

Kobling mellem jordens frugtbarhedsvariation og behandlingseffekter i flerfaktorielle markforsøg

Confounding between soil heterogeneity and effects of treatments in factorial field experiments

Kr. Kristensen og K. Dorph-Petersen

Resumé

Ved anvendelse af udbyttemodeller med alene systematisk frugtbarhedsvariation kan man undersøge, hvorledes denne frugtbarhedsvariation kobles til virkninger og vekselvirkninger i faktorielle forsøg med given parcellfordeling. Disse koblinger afhænger både af frugtbarhedsvariationens form og den anvendte parcellfordeling. I udbyttemodeller med såvel systematisk som tilfældig frugtbarhedsvariation kan undersøges betydningen af disse koblinger i forhold til den tilfældige variation. Beretningen giver eksempler på sådanne simuleringer udført med EDB.

Summary

Confounding between soil heterogeneity and effects of treatments in factorial field experiments.

In Denmark systematically distributed plots are commonly used in field experiments as well in simple designs as in factorial designs. Examples of systematical designs in factorial experiments are shown in Figures 1, 2 and 3, where the numbers 1, 2, 3 stand for levels in the first factor a, b, c in the second and x, y, z in the third.

There will always be a confounding between the systematical part of the soil heterogeneity and the effects of the treatments in plot design as shown in Figures 2 and 3. In these cases, however, confounding only takes place with the interactions between two or three factors.

This paper shows, by means of calculated examples, how to eliminate the strongest of the confoundings in the analysis of variance. Furthermore, the types of confoundings, which are negligible relatively to the nonsystematical part of the soil heterogeneity are also shown. The study is based on yield-models as well as on experimental results from field trials.

Indledning

I markforsøg med een faktor anvendes ofte 5-10 ensbehandlede fællesparceller pr. forsøgsled for at opnå tilstrækkelig sikkerhed på gennemsnitstallene og for at kunne finde og korrigerede grove fejl. I flerfaktorielle forsøg anvendes ofte kun 3-5 ens behandlede fællesparceller pr. faktorkombination, fordi man ved beregning af de enkelte faktorerers hovedvirkninger benytter gennemsnit af et større antal »fakto-

rielle fællesparceller«, Dorph-Petersen 1972, side 53-54 m.fl. Denne anvendelse af faktorielle fællesparceller kan drives så vidt, at man anvender forsøgsplaner med kun een parcel pr. faktorkombination. Dette er især tilfældet i forsøg med 3 eller flere faktorer. Sådanne faktorielle forsøg frembyder flere specielle problemer m.h.t. parcellfordeling og statistisk analyse, og disse forhold behandles i følgende.

Parcelfordeling

Her i landet anvendes i reglen systematisk parcelfordeling også i faktorielle forsøg, idet man tilstræber, at de enkelte faktorerers momenter samt deres kombinationer fordeles efter principperne i systematiske kvadrat-, række- eller blokforsøg, *Dorph-Petersen* 1972, side 101-111. Som eksempel herpå er i fig. 1 vist parcelfordelingen i et 3×3 faktorielt forsøg med 3 fællesparceller pr. faktorkombination.

Fig. 1. Parcelfordeling i 3×3 faktorielt forsøg, 3 fællesparceller pr. kombination

1a	2b	3c	1b	2c	3a	1c	2a	3b
2c	3a	1b	2a	3b	1c	2b	3c	1a
3b	1c	2a	3c	1a	2b	3a	1b	2c

De to faktorerers momenter, betegnet henholdsvis 1, 2 og 3 samt a, b og c er indenfor parcellblokkene à 3×3 parceller fordelt som kvadratsforsøg, og de 9 faktorkombinationer (1a, 1b . . . 3c) er fordelt som et blokforsøg med hensyntagen til »vandrette« parcellrækker og »lodrette« blokke à 3×3 parceller.

En tilsvarende parcelfordeling med $3 \times 3 \times 3$ faktorielt forsøg (tredie faktor betegnet x, y og z) er vist i fig. 2.

Fig. 2. $3 \times 3 \times 3$ faktorielt forsøg med 1 fp. pr. kombination

1ax	2bx	3cx	1by	2cy	3ay	1cz	2az	3bz
2cz	3az	1bz	2ax	3bx	1cx	2by	3cy	1ay
3by	1cy	2ay	3cz	1az	2bz	3ax	1bx	2cx

Ved denne parcelfordeling har det været nødvendigt at lade den ene faktors momenter (x, y og z) ligge som 3 sammenhængende parceller. Dette skyldes, at der i et 3×3 kvadrat kun kan anbringes 2 systematiske fordelinger foruden parcellrækker og -kolonner.

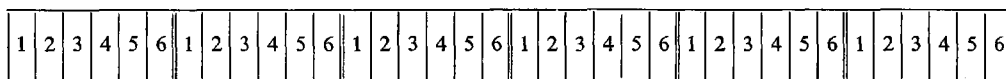
Parcelfordelinger svarende til kvadratsforsøgets fordelinger kan anvendes bl.a. i 4×4 og $4 \times 4 \times 4$ faktorielle forsøg. Sidstnævnte er vist i fig. 3.

Med andre talforhold mellem momenterne i forsøg med 3 og flere faktorer må man tillemppe parcelfordelingen efter foranstående regler, men der kan sjældent opnås så velafbalancerede fordelinger af hovedvirkningerne og veksel-

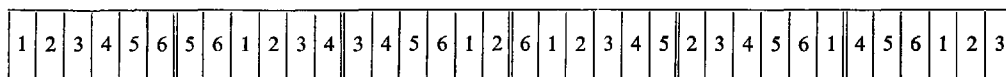
Fig. 3. Parcelfordeling i $4 \times 4 \times 4$ faktorielt forsøg med en parcel pr. kombination

1ax	2cv	3dy	4bz	1cz	2ay	3bv	4dx	1by	2dz	3cx	3av	1dv	2bx	3az	4cy
2by	1dz	4cx	3av	2dv	1bx	4az	3cy	2ax	1cv	4dy	3bz	2cz	1ay	4bv	3dx
3cz	4ay	1bv	2dx	3ax	4cv	1dy	2bz	3dv	4bx	1az	2cy	3by	4dz	1cx	2av
4dv	3bx	2az	1cy	4by	3dz	2cx	1av	4cz	3ay	2bv	1dx	4ax	3cv	2dy	1bz

Fig. 4. Parcellfordelinger i en parcellrække (1-6 forsøgsled)
Fordeling 1 = alm. rækkeforsøg



Fordeling 2 = springertræk i kvadratforsøg



virkningerne som i de her viste parcellfordelinger. I alle faktorielle forsøg med kun en parcel pr. faktorkombination vil jordens uensartethed i frugtbarhed og dermed følgende variation i udbyttet (betegnes frugtbarhedsvariation) indgå i eller »kobles til« faktorerens hovedvirkninger eller deres vekselvirkninger. Dette kan indses af variansanalysens skema, hvori faktorernes hovedvirkninger sammen med vekselvirkningerne »optager« alle totalvariationens frie værdier (og udgør i sum totalvariationens SAK). Der er altså ingen »blokke«, som kan fjerne en stor del af frugtbarhedsvariationen, således som tilfældet er i forsøg med egentlige fællesparceller. Denne kobling eller confounding af frugtbarhedsvariation til forsøgsvirkning er dog ikke speciel for forsøg med en parcel pr. faktorkombination, men forekommer i mange een- og flerfaktorielle forsøgsplaner. Hvordan der forekommer koblinger mellem frugtbarhedsvariation og forsøgsvirkninger afhænger både af frugtbarhedsvariationens form og den anvendte parcellfordeling. For simple forsøgsplaner og entydige frugtbarhedsvariationer kan man direkte se koblingsmulighederne og udforme korrektionsmetoder herimod, som f.eks. Lindhards metode til eliminering af ensidig frugtbarhedsvariation i det almindelige rækkeforsøg. For større faktorielle forsøgsplaner er et direkte overblik over mulige koblinger mellem frugtbarhedsvariation og forsøgsudslag – hovedvirkninger og vekselvirkninger – ofte vanskeligt eller umuligt. Man kan her gøre brug af simulerede udbyttmodeller, d.v.s. fiktive udbyttetotal pr. parcel i vedkommende parcellfordeling og almindelig opgørelse af »forsøgs-

resultaterne«, *Dorph-Petersen* 1972, side 93-95, 105-108 m.fl. Så længe man holder sig til ukomplicerede udbyttmodeller, kan beregningen ske manuelt (bordregnemaskine), men ved større undersøgelser må man benytte EDB. Sådanne – ved EDB – simulerede udbyttmodeller vil blive anvendt i det følgende.

Metodik

Til forklaring og demonstration af den anvendte metodik anføres først resultatet af en faktorielle forsøg med 6 forsøgsled lagt i en parcellrække med 6 fællesparceller. Der prøves to parcellfordelinger som vist i fig. 4. Her er fordeling 1 den i rækkeforsøg anvendte parcellfordeling, mens fordeling 2 svarer til parcellfordeling efter springertrækmetoden i et kvadratforsøg og de 6 vandrette parcellrækker lagt ud i hinandens forlængelse.

I disse to parcellfordelinger prøves først med en frugtbarhedsvariation som en entydig skråplanvariation i en udbyttmodel, idet der tillægges de 36 parceller hver et fiktivt udbytte begyndende fra venstre med 82.5, 83.5 . . . op til 117.5. D.v.s. at gennemsnitsudbyttet bliver 100.0 og udbyttetilvæksten 1.0 pct. pr. parcel. Når man ved sammentælling af fællesparcellerne beregner gennemsnitsudbyttet pr. forsøgsled fås:

	Parcellfordeling 1	Parcellfordeling 2
Forsøgsled 1	97,5	100,0
2	98,5	100,0
3	99,5	100,0
4	100,5	100,0
5	101,5	100,0
6	102,5	100,0

Ved parcellfordeling 1 indgår en del af skråplanvariationen i forsøgsledsforskellene, men ikke ved parcellfordeling 2.

Variansanalysen af udbyttetallene i parcellfordeling 1 (tabel 1) viser, at totalvariationens SAK fordeles mellem forsøgsled og blokke (å 6 sammenhængende parceller).

For hver af disse 11 modeller er konstrueret 1000 rækker med 36 tilfældigt udtrukne tal af en normalfordeling med standardafvigelse 5, d.v.s. 5 pct. af modellens gennemsnitsudbytte. (Disse tilfældigt udtrukne normalfordelte tal er frembragt ved hjælp af to subrutiner, RANDU og GAUSS fra IBM's subrutinesamling: Sy-

Tabel 1. Variansanalyse på rækkeforsøgene i fig. 4

Parcellfordeling 1			Parcellfordeling 2					
Variation	f	SAK	Variation	f	SAK	Variation	f	SAK
Total	35	3885	Total	35	3885	Total	35	3885
Forsøgsled	5	105	Forsøgsled	5	0	Forsøgsled	5	0
Blokke	5	3780	Blokke	5	3780	Blokke	5	3780
Rest	25	0	Rest	25	105	Plads indenfor blokke	5	105
						Rest	20	0

Foretages en tilsvarende analyse af fordeling 2 – her betegnet 2a – fordeles variationen mellem blokke og rest, og denne rest vil da give en ukorrekt – undervurderende – F-test. Dette skyldes, at der i fordeling 2 foruden blokke er indlagt en anden stratificering, som kan betegnes som pladser indenfor blokke. Korrektionen herfor (sum af henholdsvis 1, 2 6 parcel indenfor blokke = forsøgsled i parcellfordeling 1) må indføres i variansanalysen således, som det er gjort i variansanalysen 2b. Man får da grundlaget for en korrekt F-test.

Fra markforsøg og blindforsøg vides, at jorder frugtbarhedsvariation ikke danner sådanne entydige skråplaner som prøvet i denne udbytte-model. Foruden en systematisk – over mange parceller gående – variation, der for een parcellrække kan være et skråplan, må man regne med en tilfældig variation, hvis plus- og minusafvigere kun rammer een eller få sammenhængende parceller.

Til undersøgelse af indvirkning af systematisk og tilfældig frugtbarhedsvariation på disse to parcellfordelinger med anvendelse af de 3 viste variansanalyser er udført følgende. Der er konstrueret 11 udbytte-modeller, hvori den systematiske skråplanvariation tiltog med henholdsvis 0, 0.1, 0.2 1.0 pct. pr. parcell.

stem/360 Scientific Subroutine Package, Version III, H 20-205-3).

De her anvendte størrelser for systematisk og tilfældig variation er valgt ud fra erfaringer fra almindelige markforsøg og blindforsøg. Tilfældig variation på 5 pct. svarer nogenlunde til middel for restvariation i almindelige markforsøg. De systematiske variationer på 0-5 pct. mellem parcellrækker går fra minimum til skønnet maksimum af, hvad man finder for parcellrækker på langs ad agerretning. Tilsvarende for variation 0-1.0 pct. mellem parceller indenfor sådanne parcellrækker.

Ved at addere hver af de 11 skråplanvariationers parcelludbytter med de dertil hørende tilfældige afvigelser fås ialt 11 000 udbytte-modeller, og i hver af disse er de to parcellfordelinger indlagt og de tre variansanalyser, vist i tabel 1, er beregnet, inclusive beregning af s^2 (led), s^2 (rest) og F.

Beregningsens resultater er vist i tabel 2. For parcellfordeling 1 tiltager s^2 (led) fra den tilfældige variationsandel = 25.00 med øget skråplanvariation, idet denne som vist foran delvist indgår i s^2 (led). Herved vokser F og antal »forsøg« med signifikant F-værdi ud over de, som den tilfældige variation skal give. Det ses endvidere, at overvurdering af forsøgsudslag,

Tabel 2. Variansanalyse af 6-leddet forsøg i en parcelrække

Systematisk skråplanvar. % pr. parcel	Gens. af 1000 »forsøg« s ² (led) s ² (rest)		% signifikante F-værdier F P 0,05	
1. Parcellford. som alm. rækkefors., variansanalyse 1				
0,0	24,7	24,8	1,08	4,4
0,1	24,8	24,9	1,08	4,8
0,2	25,5	24,9	1,11	5,3
0,3	27,8	25,0	1,21	7,6
0,4	29,0	25,1	1,27	9,3
0,5	30,4	25,0	1,33	9,7
0,6	31,8	25,0	1,39	10,3
0,7	35,1	25,0	1,55	14,6
0,8	38,1	25,2	1,63	15,6
0,9	41,5	25,0	1,79	18,7
1,0	45,7	25,0	1,97	24,7
2a. Parcellford. som springertræk, variansanalyse 2a				
0,0	25,8	24,5	1,14	5,9
0,1	24,8	24,9	1,09	4,8
0,2	24,6	25,1	1,06	5,2
0,3	25,4	25,5	1,08	4,1
0,4	25,3	25,8	1,05	3,9
0,5	24,9	26,0	1,04	3,8
0,6	25,3	26,3	1,05	5,1
0,7	24,9	27,0	0,98	2,7
0,8	25,2	27,8	0,98	3,4
0,9	24,4	28,4	0,93	3,1
1,0	25,3	29,1	0,94	1,7
2b. Samme parcellfordeling, variansanalyse 2b				
0,0	25,8	24,5	1,17	7,2
0,1	24,8	24,9	1,13	5,1
0,2	24,6	25,0	1,09	5,1
0,3	25,4	25,0	1,13	5,1
0,4	25,3	25,0	1,11	4,6
0,5	24,9	25,0	1,11	4,8
0,6	25,3	24,9	1,14	6,5
0,7	24,9	25,0	1,09	3,8
0,8	25,2	25,3	1,10	3,9
0,9	24,4	25,2	1,07	4,6
1,0	25,3	24,9	1,12	3,9

d.v.s. mere end 5 pct. signifikante F-værdier, først tiltager tydeligt, når skråplanvariationen er lig med eller over 0.4 pct. Deraf følger, at der ikke i et 6 leddet rækkeforsøg er grund til at anvende Lindhards holdopgørelse til eliminering af skråplanvariation, før denne er over

0.4 pct. pr. parcel. Denne »tærskelværdi« er afhængig af såvel antal forsøgsled som størrelsen af den tilfældige variation. Det bemærkes, at s² (rest), der alene kan tilskrives den tilfældige variation, er meget nær 25.0 ved enhver skråplanvariation. Uden skråplanvariation måtte man forvente en gennemsnitlig F-værdi på

$$F = \frac{f(\text{rest})}{f(\text{rest}) - 2}$$

her 25:23 = 1.09, A. Hald 1952, side 375.

Ved parcellfordeling 2 – variansanalyse 2a og 2b – er s² (led) ved alle skråplanvariationer nær 25.00 (gens. 25.08), d.v.s. alene bestemt af den tilfældige variation med s = 5.0; hvilket også er ventet ud fra foranstående analyse af skråplanvariation alene. I analyse 2a indgår en del af skråplanvariationen i s² (rest), der tiltager med pct. skråplan. Herved aftager F-gens. og antal signifikante F-værdier tilsvarende med stigende pct. skråplan. Variansanalyse 2b, der tager korrekt hensyn til begge stratificeringer, giver nær ens s² (rest) og F-gens. ved alle skråplanvariationer. F-gens. kan forventes = 20:18 = 1.11, hvilket den er i gns. af alle 11 000 beregninger, og de enkelte 11 skråplanvariationer giver ingen tydelig afvigelse herfra. Variationen i antal signifikante F-værdier – omkring de forventede 5.0 pct. – synes stor, men bortset fra tallet 7.2 pct., ligger de indenfor de grænser, man af teoretiske overvejelser måtte forvente. Denne ret store variation i antal signifikante F-værdier er begrundelsen for at anvende 1000 beregninger pr. gruppe.

Undersøgelse af 3 x 3 faktorielt forsøg

Der er alene undersøgt den i fig. 1 viste parcellfordeling. For systematisk frugtbarhedsfordeling er beregning vist af *Dorph-Petersen* 1972, side 105-107. Her er anvendt 3 udbyttemodeler: A med 5 pct. forskel mellem udbytte af vandrette parcellerækker; B med 1 pct. tiltagende udbyttestigning mellem parceller indenfor rækker og C med variation A og B samtidigt. Variansanalyser af modeludbytter A, B og C fremgår af tabel 3.

Tabel 3. Variansanalyse på 3 udbyttmodeller
3 × 3 forsøg

Variation	f.	Model A		Model B		Model C	
		SAK	s ²	SAK	s ²	SAK	s ²
Total	26	450	17,3	180	6,9	630	24,2
Hovedvirkning af led 1, 2, 3	2	0	0,0	0	0,0	0	0,0
» a, b, c	2	0	0,0	0	0,0	0	0,0
Vekselvirkning (1, 2, 3) × (a, b, c)	4	0	0,0	0	0,0	0	0,0
Vandrette parcelrækker	2	450	225,0	0	0,0	450	225,0
Blokke à 3 × 3 parceller	2	0	0,0	162	81,0	162	81,0
Kolonner indenfor blokke	2	0	0,0	18	9,0	18	9,0
Rest	12	0	0,0	0	0,0	0	0,0

(SAK kolonner indenfor blokke beregnes af følgende summer af de »lodrette parcelrækker« nummereret fra venstre: 1+4+7, 2+5+8, 3+6+9).

Det fremgår heraf, at systematisk variation mellem parcelrækker alene indgår i tilsvarende variation i variansanalyse. Den jævnt fra venstre til højre stigende variation indgår i blokke og kolonner indenfor blokke. I alle 3 modeller er forsøgsvirkningerne (hoved- og vekselvirkninger) samt restvariationen upåvirket af den systematiske variation. F-test kan følgelig alene udføres med s² (rest) som nævner, d.v.s. at undladelse af at reducere med en eller flere af variationerne for rækker, blokke og kolonner ved beregning af SAK (rest) egentlig er ukorrekt. (Nævnte forhold kan ud over eksempler som disse vises matematisk ved hjælp af undersøgelse af variationens ortogonalitet). I tabel 3 er kun anvendt tre nævnte systematiske variationer uden nogen tilfældig variation. Til videre afprøvning er først dannet 36 systematiske udbyttmodeller, idet der mellem parcelrækker er prøvet forskelle på 0, 1, 2, 3, 4 og 5 pct. og mellem parceller indenfor rækker (eller mellem lodrette parcelkolonner) på 0, 0,2, 0,4, 0,6, 0,8 og 1,0 pct. Til hver af disse 36 systematiske udbyttmodeller er adderet 27 tilfældigt udtrukne tal af en normalfordelt population med gens. 0,0 og s = 5,0; dette gentaget 1000 gange pr. systematisk udbyttmodel. Med den i fig. 1 viste parcellfordeling er beregnet variansanalyse for disse 36 000 »forsøg«. I tabel 4 er vist et uddrag heraf, svarende til

forannævnte modeller A, B, C tillagt tilfældig variation samt tilfældig variation alene.

Tabel 4. Variansanalyse af udbyttmodeller + tilfældig variation
3 × 3 forsøg

Variation	f	Tilfældig variation	Varians s ²		
			model A + tilfældig	model B + tilfældig	model C + tilfældig
Faktor (1, 2, 3)	2	24,4	25,8	25,3	25,2
» (a, b, c)	2	24,3	24,2	25,8	27,1
Vekselvirkning	4	24,2	26,2	25,1	24,9
Rækker	2	26,2	243,8	25,0	249,4
Blokke	2	25,0	24,7	104,4	105,2
Kolonner	2	25,4	25,2	35,3	33,2
Rest	12	25,5	25,3	24,9	25,1

Ved tilfældig variation alene skulle man forvente, at alle s² blev 25,0 og i modellerne + tilfældig variation de i tabel 3 angivne værdier + 25,0. Afvigelser herfra skyldes, at selv gens. af 1000 udtræk ikke er nok til at give fuld udjævning for tilfældighederne.

Som nævnt foran bør man ved variansanalyse af forsøgsresultater med denne parcellfordeling reducere SAK med de tre blokdannelser, der er ortogonale med forsøgsleddene og deres vekselvirkning. Af hensyn til beregningsarbejdet vil man gerne nøjes med at anvende den eller de blokdannelser, der giver størst variation. I nærværende eksempel er alene undersøgt virkningen af at udelade reduktion for kolonner indenfor blokke. Denne når kun en be-

tydende størrelse ved en stor, entydig variation fra venstre til højre i figurens orientering – hovedparten af variationen indgår jo i blokvariationen. (Virkning af videre udeladelse ses af næste eksempel).

Til belysning af kolonnevariationens rolle ved variansanalyser er samlet følgende gennemsnitsresultater i tabel 5.

kansgrænsen, og svarende til foranstående er pct. signifikante F_1 -værdier lidt aftagende med tiltagende kolonnevariation, mens pct. F_2 -værdier er nær de 5 pct. i alle tilfælde. Det vil sige, at man ved at lade kolonnevariationen indgå i resten får en lille undervurdering af forsøgsudslagene, der dog først er nævneværdig, når kolonnevariationen er usædvanlig stor.

Tabel 5. Virkning af kolonnevariation
3 × 3 forsøg

	Forskel mellem lodrette parcelkolonner, %					
	0,0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0
s^2 for kolonnevariation	25,3	25,1	26,7	28,4	31,1	34,1
s_1^2 for restvariation incl. kolonnevariation	25,1	25,1	25,2	25,4	25,7	26,3
s_2^2 for restvariation ekskl. »	25,0	25,1	24,9	24,9	24,8	25,0
F_1 beregnet af s_1 (forventet 1,17)	1,16	1,15	1,15	1,14	1,15	1,12
F_2 » » s_2 (» 1,20)	1,19	1,19	1,20	1,19	1,22	1,21
% signifikante F_1 -værdier	4,9	4,9	4,9	4,7	4,6	4,5
% » F_2 -værdier	5,0	4,9	5,0	4,8	5,3	5,0

s^2 for kolonnevariationen og de to følgende s^2 -værdier er beregnet som gens. af de 6 forskellige systematiske variationer mellem parcellrækker, da disse ikke indvirker på kolonnevariationen. Det ses, at s^2 (kolonner) selvsagt tiltager med tiltagende forskel i modellen mellem de lodrette parcellrækker. s_2^2 for restvariationen eksklusive kolonnevariationen er nær det tilstræbte 25,0 uanset variationen mellem de lodrette parcellrækker. Indregnes kolonnevariationen i denne rest, fås s_1^2 , d.v.s. en restvarians uden korrektion for kolonner, der tiltager lidt med voksende variation mellem lodrette parcellrækker. Ved at anvende henholdsvis s_1^2 og s_2^2 til beregning af F for de to hovedvirkninger og vekselvirkningen fås tallene i linie 4 og 5, som altså her er gennemsnit af 18000 enkeltværdier. Man ser her, at anvendelse af s_1^2 med 14 fri værdier (teoretisk gens. 1.167) giver lidt for lave værdier med tendens til at blive lavest, hvor variationen mellem lodrette parcellrækker er størst. Beregning af F med den korrekte s_2^2 giver i gennemsnit den forventede værdi $F = 1.20$ og ingen tydelig gang i de 6 tal. Forneden i tabellen er vist i pct. af henholdsvis F_1 - og F_2 -værdier større end P 0.05 signifi-

Summa: man kan lade kolonnevariationen indgå i restvariationen.

3 x 3 x 3 faktorielle forsøg i udbyttemodeller

Undersøgelsen omfatter alene den i fig. 2 anførte parcellfordeling prøvet i samme udbyttemodeller som omtalt i forrige afsnit. For de tre rent systematiske udbyttemodeller betegnet A, B og C samt de tilsvarende med tillagt 5 pct. tilfældig variation gav variansanalyser de i tabel 6 viste varianser.

Variationerne over strengen i tabel 6 udgør et ortogonalt sæt, d.v.s. at de udgør totalvariansens f og SAK. Følgelig er de under strengen anførte systematiske variationer koblet ind i de ovenfor anførte 7 variationer (samt i totalvariationen). Af systematisk variation alene, model A og B, ses, at variation mellem vandrette parcellrækker og blokke kobles i den trefaktors vekselvirkning, mens kolonnevariationen indenfor blokkene er koblet til vekselvirkningen (a, b, c) × (x, y, z). Modellerne med disse systematiske variationer + tilfældig variation, tabel 6 til højre, giver nogenlunde samme tal + 25,0, således som det måtte forventes.

Tabel 6. *Varianser, s², i udbyttemodeller*
3 × 3 × 3 forsøg

Variation	Model:	f.	Systematisk var. alene			Systematisk + tilfældig var.		
			A	B	C	A	B	C
			s ²	s ²	s ²	s ²	s ²	s ²
Total		26	17,3	6,9	24,2	—	—	—
Hovedvirkninger (1, 2, 3).....		2	0,0	0,0	0,0	25,8	25,3	25,2
» (a, b, c).....		2	0,0	0,0	0,0	24,2	25,8	27,1
» (x, y, z).....		2	0,0	0,0	0,0	26,2	25,0	25,6
Vekselvirkninger								
(1, 2, 3) × (a, b, c).....		4	0,0	0,0	0,0	26,2	25,1	24,9
(1, 2, 3) × (x, y, z).....		4	0,0	0,0	0,0	24,5	24,6	24,9
(a, b, c) × (x, y, z).....		4	0,0	4,5	4,5	25,4	29,6	29,3
(1, 2, 3) × (a, b, c) × (x, y, z).....		8	56,3	20,3	76,5	79,8	45,1	101,0
Parcelrækker.....		2	225,0	0,0	225,0	243,8	25,0	249,4
Blokke à 3 × 3 parceller.....		2	0,0	81,0	81,0	24,7	104,4	105,2
Kolonner indenfor blokke.....		2	0,0	9,0	9,0	25,2	35,3	33,2

Da alle de tre faktorer i reglen er fikserede, kan der reelt ikke foretages nogen F-test, fordi den i nævneren anvendte s² skal indeholde random elementer.

I forsøg som nærværende består s² for trefaktors vekselvirkning af henholdsvis reel trefaktors vekselvirkning plus systematisk jordvariation, der på grund af parcellfordeling indkøbes i denne størrelse, plus tilfældig variation. I markforsøg vil den reelle trefaktors vekselvirkning erfaringsmæssigt oftest være den mindste af disse fraktioner, og man kan derfor i reglen forudsætte, at den ikke findes. Ud fra undersøgelse af de vigtigste systematiske jordvariationers kobling til trefaktors vekselvirkning – som det her ses af tabel 6 – kan man fastlægge korrektion og derved få en s² (rest), som består af tilfældig variation. Dog kan der heri indgå systematisk jordvariation af andre typer end de, der er korregeret for. Denne s² (rest) kan da – omend med forbehold – anvendes som nævner i F-tests for forsøgets hoved- og vekselvirkninger.

At en sådan korrektion til s² (rest) er nødvendig, ses af tabel 6 til højre, idet s² for trefaktors vekselvirkning går fra 25 til 101 med øget systematisk variation, mens s² for de tre hovedvirkninger og de to vekselvirkninger (1,

2, 3) × (a, b, c) og (1, 2, 3) × (x, y, z) forbliver omkring 25. F-test for disse 5 s²-værdier vil altså umuliggøres med tiltagende systematisk variation, idet virkeligt forsøgsudslag svarende dertil vil blive undervurderet.

Dette er demonstreret i tabel 7, der viser pct. signifikante F-værdier (P 0.05) for de 3 hovedvirkninger og to førstnævnte tofaktors vekselvirkninger alle beregnet med ukorrigeret s² for trefaktors vekselvirkning som nævner.

Tabel 7. *Pct. signifikante F-værdier, P 0.05 beregnet med s² (rest ukorrigeret)*
3 × 3 × 3 forsøg

Forskell. vandrette parcelrækker, %	Forskell. mellem lodr. parceller, %					
	0,0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0
0,0	4,5	5,0	3,9	3,1	1,4	0,8
1,0	4,6	3,9	2,9	2,2	0,9	0,6
2,0	1,8	2,0	1,4	1,5	0,7	0,3
3,0	1,0	0,8	0,7	0,5	0,2	0,1
4,0	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,0
5,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Øverst til venstre i tabel 7 med alene tilfældig variation er der nær de teoretiske 5 pct. signifikante F-værdier, men antallet heraf aftager nogenlunde regelmæssigt ned mod nederste

højre hjørne. Dette viser, at med en rækkevariation på over 2 pct. og en variation indenfor rækker over 0.6-0.8 pct. er testning af forsøgsvirkninger med s^2 (trefaktors vekselvirkning) uden korrektion helt uacceptabel.

Af tabel 6 fremgår, at SAK for trefaktors vekselvirkning kan korrigeres med SAK for henholdsvis parcelrækker og SAK for blokke á 3×3 parceller. Disse 2 variationer er ortogonale med alle 3 hovedvirkninger og de tre tofaktors vekselvirkninger. Ved en sådan korrektion fås en s^2 (rest) med 4 fri værdier, der kan anvendes til F-tests for de tre hovedvirkninger og de to førstnævnte tofaktors vekselvirkninger. I s^2 for vekselvirkning $(a, b, c) \times (x, y, z)$ er indkoblet variationen mellem kolonner indenfor blokke, følgelig kan denne vekselvirkning ikke testes med s^2 (rest).

Tabel 8. Pct. signifikante F-værdier, P 0.05 beregnet af s^2 (rest korrigeret) $3 \times 3 \times 3$ forsøg

Forskel mellem vandrette parcelrækk., %

Forskel mellem vandrette parcelrækk., %	Forskel ml. lodr. parcelkolonner, %					
	0,0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0

Hovedvirkninger og vekselvirkninger						
0,0	5,0	5,0	5,0	5,3	5,4	6,2
1,0	5,4	5,4	4,8	4,8	4,9	4,0
2,0	3,6	4,8	5,0	5,1	5,0	5,9
3,0	5,2	4,7	5,4	4,8	5,0	5,2
4,0	5,5	4,6	5,5	5,3	4,3	4,5
5,0	5,0	4,8	5,2	5,4	4,8	5,3
Gens.	5,0	4,9	5,2	5,1	4,9	5,2

Vekselvirkning $(a, b, c) \times (x, y, z)$ incl. kolonnevar.						
0,0	4,6	5,5	4,8	6,5	6,3	7,6
1,0	5,8	4,3	4,4	4,6	6,0	5,2
2,0	4,6	4,8	5,0	5,6	6,0	6,7
3,0	5,3	4,7	5,9	6,0	6,2	6,3
4,0	5,6	5,2	4,9	5,6	5,5	7,4
5,0	5,5	5,1	6,2	7,2	5,7	5,6
Gns.	5,2	4,9	5,2	5,9	6,0	6,5

I tabel 8 foroven er vist pct. signifikante F-værdier for gennemsnit af de tre hovedvirk-

ninger og to førstnævnte vekselvirkninger. Foruden er vist tilsvarende for vekselvirkningen $(a, b, c) \times (x, y, z)$ alle beregnet med den korrigerede s^2 (rest) som nævner.

I tabellens øverste halvdel ses, at pct. signifikante F-værdier varierer tilfældigt omkring den teoretiske gennemsnitsværdi 5.0. Af dette følger, at en korrektion af s^2 for trefaktors vekselvirkning med række- og blokvariation er berettiget.

Af tabel 8 nederste halvdel ses, at pct. signifikante F-værdier tiltager mod højre, d.v.s. med tiltagende kolonnevariation. Deraf følger, at F-test for vekselvirkningen $(a, b, c) \times (x, y, z)$ bliver mindre korrekt ved betydende kolonnevariation. Men da en som her prøvet jævnt tiltagende kolonnevariation på over 0.5 pct. er erfaringsmæssigt er sjælden i almindelige markforsøg, er dette forbehold kun af teoretisk interesse.

4 x 4 x 4 faktorielle forsøg i udbyttmodeller

Undersøgelse er udført med den i fig. 3 viste parcellfordeling, der er afledet af 4×4 kvadrattforsøg indenfor hver af de 4 blokke á 4×4 parceller.

En undersøgelse af systematisk variation alene, svarende til tabel 6 venstre halvdel, viser, at systematisk variation mellem vandrette parcelrækker og lodrette blokke samt kolonner indenfor blokkene kobles ind i forsøgets variationer på samme måde som for $3 \times 3 \times 3$ forsøget i tabel 6. Det vil sige, at variation mellem henholdsvis vandrette parcelrækker og blokke á 4×4 parceller indgår i den trefaktors vekselvirkning, mens variation mellem kolonner indenfor blokke indkobles i tofaktors vekselvirkning mellem 2. faktor (a, b, c, d) og 3. faktor (x, y, z, v) .

I lighed med foranstående følger, at F-tests med s^2 for trefaktors vekselvirkning (uden korrektion) er uanvendelig, hvis der er en betydende variation mellem parcelrækker eller -blokke. Dette demonstreres ud fra følgende beregning. Ved successivt at anvende 0, 1, 2, . . . , 5 pct. forskel mellem udbyttet i vandrette parcelrækker og 0,0, 0,2, 0,4 . . . 1,0 pct. for-

skel mellem udbyttet af lodrette parcellrækker (kolonner) og alle kombinationer heraf, fås 36 forskellige systematiske udbyttmodeller (som i forrige afsnit). Til hver parcel i disse er lagt en tilfældig variation som omtalt foran, og dette er gentaget 2000 gange. Heraf er beregnet 72000 variansanalyser inklusive F-tests med s^2 for trefaktors vekselvirkning som nævner samt pct. signifikante F-værdier.

Tabel 9. Pct. signifikante F-værdier beregnet af s^2 (rest ukorrigeret) $4 \times 4 \times 4$ forsøg

Forskæl mellem vandrette parcellrækk., %	Forskæl ml. lodr. parcellkolonner, %					
	0,0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0
0,0	5,1	3,7	1,9	0,4	0,1	0,0
1,0	3,3	2,8	1,3	0,4	0,1	0,0
2,0	0,9	0,9	0,3	0,1	0,0	0,0
3,0	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
4,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
5,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Tabel 10. Pct. signifikante F-værdier beregnet af s^2 (rest korrigeret) $4 \times 4 \times 4$ forsøg

Forskæl mellem vandrette parcellrækk., %	Forskæl ml. lodr. parcellkolonner, %					
	0,0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0
Hovedvirkning og to vekselvirkninger						
0,0	5,1	5,0	5,2	4,8	5,1	5,2
1,0	5,1	5,0	5,0	5,1	5,3	5,0
2,0	5,0	5,2	4,8	5,2	5,5	4,8
3,0	5,1	4,9	4,9	5,0	5,2	4,9
4,0	5,1	4,6	4,8	4,8	4,6	5,2
5,0	5,0	4,9	5,1	5,0	5,0	4,9
Gens.	5,1	4,9	5,0	5,0	5,1	5,0
Vekselvirkning (a, b, c, d) \times (x, y, z, v) inklusive kolonnevariation						
0,0	5,0	4,5	7,0	8,1	9,6	14,1
1,0	5,4	5,5	6,5	7,3	10,9	13,7
2,0	4,7	5,6	6,1	7,1	10,1	12,6
3,0	5,7	5,3	5,6	8,6	11,0	12,6
4,0	5,5	4,6	6,7	7,7	11,0	14,7
5,0	4,2	5,0	6,2	7,2	10,2	13,2
Gens.	5,1	5,1	6,4	7,7	10,5	13,5

I tabel 9 er samlet pct. signifikante F-værdier, beregnet som gennemsnit af de 3 hovedvirkninger og vekselvirkningerne $(1, 2, 3, 4) \times (a, b, c, d)$ og $(1, 2, 3, 4) \times (x, y, z, v)$. Det vil sige, at hvert tal i tabellen er pct. af 10000 F-værdier. Med tilfældig variation alene (række- og kolonnevariation = 0,0) fås nær den teoretiske værdi, 5,0 pct. signifikante F-værdier, men denne pct. aftager meget hurtigt ved tiltagende variation mellem henholdsvis parcellrækker og -kolonner, sidstnævnte er reelt udtryk for tiltagende variation mellem blokkene.

Heraf følger, at man til F-tests må anvende en s^2 (korrigeret rest) beregnet af SAK for trefaktors vekselvirkning \div SAK parcellrækker \div SAK blokke og $27 \div 3 \div 3 = 21$ fri værdier.

Ved en beregning svarende til tabel 9, men med s^2 (korrigeret rest) som nævner, fås de i tabel 10 for oven anførte procenttal, som i gennemsnit er det teoretiske 5,0 uden hensyn til deres plads i tabellen. Man har da med den korrigerede s^2 (rest) fået plausible F-tests for nævnte hoved- og vekselvirkninger.

Da variationen mellem lodrette parcellkolonner indenfor blokke er koblet ind i vekselvirkningen mellem 2. og 3. faktor $(a, b, c, d) \times (x, y, z, v)$, vil man få en ukorrekt F-test ved at anvende den korrigerede s^2 (rest) hertil. Dette er vist i tabel 10 fornedet, hvor hvert tal er pct. signifikante F-værdier ud af 2000. Det fremgår heraf, at pct. signifikante F-værdier er korrekt omkring 5,0, når der ikke er kolonnevariation, men at procenttallet stiger fra 5,1 til 13,5, når forskellene mellem lodrette parcellkolonner (d.v.s. blok- og kolonnevariation) går fra 0,2 til 1,0 pct. af udbyttet. Hvilket igen vil sige, at man ikke må anvende sidstnævnte test.

Anvendelse af korrigeret s^2 (rest) i stedet for den ukorrigerede s^2 (trefaktors vekselvirkning) er begrundet med korrektionen for række- og blokvariation, og følgelig er denne korrektion kun nødvendig, hvis kvotienten mellem s^2 (ukorrigeret rest) og s^2 (korrigeret rest) bliver væsentlig større end 1. Hvor stor den kvotient

skal være for at nødvendiggøre korrektionen ses ved sammenligning mellem tabel 11 – kvotienter mellem s^2 (ukorrigeret rest) og s^2 (korrigeret rest) – og tabel 9. Heraf ses, at når nævnte kvotient er over 1.4, bliver pct. signifikante F-værdier beregnet med ukorrigeret s^2 (rest) under 1, d.v.s. en væsentlig mistydning af resultaterne. En tilsvarende beregning for $3 \times 3 \times 3$ forsøget gav lignende resultat.

Tabel 11. Kvotient mellem s^2 (rest ukorrigeret) og s^2 (rest korrigeret) $4 \times 4 \times 4$ forsøg

Forskelse mellem vandrette parcelrækker, %	Forskelse ml. lodr. parcelkolonner, %					
	0,0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0
0,0	1,0	1,1	1,3	1,7	2,2	2,9
1,0	1,1	1,2	1,4	1,8	2,3	3,0
2,0	1,5	1,6	1,8	2,2	2,7	3,3
3,0	2,1	2,1	2,4	2,7	3,3	3,9
4,0	2,9	3,0	3,2	3,6	4,1	4,8
5,0	4,0	4,0	4,3	4,6	5,2	5,9

Af foranstående fremgår, at de prøvede frugtbarhedsvariationer kun påvirker vekselvirkningen mellem 2. og 3. faktor samt trefaktors vekselvirkningen. Følgelig skal, ved valg af hvilke behandlinger, der skal indlægges i de tre faktorer, ses efter, om der er nogen tofaktors vekselvirkning, man er særlig interesseret i, og i så fald placere denne som vekselvirkning $(1, 2, 3, 4) \times (a, b, c, d)$ eller $(1, 2, 3, 4) \times (x, y, z, v)$.

Denne $4 \times 4 \times 4$ forsøgsplan kan let omformes til en $2 \times 2 \times 4 \times 4$ forsøgsplan (eller andre med 2 momenter pr. faktor). I så fald bør man vælge faktor 1 (med 1, 2, 3, 4) til deling efter skemaet:

$4 \times 4 \times 4$ mom.	1	bliver i	$2 \times 2 \times 4 \times 4$ mom.	komb.	q I
»	» 2	»	»	»	q II
»	» 3	»	»	»	p I
»	» 4	»	»	»	p II,

hvor q og p er een faktor, I og II en anden. Herved opnår man, at koblingen mellem kolonnevariation og vekselvirkning $(a, b, c, d) \times (x, y, z, v)$ fastholdes i denne vekselvirkning alene.

Undersøgelse af egentlige forsøgsresultater

For at sammenligne sidstnævnte modelundersøgelser med virkelige markforsøg er samlet resultaterne af 26 forsøg udført på forsøgsstationerne i de sidste år. Disse er udført med den i fig. 3 viste parcellfordeling, og faktor 1 var 2 mængder Mg-gødning kombineret med 2 mængder P-gødning. Faktor 2 var 4 mængder K-gødning og faktor 3 var 4 mængder N-gødning. Altså et $2 \times 2 \times 4 \times 4$ faktorielt forsøg, men her behandlet som et $4 \times 4 \times 4$ forsøg.

I hvert af de 26 forsøg udførtes almindelig trefaktors variansanalyse, og dertil beregnedes variationerne for parcellrækker, blokke og kolonner indenfor blokke (ved en speciel variansanalyse pr. forsøg). Endvidere beregnedes s^2 (korrigeret rest) af SAK trefaktors vekselvirkning minus SAK parcellrækker minus SAK blokke. Resultaterne heraf i form af s^2 for hovedvirkninger, vekselvirkninger m.v. er vist i tabel 12. Det fremgår heraf, at variationen i 3. faktor, N-gødning, er dominerende, men at der også forekommer store variationer mellem henholdsvis parcellrækker og blokke.

I tabellens højre kolonne er vist kvotienten s^2 (ukorrigeret rest = vekselvirkning faktor $1 \times 2 \times 3$): s^2 (korrigeret rest). For 6 forsøg er denne kvotient 1.0-1.3, og i 15 forsøg ≥ 2.0 . Ud fra foranstående tyder disse kvotienter på, at en testning med s^2 (ukorrigeret rest) oftest er mere eller mindre misvisende. Dette kan også skønnes af det store antal F-værdier mindre end 1, man vil få ved testning med s^2 (ukorrigeret rest).

I tabel 12 er med 1-3 stjerner angivet, hvilke s^2 (kolonnevariationer), der er signifikant større end s^2 (korrigeret rest). I de forsøg hvor s^2 (kolonner) er signifikant, ser man, at s^2 (vekselvirkning faktor 2×3) oftest er større end s^2 (faktor 1×2) og s^2 (faktor 1×3). Da man ikke ved, hvor store de reelle vekselvirkninger er, siger dette i og for sig ikke noget, men det modsiger dog ikke foranstående advarsel om at tillægge en stor F-værdi for vekselvirkning mellem faktor 2×3 nogen vægt.

Denne undersøgelse af virkelige forsøg sy-

Tabel 12. $4 \times 4 \times 4$ faktorielt forsøg, variansanalyser, s^2 pr. variation

Antal fri værdier:	Hovedvirkninger			Vekselvirkninger				Parcel- rækk.	Tvær- blokke	Kolon- ner	Korri- rest	s^2 (fak $1 \times 2 \times 3$) s^2 (kor. rest)	
	Faktor:	1	2	3	1×2	1×3	2×3					$1 \times 2 \times 3$	3
Forsøg i kartofler beregnet på kg tørstof pr. parcel a 12,6-14,4 m ²													
Fors. 1	1,31	0,27	15,50	0,64	0,38	0,38	0,55	1,89	1,14	0,39	0,27	2,0	
2	3,34	0,66	42,89	1,32	0,54	0,72	0,85	0,48	0,83	0,79	0,90	1,0	
3	1,27	1,10	85,42	0,78	0,50	0,69	0,66	1,28	2,72	0,75	0,28	2,4	
4	1,32	0,72	121,68	0,37	0,80	0,59	0,53	0,57	1,35	0,00	0,41	1,3	
5	2,14	0,66	77,98	0,48	0,61	1,23	0,83	1,32	4,37	2,03**	0,26	3,2	
6	0,45	0,19	197,53	0,36	0,73	0,44	1,48	5,63	1,63	0,56	0,87	1,7	
7	0,85	0,97	193,53	0,57	0,54	1,13	1,24	3,92	0,57	2,70	0,96	1,3	
8	1,34	1,96	61,19	1,08	0,83	0,66	2,33	8,27	7,98	0,36	0,68	3,4	
9	1,18	1,06	115,26	0,82	0,41	1,34	3,01	20,45	2,27	2,90*	0,63	4,8	
10	0,56	15,05	146,22	2,84	0,78	3,33	4,18	3,03	22,15	1,79	1,77	2,4	
11	2,26	4,71	253,71	1,35	1,04	2,07	2,62	4,68	9,66	3,51	1,33	2,0	
12	2,34	1,38	78,61	0,83	0,75	2,34	1,00	3,34	2,69	5,41***	0,42	2,4	
13	4,28	3,62	255,66	0,46	0,73	2,31	2,04	6,21	7,14	5,51**	0,72	2,8	
14	1,11	1,04	200,79	1,40	1,15	1,84	1,15	0,99	4,69	3,36**	0,67	1,7	
15	2,30	1,08	444,38	0,76	1,76	1,19	2,92	10,13	7,02	2,36	1,30	2,2	
16	3,01	0,27	74,77	1,04	0,58	0,57	0,72	0,24	1,76	0,39	0,64	1,1	
17	9,43	0,53	161,90	0,84	2,16	0,60	1,15	1,13	1,52	1,20	1,10	1,0	
18	1,14	1,66	80,38	1,06	3,84	1,68	4,28	12,54	16,40	1,72	1,37	3,1	
19	0,85	0,94	113,82	1,13	1,78	0,80	2,42	2,64	12,53	0,83	0,95	2,5	
20	3,79	0,28	69,43	0,88	0,37	0,89	2,13	2,45	14,17	1,68*	0,37	5,8	
21	1,79	0,09	77,55	0,34	0,99	0,89	1,80	1,95	7,08	2,35	1,02	1,8	
Forsøg i vårsæd, hkg kærne pr. ha													
22	12,2	3,3	1567,9	10,5	7,9	11,0	23,4	65,0	108,1	18,4*	5,4	4,4	
23	141,0	13,3	1452,2	12,6	18,6	3,3	28,6	11,8	108,8	8,1	19,5	1,5	
Forsøg i rajrgræs, hkg tørstof pr. ha, sum af 4 slæt													
24	5,3	11,9	21245,8	24,6	9,6	12,2	1,3	65,5	20,0	8,6	10,0	1,7	
25	73,4	40,7	24245,5	12,2	6,4	3,3	20,2	43,3	28,6	1,3	15,6	1,3	
26	12,7	8,1	22757,2	89,2	14,4	15,5	72,5	119,9	360,3	12,0	24,6	2,9	

nes i god overensstemmelse med foranstående modelundersøgelser og tyder på, at man bør anvende s^2 (korrigeret rest) som nævner i F-tests.

Diskussion og sammendrag

Ved hjælp af en simpel udbytte-model kan man undersøge en parcellfordeling og vise, hvor der forekommer kobling mellem den i modellen valgte frugtbarhedsvariation og forsøgsudslag – hovedvirkninger og vekselvirkninger. Dette kan også vises ad matematisk vej ved undersøgelse

af de enkelte variationers ortogonalitet, men ved noget uregelrette parcellfordelinger er modelundersøgelser oftest lettest og mest overskuelige.

For en enkelt parcellfordeling er det overkommeligt ved hjælp af en bordregnemaskine at beregne nogle få udbytte-modeller med de mest regulære frugtbarhedsvariationer – som model A, B og C i foranstående. Ønsker man at behandle mange udbytte-modeller, f.eks. med graderet frugtbarhedsvariation, er EDB på sin plads. Inddrager man tilfældig variation i modellen, er det nødvendigt at benytte et stort

antal m.h.t. den tilfældige variations forskellige modeller – oftest 1000 eller flere – for at få udjævnet tilfældighedernes spil, og så er EDB nødvendigt.

I foranstående er behandlet graderet frugtbarhedsvariation mellem forsøgets »vandrette« og »lodrette« parcelrækker, som må betragtes som almindeligt forekommende grundtyper på frugtbarhedsvariation, selvom andre er lige så almindelige, f.eks. formet som et »bakkelandskab«. Men sidstnævnte er vanskeligere at give systematiske former egnet til undersøgelse.

Nærværende undersøgelses hovedresultat har påvist koblinger mellem frugtbarhedsvariation og hoved- og vekselvirkninger i faktorielle forsøg med kun en parcel pr. faktorkombination. Hertil er anvendt $3 \times 3 \times 3$ faktorielt forsøg i 27 parceller og $4 \times 4 \times 4$ forsøg i 64 parceller. Ved de anvendte parcellfordelinger og prøvede frugtbarhedsfordelinger er vist disse koblinger og hvorledes der kan korrigeres derfor. Det er endvidere vist, at korrektion for frugtbarhedsvariation, indkoblet i den s^2 , som anvendes som nævneren i F-tests, bør udføres, for at få anvendelige testresultater i de tilfælde, hvor betydende frugtbarhedsvariation forekommer.

Det er endvidere vist at mindre væsentlige og sjældnere forekommende frugtbarhedsvariationer såsom variation mellem kolonner indenfor blokke ofte kan negligeres, selvom de er koblet til virkning eller vekselvirkning. Dog kan de blive så store, at man må tage hensyn

dertil ved vurdering af F-test for den virkning, som de er koblet til.

Foranstående giver ikke »brugsanvisning« på variansanalyse med nødvendige korrektioner for alle de former for faktorielle forsøg, der er og vil blive brugt, men giver en belysning af problemerne og en vejledning til undersøgelse af andre former for faktorielle forsøg end de her prøvede.

Som bekendt er anvendelsen af systematisk parcellfordeling speciel for dansk og tildels tysk forsøgsvirksomhed. I de fleste engelsk-sprogede lande m.fl. anvendes forskellige former for randomiseret parcellfordeling. Dette bevirker, at en sammenligning mellem resultater, som de her foreliggende og de fleste udenlandske arbejder om tilsvarende problemer, er vanskelig eller umulig. Derfor er der ikke her refereret til den meget omfattende litteratur om confounding i faktorielle forsøg, selv om flere af de her behandlede problemer er berørt i andre arbejder.

Foranstående beregninger er udført på NEUCC, Lundtofte, med programmer udarbejdet af Kr. Kristensen. K. Dorph-Petersen har bidraget ved planlægning og udarbejdelse af beretningen.

Litteratur

- Dorph-Petersen, K.* (1972): Markforsøg.
Hald, A. (1952): Statistical Theory with Engineering Application.
IBM (1968): System/360 Scientific Subroutine Package. Version III H20-0205-3.

Manuskript modtaget den 3. december 1973