa*. Näin voi tapahtua myös yksikköpanoksen kohdalla. Tämä tukee edellä (s. 33) esitettyä hypoteesia. Ilmeisesti työtilaisuuksien puute selittää kyseistä riippuvuutta paremmin kuin ammattitaidon heikkous (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 155). Tuottavuusmuuttujien korrelointi oman työn osuuden kanssa oli oikeastaan yllättävän vähäinen verrattuna esimerkiksi »Hakkuutyömaan koon» (F₆) kanssa syntyneisiin kertoiimiin. Ehkä aineiston keräysaikana vallinnut korkeasuhdanne on osasyynä tähän (vrt. s. 47).

Työmaan koon kasvaessa tuottavuus kohoaa (vrt. s. 34; SUNDBERG 1966, s. 11; VÄISÄNEN 1967, s. 20). Koska F₆:n korrelointi on vähäisintä hakkuun suhteellisen panoksen kanssa, saattaa tämä viitata työmaan suuruuden vaikutuksen korostuvan nimenomaan kuljetuksessa. On huomattava, että F₆:n varsin hyvä mittari on myös puutavaralajien lukumäärä (19), mikä seikka ilmeisesti kompensoi itse hakkuukertymän (17) kasvun tuottavuutta lisäävää vaikutusta.

»Hakkuutyömaan keskittäminen» (F₇) korreloi merkitsevästi vain P₂:n kanssa (vrt. s. 34). *Työmaan keskittäminen siis pienentää korjuun suhteellista panosta*, mutta ei sen sijaan P₁:tä ja P₃:a. Selitys riippuvuuseroon F₇:n ja toisaalta P₂:n (— .17) ja toi-

saalta P_3 :n (-0.02) kanssa löytynee samoin kuin hakkuutyömaan koossakin siitä, että työmaan keskittämisen vaikutus korostuu puunkorjuun kuljetusvaiheessa. Korrelaatio tuottavuuden ja F_7 :n välillä näyttää kuitenkin vaativan puutavaralajikoostumuksen vaikutuksen eliminointia. Sitä kuvaavat muuttujat saavat kyseessä olevalta faktorilta itseisarvoltaan yli $.10$ latauksia.

»Kasvatshakkuun yleisyyden» (F_8) vahvistuessa näyttävät puunkorjuun yksikköpanos ja hakkuun subteellinen panos kasvavan (korrelaatiokertoimet $.30$ ja $.20$). Koska sitä vastoin koko puunkorjuuprosessin suhteellinen panos pysyy ennallaan (korrelaatio $.08$), kasvatushakkuun esiintymisen vaikutus ilmeisesti korostuu hakkuuvaiheessa. Eräänä syynä tähän saattaa olla kasvatushakkuiden suuri pinotavaran osuus. Puutavaralajikoostumuksen ja kuorinta-asteen muutoksia ei näet P_2 :ssa ja P_3 :ssa liene täysin pysyttyä eliminomaan (vrt. seur.), jolloin suuresta pinotavaran osuudesta seuraa erityisesti korkea hakkuupanos. Toisena syynä lienee hakkuutyön vähäinen koneellistuminen kasvatushakkuissa.

»Pinotavaran osuus»-faktori (F_9) selitti puunkorjuun yksikköpanoksen ja suhteellisen panoksen varianssista käsillä olevassa näytteessä eniten, koska sen kohdalla esiintyivät kummankin kriteerivariaabelin itseisarvoltaan korkeimmat korrelaatiot ($.38$ ja $.26$). Tosin näiden poikkeaminen muista saman kriteerivariaabelin merkitsevistä positiivisista korrelaatioista johtunee lähinnä sattumasta. Sen sijaan erimerkkisten kerrointen erot lienevät tilastollisesti merkitseviä. Hakkuun suhteellisen panoksen kanssa F_9 korreloi myös selvästi ($.19$). Siten »Pinotavaran osuuden» lisääntyessä tuottavuus alenee.

F_9 korreloi siis sekä puunkorjuun että hakkuun suhteellisen panoksen (joskin heikommin kuin yksikköpanoksen) kanssa, vaikka tuotoksen rakenteen muutokset eliminoitiin metsätyöpalkkataulukoiden (1961) avulla. Eräänä syynä tähän lienevät maantieteelliset tekijät. F_9 on näet voimakkaasti maantieteellinen faktori ja kuvastaa siten voimistuessaan muun muassa maaston kulkukelpoisuuden heikkenemistä (vrt. s. 60). Toisaalta saattaa F_9 :n sekä P_2 :n ja P_3 :n korrelaatioissa olla kysymys myös siitä, että metsätyöpalkkataulukoiden taksojen käyttö on tutkimustiloilla johtanut työajan käyttöön nähden huonompaan palkkaukseen pinotavaran kuin järeän puun hakkuissa, toisin sanoen P_2 :n ja P_3 :n konstruoinnissa käytetyt yksikköpanossuhteet eivät olleet »oikeita» (vrt. s. 34). Mainittujen tekijöiden vaikutuksen erottaminen toisistaan on kuitenkin vaikeata.

F_9 :n korrelointi maaston laadun kanssa vaikuttanee siihen, että myös kuljetustyön tuottavuutta mittaava P_2 korreloi F_9 :n kanssa enemmän kuin pelkästään hakkuuvaihetta edustava P_3 . Tosin suuri pinotavaran osuus vaikuttanee toiseen suuntaan, niin kuin edellisen faktorin kohdalla oli puhe. Myös puuston oksaisuuden lisääntyminen F_9 :n vahvistuessa (metsämaan viljavuuden parantuessa) alentaa lähinnä hakkuutyön tuottavuutta.

Varastokuorinnan esiintymistä ilmentävä F_{10} korreloi tuottavuusmittarien kanssa positiivisesti, kun faktorin latausten etumerkit muutettiin. Korrelaatiokertoimet olivat tällöin muuttujajärjestyksessä $.26$, $.05$ ja $.12$. Koska ainoastaan ensimmäinen näistä on muodollisesti merkitsevä, voidaan sanoa, että yksikköpanos kasvaa varastokuorinnan

tullessa yleisemmäksi, mikä onkin luonnollista. Se, että kuorittu tavara oli pääasiassa pinotavaraa, lienee osasy F_{10} :n ja P_3 :n vähäiseen korrelaatioon (vrt. s. 66). Toisaalta on mahdollista, että myös kuorinta-asteen eliminointi on puutteellinen. On huomattava, että P_3 :n ja kuoritun tavaran osuuden (35) korrelaatiokerroin on $.19$. Sitä nostaa kuitenkin muun muassa oman työvoiman osuus hakkuussa (12), jonka eliminointi alentaa hieman kyseistä korrelaatiota ($.17$).

»Kuljetusvaikeus» (F_{11}), joka selitti vähiten selittäjäpatteriston korrelaatioita, korreloi merkitsevästi koko korjuuprosessin tehokkuutta mittaavien P_1 :n ja P_2 :n, mutta ei sitä vastoin hakkuun suhteellisen panoksen kanssa. Aikaisemmin esitetyt kertoimet olivat $.33$, $.22$ ja $.06$. Puunkorjuun yksikköpanos sekä subteellinen panos siis kasvavat kuljetusvaikeuden lisääntyessä. Kysymys on tällöin kuljetusmatkan (36), maaston (37, 32) sekä osittain myös metsänkäsittelytavan (26) yhteisvaikutuksesta, joilla yksinomaan hakkuuvaiheen tuottavuutta ajatellen ei ole selvää merkitystä (vrt. s. 61). P_2 :n ja F_{11} :n korreloinnin eräänä syynä saattaisi olla myös, että kuljetusmatkankaan eliminoinnissa ei P_2 :ta laskettaessa ole täysin onnistuttu. Tähän kietoutuu kuitenkin myös traktorin käytön vaikutus.

56 REGRESSIOMALLIN LAATIMINEN

561 Funktion muoto ja päätelmien teon tilastolliset kriteerit

Edellä esitetyllä korrelaatioanalyysillä osoitettiin ne faktorit, joiden avulla pystytään ennustamaan kriteerivariaabelien arvoja. Haluttaessa kuitenkin mahdollisimman tarkkaa arviota siitä, kuinka paljon nämä muuttuvat selittäjien muuttuessa, tarvitaan usean selittäjän regressiomallia. Mallin täytyy varsinkin jäännöstermin osalta täyttää monia vaatimuksia, ennen kuin luotettavia johtopäätöksiä voidaan tehdä (vrt. s. 37).

Funktion muotoa määritettäessä joudutaan yleensä tekemään kompromissi yksinkertaisuuden ja tarkkuuden välillä (vrt. s. 13). Jos riippuvuussuhteet ovat käyräviivaisia, mutta siitä huolimatta käytetään lineaarista funktiota, aiheutetaan tuloksiin likimääräisyyttä (vrt. NIITAMO—PULLAINEN 1960, s. 414; PÄIVIÖ RIIHINEN 1962, s. 26; HELELÄ 1963, s. 93). Riippuvuussuhteiden laadusta voidaan saada käsitys tarkastelemalla graafisesti kriteerivariaabelin ja kunkin selittäjän välisiä korrelaatio-diagrammeja. On kuitenkin muistettava, että kaksikulotteisesta pistediagrammasta ei käy ilmi riippuvuussuhde monidimensionaalisessa avaruudessa, joka on kyseessä usean muuttujan regressioanalyysissä (vrt. FOOTE 1958, s. 174—176; EZEKIEL—FOX 1959, s. 210). Ainoastaan korreloimattomien selittäjien lisäämisellä ei näet ole vaikutusta jo mallissa olevien selittäjien kertoimiin.

Tässä tutkimuksessa käytettiin lineaarista funktiota (6), joka on esitetty sivulla 37. Vähän tutkitun alueen ollessa kyseessä pidettiin yksinkertaisinta funktion muotoa parhaimpana. Alustavat graafiset tarkastelut kriteerivariaabelien ja faktoripistemäärien

sekä kriteerivariaabelien ja lähtökohtamuuttujien kesken eivät myöskään tukenet käyräviivaisen mallin tarpeellisuutta.

Regressiomallin tarkkuutta kuvataan seuraavassa yhteiskorrelaatiokertoimella, regressioestimaatin sekä -kerrointen keskivirheellä. Yhteiskorrelaatiokerroin kuvastaa mallilla lasketun ja havaitun tuottavuusmittarin välistä riippuvuutta ja lasketaan seuraavasti:

$$R = \sqrt{1 - \frac{s_e^2}{s_y^2}} \quad (21)$$

R = yhteiskorrelaatiokerroin

s_e^2 = mallin jäännösvarianssi = regressioestimaatin keskivirheen neliö

s_y^2 = kriteerivariaabelin varianssi

Yhteiskorrelaatiokertoimen, samoin kuin selittäjän malliin lisäämisen (tai mallista poistamisen) merkittävyyttä mitattiin F - eli varianssisuhdetestillä (esim. SNEDECOR 1959, s. 244—250). Parametrien (korrelaatio- ja regressiokerrointen) estimaattien tilastollista merkittävyyttä taas testattiin t -arvolla, joka on yhteydessä F -arvoon ja joka saadaan jakamalla parametrin estimaatti keskivirheellään (WOLD—JURÉEN 1953, s. 43—46; SNEDECOR 1959, s. 45—47). Tätä ennen on korrelaatiokerroin (r) muutettava jakautumaltaan lähes normaaliksi z -arvoksi, joka pienissä korrelaatioissa ei tosin juuri poikkea r :stä. Jäännöstermin riippuvuutta eri tekijöistä testattiin X^2 -testillä (SNEDECOR 1959, s. 18—34).

On kuitenkin huomattava, että testejä on aina käytettävä varauksin. Päätelmien teko niistä näet edellyttää, että näytteenoton olosuhteet ovat ihanteelliset. Siten testit perustuvat oletuksiin esimerkiksi havaintojen keskinäisestä riippumattomuudesta ja muuttujien jakautumista (vrt. TINTNER 1952, s. 29; TINBERGEN 1961, s. 198).

Näistä vaatimuksista on tässä tutkimuksessa todettava, että koska havainnot perustuvat satunnaisnäytteeseen, niissä ei ole esimerkiksi aikasarjoihin verrattavaa keskinäistä riippuvuutta. Kriteerivariaabelien jakautumat olivat jonkin verran positiivisesti vinoja, mutta sitä vastoin laskettujen selitysvirheiden jakautumissa ei esiintynyt vinoutta. Myöskään selittäjinä käytettyjen faktoripistemäärien jakautumat eivät suuresti poikenneet normaalista. Sen sijaan useiden lähtökohtamuuttujien jakautumat olivat tässä suhteessa heikompia. Normalisointiin ei kuitenkaan ryhdytty. Sen vaikutusta faktorianalyysin tuloksiin on tutkittu vähän (vrt. OLAVI RIIHINEN 1965, s. 114—116).

562 Yksikköpanos selitettävänä

562.1 Faktorit selittäjinä

Seuraavassa selostetaan valikoivaa regressioanalyysia, jossa puunkorjuun yksikköpanos (P_1) oli selitettävänä muuttujana ja selittävän informaation tiivistämisessä saatujen yhdentoista faktorin pistemäärät selittäjinä (vrt. liite 9, s. 116). Regressiomallin ja sen tunnuslukujen asteittainen muuttuminen, kun malliin lisättiin yksi selittäjä

kerrallaan, käy ilmi seuraavista yhtälöistä (suluissa parametrien estimaattien keskivirheet):

	R	s_e	
$P_1 = -13.40 + .25 F_9$ (21.34) (.04)	.37	52.23	(22)
$P_1 = -126.61 + .24 F_9 + .24 F_{11}$ (29.46) (.04) (.04)	.48	49.25	(23)
$P_1 = -47.82 + .23 F_9 + .25 F_{11} - .16 F_6$ (33.64) (.04) (.04) (.04)	.54	47.31	(24)
$P_1 = -118.72 + .20 F_9 + .25 F_{11} - .16 F_6 + .17 F_8$ (35.66) (.04) (.04) (.03) (.04)	.60	45.22	(25)
$P_1 = -40.87 + .20 F_9 + .24 F_{11} - .16 F_6 + .17 F_8 + .14 F_{10}$ (38.58) (.04) (.04) (.03) (.04) (.03)	.64	43.39	(26)
$P_1 = -77.12 + .20 F_9 + .24 F_{11} - .16 F_6 + .17 F_8 + .15 F_{10} + .08 F_1$ (40.61) (.04) (.04) (.03) (.04) (.03) (.03)	.65	42.83	(27)

Valikoivassa regressioanalyysissa lisättiin selittäjiä malliin niin kauan, kuin joka kerta laskettu lisäselityksen F -arvo pysyi merkittävänä. Siten päädyttiin malliin (27). Siirtyminen mallista (26) malliin (27) merkitsi lisäselityksen muodollista merkittävyyttä; riskitodennäköisyys (P) oli pienempi kuin 2.5 %. Aikaisempien mallien F -arvot sen sijaan olivat erittäin merkittäviä ($P < 0.1$ %). Faktorien pienistä keskinäisistä korrelaatioista johtuu, että F_1 tuli malliin ennen F_4 :ää, joka korreloi yksikköpanoksen kanssa sadasosaa voimakkaammin. Myös F_6 tuli malliin korrelaatiokertoimista päätellen »liian aikaisin».

Esitettyjä regressiomalleja tarkasteltaessa havaitaan ensinnäkin selittäjien erityisluonteesta johtuvia seikkoja. Niinpä samojen selittäjien regressiokertoimet muuttuvat variaabeleita malliin lisättäessä varsin vähän. Se johtuu selittäjien lähes täydellisestä korreloimattomuudesta. Itseisarvoltaan suurin niiden välinen korrelaatiokerroin oli näet .15. Korreloituneita selittäjiä käytettäessä regressiokertoimet riippuvat voimakkaasti muiden muuttujien läsnäolosta mallissa (WOLD—JURÉEN 1953, s. 37—38). Esitetyt regressiokertoimet vastaavat osapuilleen kertoimia, jotka saadaan laskettaessa kriteerimuuttujan ja kunkin selittävän faktorin välisten regressiosuorien yhtälöt erikseen. Selittäjien korreloimattomuudesta seuraa myös saadun lisäselityksen pieneneminen joka kerta, kun muuttuja malliin lisätään.

Koska faktoripistemäärien standardipoikkeamat olivat lähes saman suuruisia, seuraa selittäjien likimääräisestä ortogonaalisuudesta myös kohtalainen regressio-

kerrointen rakenneyhtäläisyys edellä (s. 65) esitettyjen yksikköpanoksen ja faktoripistemäärien välisten korrelaatiokerrointen välillä:

	F_1	F_2	F_3	F_4	F_{10}	F_{11}
Korrelaatiokerroin (r)12	— .26	.30	.38	.26	.33
Regressiokerroin (b) mallissa (27) .	.08	— .16	.17	.20	.15	.24
Standardoitu regressiokerroin (β) .	.13	— .26	.26	.29	.23	.32

Asetelmaan on pantu näkyviin myös standardoidut regressiokertoimet (β -kertoimet), jotka on laskettu kertomalla alkuperäiset regressiokertoimet selittäjän standardipoikkeaman suhteella kriteerivariaabelin standardipoikkeamaan (EZEKIEL—FOX 1959, s. 196—197; SNEDECOR 1959, s. 416; McNEMAR 1962, s. 171—177). Tämä merkitsee kerrointen vertailukelpoisuuden saavuttamista varianssin selitystä ajatellen käytettäessä kunkin muuttujan kohdalla standardipoikkeamaa mittayksikkönä. Tässä tutkimuksessa β -kerrointen laskeminen katsottiin aiheelliseksi. Oltiin näet kiinnostuneita regressiokerrointen keskinäisestä vertailusta, jota muuttujien erilainen vaihtelu häiritsee (vrt. s. 13, 35). Faktoripistemäärien keskihajontojen yhtäsuuruudesta tosin johtuu, että β -kertoimien käyttö ei tässä juuri muuta alkuperäisistä regressiokertoimista saatua käsitystä. Asia on kuitenkin toinen käytettäessä lähtökohtamuuttujia selittäjinä, mikä käy ilmi myöhemmin.

Jos faktoripistemäärät olisivat täysin ortogonaalisia (korrelaatiot eksaktisti = 0), olisivat edellä esitetyn asetelman korrelaatiokertoimet täsmälleen vastaavien β -kertoimien suuruisia. Tämän takia onkin kysyttävä, onko korreloimattomia faktoripistemääriä selittäjinä käytettäessä syytä lainkaan edetä laskelmissa regressioanalyysin lähtökohtana olevaa korrelaatiomatriisia pitemmälle. Korrelaatiomatriisistahan nähdään jo selittäjien tärkeysjärjestys, ja korrelaatiokertoimia regressiokertoimina (β -kertoimina) käyttäen on myös mahdollista laatia regressiomalli. Korreloivissa selittäjissä on tietenkin toisin, koska kokonaiskorrelaatiot eivät tällöin ole yhtä suuria osittaiskorrelaatioiden kanssa.

Kysymykseen on vastattava kielteisesti, jos tavoitteena on pelkästään keskeisten ennustajien löytäminen tietyistä muuttujajoukosta (vrt. s. 37). Jos sen sijaan halutaan vertailla selittäjien muutosten määrällisiä vaikutuksia kriteerivariaabeliin, on tulosten luotettavuuden tarkistamiseksi regressiomallin jäännöstermin tarkastelu välttämätön. Jäännöstermin mahdollinen systemaattisuus osoittaa näet mallista vielä puuttuvan selittäjiä, joiden lisääminen saattaa muuttaa aikaisempien selittäjien kertoimia. Jäännöstermin systemaattisuuden toteamisen jälkeen onkin ryhdyttävä — jos se on käytännössä mahdollista — mallin parantamisyrittäisiin tai ainakin häiritsevien tekijöiden kartoittamiseen selitysvirheanalyysissä. Jos siis tutkimuksessa aiotaan tehdä pitkälle meneviä johtopäätöksiä, on korrelaatioanalyysistä edettävä jäännöstermin laskentaan ja siten regressioanalyysiin.

Regressiomallin kalkylointia normaalisti myös silloin, kun selityksen parantamiseen ei ole mahdollisuuksia, puoltavat (kirjasto-ohjelmia käytettäessä) lisäinformaation

saannin helppous sekä analyysin halpuus. Faktoriselittäjien ollessa kyseessä regressio-tekniikkaa puoltaa myös faktorien ortogonaalisuuden likimääräisyys. Regressioanalyysissä on kuitenkin vaara mennä päätelmien teossa helposti liian pitkälle (vrt. s. 37). Siksi korrelaatioanalyysi on »turvallisempi».

Empiirisen regressioanalyysin tulosten tulkinta on tärkeä (vrt. EZEKIEL—FOX 1959, s. 181). Faktorianalyysia arvostellaan usein »taiteellisuuden» takia, koska sen tulkintavaihe on korostunut (vrt. s. 43). Ehkä syynä arvosteluun on kuitenkin myös se, että muissa menetelmissä — esimerkiksi juuri regressioanalyysissä — tulosten tulkintaan kiinnitetään liian vähän huomiota. Yksittäisiä selittäjiä koskevien päätelmien teko regressiomallista ei kuitenkaan ole helppoa (vrt. THURSTONE 1961, s. 61). Tämä johtuu muun muassa selittäjien luonteesta. Niinpä korreloituneita selittäjiä käytettäessä oletus »muiden variaabelien pysyessä muuttumattomina» ei vastaa mallin konstruointia (vrt. AUKRUST 1965, s. 17—18; TORVELA 1966, s. 95).

Mallissa (27) ei mainittua problemaa ole. Sen sijaan vaikeutena on selittäjien abstraktisuus. Normaaliala regressiokerrointen tulkintaa, esimerkiksi »Hakkuutyömaan koon» kasvaessa yhdellä yksiköllä muiden selittäjien arvojen pysyessä muuttumattomina yksikköpanos pienenee keskimäärin .16 yksiköllä, on vaikea soveltaa käytäntöön, koska selittäjien mittayksiköt (faktoripistemäärät) eivät ole konkreettisia. Sitä vastoin kertoimien tarkastelu antaa käsityksen vaikutuksen suunnasta ja eri perusteikkijöiden tärkeysjärjestyksestä, kun mallin oletetaan täyttävän asianmukaiset kriteerit.

Mallin (27) selitysaste on kuitenkin varsin alhainen. Yhteiskorrelaatiokerroin .65 näet merkitsee, että vain 42 % yksikköpanoksen varianssista tuli selitetyksi. Esimerkiksi SNEDECOR (1959, s. 438) varoittaa tekemästä syy- ja seurauspäätelmiä, ellei yhteiskorrelaatiokertoimen neliö ole yli 0.8. Pienen selitysasteen ei kuitenkaan tarvitse merkitä esimerkiksi harhaisia kertoimia. Tämän tutkimuksen kriteerivariaabelien mittauksessa käytetty haastattelumenetelmä näet aiheuttaa luonnostaan suuren satunnaisvaihtelun (vrt. EZEKIEL—FOX 1959, s. 312—313). Lisäksi on muistettava, että selittäjien virheestä mahdollisesti aiheutuva näennäisselitys ei ole tässä nostamassa yhteiskorrelaatiokerrointa (vrt. s. 38—39). Selittäjien puuttumisen lisäksi selitysastetta saattaa alentaa funktion virheellinen muoto.

Alhaista selitysastetta vaarallisempi voi olla jäännöstermin systemaattisuus. Se käy ilmi myöhemmin (s. 79—83) erillisenä esitettävästä selitysvirheanalyysistä. Näin ollen laskettuja regressiokertoimia tulkittaessa on virhepäätelmien vaara olemassa. Toisaalta on muistettava, että huomattavastakin epävarmuudesta huolimatta saadut kertoimet ovat aina ennen tutkimattomalta alueelta parhaita käytettävissä olevia estimaatteja. Esimerkiksi TINBERGENIN (1961, s. 206) mukaan »selityksellä, joka perustuu tällaisiin laskelmiin (regressiolaskelmiin), kuitenkin on se etu, että se ei ole ristiriidassa havaintojen kanssa, mikä on enemmän kuin voidaan sanoa monesta teoriasta» (vrt. NIITAMO—PULLIAINEN 1960, s. 419).

Esitetyistä regressiokertoimista ei silti ole syytä tehdä liian pitkälle meneviä johtopäätöksiä. Oikeastaan olennainen tuli miltei jo sanotuksi korrelaatioanalyysin (s. 64—67) yhteydessä, koska regressiomallin parantamiseen ei ryhdytty. Siten edellä oleva regressioanalyysi onkin esitetty yksityiskohtaisesti lähinnä siksi, että huomio

on tahdottu kiinnittää eräisiin metodisiin seikkoihin. Seuraavassa esitetään kuitenkin vielä pari näkökohtaa saaduista kertoimista.

FOOTE (1958, s. 171) mainitsee, että ensimmäiseksi regressioanalyysin tuloksia tarkasteltaessa on arvioitava, ovatko kerrointen merkit ja suuruus yhtäpitäviä odotusten kanssa. Esimerkiksi »väärät» merkit saattavat joskus johtaa pohjana olevan teorian tarkistamiseen, mutta useimmiten ne ovat merkkinä toisenlaisen analyysimenetelmän tarpeellisuudesta. Kertoimen mielekäs merkki ei kuitenkaan esimerkiksi voimakkaan multikollineaarisuuden esiintyessä ole takeena kertoimen luotettavuudesta. Myös on huomattava, että mielekkyys on tutkimustulosten puuttuessa aina subjektiivista (vrt. HORST 1965, s. 494—495).

Esitettyjä (samoja kuin esitettäviä) korrelaatio- ja regressiokertoimia on pidettävä etumerkiltään mielekkäinä sikäli, että ne vastaavat kirjoittajan odotuksia F_1 :n kertoimen merkkiä lukuunottamatta. Sitä vastoin kerrointen suuruussuhteista ei tekijällä ollut tietojen puuttuessa juuri minkäläistä etukäteismielikuvaa. Kuten edellä esitetyistä havaitaan, yksikköpanoksen faktoriselittäjien vertailukelpoisten merkitsevien kerrointen (korrelaatio- ja β -kertoimien) itseisarvot ovat jokseenkin saman suuruisia (vrt. s. 35). Tosin F_1 :n ja F_{11} :n β -kerrointen ero lienee tilastollisesti merkitsevä.

Regressiomallin tulkinnasta on lisäksi mainittava, että »hyväkin» malli soveltuu ennustamiseen vain, mikäli ilmiökentän rakenne pysyy ajan suhteen muuttumattomana (HURWICZ 1950, s. 266—271; FOOTE 1958, s. 172—173; NIITAMO 1958, s. 112; EZEKIEL—FOX 1959, s. 29—31). Jos riippuvuussuhteissa oletetaan tapahtuvan muutoksia, ne on pyrittävä ottamaan ennustemallissa huomioon. Tässä työssä ei kyseisen seikan arviointiin ollut mahdollisuuksia.

562.2 Lähtökohdamuuttujat selittäjinä

Faktoripistemäärien heikkoutena pidettiin edellä (s. 45) muun muassa niiden abstraktisuutta. Lähinnä tämän vuoksi valikoivan regressioanalyysin selittäjinä käytettiin myös lähtökohdamuuttujia. Vertailun takia meneteltiin, kun yksikköpanos oli kriteerivariaabelina, kahdella tavalla: 1) Selittävillä muuttujilla suoritettuna faktorianalyysin ollessa esivaiheena valikoivaan regressioanalyysiin valittiin faktorien parhaita mittareita. 2) Valikoiva regressioanalyysi suoritettiin kaikilla 38 alkuperäisellä selittäjällä käyttämättä faktorianalyysia lainkaan hyväksi.

Kohdassa 1) meneteltiin faktorien parhaiden mittarien valinnassa eri tavoin. Ensinnäkin selittäjiksi valittiin jokaisesta 11 faktorista paras mittari. Täten selittäjiksi tulivat nautakarjan absoluuttinen lukumäärä (2) sekä traktorin käyttömäärä (5) ja naisten lukumäärä (8) peltohehtaaria kohti, oman työn osuus kuljetuksessa (11), hakkuukertymä metsähehtaaria kohti (14) sekä absoluuttisena (17) ja hakkuualueen hehtaaria kohti (22), kasvatushakkuun (27), kuusiperipuu (30) ja varastokuorinnan

(33) osuus sekä hevოსkuljetusmatka (36). Näitä selittäjinä käytettäessä valikoiva regressioanalyysi eteni seuraavasti (selittäjää on merkitty z_j :llä, $j = 1, 2, \dots, 38$):

	R	s_e	
$P_1 = 94.11 + .60 z_{30}$ (5.14) (.12)	.32	53.31	(28)
$P_1 = 76.15 + .56 z_{30} + 3.38 z_{36}$ (6.42) (.11) (.77)	.42	51.18	(29)
$P_1 = 93.41 + .54 z_{30} + 3.41 z_{36} - .54 z_{14}$ (7.73) (.11) (.75) (.14)	.47	49.67	(30)
$P_1 = 84.39 + .48 z_{30} + 3.27 z_{36} - .55 z_{14} + .26 z_{27}$ (8.21) (.11) (.74) (.14) (.09)	.50	48.83	(31)
$P_1 = 87.29 + .44 z_{30} + 3.27 z_{36} - .36 z_{14} + .29 z_{27} - .06 z_{17}$ (8.22) (.11) (.73) (.16) (.09) (.02)	.51	48.32	(32)
$P_1 = 74.38 + .44 z_{30} + 3.22 z_{36} - .23 z_{14} + .30 z_{27} - .08 z_{17} + 1.57 z_2$ (10.12) (.11) (.72) (.17) (.09) (.03) (.73)	.53	47.91	(33)
$P_1 = 67.39 + .43 z_{30} + 3.20 z_{36} + .30 z_{27} - .10 z_{17} + 1.92 z_2$ (8.77) (.11) (.73) (.09) (.02) (.69)	.52	48.01	(34)
$P_1 = 62.51 + .41 z_{30} + 3.23 z_{36} + .28 z_{27} - .10 z_{17} + 1.98 z_2 + .67 z_{33}$ (9.03) (.11) (.72) (.09) (.02) (.68) (.33)	.53	47.66	(35)

Analyysissa on edellä (s. 69) esitettyyn tapaan lisätty selittäjiä malliin käyttäen muodollisena kriteerinä F -arvoa, joka jokaisen lisäyksen jälkeen oli merkitsevä riskitodennäköisyyden ollessa pienempi kuin 5 %. Vastaavaa muodollista merkitsevyyttä sovelletaan myös jäljempänä, ellei toisin mainita. Siirryttäessä mallista (33) malliin (34) kuitenkin poistettiin selittäjä z_{14} , koska tämä vähennys ei pienentänyt selitystasetta merkitsevästi. Tilanne on yleinen korreloivia selittäjiä valikoivassa regressioanalyysissa käytettäessä: Kun mallissa on kylliksi muuttujia, jokin aikaisemmin tärkeä selittäjä tulee tarpeettomaksi, koska muut selittäjät vastaavat sen selitysosuudesta.

Verrattaessa juuri esitettyä regressioanalyysia vastaavaan analyysiin, jossa faktoripistemäärät olivat selittäjinä, havaitaan, että lopputulokseksi saadussa mallissa (35) on mallin (27) faktorien parhaat mittarit. Myös dimensiojärjestys oli alussa sama. Sen sijaan malliin (30) tuli F_5 :tä mittaava hakkuukertymä metsähehtaaria kohti (14) eikä F_6 :n mittari absoluuttinen hakkuukertymä tilalla (17). Kyseisten muuttujien korrelaatiokerroin on .49. Lisäksi F_1 ja F_{10} tulivat regressiomalliin eri järjestyksessä kuin niiden parhaat mittarit nautakarjan lukumäärä (2) ja varastokuorinnan osuus (33). Selitystaste jäi lähtökohdamuuttujia käytettäessä selvästi pienemmäksi kuin mallissa (27).

Kun mallin (35) kertoimet muutettiin β -kertoimiksi, saatiin seuraava regressioyhtälö (vakiotermit jätetty pois):

$$P_1 = .17 z_2 - .27 z_{17} + .19 z_{27} + .22 z_{30} + .12 z_{33} + .26 z_{36} \quad (35 \text{ a})$$

$$P_1 = .13 F_1 - .26 F_6 + .26 F_8 + .29 F_9 + .23 F_{10} + .32 F_{11} \quad (27 \text{ a})$$

Vertailun vuoksi on mallin (35 a) alla toinen (27 a), jossa malli (27) on esitetty β -kertoimia käyttäen. Kertoimissa huomataan melkoinen rakenneyhtäläisyys. Siksi voidaan sanoa, että tässä tutkimuksessa *faktoripistemäärät selittäjinä sisältävä regressiomalli likimäärin saatiin konkreettisempaan muotoon korvaamalla kukin faktori sen parhaalla mittarilla*. Tämä on seurauksena onnistuneesta rotaatiosta. Mallin (35 a) kertoimien itseisarvojen pienestä vaihtelusta käy ilmi, että alkuperäisten regressiokerrointen suuret erot johtuivat pääasiassa selittäjien erilaisesta varianssista.

Toisessa kokeilussa faktorien parhaiden mittarien käytöstä selittäjinä meneteltiin siten, että *selittäjiksi otettiin mallin (27) riippumattomina muuttujina olevista faktoreista* $F_1, F_6, F_8, F_9, F_{10}$ ja F_{11} *kustakin paras mittari*. Myös tällä tavoin päädyttiin malliin (35), mikä oli odotettavissa. Selittäjien malliintulojärjestys oli kuitenkin hieman toinen kuin äskeisessä analyysissä. Se oli miltei täsmälleen sama kuin faktoripistemääriä riippumattomina muuttujina käytettäessä. Ainoastaan dimensiot F_1 ja F_{10} vaihtoivat jälleen paikkaa: F_1 :tä mittaava nautakarjan lukumäärä (2) tuli malliin ennen F_{10} :n parasta mittaria varastokuorinnan osuutta (33).

Kun sitä vastoin valikoivan regressioanalyysin *selittäjiksi otettiin mallin (27) riippumattomina olevista faktoreista kustakin kaksi parasta mittaria*, päädyttiin hieman mallista (35) poikkeavaan regressioyhtälöön (selittäjät numerjärjestyksessä):

$$P_1 = 101.30 + 1.27 z_1 - .09 z_{17} - .56 z_{29} + .40 z_{35} + 3.08 z_{36} \quad R \quad s \quad (36)$$

(8.99) (.41) (.02) (.10) (.10) (.69)

$$P_1 = .19 z_1 - .25 z_{17} - .32 z_{29} + .23 z_{35} + .25 z_{36} \quad (36 \text{ a})$$

z_1 = Peltopinta-ala

z_{17} = Hakkuukertymä

z_{29} = Järeän puun osuus hakkuukertymästä

z_{35} = Kuoritun tavaran osuus hakkuukertymästä

z_{36} = Hevoskuljetusmatka

Mallissa (36 a) ovat mallia (36) vastaavat β -kertoimet, joiden itseisarvot ovat likimäärin saman suuruisia. Verrattaessa mallia (36) malliin (35) havaitaan näissä vain kaksi yhteistä selittäjää. Lisäksi ensin mainittu on yksinkertaisempi (viisi selittäjää), vaikka numeerinen selitys on korkeampi. Kuitenkin vertailtavissa malleissa esiintyvät samoja ulottuvuuksia mittaavat selittäjät. On näet huomattava, että järeän puun osuus (29) mittaa hyvin sekä faktoria F_8 että faktoria F_9 . Koska mallia (36) on pidettävä tutkimustehtävän kannalta mallia (35) parempana, sen jäännöstermiä tarkastellaan myöhemmin (s. 79—83).

Faktorien parhaiden mittarien lisäksi valikoivan regressioanalyysin *selittäjinä koekeltiin kaikkia 38 lähtökohdannuuttujaa*. Kun kriteerinä edelleen pidettiin 5 %:n mer-

kitsevyyttä, päädyttiin varsin monimutkaiseen regressiomalliin. Sen tunnusluvut selviävät seuraavasta asetelmasta, jossa regressiokerrointa on merkitty b :llä, sen standardipoikkeamaa s_b :llä ja standardoitua regressiokerrointa β :lla:

Mittaa faktoria	b	s_b	β	
Vetovoimapanos tilalla (3)	F_1	.07	.02	.17
Oman työn osuus hakkuussa (12)	F_4	.26	.07	.17
Hakkuukertymä/metsäala (14)	F_5	-2.17	.22	-.91
Työpanos/metsäala (15)	F_5	3.89	.33	.89
Hakkuukertymä (17)	F_6	-.06	.03	-.18
Hakkuukertymä/mies (18)	F_4, F_6	.17	.04	.37
1. kaupan solmiminen (20)	F_6	2.87	1.16	.11
Järeän puun osuus (29)	F_8, F_9	-.19	.09	-.11
Maaston kulkukelpoisuus (32)	F_9	-.31	.15	-.09
Hakkuun osuus (34)	F_8, F_{10}	-.53	.20	-.12
Kuoritun tavaran osuus (35)	F_{10}	.21	.08	.12
Hevoskuljetusmatka (36)	F_{11}	2.32	.54	.19

Seuraavassa esityksessä mallista, jossa ovat äsken esitetyt b -kertoimet, käytetään numeroa (37) ja vastaavat β -kertoimet sisältävästä mallista numeroa (37 a). Verrattaessa mallia (37) edellä lopputulokseksi saatuihin malleihin (27), (35) ja (36) (s. 69, 73, 74) havaitaan siinä olevan vähintään kaksinkertainen määrä selittäjiä. Lisäksi selitysaste on edellisiä huomattavasti korkeampi ($R = .80$; $s_e = 33.65$). Viimeksi mainittuun on kuitenkin luonnollinen selitys. Se käy ilmi seuraavasta.

Edellä olevaan asetelmaan on merkitty näkyviin, mitä faktoreita selittäjät parhaiten mittaavat. Jos näitä verrataan malliin 27, havaitaan faktorien olevan samat F_4 :ää ja F_5 :tä lukuunottamatta. Edellistä mittaavan muuttujan mallissa olo on ymmärrettävää, koska F_4 :n ja P_1 :n korrelaatiokerroin oli .13. Sitä vastoin F_5 :n vastaava kerroin oli vain -.01.

F_5 :tä edustavien muuttujien vaikutuksen havainnollistamiseksi lienee syytä esittää muutama välivaihe valikoivasta regressioanalyysistä, jossa päädyttiin malliin (37):

$$P_1 = 100.19 - .52 z_{29} + 3.00 z_{36} + .40 z_{35} - .09 z_{17} + .10 z_3 \quad R \quad s_e \quad (38)$$

(8.59) (.10) (.68) (.10) (.02) (.02) .61 44.82

$$P_1 = 82.91 - .43 z_{29} + 2.87 z_{36} + .36 z_{35} - .11 z_{17} + .12 z_3 + 1.15 z_{15} \quad (39)$$

(8.92) (.10) (.65) (.09) (.02) (.02) (.24)

$$P_1 = 94.34 - .20 z_{29} + 2.94 z_{36} + .25 z_{35} - .00 z_{17} + .06 z_3 + 3.55 z_{15} \quad (40)$$

(7.84) (.09) (.56) (.08) (.02) (.02) (.35)
- 1.89 z_{14} (.22)

$$P_1 = 94.37 - .20 z_{29} + 2.94 z_{36} + .25 z_{35} + .06 z_3 + 3.56 z_{15} - 1.90 z_{14} \quad (41)$$

(7.81) (.09) (.56) (.08) (.02) (.32) (.18)

Esitetyt kertoimet ovat kaikki merkitseviä, paitsi muuttujan z_{17} kerroin mallissa (40). Mainitun selittäjän poisto ei pienentänyt selitettyä varianssia. Mallissa (41)

ovat vain F_5 :n mittarit, muuttujat (14) ja (15), lisäselittäjinä malliin (38) verrattuna ja kuitenkin R on edellisessä .15 suurempi. Erityisesti mallien (39) ja (41) selityssasteen ero on muiden muuttujien selityssuutta ajatellen huomattava. Lisäksi mallissa (37 a) muuttujien (14) ja (15) kertoimien itseisarvot eroavat aivan selvästi toisten variaabelien parametrien estimaateista.

Syynä on, että *selittäjäpatteristossa esiintyvät sekä hakkuukertymä että työpanos* molemmat lisäksi samaan muuttuun (metsäalaan) suhteutettuina. Kriteerivariaabelissahan hakkuukertymä on tuotoksena ja työpanos on tärkein panostekijä. Se, että hakkuukertymä metsähehtaaria kohti (14) ja puunkorjuun työpanos metsähehtaaria kohti (15) ovat yhtä aikaa mallissa, merkitsee itse asiassa samaa kuin jos työpanos kiinto-kuutiometriä kohti olisi selittäjänä. Tämä on tietenkin triviaali tilanne ja mallit 37—41 onkin esitetty tässä osoitukseksi siitä, mihin korreloivien selittäjien käyttö saattaa johtaa. Muuttujan (15) mukaan otto 38 selittäjään oli siis tässä yhteydessä tulosten mielekkyyden kannalta harkitsematonta. Vaikka selityspatteristoon ei olisikaan kuulunut hakkuukertymää, on kyseinen muuttuja selittäjänä arveluttava, koska sillä on ilmeisesti korkea virhevarianssi ja — selitystilanteen vuoksi — yhteinen kriteerivariaabelin kanssa. Sen sijaan faktorianalyysin lähtökohtavariaabelina muuttuja (15) oli perusteltavissa.

563 Suhteellinen panos selitettävänä

563.1 Faktorit selittäjinä

Suhteelliset panokset P_2 ja P_3 kriteerivariaabeleina suoritettiin lähes samat regressioanalyysit kuin P_1 :llä. Koska P_1 :n analyysissä selostettiin yksityiskohtia, seuraavat esitetään luettelomaisesti.

Pidettäessä ensin *korjuun suhteellista panosta* (P_2) kriteerivariaabelina ja yhdentoista faktorin pistemääriä selittäjinä, valikoiva regressioanalyysi eteni asteittain seuraavasti:

	R	s_e	
$P_2 = 41.29 + .15 F_9$ (19.19) (.04)	.25	46.96	(42)
$P_2 = 106.30 + .14 F_9 - .12 F_6$ (26.44) (.04) (.03)	.33	45.79	(43)
$P_2 = 40.45 + .13 F_9 - .13 F_6 + .14 F_{11}$ (31.70) (.04) (.03) (.04)	.40	44.58	(44)
$P_2 = 86.15 + .14 F_9 - .12 F_6 + .15 F_{11} - .11 F_7$ (34.48) (.04) (.03) (.04) (.03)	.43	43.73	(45)
$P_2 = 44.61 + .14 F_9 - .12 F_6 + .15 F_{11} - .10 F_7 + .08 F_4$ (38.77) (.04) (.03) (.04) (.03) (.03)	.45	43.30	(46)

Lopputulokseksi saadun mallin selityssaste on siis varsin alhainen. Onkin luonnollista, että yhteiskorrelaatiokerroin on pienempi kuin mallissa (27) (s. 69), koska

P_2 :ta laskettaessa puutavaralajikoostumuksen ja kuljetusmatkan muutokset pyrittiin eliminoimaan. Saattaa olla, että tässä ei kuitenkaan täysin onnistuttu, koska F_9 on edelleen paras ja F_{11} kolmanneksi paras selittäjä (vrt. s. 66—67). Tosin mainitut faktorit eivät kuvasta pelkästään puutavaralajien ja kuljetusmatkan, vaan muun muassa maaston laadun vaihteluita.

Pidettäessä edelleen vertailukohteena mallia (27) voidaan todeta, että uusia selittäjiä ovat F_4 ja F_7 , kun sitä vastoin pois ovat jääneet F_1 , F_8 ja F_{10} . Tämä on ymmärrettävää korrelaatioanalyysin valossa. Mallin (46) jäännöstermiä käsitellään myöhemmin (s. 79—83).

Seuraavassa esitetään vielä mallia (46) vastaava malli, jossa ovat standardoidut regressiokertoimet sekä vertailun vuoksi sen alla P_2 :n ja selittäjäfaktorien väliset korrelaatiokertoimet (s. 65):

$$P_2 = .14 F_4 - .22 F_6 - .19 F_7 + .25 F_9 + .23 F_{11} \quad (46 a)$$

r	.16	- .24	- .17	.26	.22
-----	-----	-------	-------	-----	-----

Edellisestä huomataan korrelaatiokerrointen vastaavan β -kertoimia paremmin kuin P_1 :n selityksessä (vrt. s. 70). Kerrointen itseisarvot poikkeavat nytkin varsin vähän toisistaan.

Vastaava analyysi *hakkuun suhteellisen panoksen* (P_3) ollessa selitettävänä oli seuraava:

	R	s_e	
$P_3 = 42.92 + .15 F_8$ (26.54) (.05)	.19	64.49	(47)
$P_3 = -11.56 + .14 F_8 + .13 F_9$ (34.25) (.05) (.05)	.24	63.74	(48)
$P_3 = 45.24 + .14 F_8 + .12 F_9 - .11 F_6$ (42.28) (.05) (.05) (.05)	.27	63.13	(49)

F_4 :n lisääminen malliin (49) ei enää nostanut selitystä merkittävästi, vaikka faktorin ja kriteerivariaabelin korrelaatiokerroin oli .14. P_3 :ssa päädyttiin siis hyvin heikkoon selityssasteeseen faktoreita riippumattomina muuttujina käytettäessä. Mallin (49) perusteella lasketut standardoidut regressiokertoimet käyvät ilmi seuraavasta:

$$P_3 = - .15 F_6 + .18 F_8 + .16 F_9 \quad (49 a)$$

r	- .16	.20	.19
-----	-------	-----	-----

Edellisessä on vertailtavana jälleen myös kriteerivariaabelin ja selittäjien väliset korrelaatiokertoimet, jotka käyvät hyvin yksiin regressiokerrointen kanssa.

563.2 Lähtökohtamuuttujat selittäjinä

Lähtökohtavariaabeleita kokeiltiin selittäjinä myös suhteellisten panosten varianssin selityksessä. Seuraavassa esitetään ensiksi valikoiva regressioanalyysi, jossa *korjuun*

subteellista panosta selitetään mallin (46) selittävien faktorien F_4 , F_6 , F_7 , F_9 ja F_{11} kahdella parhaalla mittarilla. Siten selittäjäpatteristoon kuuluivat oman työn osuus kuljetuksessa (11) ja hakkuussa (12), hakkuukertymä (17), puutavaralajien lukumäärä (19), hakkuukertymä hakkuualueen hehtaaria kohti (22), metsänhoidollinen arvostelu (25), kuusipaperipuun osuus (30), tilan etäisyys merenrannasta (31), hevuskuljetusmatka (36) ja lumen paksuus (37). Analyysi eteni seuraavasti:

	R	s_e	
$P_2 = 126.81 - .07 z_{17}$ (4.45) (.02)	.22	47.30	(50)
$P_2 = 117.05 - .06 z_{17} + .28 z_{30}$ (5.72) (.02) (.10)	.28	46.64	(51)
$P_2 = 108.33 - .06 z_{17} + .26 z_{30} + 1.66 z_{36}$ (6.73) (.02) (.10) (.70)	.31	46.13	(52)
$P_2 = 132.44 - .06 z_{17} + .27 z_{30} + 1.63 z_{36} - 10.44 z_{25}$ (12.64) (.02) (.10) (.69) (4.65)	.34	45.69	(53)

Koska mallia (53) ei käytetyllä selittäjäpatteristolla enää voinut parantaa, jäi selitys vieläkin heikommaksi kuin faktoripistemääriä riippumattomina muuttujina käytettäessä (malli (46), s. 76). F_4 :ää mittaavaa muuttujaa ei tullut lainkaan malliin. Tulkintaa häiritsee myös se, että muuttujan 25 arvojen määrityksessä on käytetty järjestysmittausta.

Mallia (53) vastaavat β -kertoimet ilmenevät seuraavasta:

$$P_2 = - .20 z_{17} - .15 z_{25} + .17 z_{30} + .15 z_{36} \quad (53 \text{ a})$$

Kuten huomataan β -kerrointen itseisarvot vaihtelevat nytkin varsin vähän.

Kun P_2 :n selittäjiksi otettiin ainoastaan yksi mittari kustakin mallin (46) faktorista, 5 %:n riskirajaa edelleen sovellettaessa päädyttiin malliin (52).

Hakkuun subteellisen panoksen selittäjinä kokeiltiin kahta parasta mittaria mallin (49) faktoreista F_6 , F_8 ja F_9 . Siten lähtökohtana oleva selittäjäpatteristo käsitti seuraavat muuttujat: hakkuukertymä (17), puutavaralajien lukumäärä (19), kasvatushakkuun (27), järeän puun (29) ja kuusipaperipuun (30) osuus sekä tilan etäisyys merenrannasta (31). Viimeisenä esitetään näistä lähtevä valikoiva regressioanalyysi:

	R	s_e	
$P_3 = 131.79 - .07 z_{17}$ (6.09) (.03)	.17	64.70	(54)
$P_3 = 145.44 - .07 z_{17} - .29 z_{31}$ (8.95) (.03) (.14)	.21	64.21	(55)

Vaikka selitysaste jäikin hyvin alhaiseksi, seuraavassa esitetään täydellisyysden vuoksi myös mallin (55) perusteella lasketut β -kertoimet:

$$P_3 = - .18 z_{17} - .14 z_{31} \quad (55 \text{ a})$$

Jälleen huomataan β -kerrointen olevan lähes saman suuruisia, vaikka vastaavat b :t poikkesivat selvästi toisistaan.

564 Selitysvirheanalyysi

Regressiomallin käyttökelpoisuuden arvioimiseksi on analyysissa saadun selitysvirheen eli jäännöstermin analysointi välttämätöntä (vrt. s. 70). Regressioanalyysissa näet pyritään selitysvirheeseen, joka on *pieni* ja *satunnainen* (WOLD—JURÉEN 1953, s. 35; vrt. s. 37). Jäännöstermin on oltava pieni, jotta malli olisi mahdollisimman tarkka. Samasta syystä sen on oltava satunnainen, sillä mikä tahansa säännönmukaisuus osoittaa mallin parantamisen periaatteessa mahdolliseksi. Ellei selitysasteen nostamiseen ole tällöin käytännöllisiä mahdollisuuksia, mallin antamiin viitteisiin on suhtauduttava varoen.

Tässä tutkimuksessa lasketuissa regressiomalleissa jäi selitysvirhe suureksi. Se käy ilmi alhaisista yhteiskorrelaatiokertoimista. Sen lisäksi eräiden mallien graafinen tarkastelu osoitti jäännöstermin systemaattisuutta. Siitä huolimatta mallien parantamiseen ei ryhdytty, koska käytettävissä ollut aineisto ei tarjonnut siihen juuri mahdollisuuksia. Seuraavat selitysvirheen analysoinnissa saadut päätulokset esitetäänkin tulosten luotettavuuden arvioimista ja mallien teoreettisia parantamismahdollisuuksia ajatellen.

Ensin on kuitenkin syytä eritellä ne tekijät, joista selitysvirhe muodostuu. FOOTEN (1958, s. 172) mukaan regressiomallilla selittämättä jäänyt residuaalivarianssi aiheutuu 1) virheistä aineistossa, 2) selittäjien puuttumisesta sekä 3) mallin virheellisestä muodosta, vääristä viivästyistä ynnä muista tekijöistä (vrt. TINTNER 1952, s. 28; HELELÄ 1963, s. 109).

Virheet aineistossa ovat joko systemaattisia tai satunnaisia ja saattavat syntyä poiminnan, mittauksen ja aineiston käsittelyn yhteydessä (HEIKINHEIMO 1954, s. 76—128). Niiden seurauksia voivat olla muun muassa harhaiset regressiokertoimet ja alhainen selitysaste (EZEKIEL—FOX 1959, s. 311—317). Tässä tutkimuksessa ovat erityisesti kriteerivariaabelien panostekijät virheellisiä (vrt. MÄKELÄ 1964 a, s. 71—76). Näiden suuri satunnaisvaihtelu lienee osasyynä regressiomallien alhaiseen selitysasteeseen. Regressiokerrointen kannalta tärkeämpää selittäjien virheellisyyttä on sitä vastoin vähentänyt käytetty informaation tiivistämismenettely.

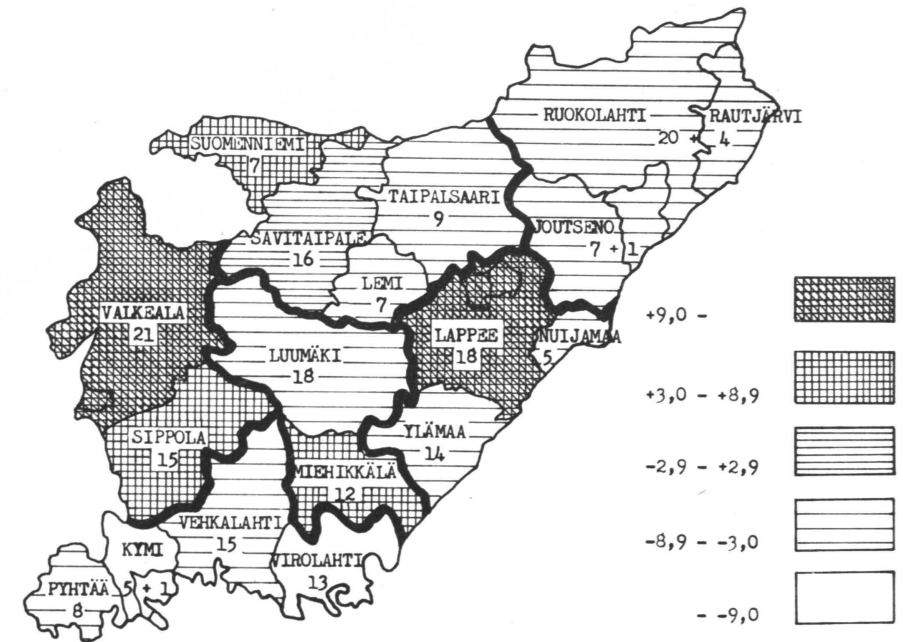
Aineiston epätarkkuuden lisäksi residuaalivarianssia aiheuttaa tärkeiden selittäjien puute (vrt. s. 47). Näiden kahden tekijän merkityksestä saatiin joitakin viitteitä analysoitaessa selitysvirhettä malleissa (27), (36) ja (46), jotka tässä suhteessa käyttäytyivät melko samanlaisesti. Kuitenkin myös funktion mahdollisesti virheellisellä muodolla saattaa olla vaikutuksensa selitysvirheen analysoinnista saatuihin tuloksiin.

Aineiston laadusta johtuvaa jäännösvarianssia aiheuttanee muun muassa toimitushakkuun yhteydessä hakattu *kotitarvepuu*, jonka määrä lienee keskimäärin noin 5 % myyntipuun kuutiomäärästä. Kuten edellä (s. 52) oli puhe, mainitun kotitarvepuun vaatimat työtunnit sisältyvät kriteerimuuttujien panostekijöihin, vaikka tuotos sisältääkin pelkän myyntipuun. Jos oletus, että kyseisen kotitarvepuun suhteellisessa määrässä ei ollut suuria vaihteluja tilojen välillä, olisi ollut oikea, ei mainittavaa virhettä olisi aiheutunut. Selitysvirheanalyysi osoitti kuitenkin edellä mainittujen mallien jäännöstermin keskiarvon ja myös jäännösvarianssin olevan muita tiloja suurempi niillä 61 tilalla (28 % näytteen tilaluvusta), joilla kotitarvepuuta oli tutkimuskortissa ilmoitettu hakatun. On huomattava, että kotitarvepuun vaatima työpanos on yleensä suuri, joskin sen korjuu myyntipuun yhteydessä saattaa vaatia pienemmän panoksen kuin erillisessä kotitarvehakkuussa (vrt. RISTIMÄKI 1955, s. 72; HEIKINHEIMO 1956, s. 152; STREYFFERT—MALORTIE 1963, s. 101—102).

Toisenlaista systemaattisuutta jäännöstermissä havaittiin jaoteltaessa tilat sen mukaan, oliko niillä puunkorjuun kuljetuksessa käytetty *traktoria* vai ei. Kyseisiä traktoritiloja oli ainoastaan 27 (12.5 %). Selitysvirheen keskiarvo ja jäännösvarianssi olivat näet myös traktoritiloilla jonkin verran suurempia kuin muilla. Tämä viitanee siihen, että *tutkittujen toimitushakkuiden traktorityö oli hevostyön verrattuna kallista*. Mainittu seikka tuntuukin ymmärrettävältä, koska kyseessä olivat pääasiassa maatilojen omat traktorit. Sitä vastoin ei havaittu eroa tarkasteltaessa käsiteltävinä olevien mallien jäännöstermiä ja -varianssia jaotellen tilat sen mukaan, oliko niillä tutkimuskautena pelkkä toimitushakkuu vai sen ohella myös *pystyhakkuu*.

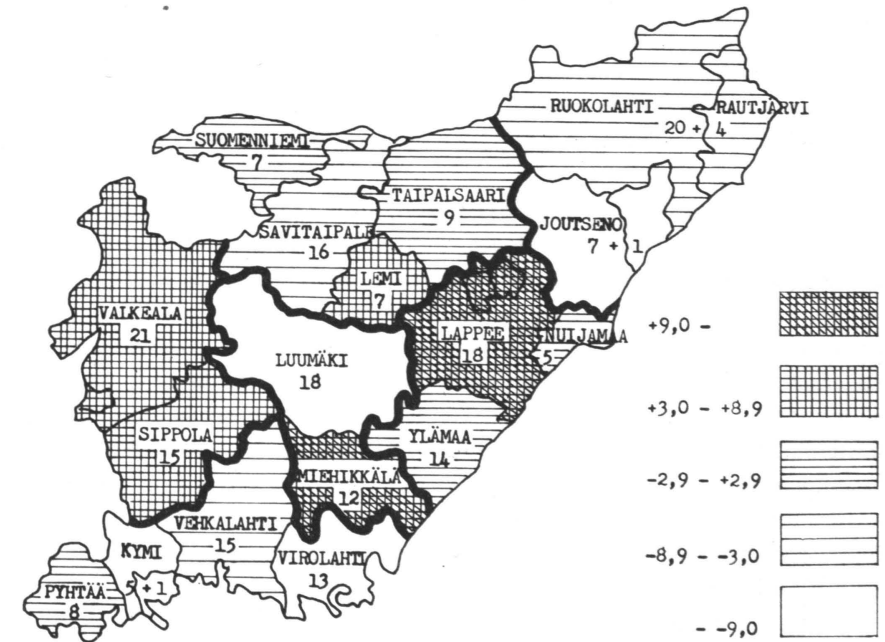
Kuten edellä (s. 47) mainittiin, aineiston keräyksen suoritti 6 metsätalousneuvojaa (tutkijaa), joista jokaisella oli oma maantieteellinen alueensa. Koska haluttu tietomateriaali oli runsas, saattoivat kokemattoman tutkijan henkilökohtaiset ominaisuudet vallankin haastattelutietä saaduissa tiedoissa vaikuttaa tuloksiin (vrt. HEIKINHEIMO 1954, s. 85—93; KALIMO 1962, s. 1—25, 73—79). Lisäksi on mahdollista, että tulkintatapauksissa eri tutkijat menettelivät eri tavalla, vaikka tutkimuksen johto luonnollisesti pyrki yhtenäisyyteen. Tästä syystä selitysvirhettä tarkasteltiin myös *tutkijoiden* mukaan jaoteltuna. Sekä selitysvirheen keskiarvossa että mallien jäännösvarianssissa havaittiin tällöin eroja. Ilmeisesti edellä puheena ollut kotitarvepuu selittää osittain nämä erot. On kuitenkin huomattava, että niissä kuvastuu mahdollisten mittausvirheiden ohella *tuottavuuden alueellinen vaihtelu*. Kuvioista 1 ja 2 (s. 81), jotka muistuttavat melko lailla toisiaan, nähdään mallien (27) ja (46) jäännöstermin keskiarvon pitäjittäinen variointi. Samalla niistä käyvät ilmi tutkijoiden väliset erot.

Tutkimuksessa teoreettisessa osassa tarkasteltiin tuottavuuden mahdollista riippuvuutta alueellisista tekijöistä. Edellä olevassa empiirisessä analyysissä on tämä seikka saanut osakseen varsin vähän huomiota. Selittäjinä käytetyistä faktoreista ainoastaan »Pinotavarannan osuus» (F_9) oli selvästi maantieteellinen vaihdellen systemaattisesti pohjois—etelä-suunnassa. Toisaalta on huomattava, että lähtökohtana olleessa muutujapatteristossa oli vain kaksi tilojen sijaintia suoranaisesti kuvaavaa muuttujaa, etäisyys merenrannasta (31) ja etäisyys rautatiestä (38). Ensinnä mainittu mittasi varsin hyvin faktoria F_9 , kun sitä vastoin jalkimmaisen itseisarvoltaan korkein faktorilataus



Kuvio 1. Mallin (27) jäännöstermin keskiarvon vaihtelu Etelä-Karjalan piirimetsälautakunnan alueella. Vahvat viivat erottavat kuuden aineiston kerääjän alueet toisistaan. Numerot tarkoittavat näytetilöiden lukumäärää pitäjässä.

Fig. 1. Variation of residual term of model (27) in the South-Carelian Forestry Board district. The thick lines are the boundaries between the areas of the field workers and the thin lines boundaries between communes. The figures indicate the number of sample farms in each commune.



Kuvio 2. Mallin (46) jäännöstermin keskiarvon alueellinen vaihtelu (vrt. kuvio 1).

Fig. 2. Variation of residual term of model (46) (cf. fig. 1).

oli ainoastaan .24. Tilan etäisyys asutuskeskuksesta jätettiin selittäjien päättelyssä pois. Kyseinen muuttuja olisi kuitenkin ollut kiintoisa, koska muun muassa varastokuorinnan osuus korreloi positiivisesti sen kanssa (vrt. HAHTOLA 1967 a, s. 100). Ilmeisesti syynä tähän ovat työllisyysolot.

Koska F_9 kuvanee lähinnä metsämaan viljavuutta, myös muiden alueellisten tekijäin vaikutuksesta haluttiin lisäselvitystä. Siksi mallien (27), (36) ja (46) jäännöstermin *pitäjakohtaisten* keskiarvojen korrelaatiot laskettiin eräiden mautilojen ympäristötekijöitä ilmentävien muuttujien kanssa. Tässä yhteydessä on huomattava, että siirryttäessä tilakohtaisista arvoista pitäjakohtaisiin keskiarvoihin menetetään luonnollisesti informaatiota.

Kyseisiä ekologisia variaabeleita olivat *Työteoseuran* maatilametsien hankintatoiminnan perustutkimuksia varten kerätystä primääriaineistosta saatavissa olevat (1) myyntihakkuita suorittaneiden mautilojen osuus (%) varsinaisten mautilojen lukumäärästä näytteessä, (2) toimitushakkuita suorittaneiden ja (3) sekä toimitus- että pystyhakkuita suorittaneiden mautilojen osuus (%) myyntihakkuita suorittaneiden mautilojen lukumäärästä näytteessä. Edellisiin verrattava muuttuja oli Etelä-Karjalan piirimetsälautakunnan toimintasuunnitelmasta (1959, s. 10) saatavissa oleva (4) varsinaisten yksityismetsien osuus (%) metsämaan pinta-alasta.

Näiden lisäksi jäännöstermin korrelaatiot laskettiin (5) HAHTOLAN (1967 a, s. 62, 183) »Tiluskoko»-faktorin pitäjakohtaisten pistemäärien kanssa, koska kyseinen ulottuvuus jätettiin pois selittäjäpatteristosta (vrt. s. 53), sekä seuraavien OLAVI RIIHISEN (1965) Varimax-rotatiiossa saamien faktorien pistemäärien kanssa: (6) »Väestön tehokkuus», (7) »Yhdenmukaistava paine» (—), (8) »Tulotasoerojen kaventuminen», (9) »Dynaamisuus» ja (10) »Keskittyneisyys». Myös OLAVI RIIHISEN (1965) yhdistelmärotatiion tuloksena olevien faktorien pistemäärien kanssa laskettiin jäännöstermin korrelaatiot. Kyseiset faktorit on nimetty seuraavasti: (11) »Työnjako», (12) »Taloustoiminnan häiriöalttius» (—), (13) »Tulotasomuutokset» sekä (14) »Sosiaalinen irrallisuus».

Koska havaintoyksikköjen lukumäärä oli eräiden pienten kuntien yhdistämisen jälkeen vain 17 (vrt. kuviot 1 ja 2), pienin muodollisesti merkitsevä korrelaatiokerroin 5 %:n riskillä oli itseisarvoltaan .48. Tämän rajan ylitti saaduista korrelaatioista ainoastaan mallin (36) jäännöstermin ja myyntihakkuita suorittaneiden mautilojen osuuden välinen korrelaatiokerroin, joka oli .52. Näin ollen mallissa olevien tekijöiden eliminoinnin jälkeen *yksikköpanos maatilametsätalouden puunkorjuussa ilmeisesti kasvaa myyntihakkuiden alueella yleistyessä*. Sitä vastoin muiden edellä lueteltujen pitäjakohtaisten selittäjien ja jäännöstermin välillä ei esiintynyt korrelaatiota. Siten mallin parantaminen ekologisten selittäjien lisäämisellä ei todennäköisesti olisi tuottanut sanottavia tuloksia (vrt. ALLARDT—RIIHINEN 1965; VALKONEN 1966, s. 12—14).

Ajateltaessa edellä esitettyjen regressiokerrointen pysyvyyttä jäännöstermin systemaattisuuden kannalta on muistettava, että lisätyt selittäjät muuttavat jo mallissa olevien variaabelien kertoimia vain korreloidessaan näiden kanssa (WOLD—JURÉEN 1953, s. 37). Esitettyjen regressiomallien selittäjät korreloivat ainakin jossain määrin edellä käsiteltyjen jäännöstermin systemaattisuutta aiheuttavien tekijöiden kanssa.

Tämä kävi ilmi laskettaessa selittäjinä käytettyjen faktoripistemäärien keskiarvot käyttäen jaotteluperusteena kotitarvepuun esiintymistä, traktorin käyttöä, tutkijaa sekä myyntihakkuiden yleisyyttä (vrt. EZEKIEL—FOX 1959, s. 378—387). Siten näiden vaikutuksen huomioon ottaminen malleissa ilmeisesti muuttaisi jonkin verran saatuja regressiokertoimia.

6 TIIVISTELMÄ

Tämä tutkimus on neljäs ja viimeinen julkaisu *Työteoseuran* metsäosaston tutkimussarjassa »Maatilametsien hankintatoiminnan perustutkimuksia», jossa on pyritty luomaan pohjaa maatilametsien puunkorjuun kehittämistyölle. Tutkimustehtävänä oli laatia maatilametsätalouden puunkorjuun tilakohtaista tuottavuutta ja siihen vaikuttavien tekijöiden suhteellista merkitystä kuvaava malli, jossa yksinkertaisuus, tarkkuus, tulkittavuus ja pysyvyys yhdistyvät mahdollisimman hyvin. Osatehtäviä olivat:

- 1) Selvittää, miten puunkorjuun tuottavuutta tulisi mitata korjuukustannusten alentamiseksi tehtäviä tuottavuusvertailuja varten.
- 2) Pohtia, mitkä muuttujat teoriassa määrittävät maatilametsätalouden puunkorjuun tuottavuuden.
- 3) Kehittää mallin laatimiseen sopiva tilastomatemaattinen metodi.
- 4) Kokeilla kehitettyä mallia annettuun tilakohtaiseen aineistoon, ja samalla testata eräitä esitetystä hypoteeseista.

Seuraavassa selostetaan tutkimustehtävän ratkaisun pääkohdat edellä mainitussa järjestyksessä.

1) Yleisimmin tuottavuus määritellään tuotoksen suhteena panostekijään (panostekijöihin) tai kääntäen. Käsite saa kuitenkin erilaisen sisällön ja merkityksen riippuen siitä, mitä suhdeluvun osoittajaan ja nimittäjään kulloinkin luetaan ja miten tuotoksen ja panosten mittausta suoritetaan. Samalla syntyy helposti sekaannusta tuottavuutta lähellä olevien käsitteiden kanssa.

Puunkorjuun tuottavuuden mittana on totuttu käyttämään erityisesti kiintokuutiometrin vaatimaa työpanosta. Tämän tunnuksen eräs heikkous on kuitenkin, että siinä tarkastellaan puunkorjuuta pelkästään *työvoiman* käytön näkökulmasta eikä saada siten kuvaa korjuukustannuksista, jotka menetelmien kehittämisessä ovat ratkaisevia. Varsinkin koneellistamisen kehitys on omiaan korostamaan *pääoman* mukaan ottamista tuottavuuskäsitteen panostekijäksi työpanoksen rinnalle. Sen takia tässä tutkimuksessa päädyttiin tuottavuustunnukseen, jonka panoksena oli yhdistetty työ- ja pääomapanos. Viimeksi mainitun erääksi mittaustavaksi katsottiin puunkorjuussa tehtyjen mies-, hevos- ja konetuntien laskeminen yhteen keskimääräisiä tuntipalkkoja painoina käyttäen.

Myös kiintokuutiometrin yhdistetyllä työ- ja pääomapanoksella on kuitenkin rajoituksensa tuottavuusmittana erityisesti siksi, että siinä ei oteta huomioon *tuotoksen rakenteen* eikä *työolojen* muutoksia. Nämä häiritsevät tuottavuusvertailuita silloin, kun tarkataan pelkästään työ- ja pääomapanoksen erilaisen laadun vaikutusta. Tällöin kyseiset tekijät on pyrittävä ottamaan huomioon esimerkiksi painolukuja tai regressio-tekniikkaa käyttäen. Toisaalta niiden pitäminen käsitteen ulkopuolella, toisin sanoen tuottavuuteen vaikuttavina tekijöinä, saattaa tietyltä kannalta olla puolustettavissa. Yleisesti voidaankin katsoa, että *puunkorjuukustannusten alentamiseksi tehtäviin tuottavuusvertailuihin soveltuvassa tuottavuusmittarissa on pyrittävä ottamaan huomioon ne tekijät, joiden vaihtelua pidetään kulloisenkin ongelman kannalta häiritsevänä*. Tutkimuksen tavoitteet ja mittaushetkellä lopulta ratkaisevat menettelytavat. Parhaaseen tulokseen päästään käyttämällä *rinnakkain useita tuottavuuskäsitteitä*.

2) Tässä yhteenvedossa puututaan ainoastaan eräihin yleisiin hypoteeseihin tuottavuuden määrittämisestä maatilametsätalouden puunkorjuussa. Kuten edellisestä kävi ilmi, tuottavuuteen vaikuttavat tekijät riippuvat käytetystä tuottavuuskäsitteestä.

Perustan näiden tekijöiden päättelylle antaa tuottavuuden *ajallisen kehityksen* tarkastelu. Ainakin työn tuottavuus — määriteltynä tuotoksen suhteena työpanokseen — on puunkorjuussa parina viime vuosikymmenenä useissa maissa suuresti noussut. Syytä tähän ei kuitenkaan ole vain työ- ja pääomapanoksen laadun paraneminen (rationalisointi), vaan useat muut tekijät, joista tärkeimpiä lienevät pääoman määrän kasvu (koneellistaminen), puutavaralajikoostumuksen muutokset (esim. kuorinnan siirtyminen pois metsätaloudesta) sekä kuljetusmatkojen lyheneminen.

Työ- ja pääomapanoksen laadun *alueellinen vaihtelu* voitaneen ainakin osittain ymmärtää *kasautuvan kasvun teorian* pohjalta. Taloudellinen kasvu näet johtaa alueelliseen erilaistumiseen. Tällöin taustavoimana on yksilön henkilökohtaisten kykyjen arvostusta korostava *taloudellinen tehokkuuspyrkimys*, joka nopeasti kehittyvillä alueilla syrjäyttää traditionaaliset arvot. Maatilametsätalouden puunkorjuuseen yleinen tehokkuuspyrkimys heijastunee siten, että lähellä asutuskeskuksia tuotoksen suhde yhdistettyyn työ- ja pääomapanokseen on suurempi kuin perinteellisellä maaseudulla, kun työolojen vaikutus suhteeseen on eliminoitu. Tärkeä äsken mainitulla tavalla mitat-

tua tuottavuutta alentava tekijä maaseudulla on myös huono *työllisyystilanne*, joka on seurauksena kasautuvasta kehityksestä.

Puunkorjuun tilakohtainen tuottavuus maatilametsätaloudessa määrittynee siis sekä alueellisten että tilakohtaisten muuttujien avulla. Ajateltaessa edelleen pelkästään työ- ja pääomapanoksen laadun vaikutusta tilakohtaisista selittäjistä lienevät tärkeitä erityisesti toimitushakkuun johtajaa (metsänomistajaa) kuvaavat variaabelit. Myös tilakokonaisuutta edustavilla muuttujilla (tilan koko, tuotantosuunta jne.) voidaan katsoa olevan yhteys puunkorjuun tuottavuuteen. Ilmeisesti tuottavuuteen vaikuttavien tekijöiden kartoituksessa onkin syytä ensi vaiheessa kokeilla useita eri tasoisia tilan sijaintia ja laatua sekä toimitushakkuuta kuvaavia selittäjiä.

3) Kun lähtökohtana on tilanne, jossa erään muuttujan vaihtelun selittäjäksi on ehdolla suuri joukko eri tasoisia variaabeleita, ei traditionaalisen regressioanalyysin käyttö sellaisenaan ole paras mahdollinen metodi. Tosin tämän metodin eräs muoto, valikoiva regressioanalyysi, päättyy tietystä mielessä mahdollisimman yksinkertaiseen ja tarkkaan malliin, koska siinä minimimuuttujamäärällä selitetään maksimiosuus kriteerimuuttujan varianssista. Selittävien muuttujien suuri lukumäärä ja virheellisyys sekä — erityisesti regressiokerrointen tulkintaan pyrittäessä — keskinäinen korrelointi häiritsevät kuitenkin käyttökelpoiselle regressiomallille asetettavien tavoitteiden saavuttamista. Lisäksi kriteerivariaabelin ja lukuisten korreloivien selittäjien välisten korrelaatiokerrointen analysointi on vaikeata.

Faktorianalyysia voidaan käyttää regressio-ongelman ratkaisuun eri tavoin. Tiivistettäessä lukuisten selittävien muuttujien informaatio rotatoituihin faktoreihin, joista mielekkäiksi tulkittujen estimaatteja käytetään valikoivan regressioanalyysin riippumattomina variaabeleina, saavutettaneen alkuperäisten selittäjien käyttöön nähden muun muassa seuraavat edut:

a) Selittävän informaation yksinkertaistumista seuraa *regressiomallin yksinkertaistuminen*. Samalla saadaan käsitys *ilmiökentässä vallitsevasta järjestyksestä*. Lisäksi *vapausasteiden lukumäärä kasvaa*, eikä kuitenkaan yleensä menetetä olennaista informaatiota. Myös kriteerivariaabelin ja selittäjien välisten *korrelaatiokerrointen analysointi yksinkertaistuu* merkittävästi varsinkin korreloimattomia faktoreita käytettäessä.

b) Koska faktorien estimaatit sisältävät selittäjäjoukon informaation luotettavimman osan, on odotettavissa regressiokerrointen harhaisuuden väheneminen ja stabiiliuden lisääntyminen sekä parempi *regressiomallin ennustuskyvyn säilyminen*.

c) Selittäjien *multikollineaarisuuden baitallinen vaikutus regressiokerrotimeihin eliminoituu*. Ortogonaalisia faktoreita selittäjinä käytettäessä regressiomalli yksinkertaistuu ja *regressiokerrointen tulkintamahdollisuudet paranevat*.

d) Koska faktorianalyysi pystyy regressioanalyysia paremmin *käyttämään hyväksi järjestyksittömään perustuvia muuttujia*, regressiomalliin voidaan sisällyttää myös näihin sisältyvää informaatiota.

Faktorien estimaattien käyttöön selittäjinä liittyviä haittoja ovat muun muassa faktorien abstraktisuus, informaation menetys, kustannusten nousu sekä eräät mate-

maattiset ongelmat. Osittain nämä voidaan poistaa käyttämällä faktorianalyysia tehokkaimpien selittäjien valintaan. Mainitut selittäjät ovat informaation tiivistämisessä saatujen faktorien parhaita mittareita. Ottamalla nämä selittäjiksi saavutetaan likimäärin edellä kohdissa a), b) ja c) mainitut edut. Likimääräisyyttä kuitenkin kompensoi erityisesti regressiomallin konkreettisuus.

Edellä olevien näkökohtien perusteella katsottiin sopivaksi metodiksi maatala- metsätalouden puunkorjuun tilakohtaista tuottavuutta ja siihen vaikuttavien tekijöiden suhteellista merkitystä kuvaavaa mallia laadittaessa tiivistää lukuisten ehdolla olevien selittäjien informaatio rotatoituihin suorakulmisiin faktoreihin. Näistä mielekkäiksi tulkittujen estimaatteja käytettiin esivaiheena suoritettun korrelaatioanalyysin jälkeen valikoivan regressioanalyysin selittäjinä. Menettelyn vaihtoehtona pidettiin saatujen faktorien parhaiden mittarien käyttöä riippumattomina muuttujina.

4) Tutkimuksen empiirisessä osassa kokeiltiin äsken mainittuja metodeja *Työteboseuran* metsäosaston johdolla *Etelä-Karjalan* piirimetsälautakunnan alueelta kerättyyn primääriaineistoon, joka koski korjuukautta 1. 6. 1960—31. 5. 1961. Kyseessä oli siis poikkileikkaustutkimus. Analyysin kohteena oli 216 otantamenetelmällä valittua maatilaa, joilla kaikilla oli tutkimuskautena suoritettu toimitushakkuu. Näiltä kerätyt tiedot koskivat hakkuutoiminnan lisäksi maatalalouden eri puolia, ja ne saatiin osaksi erilaisista kirjallisista lähteistä, osaksi (esimerkiksi puunkorjuun työtuntien osalta) ne perustuivat aineiston kerääjien suorittamiin haastatteluihin sekä mittauksiin ja arviointeihin.

Kriteerivariaabeleina regressioanalyysissa käytettiin:

a) Puunkorjuun mies-, hevos- ja traktorituntien keskimääräisiä tuntipalkkoja painoina käyttäen lasketun summan suhdetta kiintokuutiometreinä määritettyyn tuotokseen (puunkorjuun yksikköpanos, P_1). Kyseinen muuttuja tarkoitti siis puutavara- yksikön korjuun laskettuja aikapalkkoja tilalla (vrt. s. 48).

b) Muuttujan P_1 yhdistetyn panoksen suhdetta tuotoksen volyyymiin, joka laskettiin puutavaralajit kunkin työläjien keskimääräisen tuntipalkan ja tunteina määritetyn yksikköpanoksen tulolla painottaen (puunkorjuun suhteellinen panos, P_2). Mainittu muuttuja merkitsi siis aikapalkkojen suhdetta urakkapalkkoihin tilan puunkorjuussa (vrt. s. 49).

c) Hakkuutyöpanoksen suhdetta tuotoksen volyyymiin, joka laskettiin puutavaralajit hakkuun yksikkötyöpanoksilla painottaen (hakkuun suhteellinen panos, P_3 , vrt. s. 50).

Selitettävien muuttujien painoluvut otettiin pääasiassa metsätyöpalkkataulukoista (1961).

Alkuperäisiä selittäviä muuttujia, joiden valinnassa käytettiin hyväksi HAHTOLAN (1967 a) samasta primääriaineistosta suorittamaa faktorianalyysia, oli 38. Tiivistetäessä niiden informaatio faktorianalyysin (vertailuna pääkomponenttianalyysi, jonka tulokset eivät olennaisesti poikenneet faktorianalyysin tuloksista) avulla, päädyttiin yhteentoista helposti tulkittavaan faktoriin. Faktorointi suoritettiin *pääakselimenetelmällä* ja rotatointi ortogonaalisella *Varimax*-menetelmällä.

Käytettäessä edellä mainittujen yhdentoista faktorin LEDERMANIN menetelmällä laskettuja pistemääriä valikoivan regressioanalyysin selittäjinä päädyttiin 5 %:n muodollista merkitsevyyttä sovellettaessa seuraaviin lineaarisiin regressiomalleihin (vakio-termi jätetty pois, regressiokertoimet muutettu vertailukelpoisiksi β -kertoimiksi käyttämällä kunkin muuttujan mittaamiseen standardipoikkeamaa):

$$P_1 = .13 F_1 - .26 F_6 + .26 F_8 + .29 F_9 + .23 F_{10} + .32 F_{11} \quad R \quad .65 \quad (27 \text{ a})$$

$$P_2 = .14 F_4 - .22 F_6 - .19 F_7 + .25 F_9 + .23 F_{11} \quad .45 \quad (46 \text{ a})$$

$$P_3 = - .15 F_6 + .18 F_8 + .16 F_9 \quad .27 \quad (49 \text{ a})$$

F_1 = »Maatilan koko», (2), (1)

F_4 = »Työ- ja vetovoiman omavaraisuus», (11), (12)

F_6 = »Hakkuutyömaan koko», (17), (19)

F_7 = »Hakkuutyömaan keskittäminen», (22), (25)

F_8 = »Kasvatushakkuun yleisyys», (27), (29)

F_9 = »Pinotavaran osuus», (30), (31)

F_{10} = »Varastokuorinnan yleisyys», (33), (35)

F_{11} = »Kuljetusvaikeus», (36), (37)

R = yhteiskorrelaatiokerroin

Edellisessä on faktorin nimityksen jälkeen merkitty sen kahden parhaan mittarin numerot (vrt. liite 1, s. 105, 106). Yhtälöt osoittavat selityksasteen jääneen varsin pieneksi. Tämä aiheutuu kuitenkin huomattavaksi osaksi kriteerivariaabelien suuresta satunnaisvirheestä, joskin selitysvirheanalyysi osoitti myös jäännöstermien systemaattisuutta.

Kaikissa edellä olevissa malleissa esiintyvät selittäjinä F_6 ja F_9 . Ensin mainitun kertoimien merkin huomioon ottaen *hakkuutyömaan koon kasvaessa puunkorjuun tuottavuus kohoaa*. Se, että F_9 selittää merkitsevästi myös suhteellisten panosten varianssia, saattaa merkitä *maantieteellisten* tekijöiden ohella tuotoksen rakenteen muutosten eliminoinnin osittaista epäonnistumista käytettäessä P_2 :n ja P_3 :n konstruoinnissa metsätyöpalkkataulukoita. Myös kuorinta-asteen ja kuljetusmatkan eliminoinnista on voinut aiheutua vastaavaa korrelointia.

Tässä yhteydessä on syytä kiinnittää huomiota myös siihen, että *tilakoon suuretessa tuottavuus puunkorjuussa yksikköpanoksella mitattuna alenee*. Niin ikään *työ- ja vetovoiman omavaraisuuden lisääntyessä tuottavuus alenee* (malli 46 a). Sitä vastoin *hakkuutyömaan keskittämisellä on tuottavuutta kohottava vaikutus* (46 a). Faktorit F_8 , F_{10} ja F_{11} edustavat lähinnä puutavaralajikoostumuksen, hakkuutavan, korjuumenetelmän, kuljetusmatkan ja maaston laadun vaikutusta.

Edellä olevien mallien regressiokertoimet ovat vallankin kahdessa viimeksi mainitussa itseisarvoltaan likimain saman suuruisia. Siten tämän tutkimuksen perusteella päätellen *eri faktorien suhteellisessa merkityksessä ei ole tuottavuuden kannalta olennaisia eroja*.

Käytettäessä mallien (27 a), (46 a) ja (49 a) kunkin faktoriselittäjän kahta parasta mittaria valikoivan regressioanalyysin lähtökohtaselittäjinä, päädyttiin seuraaviin määrittäjiä vastaaviin regressioyhtälöihin:

$$\begin{aligned}
 P_1 &= .19 z_1 - .25 z_{17} - .32 z_{29} + .23 z_{35} + .25 z_{36} & R & .59 & (36 \text{ a}) \\
 P_2 &= -.20 z_{17} - .15 z_{25} + .17 z_{30} + .15 z_{36} & & .34 & (53 \text{ a}) \\
 P_3 &= -.18 z_{17} - .14 z_{31} & & .21 & (55 \text{ a})
 \end{aligned}$$

z_1 = Peltopinta-ala
 z_{17} = Hakkuukertymä
 z_{25} = Metsänkäsittelyn arvostelu
 z_{29} = Järeän puun osuus hakkuukertymästä
 z_{30} = Kuusipaperipuun osuus hakkuukertymästä
 z_{31} = Tilan etäisyys merenrannasta
 z_{35} = Kuoritun tavaran osuus hakkuukertymästä
 z_{36} = Hevoskuljetusmatka

Havaitaan, että varsinkin kahden viimeisen mallin selityksasteet ovat kovin pieniä, joten niiden arvo ennustustarkoituksissa on vähäinen. Ne onkin esitetty tässä lähinnä metodisista syistä vertailuksi edellä oleville malleille, joissa faktorit ovat selittäjinä. β -kerrointen itseisarvot eroavat jälleen varsin vähän toisistaan.

Esitettyjen alueellisten hypoteesien testaus jäi käytetyn aineiston luonteen vuoksi vähäiseksi. Tilakohtaisen analyysin lisäksi tehtiin tosin yritys ekologisten lisäselittäjien löytämiseksi tarkastelemalla muutamien regressiomallien jäännöstermin pitäjakohtaisten keskiarvojen korrelaatioita eräiden ympäristöä kuvaavien variaabelien (pääasiassa faktoripistemäärien) kanssa. Tarkastelu ei kuitenkaan tuonut suurtakaan lisävalaistusta. Siten ekologisten tekijöiden vaikutuksen empiirinen selvittäminen jäi miltei kokonaan uusien tutkimusten tehtäväksi.

VIITEKIRJALLISUUS — LITERATURE CITED

- AGER, B. H:SON 1962. Några aktuella högmekaniserade avverkningsmetoder i Nordamerika. Summary: Some Highly Mechanized Logging Methods of Current Interest in North America. SDA meddelande 75. Stockholm.
- AHMVAARA, YRJÖ 1957. On the Unified Factor Theory of Mind. Suomalaisen tiedeakatemia toimituksia B 106. Helsinki.
- »— 1958. A Treatise on Psychometric Models. Yrjö Ahmavaara—Touko Markkanen: The Unified Factor Model, s. 9—90. Helsinki.
- »— 1963. On the Mathematical Theory of Transformation Analysis. Alkoholipoliittisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 1. Helsinki.
- ALLARDT, ERIK—RIIHINEN, OLAVI 1965. Files for Aggregate Data by Territorial Units in Finland. Publication 38 of the Institute of Sociology. Helsinki.
- ANDERSEN, P. NYBOE—FOG, BJARKE—WINDING, POUL 1953. Kansantaloustiede. Porvoo—Helsinki.
- ARNKIL, J. E. 1960. Pyörätraktorien ohjetaksat. Moniste. Rovaniemi.
- AUKRUST, ODD 1965. Factors of Economic Development. A Review of Recent Research. PMR 40, s. 6—22. Paris.
- BARLOWE, RALEIGH 1960. Land Resource Economics. Englewood Cliffs.
- BERGSTEN, G. 1964. Skovningsarbejdets produktivitetudvikling i tiåret 1953—62 med særligt henblik på skovarbejderuddannelsens betydning. Dansk skovforenings tidsskrift, 2. hæfte, s. 33—45. København.
- BERNDTSON, HOLGER 1967. Produktionsfunktionen och insatsfaktorernas kvalitetsegenskaper. Summary: The Production Function and Quality of the Input Factors. Ekonomi och samhälle. Skrifter utgivna av Svenska Handelshögskolan, 14. Helsingfors.
- BERRY, JOHN RAYMOND 1963. Inhimillistä edistystä paremmalla johtamisella. Lyhennelmä esitelmästä XIII CIOS-kongressissa. New York.
- BLAU, PAUL F. 1957. Productivity and Wages. PMR 11, s. 73—79. Paris.
- BORCH, KARL 1955. Input—Output Analysis as a Basis for Productivity Measurement. PMR 1, s. 5—11. Paris.
- BOULDING, KENNETH E. 1963. Principles of Economic Policy. London.
- BRAITHWAITE, RICHARD BEVAN 1955. Scientific Explanation. Cambridge.
- BRUNET, R. L. 1966. Mechanisation and Size of Lumbering Operations: Their Correlation with Methods of Management. Sexto Congreso Forestal Mundial. Madrid.
- BRUTON, HENRY J. 1960. Contemporary Theorizing on Economic Growth. Bert F. Hoselitz—Joseph J. Spengler—J. M. Letiche—Erskine McKinley—John Buttrick—Henry J. Bruton: Theories of Economic Growth, s. 239—298. Illinois.
- BURÉNIUS, ÅKE 1964. Konventionell huggning och barking. SST 1, s. 1—13. Stockholm.
- CLARK, COLIN 1951. The Conditions of Economic Progress. London.
- COOLEY, WILLIAM W.—LOHNES, PAUL R. 1962. Multivariate Procedures for the Behavioral Sciences. New York—London.

- Drivningsteknisk utveckling i Ryssland under 1962, 1963. Referat av utländska tidnings- och tidskriftsartiklar, 20, utgiven av SDA i samarbete med MSA och VSA. Stockholm.
- DUERR, WILLIAM A. 1960. Fundamentals of Forestry Economics. New York—Toronto—London.
- ECE 1961. Meeting on Labour Productivity Problems. Report of the Meeting. Prod./Conf./11. Geneva.
- ERVASTI, SEPPÖ—HÄMÄLÄINEN, PENTTI 1964. Suomen puun käyttö v. 1962—63 ja katsaus sen kehitykseen v. 1955—63. Summary: Finland's Wood Utilization in 1962—63 and a Review of its Development in 1955—63. FF 4. Helsinki.
- ESKELAND, ARNE 1956. Kostnader, inntekter og resultatregning. Lantbrukets driftsekonomi, redigerad av Nils Westermark och Lennart Hjelm, s. 243—316. Stockholm—Oslo.
- ESKOLA, ANTTI 1962. Sosiologian tutkimusmenetelmät I. Porvoo—Helsinki.
- »— 1965. Maalaiset ja kaupunkilaiset. Helsinki.
- Etelä-Karjalan metsänhoitolautakunta 1959. Toimintasuunnitelma 1959—68. Kotka.
- EVANS, W. DUANE—SIEGEL, IRVING H. 1942. The Meaning of Productivity Indexes. Journal of the American Statistical Association, 217, Vol. 37, s. 103—111. Washington.
- EZEKIEL, MORDECAI—FOX, KARL A. 1959. Methods of Correlation and Regression Analysis. New York—London.
- FABRICANT, SOLOMON 1961. Basic Facts on Productivity Change. John W. Kendrick: Productivity Trends in the United States, s. xxxv—lii. Princeton.
- FAXÉN, KARL O. 1963. A Productivity Index for Wages Policy? PMR 35, s. 62—66. Paris.
- FENSKE, RUSSELL, W. 1965. An Analysis on the Meaning of Productivity. PMR 42, s. 16—22. Paris.
- FOOTE, RICHARD J. 1958. Analytical Tools for Studying Demand and Price Structures. Agriculture Handbook 146. United States Department of Agriculture. Washington.
- FORSSELL, OSMO 1961. Panos-tuotos-mallin nykyisestä kehitysvaiheesta. KA 4, s. 288—298. Helsinki.
- FORSSELL, OSMO—GRÖNLUND, PAAVO 1960. Panos-tuotos-menetelmä. Summary: The Input—Output Method. KA 1, s. 67—99, 144. Helsinki.
- FRASER, D. A. S. 1960. Statistics. An Introduction. New York—London.
- FREESE, FRANK 1964. Linear Regression Methods for Forest Research. U.S. Forest Service Research Paper FPL 17. Madison.
- GRAMMEL, ROLF 1962. Die Abhängigkeit der Arbeitskraftverhältnisse in der Forstwirtschaft von der regionalen wirtschaftlichen Entwicklung. Schriftenreihe der Landesforstverwaltung Baden—Württemberg, 13. Freiburg im Breisgau.
- GULLBERG, STIG 1967. Skogsbrukets arbetskraftsproblem. Återblick och framtidsperspektiv. Skogsbrukets arbetskraftsbehov, rekrytering och utbildning, s. 7—21. Elmia 67. Jönköping.
- HAHTOLA, KAUKO 1965. Taloudellinen malli metsänomistajien käyttäytymisen selittäjänä. MA 11, s. 435—437. Helsinki.
- »— 1966. Hankintahakkuitten yhteys maatilakokonaisuuteen ja sen taloudelliseen ja sosiaaliseen ympäristöön. Licensiaattityö. Helsinki.
- »— 1967 a. Hankintahakkuut ja maatilakokonaisuus. Summary: Delivery Cuts of Timber in Farm Management. TJ 114. Helsinki.
- »— 1967 b. Maatilametsätalouden yhteys taloudelliseen ja sosiaaliseen ympäristöön. Summary: Farm Forestry and its Socio-Economic Environment. TJ 116. Helsinki.
- HAIKALA, EINO 1956. Maatalouden ominaisuudenteet ja cobweb-teoria. Summary: On the Specific Cycles of Agriculture and the Cobweb Theorem. Helsinki.
- HARMAN, HARRY H. 1960. Modern Factor Analysis. Chicago.
- HEGARDT, STIG B. 1949. Arbetskraftsätgång vid skogsarbete samt arbetskraftens verkliga kostnader. SST, s. 228—238. Stockholm.
- HEIKINHEIMO, LAURI 1954. Metsätyövoiman tutkimusmenetelmä. Summary: Method of Surveying Forest Labour. AFF 63.1. Helsinki.
- »— 1955 a. Maaseudun miestyövoiman arkiajan käyttö. Summary: Use of Rural Manpower in Finland. AFF 63.2. Helsinki.

- HEIKINHEIMO, LAURI 1955 b. Työpanos maatilametsätalouteen v. 1950. Maatilatalouden yhteisvaliokuntaa varten tehty luonnos. Helsinki.
- »— 1956. Metsä- ja uittotyövoima. Metsäkäsikirja 1, s. 134—180. Helsinki.
- »— 1963. Metsätyömiesten ansiotaso. Summary: Level of Earnings of Forest Workers in Finland. FF 1. Helsinki.
- »— 1964. Työvoima. Yhteiskuntatieteiden käsikirja II, s. 878—881. Helsinki.
- »— 1967 a. Metsätalouden tuottavuuden ja työllisyyden kehityssuhteita. MA 3, s. 75—78, 81—82. Helsinki.
- »— 1967 b. Metsätyövoiman tuleva tarve. Metsäylioppilas 2, s. 10—12. Helsinki.
- HEIKINHEIMO, LAURI—KUNNAS, HEIKKI 1967. Metsätalouden tuottavuus. MA 11, s. 336—339. Helsinki.
- HEIKINHEIMO, LAURI—RISTIMÄKI, TOINI 1965. Suomen metsätyövoima. Summary: Forest Labour Force in Finland. Työvoimatutkimustoimiston työvoimatutkimuksia 2. Helsinki.
- HEIKKERÖ, T. E. 1967. En bolagsforstmans syn på virkesdrivningen. Skogsbruket 5, s. 127—129, 140—143. Helsingfors.
- HEIKKILÄ, O. I. 1962. Johtaminen, kannattavuus, markkinointi. Helsinki.
- HELANDER, A. BENJ. 1923. Metsätalouden tarjoamasta ansiotyöstä. Referat: Der Arbeitsbedarf in der Forstwirtschaft. AFF 26.1. Helsinki.
- HELELÄ, TIMO 1960. Suomen taloudellinen kehitys. Suomi vaurastuu, toimittanut Unto Luukko, s. 43—53. Porvoo—Helsinki.
- »— 1963. Tutkimus teollisuustyöntekijöiden palkkojen muutoksista ja niihin vaikuttavista tekijöistä. Summary: A Study on the Wage Function. SPJ, B: 24. Helsinki.
- HELELÄ, TIMO—GRÖNLUND, PAAVO—MOLANDER, AHTI 1966. Kokonaistaloudellisia laskelmia palkkaneuvottelua varten. Taloudellisia selvityksiä. SPJ, A: 28, s. 30—67. Helsinki.
- HELELÄ, TIMO—LAATTO, ERKKI 1959. Sahateollisuus Suomen kansantaloudessa vuosina 1860—1958. 100 vuotta sahatteollisuutta, s. 43—65. Helsinki.
- HEMPEL, CARL G. 1965. Aspects of Scientific Explanation. New York.
- HENRYSSON, STEN 1957. Applicability of Factor Analysis in the Behavioral Sciences. Acta Universitatis Stockholmensis. Stockholm.
- HIRVOLA, JUSSI 1966. Hakkuutyön kehittymisen tarkastelua. MA 2, s. 57—59, 80. Helsinki.
- HOLLAND, IRVING I.—BEAZLEY, RONALD I. 1962. Independent Factors in Small Woodland Owner Behavior in Illinois. University of Illinois, Report F—498. Illinois.
- HOLOPAINEN, VIJO 1957. Metsätalouden edistämistoiminta Suomessa. Helsinki.
- »— 1959 a. Suomen metsien luovutusmäärä hakkuuvuosina 1955/56—1956/57. Summary: Removal of Finland's Forests in the Felling Years 1955/56 and 1956/57. Eripainos SF 97.2:sta. Helsinki.
- »— 1959 b. Metsänomistajien osuus yksityismetsien hankinnalla myydyin raakapuun korjuutyöstä. Summary: The Share of the Forest Owner in Extraction Work. MA 12, s. 431—433. Helsinki.
- »— 1960. Marketing of Roundwood in Finland and the Scandinavian Countries. AFF 72.4. Helsinki.
- »— 1967. 60-luvun metsäpolitiikka. Porvoo—Helsinki.
- HORST, PAUL 1965. Factor Analysis of Data Matrices. New York—Chicago—San Francisco—Toronto—London.
- HULT, JUHANI 1966. The Areal Differentiation of Farming in the Oulu District, Finland. Fennia 94.2. Helsinki.
- HURWICZ, LEONID 1950. Prediction and Least Squares. Statistical Inference in Dynamic Economic Models, Edited by Tjalling C. Koopmans. Cowles Commission for Research in Economics. Monograph 10, s. 266—300. New York—London.
- ILVESALO, YRJÖ 1960. Suomen metsät kartakkeiden valossa. Summary: The Forests of Finland in the Light of Maps. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 52.2. Helsinki.
- IUFRO 1961. Productivity of Labor in Forestry. 13. Congress. Section 31. Report of the Working Group 3. Vienna.

- IUFRO 1966. Memorandum for Measurement of Productivity in Pulp Wood Harvesting. Sections 31, 32. W.G. 5. Helsinki.
- Joint ECE/FAO/ILO Committee on Forest Working Techniques and Training of Forest Workers 1962, 1964, 1965. LOG/WP.1/13, LOG/WP.1/13 Add. 1—4, LOG/WP.1/20, LOG/WP.1/24. Geneva.
- JOKIVIRTA, EERO 1965. Maatilanhoidon uudenaikaisuus. ST 52. Helsinki.
- JÄRVHOLM, ÅKE 1963. Om mätning av effektiviteten i drivningsarbete. Skogen 18, s. 339—340. Stockholm.
- JÄRVHOLM, ÅKE—KILANDER, KJELL 1964. Prestationer och kostnader vid drivningsarbete i skogsbruket. Skogsarbeten, meddelande I. Stockholm.
- KAARLEHTO, PAAVO—DOTY, THEODORE 1965. Productivity, Prices and Income Balance in Agriculture. Acta Agriculturae Scandinavica, Supplementum 11. Stockholm.
- KALIMO, ESKO 1962. Haastattelijan vaikutus haastattelutuloksiin. ATT 2. Helsinki.
- »— 1967. Lääkintäpalvelusten tarjontaorganisaation ekologiset ominaisuudet. Lisensiaattityö. Helsinki.
- KANTOLA, MIKKO 1949. Tutkimuksia ammattitaidon ja työkalujen merkityksestä metsänhakkautöissä. Summary: Investigations into the Significance of Professional Skill and Tools in Logging. TJ 52. Helsinki.
- »— 1964 a. Puutavaran korjuun rationalisointi Pohjoismaissa tuloksellista. Teho 2, s. 54—59, 62. Helsinki.
- »— 1964 b. Maataloustraktorin vintturin varassa suoritettavaan juontoon perustuva yhden miehen puunkorjuumenetelmä. Summary: A One-man Wood Harvesting Method Based on Skidding by Means of a Winch Mounted on Farm Tractor. TJ 103. Helsinki.
- »— 1967. Puun korjuun koneellistamisen kustannustausta. MA 1, s. 13—18. Helsinki.
- KELTIKANGAS, VALTER 1950. Hankintakustannusten jälkilaskenta. Puutavarakaupan käsikirja II, s. 609—635. Helsinki.
- »— 1962. Normaalityön kannattavuussadannes ja finanssinen kiertoaika. Summary: The Concept of Profitability in the Normal Forest and the Financial Rotation. Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja 55.24. Helsinki.
- KENDRICK, JOHN W. 1961. Productivity Trends in the United States. Princeton.
- KENTTÄ, AARO 1965. Koulutuksen taloudellinen arvo. KA 1, s. 84—90. Helsinki.
- KIISKINEN, AUVO 1958. Taloudellinen kasvu alueittain Suomessa vuosina 1926—1952. Summary: The Economic Growth by Regions in Finland 1926—1952. Taloudellinen tutkimuskeskus A: III. Helsinki.
- KILANDER, KJELL 1964. Prestation vid huggning och hästkörning. SSA-nytt, ekonomi, 7. Stockholm. Komiteamietintö 2-1957. Maatalousväestön taloudellista asemaa selvittävän komitean mietintö I—II. Helsinki.
- »— 9-1960. Talousohjelmakomitean osamietintö II. Helsinki.
- »— 6-1962. Maatalouskomitean mietintö. Helsinki.
- »— 1964: A 16, 1965. Talousneuvoston mietintö lähivuosien kasvupolitiikasta. Helsinki.
- KOROLEFF, A. 1951. Stability as a Factor in Efficient Forest Management. Montreal.
- »— 1961. Collective Work Appraisal of Machinery Aggregates. Paper Presented at the Congress of IUFRO. Vienna.
- KORPELAINEN, LAURI 1967. Tutkimus kestokulutushyödykkeiden kysynnästä Suomessa vuosina 1948—1964. Summary: The Demand for Household Furniture and Equipment in Finland, 1948—1964. SPJ, B: 26. Helsinki.
- Kulkulaitosten ja yleisten töiden ministeriön työvoimaosasto 1966. Markkinapuun hakkuu- ja työvoimatilastoa. Helsinki.
- KULLMER, HANS K. 1965. Produktivität, Lohn und Inflation. Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, 13. Meisenheim am Glan.
- KUNNAS, HEIKKI J. 1966. Productivity of Finland's Forestry in 1948—1961. IUFRO. Sections 31, 32. W.G. 5. Helsinki.

- LAURILA, EINO H. 1958. Tulonjako ja tuottavuus. Taloudellisia selvityksiä I. SPJ, A: 19, s. 76—96. Helsinki.
- LUNDBERG, ERIK 1961. Produktivitet och räntabilitet. Stockholm.
- LUOMA, VÄINÖ 1954. Rahapalkoista ja tuottavuudesta. Summary: Money Wages and Productivity. KA 3, s. 159—174, 216—217. Helsinki.
- »— 1955. Talouselämän sanakirja. Helsinki.
- MAGDOFF, HARRY 1939. The Purpose and Method of Measuring Productivity. Journal of the American Statistical Association, 206, Vol. 34, s. 309—318. Washington.
- MAKKONEN, OLLI 1950. Hakkuutöiden aikatuokimustulosten soveltaminen käytäntöön. Summary: Practical Application of the Results of Time Studies in Logging. Metsätehon julkaisu 25. Helsinki.
- »— 1957. Metsätöiden palkkaperusteet. Metsäkäsikirja 2, s. 421—439. Helsinki.
- MALINIEMI, EINAR 1954. Tilastollinen tutkimus sahapuiden hakkuusta ja ajosta Perä-Pohjolassa. Summary: Statistical Investigation into the Felling and Haulage of Sawlogs in Perä-Pohjola. SF 82. Helsinki.
- MARJOMAA, PERTTI—NIITAMO, OLAVI 1964. Maatilatalous kansantaloudeksamme. Helsinki.
- MARKKANEN, TOUKO 1964 a. Väkiuomien käyttöä kuvaavien muuttujien yhdistely. ATT 11. Helsinki.
- »— 1964 b. Sosiaaliset ja psykologiset faktorit väkiuomien käytön selittäjinä. ATT 12. Helsinki.
- MAZZOCCHI, GIANCARLO 1964. Changes in Productivity and Wages. PMR 39, s. 20—35. Paris.
- MCNEMAR, QUINN 1962. Psychological Statistics. New York—London.
- MEINHOLD, KURT—GLAUNER, HANS-JOACHIM—WIZEMANN, HERMAN 1960. Die Auswirkungen der Mechanisierung im bäuerlichen Betrieb. Berichte über Landtechnik, 62. Frankfurt am Mein.
- MELMAN, SEYMOUR 1956. What Does Productivity Measure? PMR 6, s. 5—17. Paris.
- Metsätyöpalkkojen taulukot 1961. Palkkausalue 6. Helsinki.
- Metsäverokomitean mietintö 1965. Summary: Report of the Forest Taxation Committee. SF 116. Helsinki.
- MILLS, FREDERICK C. 1955. Statistical Methods. New York.
- MOLANDER, AHTI 1967. Hintojen ja palkkojen keskinäisestä riippuvuudesta ja niiden viimeaikaisesta kehityksestä. Kansallis-Osake-Pankin taloudellinen katsaus 1, s. 16—22. Helsinki.
- Moottorisahojen työtulokset 1964. Metsälehti 1—2, s. 3. Helsinki.
- MUSTONEN, SEPPÖ 1966. Symmetrinen transformaatioanalyysi. ATT 24. Helsinki.
- MYRDAL, GUNNAR 1957. Rika och fattiga länder. Stockholm.
- MÄKELÄ, JOUKO 1964 a. Puunkorjuumenetelmät ja työpanos maatilametsien hankintahakkuissa. Summary: Wood Harvesting Methods and Labour Input on Farms Cutting their Forests for Sale under Delivery Contracts. TJ 106. Helsinki.
- »— 1964 b. Työpanos maatilametsien hankintahakkuissa. TMT 79. Helsinki.
- »— 1965. Tuottavuus ja sen mittaaminen metsätoissa. TMT 86. Helsinki.
- »— 1966 a. Mikä on katetuotto? TMT 96. Helsinki.
- »— 1966 b. Puunkorjuutyön tuottavuuteen vaikuttavat tekijät maatilametsien hankintahakkuissa. Lisensiaattityö. Helsinki.
- »— 1966 c. Puunkorjuun tuottavuudesta. Summary: Productivity of Wood Harvesting. Teho 7—8, s. 296, 297, 330. Helsinki.
- »— 1966 d. Faktoriaanalyysi ja sen käyttö regressio-ongelman ratkaisussa. Summary: Factorial Analysis and its Application to Solution of the Regression Problem. MA 12, s. 522—524. Helsinki.
- »— 1967. Maatilametsälöt rationalisoinnin kohteena. Metsänhoitaja 5, s. 122—125. Helsinki.
- MÄKI, ANTTI 1964. Maataloustuotannon järjestäminen. Yleisiä näkökohtia. Maanviljelijän tietokirja 3, toimittanut Antti Mäki, s. 261—275. Porvoo—Helsinki.
- NEKBY, BENGT A. 1962. Analys av arbetsförbrukningen i det mindre jordbruket. Meddelanden från ekonomiska institutionerna. Stockholm.

- NIITAMO, OLAVI 1954. Tuottavuus mitattuna tuotannon tuloksen ja työpanoksen suhteena ja sovellutus Suomen teollisuuteen. Summary: Productivity Measured as a Relation between the Output of Production and the Labor Input, and the Application to Finnish Industry. KA 3, s. 175—192, 217—218. Helsinki.
- »— 1958. Tuottavuuden kehitys Suomen teollisuudessa vuosina 1925—1952. Summary: The Development of Productivity of Finnish Industry in 1925—52. Kansantaloudellisia tutkimuksia XX. Helsinki.
- »— 1960. Selitysmallista ja todellisuudesta. Summary: Model and Reality. KA 2, s. 185—199, 236—239. Helsinki.
- »— 1961 a. Zur Produktivitätsfunktion der finnischen Industrie. Sonderdruck aus Weltwirtschaftliches Archiv, Band 86, Heft 1, s. 86—102. Hamburg.
- »— 1961 b. Moniyhtälömallien estimoinnista. KA 1, s. 44—53. Helsinki.
- »— 1962. Tiedon taso tuottavuuden tekijänä. Esitelmiä Suomen Säästöpankkiliiton VIII metsäpäivillä. Helsinki.
- »— 1964. Tuottavuus. Yhteiskuntatieteiden käsikirja II, s. 818—822. Helsinki.
- NIITAMO, O. E.—PAUNIO J. J. 1956. Panos-tuotos menetelmä taloudellisen tutkimuksen pohjana. Komiteamietintö 6-1956:n liite 59, s. 314—319. Helsinki.
- NIITAMO, OLAVI—PULLIAINEN, KYÖSTI 1960. Taloudellinen malli. Summary: Economic Model. Eripainos KA 4:stä, s. 392—419, 446—448. Helsinki.
- NORDQUIST, MAGNUS 1961. Produktiviteten och produktionsutvecklingen inom skogshanteringen och skogsindustrien under de senaste decennierna. SST 4, s. 323—345. Stockholm.
- NÖU, JOOSEP—NILSSON, OLOF 1955. Produktivitet och produktivitetsberäkningar inom jordbruket. Summary: The Concept and the Calculation of Productivity in Agriculture. Kungl. Lantbruksakademiens tidskrift 2—3, s. 159—209. Stockholm.
- OEEC 1950. Terminology of Productivity. Paris.
- »— 1955. Die Produktivität in der Forstwirtschaft und Holzindustrie. Bericht über den Stuttgarter Kongress. Paris.
- OKSANEN, ERKKI H. 1963. Koneellistamisen vaikutuksia työnmenekkiin ja organisaatioon Etelä-Suomen kirjanpitoliloilla. Summary: Effects of Mechanization on Work Consumption and Organization on Book-Keeping Farms in South Finland. Acta Agraria Fennica 101. Helsinki.
- PAKKANEN, JOUKO 1964. Taloudellisen kasvun välttämättömyys. Unitas 4, s. 195—201. Helsinki.
- PAKKANEN, MAUNO 1963. Hakkuuta kautta vuoden — kaikki puutavara talteen. Yhteishyvä 46, s. 3. Helsinki.
- PAUNIO, J. J. 1957. Kansantulolaskelmat hyvinvoinnin ja tuottavuuden muutosten mittana. Taloudellisia selvityksiä. SPJ, A: 18, s. 60—86. Helsinki.
- »— 1959. Niitamon tuotantofunktiosta. Summary: On Niitamo's Production Function. KA 3, s. 255—268, 285—286. Helsinki.
- PETERSSON, ERIK—STAAF, ANDERS 1960. Utredning angående prestationsförändringen i huggningsarbetet under perioden 1951—1958 vid Katrinefors AB. Summary: Investigation into the Change of Work Output in Felling in the Period of 1951—1958 at Katrinefors AB. SST 2, s. 163—182. Stockholm.
- PIHA, ANTERO 1962. Metsätyöntekijälle asetettavat vaatimukset kasvavat. TMT 49, s. 2—4. Helsinki.
- PUTKISTO, KALLE 1956. Tutkimuksia pyörätraktoreiden käytöstä puutavaran metsäkuljetuksessa. Summary: Investigations of the Use of Wheel Tractors for the Forest Transport of Timber. Metsätehon julkaisu 36. Helsinki.
- »— 1958. Puutavaran kuljetus pyörätraktorilla. Metsätehon oppaita. Helsinki.
- »— 1959. Puutavaran valmistus- ja metsäkuljetustöiden koneellistamisen vaikutus metsätalouden työvoiman tarpeeseen. Summary: Effect of the Mechanization of Timber Preparation and Forest Transport on the Need of Labour Force in Forestry. SF 101. Helsinki.
- PÖNTYNEN, V. 1936. Metsän hakkuun ja ajon sekä puutavaran uiton työn kysynnästä. Referat: Über die Arbeitsnachfrage bei Abtriebs- und Abfuhrarbeiten sowie in der Holzflösserei. AFF 42.9. Helsinki.

- PÖNTYNEN, V. 1956. Puun käyttö Suomessa. Metsäkäsikirja 1, s. 113—133. Helsinki.
- REUSS, GERHART E. 1960. Produktivitätsanalyse. Veröffentlichungen der List Gesellschaft E.V. Basel—Tübingen.
- RIIHINEN, OLAVI 1965. Teollistuvan yhteiskunnan alueellinen erilaistuneisuus. Helsinki.
- RIIHINEN, PÄIVIÖ 1958. Tuotannon tavoite metsätaloudessa. Summary: Production Goal in Forestry. Eripainos KA 2:sta, s. 137—149. Helsinki.
- »— 1962. Sales of Newsprint in Finland, 1949—1959. Reprint from AFF 74.7. Helsinki.
- »— 1963. Metsänhoidon tason vaihtelu Suomen maatilametsälöillä. Summary: Variations in the Level of Silviculture on the Finnish Farm Woodlots. Eripainos AFF 75.6:sta. Helsinki.
- »— 1966. Piirteitä Etelä-Pohjanmaan metsänomistajien taloudellisesta ja sosiaalisesta käyttäytymisestä. Summary: Economic and Social Behavior of Forest-Owners in Ostrobothnia. MA 11, s. 457, 458, 461. Helsinki.
- RIIHINEN, PÄIVIÖ—ERVASTI, SEPPO 1965. Sahatavaran käyttöön vaikuttavat tekijät maaseudun rakennustoiminnassa. Summary: Independent Factors Affecting the Consumption of Sawwood in Rural Buildings. FF 16. Helsinki.
- RINKINEN, ILMO 1966. Sahateollisuuden tuotantokyky. Lisensiaattityö. Helsinki.
- RISTIMÄKI, TOINI 1955. Kääpiöviljelmien miestyövoiman käyttö. Summary: Use of Manpower of Dwarf Farms. AFF 63.4. Helsinki.
- RISTIMÄKI, TOINI—VÄÄNÄNEN, SULO—HEIKINHEIMO, LAURI 1956. Maaseudun elinkeino- ja työttömyysalueet miestyövoiman ajankäytön perusteella. Summary: Distribution by Industry and Unemployment of the Manpower in Rural Districts in Finland. AFF 63.6. Helsinki.
- ROSTAS, L. 1948. Comparative Productivity in British and American Industry. Cambridge.
- RUTTENBERG, STANLEY H. 1961. Director's Comment. John W. Kendrick: Productivity Trends in the United States, s. 224—227. Princeton.
- SAMSET, IVAR 1966. Loven om den sprangvise utvikling. Særtrykk fra Norsk Skogbruk 19 og 20. Oslo.
- SARAMO, KAI 1960. Elintaso meillä ja muualla. Suomi vaurastuu, toimittanut Unto Luukko, s. 27—40. Porvoo—Helsinki.
- SARIOLA, SAKARI 1956. Sosiaalitutkimuksen menetelmät. Porvoo—Helsinki.
- SAVOLAINEN, RAIMO 1967. Puunkorjuumenetelmät ja korjuutekniset olosuhteet hankintavuonna 1966/67. Summary: Methods and Technical Conditions of Logging in the Logging Year 1966/67. Metsätehon tiedotus 271. Helsinki.
- SEARLE, ALLAN D.—SCOLNICK, ADOLPH 1953. Output per Man-Hour in a Forest Industry. Research in the Economics of Forestry, Edited by William A. Duerr and Henry J. Vaux, s. 127—132. Washington.
- SEPPÄNEN, PAAVO 1960. Muuttuva elinkeinorakenteemme. Suomi vaurastuu, toimittanut Unto Luukko, s. 64—78. Porvoo—Helsinki.
- SIPILÄ, MARTTI 1946. Maatalouden työajan käyttö ja työntutkimus. Summary: Utilization of Working Hours and Efficiency Study in Agriculture. TJ 39. Helsinki.
- »— 1966. Metsä maatilatalouden osana. Maatalousseurojen keskusliiton 39. edustajakokous. Pöytäkirja, tehnyt Kaino Repo, s. 31—41. Helsinki.
- SNEDECOR, GEORGE W. 1959. Statistical Methods. Ames.
- SOMBART, WERNER 1928. Produktivität. Weltwirtschaftliches Archiv, 28. Band, Heft 1, s. 1—32. Jena.
- SPEIDEL, G. 1963. Die Produktivitätsmessung in der Forstwirtschaft. Forstarchiv 3/4, s. 78—83. Hannover.
- Statens offentliga utredningar 1956: 36. Skogsbrukets arbetsmarknad. Stockholm.
- STREYFFERT, TH.—MALORTIE, CHR. VON 1963. Bondesskogsbruket. Summary: Farm Forestry in Sweden. Kungl. Skogshögskolans skrifter 39. Stockholm.
- SUNDBERG, ULF 1961. Om arbetsgång och mekanisering. Särtryck ur Skogen 12 och 13. Stockholm.

- SUNDBERG, ULF 1966. The Relationship between the Mechanization and the Size of the Logging Forest Enterprise and the Forest Working Plan. Sexto Congreso Forestal Mundial. Madrid.
- SUOMELA, SAMULI 1958. Tuottavuuden kehityksestä Suomen maataloudessa. Summary: Development of Productivity in Finnish Agriculture. Maatalouden taloudellisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 1. Helsinki.
- Suomen Puunjalostusteollisuuden Keskusliitto 1963. Taskutietoa Suomen puutaloudesta teollisuuden metsämiehille. Helsinki.
- TAMMINEN, MIKKO 1960. Taloudellinen kasvu — yksi aikamme tavoitteista. Suomi vaurastuu, toimittanut Unto Luukko, s. 81—90. Porvoo—Helsinki.
- Tapion taskukirja 1959. Helsinki.
- TAURIAINEN, JUHANI 1966. Menestyvyys kuhmolaisilla asutustiloilla. ST 57. Helsinki.
- THOMSON, E. J. 1963. Growth and Productivity Change in the Australian Economy, 1949 to 1959. PMR 34, s. 10—32. Paris.
- »— 1965. Productivity — Major Element in Economic Change? PMR 42, 23—30. Paris.
- THOMSON, GODFREY H. 1948. The Factorial Analysis of Human Ability. London.
- THULIN, SÖLVE 1961. Avverkningar, arbetsinsatser och nettointäkter i bondeskogsbruk. Summary: Felling, Work and Net Returns in Farm Forestry. Meddelande från jordbrukets utredningsinstitut, 3. Stockholm.
- »— 1964. Avverkningar, arbetsinsatser och ekonomiskt resultat i bondeskogsbruk. Summary: Felling, Work and Economic Results in Farm Forestry. Meddelande från jordbrukets utredningsinstitut, 4. Stockholm.
- THURSTONE, L. L. 1961. Multiple-Factor Analysis. Chicago.
- TINBERGEN, JAN 1959. The Influence of Productivity on Economic Welfare. Jan Tinbergen: Selected Papers, Edited by L. H. Klaassen—L. M. Koyck—H. J. Witteveen, s. 222—242. Amsterdam.
- »— 1961. Econometrics. London.
- TINTNER, GERHARD 1952. Econometrics. New York—London.
- TORVELA, MATIAS 1966. Tuotantopanosten käytöstä ja käytön edullisuudesta maataloudessa Etelä-Suomen alueen kirjanpitovaljelmilla. Summary: On the Use of Agricultural Inputs on Book-Keeping Farms in South Finland. Maatalouden taloudellisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 8. Helsinki.
- Työn tuottavuus noussut m-hallinnon hakkuissa 6 %/v. 1966. Metsälehti 17, s. 8. Helsinki.
- UOTILA, P. J. 1961. Maatalouskoneiden vuokrat. Pellervon kalenteri, s. 209—211. Helsinki.
- »— 1965. Maatalouskoneiden ohjevuokrat ja niiden laskentaperusteet. Työtehoseuran maataloustiedotus 59. Helsinki.
- VAHERVUO, TOIVO—AHMAVAARA, YRJÖ 1958. Johdatus faktorianalyysiin. Porvoo—Helsinki.
- VALAVANIS, STEFAN 1959. Econometrics. New York—Toronto—London.
- VALKONEN, TAPANI 1965. Perinteellisestä uudenaikaiseen. ST 55. Helsinki.
- »— 1966. Yhteisö- ja yksilömuuttujien välisistä suhteista sosiologisessa tutkimuksessa. ST 76. Helsinki.
- Valtiovarainministeriön kansantalousosasto 1961. Taloudellinen katsaus 1961. Helsinki.
- WESTERMARCK, NILS 1955. Taloudellisesta ajattelusta ja suunnittelusta perhevaljelmilla. Eripainos Maatalousseurojen Keskusliiton julkaisusta 448. Helsinki.
- »— 1956. Jordbruksproduktionens lokalisering och utformning. Lantbrukets driftsekonomi, redigerad av Nils Westermarck och Lennart Hjelm, s. 317—404. Stockholm—Oslo.
- »— 1960. Den mänskliga faktorn och framsteg i jordbruket. Särtryck ur Hushållningssällskapens Tidskrift 8. Stockholm.
- WOLD, HERMAN 1954. Causality and Econometrics. Econometrica 2, Vol. 22, s. 162—177. Chicago.
- »— 1956. Causal Inference from Observational Data. Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 119, s. 28—61. London.
- WOLD, HERMAN—JURÉEN, LARS 1953. Demand Analysis. New York—Stockholm.
- WRIGHT, GEORG HENRIK VON 1966. Käyttäytymisen selittämisestä. Psykologia 1, s. 11—23. Helsinki.

- VUORISTO, ILMARI 1935. Työennätykset tukkien teossa ja ajossa Perä-Pohjolassa. Summary: Working Efficiency in the Timber Cutting and Hauling in Northern Ostrobothnia. AFF 42.5. Helsinki.
- VÄISÄNEN, UNTO 1967. Leimikon koon vaikutus puunkorjuun metsävaiheen kustannuksiin. Summary: The Relationship between the Size of Logging Operation and Logging Costs. Metsätehon tiedotus 269. Helsinki.
- YODER, DALE 1950. Manpower Economics and Labor Problems. New York—Toronto—London.
- ZAPF, RUPPRECHT 1960. Die wirtschaftliche Bedeutung des Waldanteils im bäuerlichen Betrieb. München—Bonn—Wien.
- ZAREMBA, JOSEPH 1963. Economics of the American Lumber Industry. New York.

LYHENNYKSET — ABBREVIATIONS

- AFF = Acta Forestalia Fennica
 ATT = Alkoholipoliittisen tutkimuslaitoksen tutkimuslusto
 FF = Folia Forestalia
 KA = Kansantaloudellinen Aikakauskirja
 MA = Metsätaloudellinen Aikakauslehti
 PMR = Productivity Measurement Review
 SF = Silva Fennica
 SPJ = Suomen pankin taloustieteellisen tutkimuslaitoksen julkaisu
 SST = Svenska Skogsvårdsföreningens Tidskrift
 ST = Helsingin yliopiston sosiologian laitoksen tutkimuksia
 TJ = Työtehoseuran julkaisuja
 TMT = Työtehoseuran metsätiedotus

FACTORS AFFECTING LOGGING PRODUCTIVITY IN FARM FORESTS

Summary

This paper is the fourth and last of the series »Basic Logging Studies in Farm Forests«, published by the Forestry Department of the Work Efficiency Association (Työtehoseura), the purpose of which has been to lay a basis for the development of logging in farm forests. The object of the present study was to construct a model representing the productivity per farm of logging for delivery cuts, and the relative importance of the factors affecting it. The model had to combine simplicity, accuracy, interpretability and invariance. The detailed aims were:

- 1) to find out how the productivity of logging should be measured with a view to comparisons that would help reduce logging costs
- 2) to consider what variables in theory determine the productivity of logging for delivery cuts
- 3) to develop a statistico-mathematical method suitable for constructing the model
- 4) to try the model out against actual material collected per farm, and to test some of the hypotheses presented.

The following is an account of the main points of the study, given in the order listed above:

1) Productivity is usually defined in the form of output per input, or vice-versa. The content and meaning of the concept, however, varies depending on what is comprised by the numerator and denominator in each case, and on how the output and input are measured. It is also easy to confuse productivity with other, closely related concepts.

The usual way of measuring productivity in logging is by the labour input required per solid cubic metre. One weakness of this unit is that it regards logging purely from the standpoint of labour input; it does not take into account other cost factors that are of decisive importance in developing new methods. Mechanization in particular, calls for the inclusion of capital, together with labour, as an input factor of productivity.

In this study, therefore, combined labour and capital are regarded as the input. One of the methods of measurement adopted was the sum of the man, horse and machine hours performed in logging, weighted by average hourly wages.

But even the combined labour and capital input per solid cubic metre is limited in its value as a measure of productivity, because it does not take into account the structure of the output and changes in working conditions. This confuses comparisons of productivity in cases where the only point at issue is the effect of differences in the quality of the labour and capital input. In such instances, the factors in question

must be taken into account, using weights or regression methods. In certain cases, however, there is full justification for excluding these factors from the concept of productivity. Generally speaking, any yardstick of productivity adopted for the purpose of comparisons aimed at reducing the costs of logging should include the factors whose variability confuses the analysis. So in the end, the procedure is determined by the aims of the study and the available means of measurement. The best results are achieved by employing several concepts of productivity side by side.

2) This summary deals only with certain general hypotheses on the determination of logging productivity in delivery cuts. As stated above, the factors affecting productivity depend on the concept of productivity employed.

One basis for determining these factors can be established by studying the variations in time of productivity. Logging productivity (defined by output in ratio to labour input) has risen sharply in many countries over the past twenty years. This is due not only to improvements in the quality of labour and capital input (rationalization), but also to other factors such as the growth of capital (mechanization), changes in the composition of timber assortments (elimination of barking in the forest, for instance) and the shortening of transport distances.

Regional variations in the quality of labour and capital input can best be explained by the theory of cumulative economic growth. Economic development increases the differences between regions. The underlying force here is the striving for economic efficiency, which emphasizes the valuation of individual ability and, in fast-developing areas, rapidly nudges traditional values out of the picture. In logging for delivery cuts, the general striving for efficiency tends to raise the ratio of output to combined labour and capital input near centres of population higher than in traditional rural areas (provided the effect of working conditions is eliminated). An important factor that diminishes such productivity in rural areas is unemployment, which is itself a result of cumulative development.

The productivity per farm of logging in delivery cuts can thus be determined both by regional and by farm variables. Still considering solely the effect of the quality of labour and capital input, the variables representing the person in charge of the delivery cuts (the farmer) are important explanatory farm variables. Others representing the farm totality (farm size, lines of production, etc.) also relate to logging productivity. Obviously, in describing the factors affecting productivity, several explanatory variables depicting delivery cuts and the location and characteristics of the farm should be tried out to start with.

3) If there is a choice between a large number of variables at different levels (region, farm, forest) to explain the variations of a given variable, ordinary regression analysis is not the best method, though in some respects a modification of this method — selective regression analysis — results in the simplest and most accurate model. This is because it explains the greatest possible variance of the criterion variable by the minimum number of variables. But the great number, inaccuracy and — especially when attempting to interpret the regression coefficients — the mutual correlations of explanatory variables make it difficult to attain the goals of a valid regression model. It is also hard to analyse the correlation coefficients between the criterion variable and the numerous mutually correlated explanatory variables.

Factor analysis can be used to solve a regression problem in several ways. Condensing the information from numerous explanatory variables into rotated factors, rational estimates of which are used as independent variables for selective regression analysis, may offer the following advantages compared with using the original explanatory variables:

a) Simplification of the explanatory information leads to simplification of the regression model. It gives an idea of the order prevailing among the phenomena. The number of degrees of freedom grows without the essential explanatory information being lost. In addition, the analysis of the correlation coefficients between the criterion variable and explanatory variables becomes considerably simpler, particularly when uncorrelated factors are employed.

b) Since the estimated factors contain the most reliable part of the information in the explanatory variables, it can be expected that the bias of the regression coefficients will decrease and the stability increase, and that the regression model will preserve its predictive value.

c) The detrimental effect on the regression coefficients of the multicollinearity of the explanatory variables is eliminated. When orthogonal factors are employed as the explanatory variables, the regression model becomes simpler and the regression coefficients easier to interpret.

d) As it is easier to utilize variables based on an ordinal scale in factor analysis than in regression analysis, the regression model can include the explanatory information contained in these variables.

Disadvantages of using factor estimates as explanatory variables include the abstract nature of the factors, the loss of explanatory information, the rise in costs, and certain mathematical problems. Some of these disadvantages can be eliminated by using factor analysis to select the most effective explanatory variables. These variables are the best measures of the factors obtained after the explanatory information has been condensed. By taking them as the explanatory variables, we obtain roughly the same advantages as in a), b) and c) above. This approximation, however, is compensated for by the concreteness of the regression model.

In view of the above, it was felt that a suitable method to use in constructing a model depicting the productivity per farm of logging and the relative importance of the factors affecting it would be to condense the explanatory variables into rotated orthogonal factors. After preliminary correlation analysis, estimates of the factors interpreted as rational were employed as the explanatory variables for selective regression analysis. An alternative method considered, was to use the best measures obtained for the factors as independent variables.

4) For the empirical part of the study, I tried out these methods on material collected by the Forestry Department of the Work Efficiency Association in the South Carelian Forestry Board district concerning delivery cuts between 1st June 1960 and 31st May 1961 (cf. MÄKELÄ 1964 a). This made it a cross-sectional study. The sample was 216 farms selected by stratified random sampling, on all of which delivery cuts had been made during the year in question. The data collected from them referred not only to logging but also to differences in the farms. They were obtained partly from records, and partly (for instance, the data on the man, horse and machine hours spent on logging) by interviews, measurements and assessments performed by the field workers.

The criterion variables used in the regression analysis were:

a) the ratio of man, horse and tractor hours spent on logging, weighted by average hourly wages, to the output in solid cubic metres (logging unit input P_1) — i.e. time wages per output (see page 48)

b) the ratio of the combined input in variable P_1 to an output volume calculated by weighting the timber assortments by the unit input in hours multiplied by the average hourly wage for each type of work (relative logging input P_2) — i.e. the ratio between time wages and piece rates (see page 49)

c) the cutting labour input in ratio to an output volume calculated by weighting the timber assortments by the unit labour input (relative cutting input P_3 — see page 50).

The weights for the variables to be explained were taken mainly from the forestry wage scales valid in 1961.

The original explanatory variables, selected with the aid of HAHTOLA'S (1967 a) factor analysis of the same material, numbered 38. By condensing the information contained by them by means of factor analysis (principal-component analysis was performed for comparison's sake, but the results did not differ substantially from those of the factor analysis), I obtained 11 factors that were easy to interpret. They were factorized by the principal-axis method and rotated by orthogonal varimax.

Using factor scores calculated for these 11 factors by Lederman's method, as the explanatory variables for the selective regression analysis and applying a formal significance of 5 %, I received the following linear regression models (constant term omitted, regression coefficients transformed into mutually comparable β -coefficients by employing the standard deviation for the measurement of each variable):

	<i>R</i>
$P_1 = 0.13 F_1 - 0.26 F_6 + 0.26 F_8 + 0.29 F_9 + 0.23 F_{10} + 0.32 F_{11}$	0.65 (27 a)
$P_2 = 0.14 F_4 - 0.22 F_6 - 0.19 F_7 + 0.25 F_9 + 0.23 F_{11}$	0.45 (46 a)
$P_3 = -0.15 F_6 + 0.18 F_8 + 0.16 F_9$	0.27 (49 a)

F_1 = size of farm, (2), (1)

F_4 = self sufficiency in labour and tractive power, (11), (12)

F_6 = size of delivery cut, (17), (19)

F_7 = concentration of cut, (22), (25)

F_8 = frequency of improvement cuts, (27), (29)

F_9 = proportion of cordwood, (30), (31)

F_{10} = frequency of barking at store, (33), (35)

F_{11} = difficulty of transport, (36), (37)

R = coefficient of multiple correlation.

After the name of each factor are given its two best measures (cf. Appendix 1, pp. 105, 106). As can be seen from the equations, the degree of explanation was very low. To a large extent, this was due to the high random errors of the criterion variables, though analysis also revealed systematic variation in the residual terms.

F_6 and F_9 appear as explanatory variables in all three of the above models. Since the coefficients of F_6 are negative, the productivity of logging grows with the size of the delivery cut. The fact that F_9 also explains the variance of the relative inputs significantly may mean that, apart from geographical factors, the effect of output structure has not been fully eliminated in calculating P_2 and P_3 from the forestry wage scales. Failure to eliminate the degree of barking and transport distance, too, may have led to a similar correlation.

Another point to be noted is that, as the size of the farm increases, productivity measured in unit input decreases. Productivity also falls off as self-sufficiency in labour and tractive power grows (model 46 a). On the contrary, concentration of cut raises productivity (46 a). Factors F_8 , F_{10} and F_{11} represent the effects of the composition of the timber assortments, method of cutting and barking, transport distance and nature of the terrain.

The regression coefficients of the above models, particularly those of the last two, are very similar in their absolute values. Thus the relative effect of the different factors on productivity is roughly equal.

Using the two best measures of each explanatory factor in models (27 a), (46 a) and (49 a) as the starting points for the selective regression analysis, I obtained the following regression equations corresponding to these models:

	<i>R</i>
$P_1 = 0.19 z_1 - 0.25 z_{17} - 0.32 z_{29} + 0.23 z_{35} + 0.25 z_{36}$	0.59 (36 a)
$P_2 = -0.20 z_{17} - 0.15 z_{25} + 0.17 z_{30} + 0.15 z_{36}$	0.34 (53 a)
$P_3 = -0.18 z_{17} - 0.14 z_{31}$	0.21 (55 a)

z_1 = area of arable land
 z_{17} = quantity of cut
 z_{25} = silvicultural assessment of cut
 z_{29} = ratio of heavy timber to total cut
 z_{30} = ratio of spruce pulpwood to total cut
 z_{31} = distance of farm from coast
 z_{35} = ratio of barked timber to total cut
 z_{36} = mean distance of horse transport.

As can be seen, the degrees of explanation are very low — especially those of the last two models — so their predictive value is slight. They are presented here mainly for methodological reasons — for comparison with the models on page 101, in which the factors are the explanatory variables. Here again, the absolute values of the β -coefficients are similar in size.

Owing to the nature of the material available, only a few tests have been made of the regional hypotheses presented. In addition to the analysis per farm, I tried to find ecological explanatory variables by studying the correlations between the means per commune (see Fig. 1, p. 81) of the residual terms of a few regression models and certain variables (mainly factor scores) depicting the environment. This study did not shed much additional light, so the effect of ecological factors will have to await further study.

LIITTEET — APPENDICES

Liite 1. Analyysissa käytetyt muuttujat — *App. 1. Variables used in analysis*

Tässä luetellaan vain faktori- ja regressioanalyysissa käytetyt tilakohtaiset variaabelit. Selittäjien valinnan lähtökohtana olleet 64 muuttujaa on yksityiskohtaisesti selostettu HAHTOLAN (1967 a, s. 167—171) tutkimuksessa. Näihin lisättiin vielä 5 selittäjää ennen tämän tutkimuksen sivuilla 52—54 selostettua selittäjien karsintaa. Tilan luonnetta kuvaavien muuttujien arvot tarkoittavat, ellei toisin ole mainittu, tilannetta hankintatiloilla keväätalvella 1961. Puunkorjuuseen liittyvät variaabelit kuvaavat korjuukautena 1. 6. 1960—31. 5. 1961 suoritettuja toimitushakkuita.

Jos kaikista tiloista ei saatu joko variaabelin luonteen tai muun syyn vuoksi havaintoarvoa, merkittiin muuttujan arvoksi muiden tilojen avulla laskettu keskiarvo (ks. HAHTOLAN muuttujaluettelo). Seuraavassa luettelossa käytettyä selittäjien numeroita noudatetaan kauttaaltaan tässä tutkimuksessa. Selittävät muuttujat on lueteltu dimensioiden mukaisessa järjestyksessä.

Selittävät muuttujat — *Dependent variables*

- P₁. Puunkorjuun yksikköpanos. *Logging unit input*. Tarkoittaa mies-, hevos- ja traktorituntien keskimääräisiä tuntipalkkoja painoina käyttäen laskettua summaa (0.1:llä kerrottuna) kiintokuutiometriä kohti (vrt. s. 48). Painojen lähtökohtana oli, kuten kahdessa muussakin kriteerivariaabeleissa pääasiassa metsätyöpalkkataulukot (1961).
- P₂. Puunkorjuun suhteellinen panos. *Relative logging input*. Tarkoittaa P₁:n laskennassa käytetyn yhdistetyn panoksen suhdetta (100:lla kerrottuna) tuotoksen volyyymiin, joka laskettiin painottamalla puutavaralajit kunkin työläjän keskimääräisen tuntipalkan ja tunteina määritetyn yksikköpanoksen tulolla (vrt. s. 49).
- P₃. Hakuun suhteellinen panos. *Relative cutting input*. Tarkoittaa hakuutyöpanoksen suhdetta (100:lla kerrottuna) tuotoksen volyyymiin, joka laskettiin puutavaralajit hakuun yksikkötyöpanoksilla painottaen (vrt. s. 50).

Selittävät muuttujat — *Independent variables*

1. Peltopinta-ala, ha. *Area of arable land*.
2. Nautakarjan lukumäärä. *Total head of cattle*. Nautakarjaan on luettu lehmät, hiehot, sonnit sekä vasikat.
3. Vetovoiman kokonaispanos (10 t) tilalla v. 1960. *Use of tractive power on farm*. Hevostunnit on laskettu yhteen neljällä kerrottujen traktorituntien kanssa. Samaa muuntotapaa on käytetty myös seuraavissa vetovoimamuuttujissa, joissa hevos- ja traktoritunteja on laskettu yhteen.
4. Ansiotyön osuus (%) oman vetovoiman kokonaispanoksesta v. 1960. *Ratio (%) of off-farm use to all utilization of tractive power*.
5. Traktorin käyttö (t) tilalla peltohehtaaria kohti v. 1960. *Use of tractor per arable hectare*.
6. Traktorin osuus (%) vetovoiman kokonaispanoksesta tilalla v. 1960. *Ratio (%) of tractor to all tractive power used*.
7. 15 vuotta täyttäneen miestyövoiman lukumäärä 100 peltohehtaaria kohti. *Number of men per arable hectare*. Tässä kuten seuraavassakin muuttujassa on työvoimaan luettu tilan töihin osallistuvat sekä perheväkeeseen kuuluvat että tilalla vakinaisesti työskentelevät muut henkilöt.
8. 15 vuotta täyttäneen naistyövoiman lukumäärä 100 peltohehtaaria kohti. *Number of women per arable hectare*.
9. Lehmien lukumäärä 100 peltohehtaaria kohti. *Number of cows per arable hectare*.
10. Kasvullisen metsämaan pinta-ala (ha) peltohehtaaria kohti. *Forest area per arable hectare*.
11. Oman työvoiman osuus (%) puutavaran kuljetuksen työpanoksesta. *Ratio (%) of farm's own labour input in transport to total*. Omaan työvoimaan on luettu myös tilalla vakinaisesti työskentelevä vieras työvoima (samoin seuraavassa muuttujassa).

12. Oman työvoiman osuus (%) hakkuun työpanoksesta. *Ratio (%) of farm's own labour input in cutting to total.*
13. Oman kaluston osuus (%) vetovoiman kokonaispanoksesta tilalla v. 1960. *Ratio (%) of own equipment to all tractive power used.*
14. Hakkuukertymä (k-m³ kuoretta) 10 kasvullista metsähehtaaria kohti. *Quantity cut per forest hectare.*
15. Puunkorjuun työpanos (t) kasvullisen metsämaan hehtaaria kohti. *Total man-hours in logging per forest hectare.*
16. Hakkuualueen osuus (%) kasvullisen metsämaan pinta-alasta. *Ratio (%) of cutting area to total forest land.*
17. Hakkuukertymä (k-m³) kuoretta). *Quantity of cut.*
18. Hakkuukertymä (k-m³ kuoretta) omaan työvoimaan sekä tilalla vakinaisesti työskentelevään vieraaseen työvoimaan kuuluvaa miestä kohti. *Quantity cut per male farm worker.*
19. Puutavaraajien lukumäärä. *Number of timber assortments.* Paitsi puutavaraajanimikkeeltään erilaiset, on myös kuorinta-asteeltaan ja paperi- ja kaivospuissa pituudeltaan erilaiset erät katsottu eri puutavaraajiksi.
20. Ensimmäisen toimitus- tai käteiskaupan solmimisajankohta. *Time deal made.* Muuttuja on konstruoitu, samoin kuin muuttuja 21, siten, että kesäkuu 1960 = 0, heinäkuu 1960 = 1, elokuu 1960 = 2 . . . , huhtikuu 1960 = 10, toukokuu 1961, samoin kuin tapaukset, jolloin hakattu puutavara oli myymättä 31. 5. 1961 = 11.
21. Puutavaran kuljetuksen aloittamisajankohta. *Time transport commenced.*
22. Hakkuukertymä (k-m³ kuoretta) hakkuualueen hehtaaria kohti. *Quantity cut per hectare of cutting area.*
23. Uudistushakkuun osuus (%) poistettavasta puumäärästä puunkorjuun lähtökohtana olleessa metsänkäsittelyratkaisussa. *Ratio (%) of renewal to total cut.* Uudistushakkuuseen on luettu avo-, siemen- sekä suojuspuuhakkuu.
24. Ammattiavun käyttö leimauksessa. *Professional assistance in marking.* 1 = puunkorjuu suoritettiin ilman leimausta tai isännän omalla leimauksella, 2 = puunkorjuu suoritettiin osittain piiri-metsälautakunnan tai metsänhoitoyhdistyksen neuvojan leimauksen mukaan tai leimauksen suoritti muu ammattimies, 3 = puunkorjuu suoritettiin kokonaan neuvojan leimauksen mukaan.
25. Puunkorjuun lähtökohtana olleen metsänkäsittelyratkaisun arvostelu metsänhoidollisten näkökohtien perusteella. *Sylvicultural assessment of cut (qualitative).* 1 = virheellinen ratkaisu, josta aiheutuu selvää metsänhoidollista haittaa, 2 = virheellinen ratkaisu, josta aiheutuva metsänhoidollinen haitta on vähäinen, 3 = metsänhoidollisesti oikea ratkaisu.
26. Hakkuualueella suoritettujen edellisen hakkuun ajankohta. *Time last cut performed.* V. 1940 = 0, 1941 = 1, 1942 = 2 ja niin edelleen. Jos hakkuualueen osien edellinen hakkuu oli tapahtunut eri aikoina, laskettiin näistä puumäärillä painotettu keskiarvo.
27. Varsinaisen kasvatushakkuun osuus (%) poistettavasta puumäärästä puunkorjuun lähtökohtana olleessa metsänkäsittelyratkaisussa. *Ratio (%) of improvement to total cut.* Varsinaiseen kasvatushakkuuseen on luettu harvennus- ja väljennyshakkuu.
28. Hakkuun koneellistamisaste. *Degree of mechanization in cutting.* 1 = kaato ja pölytys suoritettiin kokonaan käsisahalla, 2 = kaato ja pölytys suoritettiin osaksi moottorisahalla, 3 = kaato ja pölytys suoritettiin kokonaan moottorisahalla.
29. Järeän puun osuus (%) hakkuukertymästä. *Ratio (%) of heavy timber to total cut.*
30. Kuusipaperipuun osuus (%) hakkuukertymästä. *Ratio (%) of spruce pulpwood to total cut.*
31. Tilan etäisyys (km) linnuntietä merenrannasta. *Distance of farm from coast.* Muuttuja (samoin kuin muuttuja 38) ei sellaisenaan sisältynyt kerättyyn aineistoon, vaan se arvioitiin aineiston käsittelyvaiheessa tilan sijainnista annettujen tietojen perusteella karttaa apuna käyttäen.
32. Osuus puuvarastosta (%), jonka alkukuljetus voidaan kesäolosuhteissa suorittaa hevosella. *Transport conditions over terrain.* Perustuu hakkuunalaisten palstojen arviointiin.
33. Varastokuorinnan osuus (%) puunkorjuun työpanoksesta. *Ratio (%) of man-bours in barking at intermediate store to total.*
34. Hakkuun osuus (%) puunkorjuun työpanoksesta. *Ratio (%) of man-bours in cutting to total.*
35. Kuoritun tavaran osuus (%) hakkuukertymästä. *Ratio (%) of barked timber to total cut.*
36. Puumäärille painottaen laskettu keskimääräinen hevospeljetusmatka (100 m). *Mean distance of horse transport.*
37. Lumen keskimääräinen paksuus (cm) hakkuutyön aikana. *Depth of snow during cutting.*
38. Tilan etäisyys (km) maanteitse rautatiestä. *Distance of farm from railway.*

Liite 2. Muuttujien keskiarvot ja -hajonnat — *App. 2. Means and standard deviations of the variables*

Muuttuja Variable	Keskiarvo Mean	Keskihajonta Standard deviation	Variaatio- kerroin, % Coefficient of variation, %
P ₁	112.62	56.30	50
P ₂	116.00	48.53	42
P ₃	120.38	65.65	55
1	12.17	8.23	68
2	7.98	4.95	62
3	162.95	135.56	83
4	12.85	19.32	150
5	16.31	17.24	106
6	42.10	30.52	72
7	23.60	18.17	77
8	19.84	17.41	88
9	45.57	19.35	42
10	6.36	14.06	221
11	90.03	26.54	29
12	75.00	37.21	50
13	89.35	18.28	20
14	30.87	23.56	76
15	14.25	12.82	90
16	17.21	15.61	91
17	152.50	159.99	105
18	84.65	124.77	147
19	3.59	1.91	53
20	4.93	2.23	45
21	6.13	1.40	23
22	24.56	18.65	76
23	21.88	30.98	142
24	2.22	.83	37
25	2.40	.67	28
26	10.05	5.74	57
27	44.20	37.32	84
28	2.11	.76	36
29	35.91	32.46	90
30	30.83	30.78	100
31	47.65	31.60	66
32	83.07	16.88	20
33	8.05	9.89	123
34	61.10	12.57	21
35	29.66	31.35	106
36	5.69	4.54	80
37	31.73	15.88	50
38	18.21	11.94	66

Liite 3: I. Muuttujien korrelaatiomatriisi — App. 3: I. Correlation matrix of the variables

Liite 3: II. Muuttujien korrelaatiomatriisi — App. 3: II. Correlation matrix of the variables

	P ₁	P ₂	P ₃	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
P ₁	1.00	.85	.68	.13	.10	.24	-.18	.15	.09	-.08	-.14	-.09	-.10	.12	P ₁
P ₂	.85	1.00	.74	.08	.07	.14	-.18	.04	.09	-.06	-.13	-.02	-.11	.13	P ₂
P ₃	.68	.74	1.00	.05	.01	.07	-.15	.04	.08	-.03	-.15	-.09	-.11	.08	P ₃
1	.13	.08	.05	1.00	.83	.81	-.25	.19	.41	-.48	-.42	-.26	-.15	.04	1
2	.10	.07	.01	.83	1.00	.77	-.25	.21	.32	-.39	-.31	.16	-.13	.18	2
3	.24	.14	.07	.81	.77	1.00	-.24	.56	.50	-.35	-.29	-.12	-.08	.08	3
4	-.18	-.18	-.15	-.25	-.25	-.24	1.00	-.02	-.00	.29	.18	.08	-.00	-.07	4
5	.15	.04	.04	.19	.21	.56	-.02	1.00	.80	-.16	-.09	-.06	.02	-.04	5
6	.09	.09	.08	.41	.32	.50	-.00	.80	1.00	-.34	-.26	-.21	-.09	-.14	6
7	-.08	-.06	-.03	-.48	-.39	-.35	.29	-.16	-.34	1.00	.65	.29	.30	-.07	7
8	-.14	-.13	-.15	-.42	-.31	-.29	.18	-.09	-.26	.65	1.00	.37	.63	-.21	8
9	-.09	-.02	-.09	-.26	.16	-.12	.08	-.06	-.21	.29	.37	1.00	.14	.24	9
10	-.10	-.11	-.11	-.15	-.13	-.08	-.00	.02	-.09	.30	.63	.14	1.00	-.27	10
11	.12	.13	.08	.04	.18	.08	-.07	-.04	-.14	-.07	-.21	.24	-.27	1.00	11
12	.19	.18	.21	-.29	-.23	-.26	.14	-.10	-.19	.28	.03	.12	-.16	.46	12
13	.05	.04	-.01	.25	.32	.32	-.04	.20	.10	-.20	-.30	.15	-.34	.43	13
14	-.24	-.19	-.10	-.15	-.16	-.17	.11	-.08	-.08	.19	.04	.02	-.08	-.12	14
15	.25	.24	.29	-.13	-.14	-.09	-.00	-.05	-.08	.22	-.02	.01	-.12	-.01	15
16	-.11	-.01	.01	-.16	-.16	-.22	.18	-.13	-.09	.10	.04	.06	-.10	.02	16
17	-.25	-.23	-.18	.34	.26	.25	-.07	.09	.17	-.10	-.08	-.10	.12	-.24	17
18	-.23	-.21	-.17	.09	.01	.04	-.06	.07	.13	-.18	-.02	-.10	.14	-.32	18
19	-.11	-.13	-.04	.21	.18	.18	-.10	.11	.14	-.06	-.09	-.07	.00	-.04	19
20	.16	.11	.05	.09	.08	.13	.01	.14	.14	-.14	-.07	.01	-.14	.02	20
21	.10	.06	.07	-.02	-.03	-.03	-.06	-.09	-.12	-.05	-.05	.00	-.11	.01	21
22	-.13	-.15	-.03	.02	.04	.06	-.08	.07	.03	.17	.12	-.02	.03	-.04	22
23	-.13	-.08	.01	.00	-.04	.11	.05	.18	.12	.06	.06	-.06	-.04	.01	23
24	-.09	-.14	-.04	-.04	-.05	.06	-.05	.15	.11	.09	.13	-.02	.07	-.04	24
25	-.07	-.16	-.02	-.03	-.01	.01	-.08	.03	.01	.06	.04	.00	.08	-.01	25
26	-.16	-.09	-.14	-.13	-.14	-.13	.20	-.09	-.11	.19	.11	.07	.04	.01	26
27	.24	.08	.11	.03	.01	.08	-.09	.01	.02	.06	-.07	-.08	.04	-.06	27
28	-.19	-.10	-.10	.03	.03	-.03	.02	.00	.03	.04	.11	.02	.01	-.09	28
29	-.43	-.09	-.09	-.11	-.07	-.20	.09	-.15	-.12	.06	.10	.12	.03	-.01	29
30	.33	.21	.14	.06	-.03	.13	-.12	.07	.04	-.08	-.11	-.19	-.12	-.02	30
31	-.19	-.16	-.14	-.22	-.15	-.33	.16	-.23	-.21	.25	.25	.13	.12	-.08	31
32	-.26	-.23	-.19	-.15	-.19	-.20	.22	-.18	-.24	.18	.19	.03	.07	-.03	32
33	.18	-.02	.11	-.06	-.06	-.02	.16	.04	.02	.07	-.01	-.11	-.05	-.01	33
34	-.08	-.13	.20	.00	-.04	-.01	-.11	.03	.06	-.02	-.07	-.06	.02	-.01	34
35	.28	.06	.19	-.08	-.07	-.04	.13	-.03	-.05	.07	.05	-.03	-.05	.02	35
36	.30	.17	.05	.04	.03	.08	-.10	.13	.08	-.05	-.09	-.06	-.06	-.02	36
37	.10	.08	.09	-.13	-.12	-.01	.02	.03	-.15	.15	.08	-.09	.05	-.03	37
38	-.13	-.15	-.05	-.20	-.11	-.14	.10	-.12	-.16	.27	.17	.12	.12	.03	38

	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
P ₁	.19	.05	-.24	.25	-.11	-.25	-.23	-.11	.16	.10	-.13	-.13	-.09	-.07	P ₁
P ₂	.18	.04	-.19	.24	-.01	-.23	-.21	-.13	.11	.06	-.15	-.08	-.14	-.16	P ₂
P ₃	.21	-.01	-.10	.29	.01	-.18	-.17	-.04	.05	.07	-.03	.01	-.04	-.02	P ₃
1	-.29	.25	-.15	-.13	-.16	.34	.09	.21	.09	-.02	.02	.00	-.04	-.03	1
2	-.23	.32	-.16	-.14	-.16	.26	.01	.18	.08	-.03	.04	-.04	-.05	-.01	2
3	-.26	.32	-.17	-.09	-.22	.25	.04	.18	.13	-.03	.06	.11	.06	.01	3
4	.14	-.04	.11	-.00	.18	-.07	-.06	-.10	.01	-.06	-.08	.05	-.05	-.08	4
5	-.10	.20	-.08	-.05	-.13	.09	.07	.11	.14	-.09	.07	.18	.15	.03	5
6	-.19	.10	-.08	-.08	-.09	.17	.13	.14	.14	-.12	.03	.12	.11	.01	6
7	.28	-.20	.19	.22	.10	-.10	-.18	-.06	-.14	-.05	.17	.06	.09	.06	7
8	.03	-.30	.04	-.02	.04	-.08	-.02	-.09	-.07	-.05	.12	.06	.13	.04	8
9	.12	.15	.02	.01	.06	-.10	-.10	-.07	.01	.00	-.02	-.06	-.02	.00	9
10	-.16	-.34	-.08	-.12	-.10	.12	.14	.00	-.14	-.11	.03	-.04	.07	.08	10
11	.46	.43	-.12	-.01	.02	-.24	-.32	-.04	.02	.01	-.04	.01	-.04	-.01	11
12	1.00	.10	-.04	.08	.05	-.34	-.37	-.12	-.03	.05	-.03	-.06	-.05	-.06	12
13	.10	1.00	-.01	-.02	-.00	.07	-.00	.12	.08	.05	.01	-.01	-.07	.01	13
14	-.04	-.01	1.00	.74	.48	.49	.55	.35	-.23	-.17	.19	.01	.25	.07	14
15	.08	-.02	.74	1.00	.38	.17	.19	.23	-.18	-.04	.10	-.11	.20	.02	15
16	.05	-.00	.48	.38	1.00	.06	.15	.12	-.15	-.09	-.41	-.19	.00	-.24	16
17	-.34	.07	.49	.17	.06	1.00	.83	.58	-.30	-.34	.26	-.01	.19	.09	17
18	-.37	-.00	.55	.19	.15	.83	1.00	.40	-.19	-.25	.13	.00	.16	.11	18
19	-.12	.12	.35	.23	.12	.58	.40	1.00	-.37	-.34	.21	-.04	.23	.08	19
20	-.03	.08	-.23	-.18	-.15	-.30	-.19	-.37	1.00	.36	-.11	.16	-.25	.01	20
21	.05	.05	-.17	-.04	-.09	-.34	-.25	-.34	.36	1.00	-.13	.00	-.08	-.10	21
22	-.03	.01	.19	.10	-.41	.26	.13	.21	-.11	-.13	1.00	.35	.23	.31	22
23	-.06	-.01	.01	-.11	-.19	-.01	.00	-.04	.16	.00	.35	1.00	.13	.26	23
24	-.05	-.07	.25	.20	.00	.19	.16	.23	-.25	-.08	.23	.13	1.00	.38	24
25	-.06	.01	.07	.02	-.24	.09	.11	.08	.01	-.10	.31	.26	.38	1.00	25
26	-.03	-.14	.15	.06	.21	-.02	.01	-.07	-.14	-.06	-.22	-.05	-.06	-.19	26
27	.01	-.07	.00	.18	-.09	.09	.03	.14	-.13	.01	-.00	-.39	.28	.22	27
28	-.13	.01	.10	-.04	.00	.13	.06	.14	-.12	-.07	.17	.10	-.06	-.10	28
29	-.06	.04	.16	-.14	.27	.11	.11	.01	-.07	-.11	.02	.06	-.05	-.15	29
30	.07	-.04	-.05	.15	-.20	-.14	-.13	-.09	-.07	.18	.03	.04	.13	.04	30
31	.02	-.12	.00	-.14	.11	.00	-.02	-.09	-.10	-.26	-.02	-.05	-.07	.02	31
32	.02	-.15	.10	.01	.03	-.06	-.03	-.16	.05	-.08	.03	.18	.02	.02	32
33	.14	-.06	.01	.11	.07	-.07	-.08	-.01	-.12	-.11	-.02	-.10	.03	-.06	33
34	-.02	-.04	.07	.11	-.03	.06	.07	.09	.04	.06	.00	.04	.09	.20	34
35	.14	-.00	-.07	.10	.09	-.11	-.11	-.02	-.08	-.06	-.11	-.17	.00	-.06	35
36	.07	.11	.01	.05	-.07	.00	-.03	.10	.02	.02	.06	-.11	.01	-.01	36
37	.09	.00	.05	.10	-.00	-.01	-.03	.10	.06	.07	.09	.04	.02	-.00	37
38	.09	-.01	.10	.11	.04	.05	-.00	.13	-.25	-.06	.07	-.11	.16	.14	38

Liite 5. Rotatoitu faktorimatriisi — App. 5. Varimax solution: factors

	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₆	F ₇	F ₈	F ₉	F ₁₀	F ₁₁	b _j ²	
1	.85	.10	-.29	-.08	-.08	.05	.00	-.01	.09	.02	-.03	.85	1
2	.90	.08	-.06	.16	-.10	.07	-.04	-.02	.03	.06	-.01	.87	2
3	.81	.38	-.09	.02	-.05	-.01	.10	.03	.17	-.02	.06	.85	3
4	-.25	.11	.12	.02	.12	-.08	-.05	-.08	-.22	-.22	-.18	.25	4
5	.17	.88	.01	.01	-.02	.01	.11	.00	.10	-.01	.12	.84	5
6	.23	.83	-.21	-.12	-.07	.07	.02	.01	.09	.01	-.02	.81	6
7	-.33	-.11	.66	.08	.21	-.03	.15	.00	-.11	-.14	-.02	.66	7
8	-.23	-.05	.79	-.18	-.01	-.02	.08	-.09	-.11	-.03	-.04	.74	8
9	.04	-.07	.47	.34	.03	.00	-.09	-.05	-.13	.12	-.05	.38	9
10	-.04	.01	.63	-.39	-.19	.14	-.00	.06	-.05	.07	-.00	.61	10
11	.09	-.07	-.07	.71	-.04	-.04	-.01	.01	.01	.01	-.05	.53	11
12	-.31	-.07	.07	.54	.02	-.11	-.00	.08	.04	-.16	.08	.45	12
13	.29	.12	-.19	.50	.05	.05	-.01	-.06	-.03	.09	.14	.42	13
14	-.11	-.04	-.00	-.08	.83	.34	.07	-.09	-.06	.06	-.01	.84	14
15	-.07	-.06	.04	.05	.81	.11	.02	.15	.18	-.09	.06	.74	15
16	-.16	.00	-.02	.06	.49	.11	-.46	-.03	-.19	-.04	-.13	.54	16
17	.32	.04	-.08	-.33	.28	.69	.11	-.06	-.11	.15	.08	.83	17
18	.08	.07	-.14	-.46	.34	.56	.03	-.04	-.11	.22	.05	.73	18
19	.17	.07	-.05	.01	.21	.65	.10	.03	.02	.05	.14	.54	19
20	.11	.15	-.11	-.02	-.05	-.59	.03	.00	-.10	.14	.09	.43	20
21	.01	-.11	-.04	.01	.02	-.50	-.06	.05	.21	.12	.07	.33	21
22	.04	-.02	.09	-.01	.03	.20	.63	-.17	.06	.04	.15	.50	22
23	-.03	.17	-.03	-.02	.02	-.17	.52	-.33	-.01	.11	-.15	.48	23
24	-.04	.12	.10	-.03	.17	.27	.37	.22	.08	-.04	-.07	.33	24
25	-.02	.01	.02	-.00	-.02	.11	.55	.28	-.04	.08	-.05	.40	25
26	-.10	-.03	.13	-.03	.12	.03	-.25	-.13	-.10	-.16	-.24	.22	26
27	.05	-.05	.04	-.04	.03	.17	.04	.62	.15	-.15	.08	.48	27
28	.04	-.02	.06	-.06	.01	.14	.07	-.46	-.06	-.04	-.04	.26	28
29	-.07	-.07	.03	.04	.03	.15	-.15	-.48	-.52	.12	-.08	.58	29
30	-.03	-.02	-.09	-.05	.03	-.13	.13	.14	.73	-.16	.01	.62	30
31	-.17	-.15	.15	-.05	-.09	.04	-.01	-.06	-.53	-.09	.06	.38	31
32	-.10	-.16	.08	-.09	.10	-.15	.20	-.09	-.39	-.13	-.23	.35	32
33	-.04	.02	-.04	-.01	.03	.06	-.03	-.03	.04	-.81	.08	.67	33
34	-.05	.04	-.05	-.03	.09	-.01	.14	.44	.10	.42	-.24	.48	34
35	-.04	-.01	.00	.05	.00	.04	-.12	.14	.04	-.68	-.04	.51	35
36	.01	.07	-.04	.05	-.01	.02	-.03	.04	.07	-.02	.51	.28	36
37	-.05	-.05	.05	-.03	.11	-.08	.15	.00	-.18	-.19	.34	.23	37
38	-.10	-.12	.22	.12	.05	.24	.09	.14	-.04	-.17	-.19	.24	38
	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₆	F ₇	F ₈	F ₉	F ₁₀	F ₁₁	b _j ²	

Liite 6. Rotatoitu pääkomponenttimatriisi — App. 6. Varimax solution: principal components

	C ₁	C ₂	C ₃	C ₄	C ₅	C ₆	C ₇	C ₈	C ₉	C ₁₀	C ₁₁	Σa _i ² 1)	
1	.85	-.12	.29	-.06	.07	-.02	-.00	.01	.07	-.01	.02	.84	1
2	.90	-.08	.03	.16	.09	-.04	.03	.01	.02	-.04	.01	.86	2
3	.82	-.39	.07	.03	.04	.06	-.09	-.04	.16	.05	-.05	.88	3
4	-.33	-.26	-.11	.05	-.11	.10	.09	.06	-.26	.26	.27	.43	4
5	.20	-.88	-.04	.01	.01	.02	-.11	-.02	.10	.03	-.12	.85	5
6	.26	-.84	.19	-.11	.05	-.08	-.01	-.02	.09	-.02	-.02	.84	6
7	-.39	.09	-.68	.07	-.17	.04	-.14	.00	-.08	.15	.03	.71	7
8	-.26	.03	-.83	-.22	.03	.02	-.08	.09	-.10	.03	.03	.83	8
9	.09	.07	-.65	.40	-.02	.01	.13	.06	-.11	-.16	.07	.66	9
10	-.03	-.02	-.65	-.45	.18	-.14	-.02	-.07	-.07	-.07	-.02	.69	10
11	.09	.09	.05	.83	.08	-.01	-.01	-.01	.01	-.02	.06	.72	11
12	-.40	.05	-.06	.63	.04	.03	-.01	-.09	.05	.17	-.11	.62	12
13	.37	-.11	.13	.61	-.11	-.00	-.01	.06	-.07	-.08	-.13	.58	13
14	-.12	.04	-.01	-.06	-.91	-.19	-.06	.09	-.04	-.06	.03	.90	14
15	-.10	.07	-.05	.07	-.81	-.01	-.02	-.13	.22	.11	-.04	.76	15
16	-.19	-.03	.02	.09	-.56	-.06	.52	.00	-.20	.03	.13	.69	16
17	.39	-.05	.06	-.33	-.45	-.53	-.14	.05	-.16	-.13	-.05	.82	17
18	.16	-.07	.11	-.44	-.49	-.40	-.06	.03	-.14	-.21	-.02	.70	18
19	.25	-.06	.04	-.02	-.38	-.58	-.15	-.02	-.03	-.03	-.17	.60	19
20	.11	-.18	.09	.01	.11	.75	-.00	-.03	-.11	-.14	-.06	.66	20
21	.04	.20	-.02	.01	-.01	.66	.09	-.03	.32	-.11	-.05	.60	21
22	.05	.04	-.10	-.01	-.08	-.17	-.74	.25	.08	-.03	-.16	.69	22
23	-.09	-.27	.06	.01	.00	.22	-.58	.41	.01	-.14	.20	.70	23
24	-.03	-.15	-.12	-.04	-.24	-.25	-.44	-.25	.10	.04	.09	.44	24
25	-.02	-.02	-.02	.01	.01	-.10	-.66	-.32	-.06	-.11	.09	.57	25
26	-.12	-.01	-.15	-.05	-.14	-.05	.35	.15	-.07	.20	.34	.37	26
27	.11	.10	-.06	-.08	-.06	-.16	-.08	-.74	.15	.19	-.06	.68	27
28	.09	.08	-.08	-.09	-.04	-.15	-.09	.64	-.02	.08	.06	.48	28
29	-.04	.09	-.04	.04	-.08	-.13	.16	.49	-.55	-.14	-.09	.63	29
30	-.06	.01	.11	-.05	.01	.10	-.14	-.12	.78	.19	-.04	.71	30
31	-.22	.14	-.12	-.06	.13	-.09	.00	.01	-.69	.08	-.10	.60	31
32	-.10	.19	-.04	-.10	-.09	.27	-.25	.07	-.48	.19	.38	.62	32
33	-.04	-.04	.05	-.00	-.02	-.07	.02	.03	.05	.88	-.02	.79	33
34	-.07	-.05	.07	-.02	-.10	.03	-.15	-.50	.11	-.52	.24	.64	34
35	-.05	-.00	.00	.05	.02	-.07	.12	-.15	.07	.72	.07	.58	35
36	-.03	-.10	.03	.06	-.02	-.04	.03	-.04	.04	.04	-.78	.63	36
37	-.01	.11	-.05	-.05	-.20	.29	-.23	-.05	-.32	.32	-.45	.60	37
38	-.03	.20	-.29	.12	-.09	-.25	-.14	-.17	-.02	.23	.31	.41	38
	C ₁	C ₂	C ₃	C ₄	C ₅	C ₆	C ₇	C ₈	C ₉	C ₁₀	C ₁₁	25.38 = 66.8 % n:stä ²⁾	

1) Σa_i² = latausten neliöiden summma

2) n = muuttujien lukumäärä (= 38)

Liite 7. Ledermanin kerroinmatriisi faktoreilla — *App. 7. The coefficients of regression on the standardized variables of the factors. Lederman's method*

	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₆	F ₇	F ₈	F ₉	F ₁₀	F ₁₁	
1	.34	-.12	-.12	-.17	.03	-.10	.02	-.01	-.02	-.08	-.14	1
2	.45	-.11	.20	.22	.02	.03	-.09	-.00	-.05	.03	-.07	2
3	.32	.09	.14	-.01	.10	-.14	.09	.01	.05	-.08	.05	3
4	-.01	.04	.00	.00	.03	-.02	.00	-.00	-.07	-.06	-.10	4
5	-.09	.55	.11	.09	.03	-.01	.02	-.01	-.01	.01	.17	5
6	-.09	.44	-.10	-.06	-.03	.05	-.06	.02	-.02	-.02	-.18	6
7	.03	.01	.26	.06	.08	-.03	.09	.02	-.04	-.05	-.00	7
8	.06	.02	.45	-.11	.00	-.03	-.00	-.08	.04	.00	-.01	8
9	.03	.01	.14	.13	.01	.03	-.05	-.01	-.00	.06	-.02	9
10	.04	.01	.26	-.17	-.08	.04	-.07	.05	.04	.04	.02	10
11	-.01	.00	-.01	.32	-.02	.09	.02	-.00	.00	.03	-.05	11
12	-.04	.01	.01	.20	-.00	.05	.01	.03	.00	-.02	.06	12
13	.01	.02	-.02	.19	.01	.04	.00	-.02	-.03	.04	.10	13
14	.02	.01	-.01	.01	.55	-.04	.06	-.12	-.01	.04	-.05	14
15	.05	-.01	.06	.03	.39	-.12	-.02	.10	.11	-.04	.08	15
16	.00	.05	.01	.03	.13	-.00	-.24	.02	-.06	-.01	-.11	16
17	.05	-.05	-.03	-.15	-.03	.42	.05	-.02	-.06	.05	.11	17
18	-.02	.00	-.08	-.22	.03	.15	-.04	.00	-.04	.09	.06	18
19	-.02	.00	.00	.10	-.04	.22	.01	.01	.04	.01	.08	19
20	.04	.02	-.04	-.08	.08	-.23	.04	-.13	.05	.05	.11	20
21	.02	-.03	.00	-.05	.06	-.14	-.02	-.01	.05	.05	.07	21
22	-.01	-.04	.00	.04	-.03	.04	.30	-.12	.04	-.01	.10	22
23	-.01	.02	-.04	-.01	.03	-.08	.27	-.18	.01	.01	-.14	23
24	-.01	.02	.01	.03	.00	.05	.12	.09	-.00	-.02	-.08	24
25	-.01	-.01	-.03	.03	-.02	.01	.24	.15	-.09	.00	-.05	25
26	.00	.02	.02	-.01	.02	.01	-.07	-.04	.01	-.04	-.13	26
27	.01	-.01	.01	-.01	-.01	.05	.01	.33	-.05	-.05	.04	27
28	-.00	-.01	.01	-.00	-.01	.03	.02	-.18	.05	-.02	-.03	28
29	-.00	.02	-.02	.05	-.01	.04	-.05	-.22	-.17	.03	-.04	29
30	-.03	-.06	.01	-.06	.00	.01	.03	-.10	.47	-.04	-.06	30
31	.01	-.00	-.00	-.02	-.02	-.02	.03	.06	-.22	-.05	.08	31
32	.03	-.01	-.03	-.05	.04	-.09	.13	.02	-.17	-.07	-.14	32
33	.01	-.01	-.05	-.05	-.01	.05	.03	-.05	-.03	-.49	.05	33
34	-.01	.02	-.02	.01	.02	-.01	.05	.24	-.02	.16	-.20	34
35	.01	.00	-.02	-.01	-.01	.05	-.03	.07	-.03	-.27	-.07	35
36	-.01	-.01	.00	.01	-.00	-.01	-.03	.01	-.00	.01	.31	36
37	.02	-.02	-.01	-.02	.03	-.06	.06	.03	-.10	-.05	.20	37
38	-.00	-.00	.03	.05	-.02	.08	.03	.05	-.01	-.05	-.12	38

Liite 8. Selitettävien muuttujien ja faktoripistemäärien korrelaatiomatriisi — *App. 8. Correlation matrix of the dependent variables and the factor scores*

	P ₁	P ₂	P ₃	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₆	F ₇	F ₈	F ₉	F ₁₀	F ₁₁	
P ₁	1.00	.85	.68	.12	.08	-.04	.13	-.01	-.26	-.09	.30	.38	-.26	.33	P ₁
P ₂	.85	1.00	.74	.08	.02	-.04	.16	.02	-.24	-.17	.08	.26	-.05	.22	P ₂
P ₃	.68	.74	1.00	.01	.05	-.09	.14	.08	-.16	-.02	.20	.19	-.12	.06	P ₃
F ₁	.12	.08	.01	1.00	.03	-.03	.02	-.02	.04	.00	-.01	.03	.01	-.01	F ₁
F ₂	.08	.02	.05	.03	1.00	-.01	-.02	-.00	-.01	.02	-.01	.03	-.00	.04	F ₂
F ₃	-.04	-.04	-.09	-.03	-.01	1.00	-.02	-.01	-.01	.04	.01	-.05	-.02	-.02	F ₃
F ₄	.13	.16	.14	.02	-.02	-.02	1.00	.02	-.09	-.02	.01	-.00	-.03	.01	F ₄
F ₅	-.01	.02	.08	-.02	-.00	-.01	.02	1.00	.09	.00	-.01	.02	.00	-.01	F ₅
F ₆	-.26	-.24	-.16	.04	-.01	-.01	-.09	.09	1.00	.03	.01	-.07	.01	.05	F ₆
F ₇	-.09	-.17	-.02	.00	.02	.04	-.02	.00	.03	1.00	-.01	.06	.03	.03	F ₇
F ₈	.30	.08	.20	-.01	-.01	.01	.01	-.01	.01	-.01	1.00	.15	-.00	.00	F ₈
F ₉	.38	.26	.19	.03	.03	-.05	-.00	.02	-.07	.06	.15	1.00	-.04	.05	F ₉
F ₁₀	-.26	-.05	-.12	.01	-.00	-.02	-.03	.00	.01	.03	-.00	-.04	1.00	-.04	F ₁₀
F ₁₁	.33	.22	.06	-.01	.04	-.02	.01	-.01	.05	.03	.00	.05	-.04	1.00	F ₁₁

Liite 9. Pääkomponenttien selitystuloksia

P_1 :n ja pääkomponenttipistemäärien (C_i) väliset korrelaatiokertoimet olivat seuraavat:

	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7	C_8	C_9	C_{10}	C_{11}
P_1	.10	-.08	.05	.15	.08	.21	.08	-.28	.37	.26	-.33

Valikoiva regressioanalyysi eteni seuraavasti, kun P_1 oli kriteerivariaabelina, pääkomponenttipistemäärät selittäjinä ja riskitodennäköisyys $< 5\%$ (vrt. s. 69):

		R	s_e
$P_1 = -10.24 + .25 C_9$ (21.51) (.04)		.36	52.47
$P_1 = 104.83 + .24 C_9 - .22 C_{11}$ (29.73) (.04) (.04)		.48	49.45
$P_1 = 26.60 + .24 C_9 - .22 C_{11} + .16 C_{10}$ (33.92) (.04) (.04) (.04)		.54	47.54
$P_1 = 111.69 + .22 C_9 - .22 C_{11} + .16 C_{10} - .16 C_8$ (38.46) (.04) (.04) (.04) (.04)		.58	45.79
$P_1 = 48.66 + .21 C_9 - .22 C_{11} + .16 C_{10} - .16 C_8 + .14 C_6$ (40.63) (.04) (.04) (.03) (.04) (.04)		.62	44.34
$P_1 = 12.98 + .21 C_9 - .22 C_{11} + .16 C_{10} - .16 C_8 + .13 C_6 + .08 C_4$ (43.10) (.04) (.04) (.03) (.04) (.04) (.03)		.63	43.89

Lopputulokseksi saatua mallia vastaava regressiomalli, jossa kertoimet ovat β -kertoimia ja vakiotermi jätetty pois, on seuraava (vrt. s. 74):

$$P_1 = .12 C_4 + .20 C_6 - .24 C_8 + .32 C_9 + .25 C_{10} - .31 C_{11}$$

Äskeistä yhtälöä malliin (27 a) verrattaessa on muistettava, että C_6 , C_8 ja C_{11} olivat vastaaviin faktoreihin nähden vastakkaismerkkisiä. F_{10} :n latausten etumerkit pidettiin tutkimuksen tekstiosassa muutettuina (vrt. s. 60).