

FOLIA FORESTALIA 482

METSÄNTUTKIMUSLAITOS · INSTITUTUM FORESTALE FENNIAE · HELSINKI 1981

ERKKI LIPAS

FAKTORIAALISEN LANNOITUSKOEEN
TULOSTEN TULKINTA

INTERPRETATION OF THE RESULTS
FROM FACTORIAL FERTILIZATION
EXPERIMENTS



METSÄNTUTKIMUSLAITOS
THE FINNISH FOREST RESEARCH INSTITUTE

Osoite: Unioninkatu 40 A
Address: SF-00170 Helsinki 17, Finland

Puhelin: (90) 661 401
Phone:

Ylijohtaja: <i>Director:</i>	Professori <i>Professor</i>	Olavi Huikari
Yleisinformaatio: <i>General information:</i>	Tiedotuspäällikkö <i>Information Chief</i>	Tuomas Heiramo
Julkaisujen jakelu: <i>Distribution of publications:</i>	Kirjastonhoitaja <i>Librarian</i>	Liisa Ikävalko-Ahvonon
Julkaisujen toimitus: <i>Editorial office:</i>	Toimittaja <i>Editor</i>	Seppo Oja

Metsäntutkimuslaitos on maa- ja metsätalousministeriön alainen vuonna 1917 perustettu valtion tutkimuslaitos. Sen päätehtävänä on Suomen metsätaloutta sekä metsävarojen ja metsien tarkoituksenmukaista käyttöä edistävä tutkimus. Metsäntutkimustyötä tehdään lähes 800 hengen voimin yhdeksällä tutkimusosastolla ja yhdeksällä tutkimus- ja koeasemalla. Tutkimus- ja koetoimintaa varten laitoksella on hallinnassaan valtionmetsiä yhteensä n. 150 000 hehtaaria, jotka on jaettu 17 kokeilualueeseen ja joihin sisältyy kaksi kansallis- ja viisi luonnonpuistoa. Kenttäkokeita on käynnissä maan kaikissa osissa.

The Finnish Forest Research Institute, established in 1917, is a state research institution subordinated to the Ministry of Agriculture and Forestry. Its main task is to carry out research work to support the development of forestry and the expedient use of forest resources and forests. The work is carried out by means of 800 persons in nine research departments and nine research stations. The institute administers state-owned forests of over 150 000 hectares for research purposes, including two national parks and five strict nature reserves. Field experiments are in progress in all parts of the country.

FOLIA FORESTALIA 482

Metsäntutkimuslaitos. Institutum Forestale Fenniae. Helsinki 1981

Erkki Lipas

FAKTORIAALISEN LANNOITUSKOEEN
TULOSTEN TULKINTA

Interpretation of the results from factorial fertilization experiments

ODC 237.4-015.5
ISBN 951-40-0532-5
ISSN 0015-5543

LIPAS, E. 1981. Faktoriaalisen lannoituskokeen tulosten tulkinta. Summary: Interpretation of the results from factorial fertilization experiments. *Folia For.* 482:1—15.

Faktoriaalisen lannoituskokeen tulosten tulkintaa on tarkasteltu käyttäen esimerkkinä 2^4 - NPKCa-koetta. Ensimmäisenä vaiheena korjattiin alkupuuston luontaisesta vaihtelusta aiheutuvaa tuotoslukujen vaihtelua eri koealoilla kovarianssikorjauksella. Korjatuista tuotosluvuista laskettiin sitten faktoriaaliset vaikutukset sekä eri yhdistelmillä saadut kasvunlisäykset. Lisäksi on esitetty mahdollisuuksia yhdysvaikutusten havainnollistamiseksi.

Kussakin vaiheessa on selvitetty faktoriaalisten vaikutusten ja muiden laskettujen tunnusten välisiä riippuvuuksia. Todetaan, että vaikka faktoriaaliset vaikutukset sellaisenaan sisältävät kaiken esitetyn tiedon, ne eivät tuo sitä esiin riittävän havainnollisesti. Sen vuoksi on suositeltavaa, että ainakin yhdistelmillä saatavat kasvunlisäykset lasketaan faktoriaalisten vaikutusten lisäksi.

Interpretation of the results from factorial fertilization experiments was examined by using a 2^4 - NPKCa-experiment as an example. The results were first corrected for the initial heterogeneity of the stand by means of covariance correction. The factorial effects, as well as the growth increases obtained with the different fertilizer combinations, were then calculated from the corrected values. In addition, the possibilities of interpreting the interactions are presented.

The connection between the factorial effects and the calculated parameters was examined at each step. It was found that although the factorial effects contain all the information presented, it is not derived directly from them. Therefore, it is recommended that at least the growth responses to the different combinations should be calculated in addition to the factorial effects.

SISÄLLYS

JOHDANTO	4
LÄHTÖTASOKORJAUS	5
FAKTORIAALISET VAIKUTUKSET	6
KASVUNLISÄYKSET ERI LANNOITEYHDISTELMILLÄ	7
FAKTORIAALISTEN VAIKUTUSTEN JA KASVUNLISÄYSTEN TARKASTELUA	8
YHDYSVAIKUTUSTEN TULKINTA	10
KOETULOSTEN YLEISARVIOINTI	13
KIRJALLISUUS	14
SUMMARY	14

JOHDANTO

Metsänlannoituskokeissa on Pohjoismaisissa käytetty yleisimmin koejärjestelyinä arvottuja lohkoja ja faktorikoetta. Arvottujen lohkojen koe on tulkinnoiltaan selväpiirteimpi ja havainnollisempi, ja se soveltuu hyvin tapauksiin, joissa tutkitaan erillisten käsittelyjen antamia tuloksia. Esimerkkinä voitaisiin mainita typpilannoitelaji-, lannoitemäärä- tai levitysaikakokeet. Sen sijaan tapauksissa, joissa selvitetään eri käsittelyjen samanaikaista vaikutusta, faktorialinen koejärjestely on tehokkaampi, koska se antaa mahdollisuuden yhdysvaikutusten toteamiseen.

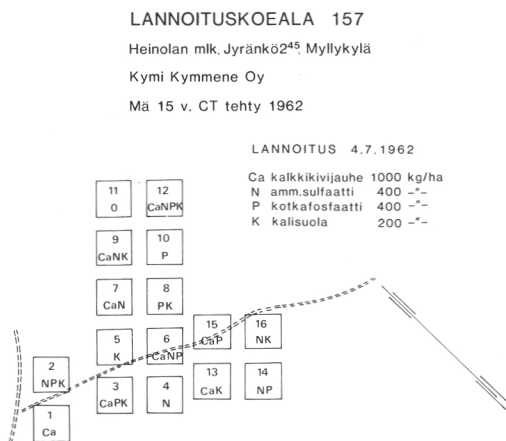
Kun metsänlannoitustutkimus aloitettiin Metsäntutkimuslaitoksen maantutkimusosastolla 1950-luvun lopussa professori Viron toimesta, ei ollut tietoa mitä ravinteita tai ravinneyhdistelmiä tulisi käyttää. Koska haluttiin kokeilla useita ravinteita erilaisina yhdistelminä, päädyttiin faktorialiseen koejärjestelyyn. Koejäseniksi valittiin kalkki, typpi, fosfori ja kali. Kun kutakin lannoitetta joko on annettu tai ei, saadaan kullekin kaksi tasoa. Näin tulee kolmen ravinteen kokeelle $2^3 = 8$ koelalaa ja neljän ravinteen kokeelle $2^4 = 16$ koelalaa, kun kaikki mahdolliset yhdistelmät otetaan mukaan (kuva 1).

Jo 1960-luvun alkuvuosina voitiin havaita, että Suomen metsämaissa oli suurin puute käyttökelpoisesta tpeestä, joskin eräissä tapauksissa erityisesti viljavammilla kasvupaikoilla NP-yhdistelmä antoi suuremman kasvunlisäyksen kuin N yksinään (Viro 1967). Typen vaikutus oli niin dominoiva, että yhdysvaikutuksilla $N \times P$:tä lukuunottamatta ei ollut siihen verrattuna merkitystä. Normaalityapauksessa koetuloksia tulkittiin tällöin siten, että kaikkia tyyppiä saaneita koelaloja pidettiin toistensa toistoina ja kaikki tyypettömät koelalat olivat näiden vertailuruutuja.

Vaikka mainitut faktorikokeet oli alun perin tarkoitettu esiselvitykseksi, joka sellaisenaan on saatu päätökseen, on kokeita kuitenkin mahdollisuuksien mukaan jatkettu. Tällä hetkellä on voimassa olevia fakto-

rikoiteita eri puolilla maata 72. Kokeilla on suoritettu uusintalannoituksia tietyn ohjelman mukaisesti samoin kuin puuston määräaikaista mittauksia. Kokeiden vanhetessa on paikoin ilmennyt, että myös muilla ravinteilla kuin typpellä saattaa olla vaikutusta. Samoin voi esiintyä merkittäviä yhdysvaikutuksia.

Koska faktorikokeiden tulosten perinteinen vaikutusten laskentatekniikka (esim. Cochran & Cox 1957) tähtää tilastollisen merkitsevyyden testaamiseen, eivät faktorialiset vaikutusarvot ole erityisen havainnollisia varsinkaan tapauksissa, joissa yhdysvaikutuksia esiintyy. Tämän vuoksi on oheinen peruskäsitteiden ja tulkinnoin suuntaviivojen selvittely katsottu aiheelliseksi. Tarkastelun tulokset esitetään seuraavassa laskentaesimerkkien avulla. Käsittelyn merkki ilman sulkua, kuten N, K, NPK viittaa kyseiseltä koelalalta mitattuun tunnukseen. Vastaavat faktorialiset vaikutukset (N), (K), (NPK) taas on merkitty sulkujen sisään. Yhdistelmien kokonaiskasvunlisäykset on erotettu alleviivauksella, esim. N, K, NPK.



Kuva 1. Koelakartta esimerkkinä käytetystä 2^4 -faktorikokeesta.

Figure 1. Map of the 2^4 -factorial experiment used as an example.

On huomattava, että laskentaesimerkkinä on käytetty vain yhtä koetta ilman toistoja. Tällöin vaikutusten tilastollinen testaus ei ole mahdollista. Toistojen saamiseksi tulisi tuloksia tarkastella usean kokeen ryhmänä, jolloin tulosten luotettavuus voidaan arvioida. Koska faktorikoetulosten tilastollisesta testauksesta on runsaasti kirjallisuutta, ei

tulosten tulkinnan tähän puoleen ole tässä kuitenkaan puututtu.

Käsikirjoituksen ovat lukeneet vs. professori Pertti H a r i ja professori Eino M ä l k ö n e n, jotka ovat tehneet siihen varteenotettavia korjausehdotuksia. Englanninkielisen tekstin on tarkistanut MMK John D e r o m e. Esitän mainituille parhaat kiitokset.

LÄHTÖTASOKORJAUS

Esimerkkitapauksena on käytetty NPKCa-männikkökoetta, jonka puusto koetta perustettaessa vuonna 1962 oli 15-vuotias. Tarkasteltavana tunnuksena oli kullakin koealalla tuotettu puumäärä 15 vuoden aikana (1962—77). Lukuihin sisältyy kuutiomäärän lisäys sekä lievässä harvennuksessa vuonna 1968 poistettu puumäärä:

$$\text{tuotos} = \text{loppukuutiomäärä} - \text{alkukuutiomäärä} + \text{poistuma}$$

Huolimatta pitkästä tarkastelujaksosta oli syytä epäillä, että puuston epätasaisuus ko-

Taulukko 1. Lähtötasokorjaus kovarianssimenetelmällä.

Table 1. Covariance correction for the initial heterogeneity.

x = alkukuutiomäärä — initial volume, m³/ha
 y = tuotos — yield 1962 — 77, m³/ha/15a

Käsittely Treatment	-N		Käsittely Treatment	+N	
	x	y		x	y
O	3,9	38,9	N	5,2	62,1
P	2,9	45,7	NP	8,8	78,1
K	3,7	34,4	NK	9,7	79,5
Ca	3,8	38,6	NCa	4,5	59,8
PK	2,8	41,6	NPK	3,4	55,6
PCa	5,3	45,3	NPCa	4,3	56,2
KCa	7,6	45,6	NKCa	4,0	59,8
PKCa	9,8	49,2	NPKCa	1,8	66,8
Var.lähde Source of var.	V.a. D.f.	$\Sigma(x - \bar{x})^2$		$\Sigma(x - \bar{x})(y - \bar{y})$	
-N	7	43,48		55,47	
+N	7	50,75		141,04	
yht. — total	14	94,23		196,51	

$$b = 196,51/94,23 = 2,085 \quad \bar{x} = \Sigma x/n = 81,5/16 = 5,094$$

$$\text{Korjaus} - \text{adjustment: } y_{\text{adj.}} = y - b(x - \bar{x}) = y - 2,085(x - 5,094)$$

keen alussa aiheuttaa tuotoslukuihin vääristymää (taulukko 1). Tämän vuoksi tuotosluvut korjattiin vastaamaan keskimääräistä alkukuutiomäärää. Korjaus tehtiin kovarianssimenetelmällä, jonka on todettu soveltuvan parhaiten tähän tarkoitukseen (L i p a s 1979).

Kovarianssikorjausta varten tulisi laskea neliösummat kullekin käsittelylle, jolloin käsittelyn vaikutus muuttuja-kovariantti-regressioon tulee eliminoiduksi (S t r a n d 1966). Yhden kokeen puitteissa tämä ei kuitenkaan ole mahdollista, koska kutakin käsittelyä on vain yksi. Ainoaksi mahdollisuudeksi jää käsittelyjen ryhmittely, joka voidaan tehdä usealla tavalla. Esimerkkikokeessa koealat ryhmiteltiin kahteen osaan, tyypilliset ja tyypettömät käsittelyt. Tämä perustuu aikaisempaan kokemukseen (esim. V i r o 1967), jonka mukaan kivennäismailla tyypellä saadaan suurimmat kasvunlisäykset. Ryhmittely eliminoi siten korjauksen todennäköisimmin vaikuttavan tekijän. Ryhmittelyn vieminen pitemmälle kuin kahteen ei toisaalta ole suositeltavaa sen vuoksi, että pienissä ryhmissä regressiokertoimen satunnaisvirhe on suuri.

Yllä mainituilla perusteilla korjaus tehtiin taulukon 1 mukaisesti (S n e d e c o r 1962, s. 395). Laskennan tuloksena saadaan regressiokerroin, jota käyttäen tuotosluvut voidaan korjata tasoon, joka vastaa keskimääräistä alkukuutiomäärää (5,1 m³/ha). Korjauksen tuloksena saadut tuotosarvot (taulukko 2) ovat lähtökohtana lannoituksen vaikutuksen tarkastelulle.

FAKTORIAALISET VAIKUTUKSET

Taulukossa 2 on esitetty korjatuista tuotosluvuista lasketut faktoriaaliset vaikutukset Yatesin (1937) menetelmällä. Päävaikutukset saadaan esimerkkitapauksessa kahdeksan koelaparin erotusten keskiarvoina. Esimerkiksi typen vaikutuksen laske-
miseksi erotukset ovat seuraavat:

N - 0	=	20,5	m ³ /ha/15a
NP - P	=	20,1	"
NK - K	=	32,6	"
NCa - Ca	=	19,7	"
NPK - PK	=	12,7	"
NPCa - PCa	=	13,0	"
NKCa - KCa	=	21,7	"
NPKCa - PKCa	=	34,3	"
Keskiarvo		21,825	m ³ /ha/15a

Vastaavasti saadaan P-, K- ja Ca-päävaikutukset. Koska kokeessa ovat mukana kaikki mahdolliset yhdistelmät, jokaiselle koelalle on olemassa vastinkoelala, joten kukin päävaikutus saadaan kahdeksan vertailun keskiarvona.

Ellei yhdysvaikutuksia olisi, jokainen vertailu voitaisiin käsittää samanarvoiseksi, ja vertailujen välinen vaihtelu kuvastaisi vain kokeen sisäistä satunnaisvaihtelua. Tällöin esimerkiksi edellä esitetty typen vaikutus tulisi samaksi, jos kokeessa olisi kahdeksan N-ruutua ja kahdeksan 0-ruutua. Tämän oletuksen paikkansapitävyys selviää sillä, että lasketaan yhdysvaikutusten suuruudet.

Parittaiset eli ensimmäisen kertaluvun yhdysvaikutukset kuvastavat sitä säännönmukaisuutta, jolla vertailut poikkeavat toisistaan, kun jokin lannoitus joko on tai ei ole mukana. Jos tarkasteltavana on edellä esitetyt vertailut typen päävaikutuksen laske-
miseksi, ja halutaan tietää fosforin vaikutus näihin vertailuihin, laskenta voidaan tehdä seuraavasti:

N:n vaikutus kun P on mukana	N:n vaikutus ilman P:tä	P:n vaikutus N:n vaikutukseen
NP - P = 20,1	N - 0 = 20,5	-0,4
NPK - PK = 12,7	NK - K = 32,6	-19,9
NPCa - PCa = 13,0	NCa - Ca = 19,7	-6,7
NPKCa - PKCa = 34,3	NKCa - KCa = 21,7	12,6
	Keskiarvo	-3,6
NP-yhdysvaikutusta N:n päävaikutuksessa		-1,8

Kuten asetelmasta selviää, laskentayksiköinä ovat nyt N:n päävaikutusta kuvastavat yksittäiset vertailut, jotka on ryhmitelty sen mukaan onko P mukana vai ei. Tuloksena saadaan neljä arvoa P:n vaikutukselle N:n päävaikutuskomponentteihin, joiden keskiarvo (-3,6) voitaisiin kutsua NP-yhdysvaikutukseksi. Kuitenkin on otettu käyttöön määritelmä (Yates 1937), jonka mukaan mainittu keskiarvo on vielä jaettava kahdella, jotta saataisiin NP-yhdysvaikutus (-1,8). Tämä luku osoittaa NP-yhdysvaikutuksen osuuden N:n (tai P:n) päävaikutuksessa, sillä päävaikutuskomponenteista on puolet sellaisia koelapareja, joissa NP on mukana.

Taulukko 2. Esimerkkikokeen korjatut puuntuotokset, faktoriaaliset vaikutukset ja lannoituksen aiheuttamat kasvunlisäykset.

Table 2. The adjusted yields, factorial effects, and growth responses to fertilization in the example experiment.

Lannoitus <i>Fertilization</i>	Tuotos <i>Yield</i> 1962-77	Faktoriaal. vaikutus <i>Factorial</i> <i>effect</i>	Kasvunlisäys <i>Growth</i> <i>response</i>	Toistoja/ kasvunlisäys <i>No. of</i> <i>replic./</i> <i>response</i>
		m ³ /ha/15a		
0	41,4	—	—	
N	61,9	21,825	21,825	8
P	50,3	3,350	3,350	8
K	37,3	-0,100	-0,100	8
Ca	41,3	-2,000	-2,000	8
NP	70,4	-1,800	25,175	4
NK	69,9	3,500	21,725	4
NCa	61,0	0,350	19,825	4
PK	46,4	-1,125	3,250	4
PCa	44,9	-0,575	1,350	4
KCa	40,4	2,725	-2,100	4
NPK	59,1	-0,025	25,050	2
NPCa	57,9	3,275	26,450	2
NKCa	62,1	2,325	22,050	2
PKCa	39,4	3,650	4,900	2
NPKCa	73,7	4,850	32,300	1

Parittaiset yhdysvaikutukset voidaan laskea vastaavalla tavalla kullekin lannoiteparille. Lisäksi voidaan osoittaa, että lannoitteiden järjestyksellä yhdysvaikutuksissa ei ole merkitystä. Näin voitaisiin esimerkiksi yllä kuvattu NP-yhdysvaikutus laskea yhtä hyvin N:n vaikutuksena P:n päävaikutusvertailuihin.

Kolmen tekijän yhdysvaikutus saadaan loogisena johdannaisena kahden tekijän yhdysvaikutuksesta. Nyt tarkastellaan kolmannen lannoitteen vaikutusta kahden tekijän yhdysvaikutuskomponenttiin. Esimerkkitapauksessa saadaan NPK-yhdysvaikutuksen laskemiseksi seuraava asetelma:

Kun NP-, NK- tai PK-yhdysvaikutusta laskettaessa on vain kaksi koealaparua kahdeksasta sellaista, joissa NPK on mukana, jaetaan saatu keskiarvo neljällä, jotta saataisiin faktoriaalinen NPK-vaikutus ($-0,025 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$).

Neljän lannoitteen kokeessa on lisäksi laskettavissa NPKCa-yhdysvaikutus, joka kuvastaa neljännen lannoitteen vaikutusta kolmen tekijän yhdysvaikutuskomponenttiin. Esimerkkitapauksessa tämä saadaan erotuksena.

$$19,3 - (-19,5) = 38,8 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$$

Kun saatu erotus jaetaan kahdeksalla, saadaan NPKCa-yhdysvaikutukseksi $4,85 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$. Tämä luku osoittaa, paljonko NPK-, NPCa- tai PKCa-yhdysvaikutuksessa on NPKCa-yhdysvaikutusta.

NP-yhdysvaikutus kun K on mukana

NP-yhdysvaikutus ilman K:ta

K:n vaikutus
NP-yhdys-
vaikutukseen

$(\text{NPK} - \text{PK}) - (\text{NK} - \text{K}) = -19,9$	$(\text{NP} - \text{P}) - (\text{N} - 0) = -0,4$	-19,5
$(\text{NPKCa} - \text{PKCa}) - (\text{NKCa} - \text{KCa}) = 12,6$	$(\text{NPCa} - \text{PCa}) - (\text{NCa} - \text{Ca}) = -6,7$	19,3
	Keskiarvo	-0,1
		-0,025

NPK-yhdysvaikutusta NP-, NK- tai PK-yhdysvaikutuksessa

KASVUNLISÄYKSET ERI LANNOITEYHDISTELMILLÄ

Faktoriaaliset vaikutukset kuvastavat päävaikutusten osalta suoraan eri lannoitteilla saatavia kasvunlisäyksiä, joskin näihin sisältyy mahdollisten yhdysvaikutusten aiheuttamia vääristymiä. Sen sijaan yhdysvaikutuksista ei voida suoraan nähdä, minkä suuruisen kasvunlisäyksen saadaan eri yhdistelmillä. Asian havainnollistamiseksi on taulukossa 2 esitetty todelliset kasvunlisäykset yhdysvaikutusten rinnalla.

Kahden lannoitteen yhdistelmissä kasvunlisäys saadaan suoraan laskemalla yhteen kunkin lannoitteen faktoriaaliset päävaikutukset. Näin on esimerkiksi NP-kasvunlisäyksen ja P-päävaikutuksen summa:

$$\underline{\text{NP}} = (\text{N}) + (\text{P}) \text{ eli } 25,175 = 21,825 + 3,350$$

NP-kasvunlisäys voidaan myös laskea suoraan lähtöarvoista, jolloin käytettävissä on neljä koealaparua:

$\text{NP} - 0 = 70,4 - 41,4 = 29,0$	$\text{m}^3/\text{ha}/15\text{a}$
$\text{NPK} - \text{K} = 59,1 - 37,3 = 21,8$	"
$\text{NPCa} - \text{Ca} = 57,9 - 41,3 = 16,6$	"
$\text{NPKCa} - \text{KCa} = 73,7 - 40,4 = 33,3$	"
Keskiarvo $25,175 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$	

Nähdään, että vaikka faktoriaaliset päävaikutukset saadaan kukin kahdeksan koealaparin erotusten keskiarvoina, parittaisen yhdistelmän NP-kasvunlisäyksen onkin vain neljän koealaparin keskiarvo. Tämä johtuu siitä, että toiset neljä koealaparua supistuvat laskelmasta pois, koska samoja koealoja on käytetty sekä N:n että P:n päävaikutusten laskennassa:

$$\begin{aligned} \underline{\text{NP}} &= [(\text{N} - 0) + (\text{NP} - \text{P}) + (\text{NK} - \text{K}) \\ &+ (\text{NCa} - \text{Ca}) + (\text{NPK} - \text{PK}) \\ &+ (\text{NPCa} - \text{PCa}) + (\text{NKCa} - \text{KCa}) \\ &+ (\text{NPKCa} - \text{PKCa})]/8 + [(\text{P} - 0) + (\text{NP} - \text{N}) \\ &+ (\text{PK} - \text{K}) + (\text{PCa} - \text{Ca}) + (\text{NPK} - \text{NK}) \\ &+ (\text{NPCa} - \text{NCa}) + (\text{PKCa} - \text{KCa}) \\ &+ (\text{NPKCa} - \text{NKCa})]/8 \\ &= [(\text{NP} - 0) + (\text{NPK} - \text{K}) + (\text{NPCa} - \text{Ca}) \\ &+ (\text{NPKCa} - \text{KCa})]/4 \end{aligned}$$

Vastaavalla tavalla saadaan muut parittaisten yhdistelmien kasvunlisäykset, esimerkiksi

$$\underline{\text{NK}} = (\text{N}) + (\text{K}) = 21,825 - 0,100 = 21,725 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$$

Kolmen lannoitteen yhdistelmillä saatuja kasvunlisäyksiä ei saada suoraan vastaavien

päävaikutusten summana, vaan tähän summaan on lisättävä vielä vastaava kolmen tekijän yhdysvaikutus. Täten saadaan esimerkiksi NPCa-kasvunlisäys seuraavasti:

$$\begin{aligned} \text{NPCa} &= (N) + (P) + (Ca) + (\text{NPCa}) = 21,825 \\ &+ 3,350 - 2,000 + 3,275 = 26,450 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

Lähtöarvoista laskettuna vastaava kasvunlisäys saadaan kahden koealaparin erotusten keskiarvona:

$$\begin{aligned} \text{NPCa} - 0 &= 57,9 - 41,4 = 16,5 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \\ \text{NPKCa} - \text{K} &= 73,7 - 37,3 = 36,4 \text{ " } \\ \hline &\text{Keskiarvo } 26,45 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

NPK-kasvunlisäyksen laskenta faktoriaalisista vaikutuksista johtaa samaan lopputulokseen kuin laskenta yllämainituista kahdesta koealaparista. Tämä voidaan osoittaa sijoittamalla NPK-kasvunlisäyksen laskenta-

kaavaan päävaikutusten ja NPK-yhdysvaikutuksen laskentakaavat. Koska tämä johtaa varsin pitkiin lausekkeisiin on mainittu identtisyys kuitenkin jätetty tässä esittämättä.

Jäljellä on vielä neljän lannoitteen yhdistelmällä saatu kasvunlisäys. Koska tämän laskemiseksi on käytettävissä vain yksi koealapari, NPKCa ja 0, on yksinkertaisinta laskea kasvunlisäys suoraan näiden erotuksena:

$$\begin{aligned} \text{NPKCa} &= \text{NPKCa} - 0 = 73,7 - 41,4 \\ &= 32,3 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

Sama kasvunlisäys saadaan myös faktoriaalisista vaikutuksista seuraavasti:

$$\begin{aligned} \text{NPKCa} &= (N) + (P) + (K) + (Ca) + (\text{NPK}) \\ &+ (\text{NPCa}) + (\text{NKCa}) + (\text{PKCa}) \\ &= 21,825 + 3,350 - 0,100 - 2,000 - 0,025 \\ &+ 3,275 + 2,325 + 3,650 = 32,000 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

FAKTORIAALISTEN VAIKUTUSTEN JA KASVUNLISÄYSTEN TARKASTELUA

Edellisen kappaleen mukaisesti faktoriaalisten vaikutusten ja vastaavilla lannoiteyhdistelmillä saatujen kasvunlisäysten välillä vallitsee matemaattinen yhteys, joten edellisten avulla voidaan aina laskea jälkimmäiset. Lukuarvoina faktoriaaliset vaikutukset ovat kuitenkin vaikeaselkoisia ja saattavat johtaa virheelliseen tulosten tulkintaan. Tästä seuraavassa pari esimerkkiä:

Taulukon 2 mukaan NP-yhdysvaikutus on negatiivinen ($-1,8 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$). Tästä voi saada sen käsityksen, että lannoitustulos NP:llä olisi ollut huonompi kuin pelkällä N:llä. Laskettu NP-kasvunlisäys (25,175) on kuitenkin suurempi kuin pelkällä tyypellä saatu $21,825 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$.

Havaittu ristiriita johtuu siitä, että taulukon 2 kasvunlisäyksiä laskettaessa ei yhdysvaikutuksia ole otettu huomioon, vaan kaikkia eri tapauksissa käytettyjä koealapareja on pidetty toistensa tasavertaisina toistoina. Niinpä tyyppien vaikutukseen käytetyistä kahdeksasta koealaparista neljä on sellaista, joissa yhdistelmä NP on mukana (NP - P, NPK - PK, NPCa - PCa ja NPKCa - PKCa). Tämä aiheuttaa keskimäärin NP-yhdysvaikutuksen ($-1,8$) suuruisen ali-

arvion tyyppien päävaikutukseen. Vastaavan suuruinen alennus on myös P:n päävaikutuksessa, koska myös tätä laskettaessa on käytetyistä koealapareista neljä sellaista, joihin sisältyy NP-yhdysvaikutus. NP-yhdysvaikutuksesta "puhdistettuina" N:llä ja P:llä saadut kasvunlisäykset ovat täten

$$\begin{aligned} \text{N: } &21,825 + 1,800 = 23,625 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \\ \text{P: } &3,350 + 1,800 = 5,150 \text{ " } \end{aligned}$$

Kun näiden summaa ($23,625 + 5,150 = 28,775$) verrataan NP:llä todella saatuun kasvunlisäykseen (25,175), voidaan todeta, että NP-yhdysvaikutus todella on $25,175 - 28,775 = -3,600 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$, eli $-1,8 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$ kutakin lannoitetta kohti.

Toisena esimerkkinä voidaan tarkastella NPCa-kasvunlisäystä. Taulukon 2 mukaan faktoriaalinen NPCa-yhdysvaikutus oli positiivinen (3,275), joten NPCa-kasvunlisäys on suurempi kuin N-, P- ja Ca-kasvunlisäysten summa. Erotus on juuri mainitun yhdysvaikutuksen suuruinen, sillä kuten aiemmin todettiin, kasvunlisäys saadaan seuraavasti:

$$\begin{aligned} \text{NPCa} &= (N) + (P) + (Ca) + (\text{NPCa}) \\ &= 21,825 + 3,350 - 2,000 + 3,275 = 26,450 \end{aligned}$$

Asia vaikuttaa tältä osin selvältä. Kuitenkin herää kysymys, minne parittaiset yhdysvaikutukset (NP), (NCa) ja (PCa) ovat kadonneet. Tätä varten on lähdettävä yhdysvaikutuksista vapaista kasvunlisäyksistä.

Typen vaikutus ilman P:tä ja Ca:ta saadaan koealapareista.

$$\begin{array}{r} N - 0 = 61,9 - 41,4 = 20,5 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \\ NK - K = 69,9 - 37,3 = 32,6 \quad \text{''} \\ \hline \text{Keskiarvo} \quad 26,55 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{array}$$

Laskuesimerkin avulla voidaan todeta, että sama tulos saadaan faktoriaalisista vaikutuksista seuraavasti:

$$\begin{aligned} \underline{N(-P, -Ca)} &= (N) - [(NP) + (NCa) - (NPCa)] \\ &= (N) - (NP) - (NCa) + (NPCa) \\ &= 21,825 + 1,800 - 0,350 + 3,275 \\ &= 26,550 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

Yhdysvaikutuksista vapaa kasvunlisäys saadaan siten vähentämällä päävaikutuksesta kokonaisyhdysvaikutus, joka koostuu parittaisten yhdysvaikutusten summasta, josta on vähennetty kolmen tekijän yhdysvaikutus. Kuten aiemmin todettiin, NPCa-yhdysvaikutus osoittaa, paljonko NP- tai NCa-yhdysvaikutuksessa on NPCa-yhdysvaikutusta. Puhdas NP-yhdysvaikutus on siten (NP) - (NPCa). Kun kuitenkin samalla tarvitaan puhdas NCa-yhdysvaikutus (NCa) - (NPCa), saadaan yhdistettynä hakasulkulauseke [(NP) + (NCa) - (NPCa)]. Tämä johtuu siitä, että NP- ja NCa-yhdysvaikutukset lasketaan puoliksi samoista koealapareista. Tällöin (NPCa) vaikuttaa kumpaankin kahden tekijän yhdysvaikutukseen vain "puolella teholla".

Vastaavalla tavalla saadaan puhdas vaikutus P:lle ja Ca:lle:

$$\begin{aligned} \underline{P(-N, -Ca)} &= P - (NP) - (PCa) + (NPCa) \\ &= 3,350 + 1,800 + 0,575 + 3,275 \\ &= 9,000 \\ \underline{Ca(-N, -P)} &= Ca - (NCa) - (PCa) + (NPCa) \\ &= -2,000 - 0,350 + 0,575 + 3,275 \\ &= 1,500 \end{aligned}$$

Puhtaiden kasvunlisäysten summana saadaan NPCa-kasvunlisäykseksi

$$26,550 + 9,000 + 1,500 = 37,05 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$$

Kun tämä on $37,050 - 26,450 = 10,6 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a}$ suurempi kuin taulukossa 2 esitetty 26,45, on siis todellinen bruttoyhdysvaikutus NPCa-yhdistelmälle -10,6.

Mainittu bruttoyhdysvaikutus saadaan

taulukon 2 faktoriaalisista yhdysvaikutuksista seuraavasti:

$$\begin{aligned} 2[(NP) + (NCa) + (PCa) - (NPCa)] \\ = 2[-1,800 + 0,350 - 0,575 - 3,275] = -10,6 \end{aligned}$$

Taulukossa 2 esitettyihin N-, P- ja Ca-päävaikutuksiin sisältyy siten yhteensä -10,6 m³/ha/15a NP-, NCa-, PCa- ja NPCa-yhdysvaikutuksista johtuvaa vääristymää.

Kysymys siitä, miten tehokkaita eri lannoituskäsitteilyt ovat toisiinsa verrattuina, jää siis faktoriaalisia vaikutuksia tarkasteltaessa jossakin määrin epäselväksi. Tosin suuret erot tulevat näkyviin, kuten esimerkiksi tapauksessa typen voimakas vaikutus muihin käsittelyihin verrattuna. Faktoriaaliset yhdysvaikutukset ovat usein vaikeasti ymmärrettävissä, ja niiden suurin merkitys lieneekin siinä, että jos ne ovat lukuarvoltaan suuria, on päävaikutuksiin suhtauduttava varauksellisesti.

Yhdistelmillä saadut kasvunlisäykset ovat faktoriaalisia vaikutuksia havainnollisempi tapa esittää kokeen tuloksia. Edellä esitetyt esimerkit osoittavat kuitenkin, että näissäkin voi olla yhdysvaikutuksista johtuvaa harhaisuutta. Lisäksi koejärjestelystä johtuvat satunnaistekijät aiheuttavat lukuihin epävarmuutta, joka on sitä suurempi, mitä useamman lannoitteen yhdistelmästä on kysymys. Tämä johtuu siitä, että kasvunlisäyksen laskentaan käytettävissä olevien vertailujen lukumäärä vastaavasti pienenee.

Satunnaistekijäin merkitystä osoittavat taulukon 2 viimeisellä sarakkeella esitetyt toistojen lukumäärät. Toistoilla tarkoitetaan tässä kokeen sisäisiä toistoja, eli monestako koealaparista kyseinen kasvunlisäys on laskettavissa. Kuudentoista koealan kokeessa päävaikutukset saadaan kahdeksasta, kahden lannoitteen yhdistelmät neljästä koealaparista jne. Yleisemmin toistojen lukumäärä on

$$r = \frac{p}{2^n}$$

jossa

r = toistojen lukumäärä

p = koealojen lukumäärä kokeella

n = yhdistelmän lannoitteiden lukumäärä

Lisäksi on huomattava, että jos kokeessa on merkitseviä yhdysvaikutuksia, toistot eivät ole samanarvoisia, vaan niihin sisältyy satunnaisvaihtelun lisäksi myös erilaisia yh-

dysvaikutuskomponentteja. Esimerkkita-pauksessa on tästä syystä mm. typen vaikutus todellista pienempi, koska sitä laskettaessa on käytetty NP- ja NCa-yhdistelmiä sisältäviä käsittelyjä. Kasvunlisäysten luotettavuuteen vaikuttaa siten kaksi tekijää, yhdysvaikutukset ja toistojen lukumäärä. Yhdysvaikutusten ollessa pieniä saadaan lannoite-

yhdistelmien kasvunlisäykset sitä luotettavammin mitä vähemmän lannoitteita yhdistelmässä on. Varmimpia ovat tällöin yhden lannoitteen tulokset (N, P, K ja Ca erikseen). Jos toisaalta yhdysvaikutukset ovat merkitseviä, vääristää tämä eniten juuri niitä kasvunlisäyslukuja, joilla on eniten sisäisiä toistoja.

YHDYSVAIKUTUSTEN TULKINTA

Faktoriaalisten yhdysvaikutusten merkitsevyys voidaan todeta varianssianalyysillä (esim. Cochran ja Cox 1957), mikäli kutakin lannoiteyhdistelmää on kokeiltu vähintään kahdella koealalla. Tällöin ratkaisu siitä, onko yhdysvaikutus merkitsevä voidaan tehdä objektiivisesti. Sen sijaan kuvan 1 mukaisien yksittäisten kokeiden puitteissa tähän ei ole mahdollisuutta, vaan yhdysvaikutusten merkitsevyys on harkittava pelkästään lukuarvojen suuruuden perusteella. Koska näennäisesti suuretkin yhdysvaikutukset voivat johtua pelkästään koejärjestelystä johtuvista satunnaistekijöistä, on yksittäisen kokeen tulkinta tältä osin epävarmaa.

Esimerkkikokeessa (taulukko 2) totesim-

Taulukko 3. Esimerkki parittaisten yhdysvaikutusten tulkinnasta. Ravinteilla N, K ja Ca sekä näiden yhdistelmillä saatavat kasvunlisäykset (m³/ha/15a), kun P on mukana tai puuttuu.

Table 3. An example of the interpretation of the two-factor interactions. The growth responses (m³/ha/15a) to N, K, Ca and their combinations, with and without P.

Yhdistelmä Combination	+P	-P	Erotus Difference	Yhdysvaik. Interaction	Toisto- ja - No. of repli- cations
N	20,025	23,625	-3,600	-1,800	4
K	-1,225	1,025	-2,250	-1,125	4
Ca	-2,575	-1,425	-1,150	-0,575	4
NK	18,800	24,650	-5,850		2
NCa	17,450	22,200	-4,750		2
KCa	-3,800	-0,400	-3,400		2
NKCa	23,400	20,700	2,700		1

N-vaikutus kun
P on mukana

NP	- P	= 20,1	m ³ /ha/15a
NPK	- PK	= 12,7	"
NPCa	- PCa	= 13,0	"
NPKCa	- PKCa	= 34,3	"

Keskim. 20,025 m³/ha/15a

N-vaikutus
ilman P:tä

N	- 0	= 20,5	m ³ /ha/15a
NK	- K	= 32,6	"
NCa	- Ca	= 19,7	"
NKCa	- KCa	= 21,7	"

Keskim. 23,625 m³/ha/15a

me, että typen päävaikutus on niin suuri (21,825 m³/ha/15a), että se lienee tärkein lannoite mahdollisista yhdysvaikutusten aiheuttamista vääristymistä huolimatta. Tämän vuoksi kiinnostavat erityisesti sellaiset yhdysvaikutukset, joissa tyyppi on mukana:

(NP) = -1,800	(NPK) = -0,025
(NK) = 3,500	(NPCa) = 3,275
(NCa) = 0,350	(NKCa) = 2,325
	(NPKCa) = 4,850

Parittaiset yhdysvaikutukset ovat lukuarvoiltaan pieniä verrattuna typen päävaikutukseen, joten niillä tuskin on yleisempää merkitystä. Tämän kokeen puitteissa ne voitaisiin tulkita seuraavasti:

- 1) Typellä saatava kasvunlisäys oli pienempi fosforin kanssa annettuna kuin ilman fosforia
- 2) Kalilannoitus lisäsi typellä saatavaa kasvunlisäystä
- 3) Kalkilla ei ollut merkitystä, joten tyyppi lisäsi kasvua yhtä paljon kalkin kanssa annettuna kuin ilman sitä.

Parittaisia yhdysvaikutuksia voidaan konkretisoida taulukon 3 esittämässä muodossa. Taulukossa esitetyt yksittäisillä ravinteilla saadut kasvunlisäykset voidaan laskea taulukon 2 lähtöarvoista siten, että kunkin päävaikutuksen laskentaan käytetyt kahdeksan vertailuparia ryhmitetään sen mukaan, onko ravinne P vertailussa mukana vai ei. Esimerkiksi taulukon 3 kasvunlisäykset N (+P) ja N(-P) saadaan seuraavasti:

Kun päävaikutus jaetaan tällä tavoin komponentteihinsa, satunnaisvirheen osuus samalla kasvaa, koska sisäisten toistojen lukumäärä puolittuu.

Taulukosta 3 voidaan havaita, että päävaikutuskomponenttien erotus = $2 \times$ vastaava faktoriaalinen yhdysvaikutus. Edelleen voidaan todeta, että sarakkeiden +P ja -P lukuparien keskiarvona saadaan aina vastaava kokonaispäävaikutus (vrt. taulukko 2). Taulukon 3 yksittäisillä ravinteilla saadut kasvnulisäykset voidaan siten laskea suoraan faktoriaalisten pää- ja yhdysvaikutusten avulla, esimerkiksi

$$\begin{aligned} (N(+P)) &= (N) + (NP) + 21,825 - 1,800 = 20,025 \\ (N(-P)) &= (N) - (NP) = 21,825 + 1,800 = 23,625 \end{aligned}$$

Taulukossa 3 on esitetty myös P:n vaikutus N:n, K:n ja Ca:n eri yhdistelmillä saatuihin kasvnulisäyksiin. Luvuista voidaan havaita, että yhteys yksittäisravinteilla saatuihin kasvnulisäyksiin on vastaava kuin laskettaessa yhdistelmien kasvnulisäyksiä koekohtaisesti. Niinpä parittaisten yhdistelmien arvot saadaan suoraan summaamalla yksittäisvaikutuksia, esimerkiksi:

$$\begin{aligned} \underline{NK}(+P) &= \underline{N}(+P) + \underline{K}(+P) = 20,025 - 1,225 \\ &= 18,800 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

Kolmen ravinteen yhdistelmän kasvnulisäys saataisiin vastaavasti.

$$\begin{aligned} \underline{NKCa}(+P) &= \underline{N}(+P) + \underline{K}(+P) + \underline{Ca}(+P) \\ &+ (\underline{NKCa}(+P)) \end{aligned}$$

($\underline{NKCa}(+P)$) tarkoittaa tällöin \underline{NKCa} -yhdysvaikutuksen sitä komponenttia, joka saadaan P-lannoitetuilta koaloilta. Koska tätä ei aiemmin ole erikseen laskettu, saadaan kyseinen kasvnulisäys yksinkertaisesti suoraan lähtöarvoista:

$$\begin{aligned} \underline{NKCa}(+P) &= \underline{NPKCa} - P = 73,7 - 50,3 \\ &= 23,4 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{aligned}$$

Jos jätetään satunnaistekijän vaikutus otamatta huomioon, taulukon 3 mukainen tulkinta on luotettava silloin, kun kolmen ja neljän tekijän yhdysvaikutukset ovat vailla merkitystä. Esimerkissämme näin ei ollut, vaan mainitut yhdysvaikutukset ovat jopa suurempia kuin parittaiset yhdysvaikutukset. Tämä osoittaa, että parittaiset yhdysvaikutukset vaihtelevat riippuen siitä, mistä

koelasta ne lasketaan. Aiemminhan todettiin, että esimerkiksi \underline{NPKCa} -yhdysvaikutus osoittaa, kuinka paljon Ca vaikuttaa \underline{NP} -yhdysvaikutukseen. Edelleen on todettava, että koska \underline{NPKCa} -yhdysvaikutus on suuri (4,85), eivät kolmen tekijänkään yhdysvaikutukset ole riippumattomia siitä, mistä koelaryhmästä ne lasketaan. Näin esimerkiksi \underline{NPK} -yhdysvaikutus kalkittomista ruuduista on -4,875 ja kalkillisista ruuduista +4,825, joten näiden keskiarvona saatava -0,025 on jossakin määrin harhaanjohtava luku \underline{NPK} -yhdysvaikutukselle.

On siis syytä tarkastella vielä, kuinka taulukon 3 mukaiset kasvnulisäykset jakautuvat komponentteihinsa, kun mukana on tai ei ole kolmatta lannoitetta. Tällainen tarkastelu on tyypellä saatavan kasvnulisäyksen osalta esitetty taulukossa 4. Taulukon kasvnulisäykset ovat kahden koelaparin keskiarvoja, joten satunnaisvirheen mahdollisuus tekee tarkastelusta melko epävarman yhden kokeen puitteissa. Laskenta esimerkiksi tyypen vaikutuksella tapauksessa, jossa P ja K ovat mukana tapahtuu seuraavasti:

$$\begin{array}{rcl} \underline{NPK} & - & \underline{PK} & = & 12,7 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \\ \underline{NPKCa} & - & \underline{PKCa} & = & 34,3 & \text{''} \\ \hline & & \text{Keskim.} & & 23,5 \text{ m}^3/\text{ha}/15\text{a} \end{array}$$

Koska toisessa koelaparissa on mukana P:n ja K:n lisäksi Ca, ovat vertailut samanarvoisia vain, jos Ca ei vaikuta \underline{NPK} -yhdysvaikutukseen. Kuten edellä todettiin, tätä osoittava \underline{NPKCa} -yhdysvaikutus on melko suuri, mikä osaltaan tekee taulukon 4 mukaisen tarkastelun epävarmaksi. Jos toisaalta jaetaan kasvnulisäykset vielä sen mukaan, onko kolmas lannoite mukana vai ei, päädytään kussakin tapauksessa vain yhden koelaparin antamaan tulokseen. Kysymys on siis siitä, onko \underline{NPKCa} -yhdysvaikutus tilastollisesti merkitsevä. Kun tätä ei yhden kokeen sisällä voida testata, jää harkinnanvaraiseksi, mikä paino taulukon 4 mukaiselle tarkastelulle on pantava. Oletamme seuraavassa, että \underline{NPKCa} -yhdysvaikutus ei ole merkitsevä, ja teemme päätelmät sen mukaisesti.

Taulukon 4 luvuista saamme erotuksina kolmannen lannoitteen vaikutuksen tyypellä saatuun kasvnulisäykseen, kun toinen lannoite on mukana tai puuttuu. Esimerkiksi fosforin ollessa mukana tyypen vaikutus

Taulukko 4. Typellä saatava kasvunlisäys ($m^3/ha/15a$), kun kahdesta muusta ravinteesta (B ja C) kerrallaan joko toinen tai molemmat on mukana tai puuttuu.

Table 4. The growth response ($m^3/ha/15a$) to nitrogen when one or both of the two other fertilizers (B and C) are present or absent.

+C	+B	-C	Erotus Difference	+C	+B	-C	Erotus Difference	Toistoja No. of replications
	+P	-K		+K	-P	-K		
23,50		16,55	6,95	27,15		20,10	7,05	2
+Ca		-Ca		+Ca		-Ca		
23,65		16,40	7,25	20,70		26,55	-5,85	2
	+K	-P		+P	-K	-P		
23,50		27,15	-3,65	16,55		20,10	-3,55	2
+Ca		-Ca		+Ca		-Ca		
28,00		22,65	5,35	16,35		20,30	-3,95	2
	+Ca	-P		+P	-Ca	-P		
23,65		20,70	2,95	16,40		26,55	-10,15	2
+K		-K		+K		-K		
28,00		16,35	11,65	22,65		20,30	2,35	2

K:n kanssa on $6,95 m^3/ha/15a$ suurempi kuin ilman K:ta. Vertaamalla taulukon 2 faktoriaalisiin vaikutuksiin ja taulukon 3 N-riveihin, voidaan todeta seuraavat yhteydet:

- 1) Taulukon 3 arvo $\underline{N(+P)} = 20,025$ on taulukon 4 lukujen $\underline{N(+P, +K)}$ ja $\underline{N(+P, -K)}$ keskiarvo, eli $(23,50 + 16,55)/2 = 20,025$
- 2) K:n vaikutus N:n vaikutukseen kun P on mukana (= $6,95$, taulukossa 4) on vastaavan parittaisen yhdysvaikutuksen ja kolmen tekijän yhdysvaikutuksen summa kerrottuna kahdella, eli $2[(NK) + (NPK)] = 2(3,5 - 0,025) = 6,95$
- 3) Vastaavasti K:n vaikutus N:n vaikutukseen ilman P:tä on näiden yhdysvaikutusten erotus kerrottuna kahdella: $2[(NK) - (NPK)] = 2(3,5 + 0,025) = 7,05$

Vastaavat yhtäläisyydet voidaan osoittaa jokaisen taulukon 4 luvun osalta. Koska taulukon 4 osoittamat vaikutukset saadaan faktoriaalisten yhdysvaikutusten avulla, kyseessä on siten tosiasiaa kolmen tekijän yhdysvaikutusten havainnollistaminen, joka tosin edellyttää myös parittaisen yhdysvaikutusten huomioonottamista.

Taulukon 4 luvuista saadaan seuraavat päätelmät:

- 1) Kalilla oli kaikissa tapauksissa positiivinen vaikutus typellä saatavaan kasvunlisäykseen.

- 2) Fosforin vaikutus typen vaikutukseen oli positiivinen, mikäli myös kalkki oli mukana. Kaikissa muissa tapauksissa fosfori heikensi typen vaikutusta.
- 3) Kalkki lisäsi typellä saatavaa kasvunlisäystä, mikäli myös fosfori tai kali oli mukana. Ilman näitä vaikutus oli negatiivinen.

Verrattaessa näitä päätelmiä taulukon 3 pohjalta tehtyihin havaitaan, että kolmen tekijän yhdysvaikutusten huomioon ottaminen on muuttanut päätelmiä fosforin ja kalkin merkityksestä. Sen sijaan kalin vaikutus on pysynyt samansuuntaisena kuin taulukossa 3, vaikkakin kalkin NK-yhdysvaikutusta lisäävä vaikutus voidaan havaita.

Kuten edellä todettiin, suuri NPKCa-yhdysvaikutus on osoituksena siitä, etteivät kolmen tekijänkään yhdysvaikutukset ole neljännessä lannoitteesta riippumattomia. Vaikka tämän ilmiön tarkastelu yhden kokeen puitteissa on epävarmaa toistojen puuttuessa, voi sillä kuitenkin olla merkitystä, mikäli useita kokeita tarkastellaan ryhmänä. Laskentatavan selvittämiseksi on taulukon 5 laskettu osa tällaisesta jaoittelusta. Esitetyt luvut ovat nyt yksittäisistä koelapareista saatuja typen vaikutuksia, joten tulos voi olla yksinomaan satunnaisvirheen aiheuttamasta hajonnasta johtuvaa.

Taulukon 5 kasvunlisäykset voidaan laskea seuraavasti:

$$\begin{aligned} \text{NPKCa} - \text{PKCa} &= 34,3 \\ \text{NPK} - \text{PK} &= 12,7 \\ \text{NPCa} - \text{PCa} &= 13,0 \text{ jne.} \end{aligned}$$

Erotukset taulukossa 5 osoittavat kalkin vaikutusta tyypellä saatuun kasvunlisäykseen, kun P ja K ovat mukana tai poissa eri yhdistelminä. Yhteys faktoriaalisiin yhdysvaikutuksiin nähdään seuraavista yhtälöistä:

$$\begin{aligned} 2[(\text{NCa}) + (\text{NKCa}) + (\text{NPCa}) + (\text{NPKCa})] \\ &= 2(0,350 + 2,325 + 3,275 + 4,850) = 21,6 \\ 2[(\text{NCa}) - (\text{NKCa}) + (\text{NPCa}) - (\text{NPKCa})] &= -7,1 \\ 2[(\text{NCa}) + (\text{NKCa}) - (\text{NPCa}) - (\text{NPKCa})] \\ &= -10,9 \\ 2[(\text{NCa}) - (\text{NKCa}) - (\text{NPCa}) + (\text{NPKCa})] &= -0,8 \end{aligned}$$

Yhtälöistä voidaan havaita, että erotukset osoittavat kahden, kolmen ja neljän tekijän yhdysvaikutusten yhteistulosta. Laskukaavat muodostuvat seuraavasti:

- 1) Otetaan mukaan kaikki ne yhdysvaikutukset, joihin sisältyy tutkittavana lannoite (N), alimman tason luokitteleva lannoite (Ca) sekä ei yhtään, yksi tai molemmat ylempien tasojen luokittelevista lannoitteista (P ja K).
- 2) Parittainen yhdysvaikutus (NCa) otetaan mukaan sellaisenaan. Muiden etumerkit määräytyvät sen mukaan, minkä merkkisenä ylempät luokittelevat lannoitteet (P ja K) esiintyvät taulukon 5 mukaisessa luokittelussa. Jos nämä esiintyvät yhdessä, saa yhdysvaikutus etumerkin aritmetiikan kerto-

laskusäännön mukaisesti. Esimerkiksi ryhmässä +P-K on (NPKCa) varustettu (-) -merkillä, ryhmässä -P-K taas (+) -merkillä.

- 3) Kun mukaan tulevat yhdysvaikutukset summataan etumerkit huomioon ottaen, ja summa kerrotaan kahdella, saadaan alimman tason luokittelevan lannoitteen vaikutus tutkittavalla lannoitteella saatuun kasvunlisäykseen.

Yllä kuvattu laskentamenetelmä on yleispätevä kaikkiin yhdysvaikutustarkasteluihin. Tämä voidaan todeta, jos menetelmää sovelletaan taulukkojen 3 ja 4 mukaisiin luokitteluihin.

Taulukko 5. Esimerkki tyypellä saatavan kasvunlisäyksen ($\text{m}^3/\text{ha}/15\text{a}$) tarkastelusta, kun kolmesta muusta lannoitteesta (P, K, Ca) kerrallaan joko yksi tai useampia on mukana tai puuttuu.

Table 5. An example of the examination of the response ($\text{m}^3/\text{ha}/15\text{a}$) to nitrogen when the three other fertilizers (P, K, Ca), either one or more at a time, are present or absent.

		+ P				
		+ K		- K		
+ Ca	- Ca	Erotus Difference		+ Ca	- Ca	Erotus Difference
34,3	12,7	21,6		13,0	20,1	-7,1
		- P				
		+ K		- K		
+ Ca	- Ca	Erotus Difference		+ Ca	- Ca	Erotus Difference
21,7	32,6	-10,9		19,7	20,5	-0,8

KOETULOSTEN YLEISARVIOINTI

Edellä olemme käsitelleet faktorikokeen tulosten tulkintaa eri vaiheissa. Lähtökohtana olleet kasvunlisäykset korjattiin ensin luontaisen vaihtelun tasoittamiseksi kovarianssikorjauksella (taulukko 1). Korjatuista kasvuluvuista laskettiin sitten eritasoisia lannoitusvaikutuksia seuraavasti:

- 1) faktoriaaliset vaikutukset (taulukko 2)
- 2) eri lannoiteyhdistelmillä saadut kasvunlisäykset yhdysvaikutuksineen (taulukko 2)
- 3) kasvunlisäykset, kun kahden tekijän yhdysvaikutukset otetaan huomioon (taulukko 3)
- 4) kasvunlisäykset, kun kahden ja kolmen tekijän yhdysvaikutukset otetaan huomioon (taulukko 4)
- 5) kasvunlisäykset, kun kahden, kolmen ja neljän tekijän yhdysvaikutukset otetaan huomioon (taulukko 5)

Nyt pitäisi ratkaista, mihinkä saakka koetulosten tulkinta pitäisi viedä, eli mikä on eri vaiheissa saatujen tulosten luotettavuus. Ensimmäisenä vaiheena on aina syytä laskea faktoriaaliset vaikutukset. Vaikka näistä vain päävaikutukset ovat suoranaisina kasvunlisäyksinä tulkittavissa, nähdään yhdysvaikutuksista lisäksi, miten luotettavia nämä päävaikutukset ovat. Esimerkkikokeessamme (taulukko 2) faktoriaalisista vaikutuksista huomattavin oli tyypen päävaikutus, johon verrattuna kaikki muut vaikutukset olivat vähäisiä. Yhdysvaikutuksista kiinnittää huomiota (NK), (NPCa), (NKCa), (PKCa) ja (NPKCa), jotka poikkeavat selvimmin nolasta. Erityisesti kolmen ja neljän

tekijän yhdysvaikutusten suuruus on osoituksena kokeen sisäisestä heterogeenisyydestä. Yhdysvaikutuksista ei sen sijaan yleensä voi suoraan päätellä eri lannoite-yhdistelmien paremmuusjärjestystä.

Eri yhdistelmillä saadut kasvunlisäykset (taulukko 2) ovat faktoriaalisia vaikutuksia havainnollisempia lannoitustuloksia. Ne voidaan laskea joko suoraan korjatuista lähtöarvoista, tai faktoriaalisista vaikutuksista. Esimerkkikokeessa tämä tarkastelutapa tuo selvästi esille, että kaikki sellaiset yhdistelmät ovat olleet tehokkaita, joissa tyyppi on mukana. Tulos kuvastaa siten ensisijaisesti tyypin päävaikutuksen vakioisuutta. Yhdistelmien paremmuusjärjestys jää sen sijaan yhden kokeen puitteissa epävarmaksi, koska

NPKCa:ta lukuunottamatta tyypellisten yhdistelmien väliset erot ovat melko pieniä. Toisaalta NPKCa-tulos perustuu vain yhteen koelapariin, joten yhdistelmän paremmuus muihin verrattuna voi olla sattumanvaraista.

Elleivät koetulokset tulkinnan tässä vaiheessa antaa erityistä syytä epäillä merkitsevien yhdysvaikutusten olemassaoloa, yhden kokeen tulosten tulkinta voidaan lopettaa yhdistelmillä saatuihin kasvunlisäyksiin. Useamman kokeen ryhmää tarkasteltaessa taas yhdysvaikutusten merkitsevyys voidaan tilastollisesti testata, ja tulkintaa jatkaa niin pitkälle, että kaikki tilastollisesti merkitsevät yhdysvaikutukset tulkitaan. Tähän voidaan käyttää edellisessä kappaleessa esitetyjä laskentatapoja.

KIRJALLISUUS

- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. 1957. *Experimental designs*. 2nd ed. 611 p. New York. John Wiley & Sons, Inc. London. Chapman & Hall, Ltd.
- LIPAS, E. 1979. Alternative methods for calculating growth response to fertilization. Seloste: Vaihtoehtoisia menetelmiä lannoitusreaktion laskemiseksi. *Commun. Inst. For. Fenn.* 97(7):1—56.
- SNEDECOR, G.W. 1962. *Statistical methods applied to experiments in agriculture and biology*. 5th ed., 4th repr. 534 p. Ames, Iowa. The Iowa State University Press.
- STRAND, L. 1966. The use of analysis of covariance. An example with data from a manuring experiment. *Rapp. Uppsats. Instn. Skoglig Mat. Statist. Skogshögsk.* 9:308—318.
- VIRO, P.J. 1967. Forest manuring on mineral soils. *Medd. Norske Skogforsøksv.* 85(23):111—136.
- YATES, F. 1937. The design and analysis of factorial experiments. *Imp. Bur. Soil Sci. Tech. Comm.* 35.

SUMMARY

INTERPRETATION OF THE RESULTS FROM FAKTORIAL FERTILIZATION EXPERIMENTS

Introduction

Factorial arrangement of treatments has most commonly been used in the forest fertilization studies carried out in Finland. The most common designs used on mineral soils have been 2³-experiments with NPCa, and 2⁴-experiments with NPKCa (Fig. 1).

Since it was evident from the measurements made after the first five-year period that nitrogen was in most cases the only nutrient giving a positive reaction, interpretation of the results was made by simply comparing the +N-plots with the -N-plots. Later on, however, as the age of the experiments has increased, it has become apparent that other nutrients may be important, too, especially in conjunction with nitrogen. For this reason, the results should be analyzed more comprehensively. The different steps in such an analysis are examined in this paper by means of an example experiment.

Correction for the initial heterogeneity of a stand

Covariance correction can be used to smooth out the effect of the natural stand variation between the plots. For this purpose the plots are first divided into -N and +N plots. The common regression coefficient is then calculated for correction purposes (Table 1). The yield values obtained after correction are given in Table 2.

Factorial effects

In the next stage, the factorial main effects as well as possible interactions are calculated in the usual way. In the case of a 16-plot experiment, the main effects are obtained as an average of eight comparisons, which can be considered as equal replications if there

are no interactions. Otherwise the main effects include the two-factor interactions. Similarly the two-factor interactions are biased due to the three-factor interactions, and these again due to the four-factor interaction. This makes the main effects somewhat unreliable in most experiments. The factorial effects of the main example experiment are given in Table 2.

Growth response to different fertilization combinations

The factorial main effects are equal to the growth increases obtained with single fertilizers, with the restrictions mentioned above. On the other hand, the interactions do not directly indicate the response to the pertinent treatment. The growth responses can be calculated either as direct differences between the plots concerned, or from the factorial effects. It is evident that the two-factor growth response is the sum of the main effects concerned. In the case of three factors, the growth response can be calculated by summing up the three main effects plus the three-factor interaction.

Comparison of the factorial effects with the growth responses

As shown in Table 2, examination of the factorial interactions does not reveal how effective the different fertilizer combinations have been. In fact, the interactions may sometimes even be misleading. For instance, despite the negative interaction of NP, the combination NP has been more effective than either N or P alone. Thus the interaction should be interpreted to mean that without it, both the main effects of N and P, as well as the response to NP, would be even higher. In the case of three or four nutrient combinations, it is even more difficult to distinguish the real effect from the interactions.

The growth response may contain interactions which are due to the calculation method used. Another source of unreliability is the random error between the plots. The importance of the random error increases with the number of nutrients in the combination, because the number of the internal replications decreases accordingly (see Table 2).

Interpretation of the interactions

In the case of a single experiment, there is no way to test the significance of the interactions. However, in some experiments at least, interactions may be so large that they are worthwhile examining. One way of doing this is shown in Tables 3—5.

Although the easiest way is to calculate the values from the original corrected values (Table 2), the connection between the results and the original interactions can also be demonstrated. Thus the differences in Table 3 are twice the two-factor interactions, in Table 4 both two- and three-factor interactions are included, while in Table 5 all three kinds of interaction are taken into account.

General evaluation of the results

The complete analysis of a factorial fertilization experiment includes covariance correction, calculation of factorial effects and growth responses, and interpretation of the interactions. Which of these steps has to be carried out depends on the results to be analyzed. In general, the factorial effects and the growth responses at least should be calculated. The importance of interpreting the interactions in this way should be judged by the person involved, unless statistical tests of significance can be used.

ODC 237.4-015.5
ISBN 951-40-0532-5
ISSN 0015-5543

LIPAS, E. 1981. Faktoriaalisen lannoituskokeen tulosten tulkinta. Summary: Interpretation of the results from factorial fertilization experiments. Folia For. 482:1—15.

An example is given in order to illustrate how to interpret the results of factorial fertilization experiments in cases where the factorial effects alone do not give the required information.

Author's address: The Finnish Forest Research Institute, Unioninkatu 40 A, SF-00170 Helsinki 17, Finland.

ODC 237.4-015.5
ISBN 951-40-0532-5
ISSN 0015-5543

LIPAS, E. 1981. Faktoriaalisen lannoituskokeen tulosten tulkinta. Summary: Interpretation of the results from factorial fertilization experiments. Folia For. 482:1—15.

An example is given in order to illustrate how to interpret the results of factorial fertilization experiments in cases where the factorial effects alone do not give the required information.

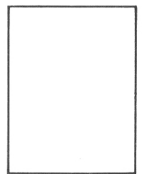
Author's address: The Finnish Forest Research Institute, Unioninkatu 40 A, SF-00170 Helsinki 17, Finland.

Tilaan kortin kääntöpuolelle merkitsemäni julkaisut (julkaisun numero mainittava).

Please, send me following publications (add numbers of the publications on the backside of the card).

Nimi
Name _____

Osoite
Address _____



Metsäntutkimuslaitos
Kirjasto/Library
Unioninkatu 40 A
SF-00170 Helsinki 17
FINLAND

Folia Forestalia _____

Communicationes Instituti Forestalis Fenniae _____

Huomautuksia & tiedusteluja
Remarks & calls for information _____

METSÄNTUTKIMUSLAITOS

THE FINNISH FOREST RESEARCH INSTITUTE

Tutkimusosastot — *Research Departments*

Maantutkimusosasto
Department of Soil Science

Suontutkimusosasto
Department of Peatland Forestry

Metsänhoidon tutkimusosasto
Department of Silviculture

Metsänjalostuksen tutkimusosasto
Department of Forest Genetics

Metsänsuojelun tutkimusosasto
Department of Forest Protection

Metsäteknologian tutkimusosasto
Department of Forest Technology

Metsänarvioimisen tutkimusosasto
Department of Forest Inventory and Yield

Metsäekonomian tutkimusosasto
Department of Forest Economics

Matemaattinen osasto
Department of Mathematics

Metsäntutkimusasemat — *Research Stations*

Parkanon tutkimusasema
Parkano Research Station
Os. — *Address:* 39700 Parkano, Finland
Puh. — *Phone:* (933) 2912

Muhoksen tutkimusasema
Muhos Research Station
Os. — *Address:* 91500 Muhos, 1 kp, Finland
Puh. — *Phone:* (981) 431 404

Suonenjoen tutkimusasema
Suonenjoki Research Station
Os. — *Address:* 77600 Suonenjoki, Finland
Puh. — *Phone:* (979) 11 741

Punkaharjun jalostuskoegasema
Punkaharju Tree Breeding Station
Os. — *Address:* 58450 Punkaharju, Finland
Puh. — *Phone:* (957) 314 142

Ojajoen koeasema
Ojajoki Experimental Station
Os. — *Address:* 12700 Loppi, Finland
Puh. — *Phone:* (914) 40 356

Kolarin tutkimusasema
Kolari Research Station
Os. — *Address:* 95900 Kolari, Finland
Puh. — *Phone:* (995) 61 401

Rovaniemen tutkimusasema
Rovaniemi Research Station
Os. — *Address:* Eteläranta 55
96300 Rovaniemi 30, Finland
Puh. — *Phone:* (991) 15 721

Joensuun tutkimusasema
Joensuu Research Station
Os. — *Address:* PL 68
80101 Joensuu 10, Finland
Puh. — *Phone:* (973) 28 311

Ruotsinkylän jalostuskoegasema
Ruotsinkylä Tree Breeding Station
Os. — *Address:* 01590 Maisala, Finland
Puh. — *Phone:* (90) 824 420

- No 462 Raulo, Jyrki & Rikala, Risto: Istutettujen männyn, kuusen ja rauduskoivun taimien alkukehitys eri tavoin käsitellyllä viljelyalalla.
Initial development of Scots pine, Norway spruce and silver birch seedlings planted on a forestation site prepared in different ways.
- No 463 Hyppönen, Mikko: Eräiden metsikönkasvatusvaihtoehtojen edullisuus metsähallituksen Pohjois-Suomen metsissä.
Profitability of some stand growing alternatives in the State forests of northern Finland.
- No 464 Harstela, Pertti & Piirainen, Kimmo: Esitutkimus PIKA 75 harvesterin automaatioasteen vaikutuksista tuotokseen, mittaustarkkuuteen ja kuljettajan kuormittamiseen.
Output, accuracy of measuring and strain of the driver at three automation levels of PIKA 75 harvester. A pilot study.
- No 465 Huttunen, Terho: Suomen puunkäyttö, poistuma ja metsätase 1978—80.
Wood consumption, total drain and forest balance in Finland, 1978—80.
- No 466 Harstela, Pertti & Tervo, Leo: Pitkän puutavaran esijuonto vinttureilla ja hevosella.
Bunching of timber by winches and horse.
- No 467 Hakkila, Pentti & Kalaja, Hannu: KOPO palahakejärjestelmä.
KOPO block chip system.
- No 468 Vuokila, Yrjö: Nuoren männikön kasvureaktio ensiharvennuksen jälkeen.
The growth reaction of young pine stands to the first commercial thinning.
- No 469 Rummukainen, Ukko & Voipio, Pekka: Ahavan tuhot kuusentaimissa Suonenjoen taimitarhalla keväällä 1978.
Winter wind damage on Norway spruce seedlings at Suonenjoki seedling nursery in spring 1978.
- No 470 Hallaksela, Anna-Maija & Nevalainen, Seppo: Juurikäävän torjunta urealla kuusenkannoissa.
Control of root rot fungus (*Heterobasidion annosum*) by treating Norway spruce stumps with urea.
- No 471 Eeronheimo, Olli: Metsähakkeen hankinta ja käyttö metsäteollisuudessa. Tilanne keväällä 1980.
Delivery and use of forest chips in forest industry. Situation in spring 1980.
- No 472 Nisula, Pentti: Herbisidilaitteilla varustettu raivaussaha voimajohtojen johtoaukeiden raivauksessa.
Use of a clearing saw equipped with a herbicide device in the clearing of power grid lines.
- No 473 Saastamoinen, Olli & Sievänen, Tuija: Keravan ja Rovaniemen lähimetsien ulkoilukäytön ajallinen vaihtelu.
Time patterns of recreation in urban forests in two Finnish towns.
- No 474 Sirén, Matti: Puuston vaurioituminen harvennuksuuksiin korjuussa.
Stand damage in thinning operations.
- No 475 Metsäntutkimuslaitoksen julkaisut 1980.
Abstracts of publications of the Finnish Forest Research Institute, 1980.
- No 476 Jalkanen, Risto: Harmaakariste männnyllä. Kirjallisuuskatsaus.
Lophodermella sulcigena on pines. A literature review.
- No 477 Veijalainen, Heikki: Hivenlannoituksen vaikutus istutusmännikön kehitykseen turvemaalla.
Long-term responses of Scots pine to micronutrient fertilization on acid peat soil.
- No 478 Kellomäki, Seppo & Tuimala, Aili: Puuston tiheyden vaikutus puiden oksikkuuteen taimikko- ja riukuvaiheen männiköissä.
Effect of stand density on branchiness of young Scots pines.
- No 479 Saramäki, Jussi & Valtanen, Eila: Toistuvan typpilannoituksen vaikutus nuoren metsikön rakenteeseen ja kehitykseen.
The effect of repeated nitrogen fertilization on the structure and development of the young pine and spruce stands.
- No 480 Hovila, Pekka: TT 1000 TU ja TT 1000 TS kokopuuhaakurit.
TT 1000 TU and TT 1000 TS whole-tree chippers.
- No 481 Moilanen, Mikko & Issakainen, Jorma: Lannoituksen ja muokkauksen vaikutus kuusen ja koivun uudistumiseen eräällä Kainuun vaara-alueen paksuturpeisilla soilla.
Effect of fertilization and soil preparation on the regeneration of birch and spruce on thick peat soils in Kainuu.
- No 482 Lipas, Erkki: Faktoriaalisen lannoituskokeen tulosten tulkinta.
Interpretation of the results from factorial fertilization experiments.
- No 483 Salminen, Sakari: Vuosien 1971—75 valtakunnallisia metsävaratietoja karttamuodossa.
A cartographic presentation of forest resources in Finland 1971—75.
- No 484 Aarne, Martti: Markkinapuun alueittaiset hankintamäärät ja kulkuvirrat 1979.
Removals and flows of commercial roundwood in Finland in 1979 by districts.
- No 485 Kurkela, Timo: Versosyöpä (*Gremmeniella abietina*) riukuasteen männiköissä.
Cancer and die-back of Scots pine at precommercial stage caused by *Gremmeniella abietina*.
- No 486 Oikarinen, Matti & Pyykkönen, Juhani: Harvennuksen ja lannoituksen vaikutus turvekankaan hieskoivikon kehitykseen Pohjanmaalla.
The effect of thinning and fertilization on the growth of pubescent birch (*Betula pubescens*) on drained Myrtillus spruce swamp in Ostrobothnia.

Metsäntutkimuslaitoksen julkaisusarjoja, Communications Instituti Forestalis Fenniae ja Folia Forestalia, koskevat yksittäiskappaletilaukset ja vaihtotarjoukset osoitetaan laitoksen kirjastolle. Tiedonantomisteita koskevat pyynnot osoitetaan ao. tutkimusosastolle tai -asemalle.
Subscriptions concerning single copies of the publications, as well as exchange offers, can be addressed to the Library of the Institute.