ESTUDO SÔBRE A CORREÇÃO DE PRODUÇÕES DE PARCELAS EM ENSAIOS COM MILHO

VIVALDO FRANCISCO DA CRUZ

ENGENHEIRO AGRÔNOMO

Auxiliar de Ensino do Departamento de Matemática e Estatística da
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" - U. S. P.

Tese apresentada para a obtenção do Título
de Doutor em Agronomia na Escola Superiro
de Agricultura "Luiz de Queiroz", da
Universidade de São Paulo.

PIRACICABA
Estado de São Paulo
1971

E R R A T A

No Índice dos Quadros — Quadro 2

Onde se lê : Composição Percentual da Ração Experimental — Acabamento

Leia-se : Composição Percentual das Rações Experimentais — Acabamento

Na página 11 — 2º parágrafo — 9ª linha

Onde se lê : com gordura ganharam significativamente pais peso ...

Leia-se : com gordura ganharam significativamente mais peso ...

Na página 19 — 1º parágrafo — 12ª linha

Onde se lê : estearios e palmitico

Leia-se : estearico e palmitico

Na página 66 — 1º parágrafo — 2ª linha

Onde se lê : ... The level ir treatment 4

Leia-se : ... The level in treatment 4

<u>Na Literatura Citada</u>

Na página 67 — linha 24

Onde se lê : ... containning fat or corn cobs.

Leia-se : ... containning added fat or corn cobs.

Na página 68 — linha 33

Onde se lê : ... of grawing boars.

Leia-se : ... of growing boars.

Na página 68 — linha 35

Onde se lê : The Cork Industry

Leia-se : The Pork Industry

Na página 69 — linha 26

Onde se lê : ... fat levels and sowces.

Leia-se : ... fat levels and sorces.

À meu PAI, que amou a terra,

dela colheu bons frutos e

nela descansa em paz

MINHA HOMENAGEM

À Sueli, Eduardo e Flávio ,

DEDICO

A G R A D E C I M E N T O S

Desejamos expressar nossos agradecimentos às pessoas que contribuiram na execução do presente trabalho.

Ao DR. HUMBERTO DE CAMPOS, pela orientação segura e incentivo a nós dispensado.

Ao DR. ERNESTO PATERNIANI, por permitir o uso dos dados dos ensaios estudados.

Ao DR. ROLAND VENCOVSKY pelas numerosas sugestões oferecidas.

Ao PROF. FREDERICO PIMENTEL GOMES e DR. IZAIAS RANGEL NOGUEIRA, pelas proveitosas discussões mantidas.

Aos COLEGAS do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelas sugestões e auxílios prestados.

À srta. Maria Izalina Ferreira Alves pelo cuidadoso trabalho de datilografia realizado.

À TODOS aquêles QUE, de um modo ou de outro, CONCORRERAM para o bom andamento dêste trabalho.

Finalmente, resta acrescentar, que às pessoas acima mencionadas nenhuma responsabilidade cabe pelos erros cometidos, dos quais nem seus dedicados esforços nos puderam evitar.

I N D I C E	página

I N D I C E — página

ÍNDICE DOS QUADROS		página

I N D I C E D O S Q U A D R O S		página

1. INTRODUÇÃO

O milho, Zea mays L., é uma planta das mais importantes como fonte de alimento humano e de animais ou como matéria prima de produtos industrializados. Sendo uma das principais culturas brasileiras, tem sido exaustivamente estudada tanto do ponto de vista puramente genético, como de melhoramento da planta.

É, por essa razão, objeto de intensa experimentação onde se procura descobrir novas variedades e híbridos que superem, em produção de grãos, as existentes.

Uma das dificuldades do experimentador ao analisar os resultados de ensaios de campo, refere-se ao número de plantas por parcela no ato da colheita.

De acôrdo com a técnica experimental, as parcelas do ensaio devem ser uniformes, também, em relação ao número de plantas. Essa preocupaçao existe e, em geral, após a germinação das sementes, faz-se o desbastes deixando-se as parcelas com uma lotação única. Ocorre, porém, durante o desenvolvimento do experimento, perdas de plantas na maioria delas. Em decorrência disto, é razoável questionar até que ponto os rendimentos(*) observados são influenciados pelas plantas ausentes ou falhas e, se há necessidade de se proceder antes ou durante o processamento estatístico, algum ajuste nos dados do ensaio.

Êste problema, que não é novo, tem sido relegado a plano secundário, porém não ignorado pelos pesquisadores.

VIEGAS (1966) cita: "Logo depois de germinado, o milho atravessa uma fase crítica. A planta vai se desenvolvendo com relativo vagar até alcançar 40 - 50 cm, isto é, a altura do joelho. Até esta fase o cereal não pode sofrer a concorrência que as ervas daninhas lhe causam em fertilizantes e água" e prossegue: "À medida que a planta se aproxima do florescimento, as raízes tendem a aprofundar-se e ramificar-se, chegando a atingir 1 m em tôdas as direções, e em condições favoráveis, até maior desenvolvimento."

Em vista disso supõe-se que a perda de plantas venha favorecer àquelas vizinhas às falhas, diminuindo-lhes a competição em luz e água, além de nutrientes.

(*) O têrmo rendimento tem sentido próprio em se tratando da cultura do milho. Entende-se como sendo a proporção: pêso de grãos/pêso da espiga sem palhas. Entretanto, no presente trabalho, é empregado como sinônimo de produção.

Tentativas para correção de produção de parcelas com número-variável de plantas, foram feitas pelo processo da covariância simples, - com reservas quanto a conveniência do método. A solução adotada em alguns Institutos de Pesquisa, como o de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" é a apresentada por ZUBER (1942), julgada empírica.

O objetivo do presente trabalho é dimensionar o problema com fundamento matemático-estatístico que permita avaliar o comportamento da - produção das parcelas diante da variação do número de plantas.

Preconiza-se um processo de correção de rendimentos que leve em conta não só a lotação final, mas também, possíveis efeitos de ausência-de-competição que tenham afetados algumas plantas da parcela.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Embora seja ampla a bibliografia sôbre milho, não se encontraram trabalhos específicos relativos ao problema da correção de rendimentos de parcelas com número de plantas variável.

ZUBER (1942) se utiliza da seguinte fórmula de correção dos pesos de campo provenientes de parcelas com plantas perdidas,

$$CW = FW \frac{H - 0,3\ M}{H - M} ,$$

onde,

CW = pêso corrigido,

FW = pêso de campo,

H = número de plantas da parcela após o desbastes ("stand"(*) inicial),

---

(*) Embora exista o têrmo lotação para substituir a palavra "stand", prefere-se o uso desta por ser largamente empregada em nosso meio.

M = número de plantas perdidas (falhas).

E explica: "Êste ajustamento adiciona 0,7 para cada planta - perdida e 0,3 é recuperado no campo pelas plantas vizinhas". Não faz nenhuma referência sôbre a origem da fórmula, dando a entender que seja de sua autoria.

Assim, diversos autores que dela se utilizam citam-na como - sendo de Zuber.

ZINSLY (1968) escreve: "Para a correção do "stand" utilizou-se a fórmula de ZUBER (1942) ...", e comenta: "Essa fórmula é de uso geral em ensaios de milho, sendo que a mesma leva em consideração a competição - entre as plantas. O ajuste por meio dessa fórmula adiciona 0,7 da produção média para cada planta falhada e considera que 0,3 é recuperada pelo aumento da produtividade das plantas vizinhas"; certamente o autor se refere à produção média por planta da parcela.

ILLG (1969) referindo-se à fórmula de Zuber, escreve: "Esta fórmula, embora empírica, leva em conta a carga genética do material de cada tratamento, o que não acontece se fôr feita a correção do "stand" pela análise de covariância".

VIEGAS et al. (1963) apresentaram resultados de 32 ensaios - fatoriais 3 x 3 x 3 com as análises dos seguintes ítens: produção da cultura, produção média por planta, índice de espigas e "stand" final. Os fatôres estudados foram: Variedades (Cateto, Asteca e o híbrido duplo ... H.6999), Espaçamentos (Um metro entre linhas e 0,20, 0,30, 0,40 m entre covas com uma planta, perfazendo-se as densidades de 50.000, 33.000 e 25.000

plantas por hectare, respectivamente), Adubação (Em três níveis, sendo a dose média a fórmula 22 - 68 - 22,5 kg/ha de N, P_2O_5 e K_2O).

Entre as conclusões a que chegaram destacam-se, além do efeito significativo da adubação, as seguintes:

Efeito linear altamente significativo para os espaçamentos ; o milho plantado a 0,20 m produziu, em média, 20% a mais que o plantado a 0,40 m. Entretanto, a produção média por planta aumentou com o espaçamento; tendo sido de 0,090 kg no espaçamento de 0,20 m; 0,115 kg no de 0,30 m e 0,138 kg no de 0,40 m.

O índice de espigas (número de espigas por 100 plantas) foi bastante influenciado pela adubação, porém, de modo mais acentuado pela densidade da parcela; tendo sido de 97 plantas no espaçamento de 0,20 m; 110 no de 0,30 m e 123 no de 0,40 m. Verificou-se,também, que em média, a porcentagem de plantas perdidas no decorrer do ensaio foi maior nas parcelas mais densas, sendo de 17% no espaçamento de 0,20 m; 11% no de 0,30 m e 8% no de 0,40 m. Êstes fatos mostram, por outro lado, que a ocorrência de falhas, aumentando de certa forma o espaçamento e diminuindo a competição entre plantas, favorece ao acréscimo da produção média por planta e, também, do índice de espigas se o milho é prolífico.

Por conseguinte, se se fizer a correção da produção de campo para o "stand" inicial por regra de três simples, pode-se chegar a um valor que superestima o rendimento real, isto é, àquêle que seria obtido se não houvessem falhas na parcela.

Êsse argumento é reforçado por outros resultados de ensaios de espaçamento e sistemas de plantio (sistemas quanto ao número de plantas por cova) apresentados, também, por VIEGAS (1960), onde as produções médias, em kg/ha, obtidas com espaçamentos de 0,20 e 0,40 m, entre covas, foram:

	PLANTAS POR COVA			
	1		2	
Espaçamento(m)	Produção média (kg/ha)	Densidade (plantas)	Produção média (kg/ha)	Densidade (plantas)
0,20	4.690	50.000	4.060	100.000
0,40	3.930	25.000	4.460	50.000
Média por planta	0,157 kg		0,089	

Note-se, portanto, a não proporcionalidade entre o número de plantas e a produção observada nas parcelas com o mesmo espaçamento.

CONAGIN (1954) apresentou resultados de uma análise de covariância num experimento, em látice retangular, de comparação entre linhagens de algodão. As variáveis estudadas foram: produção (Y), em gramas, de algodão em caroço e o número de plantas (X) por parcela. Fêz o ajuste das médias de tratamentos, colocando-as na base de um mesmo número de plantas ("stand" médio do ensaio), pela equação de regressão linear simples,

$$\bar{Y}_{i\,(\text{ajustado})} = \bar{Y}_i - \hat{b}\,(\bar{X}_i - \bar{X})$$

Observou diferenças de "stand" entre as linhagens explicando que, quando isso acontece na análise de covariância, deve-se fazer o teste F utilizando-se o quadrado médio dos tratamentos ajustado.

Diz ainda que as médias de tratamentos devem ser ajustadas - primeiro para o "stand", e depois, para o efeito de blocos. Conclui, finalmente, que o uso da covariância aumentou a eficiência do delineamento em cêrca de 20%.

Com relação a ajustes pela covariância, PIMENTEL GOMES (1970), exemplificando com um ensaio de herbicidas em cultura de feijão, onde se coletou a produção e o número de plantas da parcela, observa: "o ajustamento das médias de tratamentos só se justifica, em geral, se as diferenças de "stand" não forem devidas aos próprios tratamentos. Isto se verifica através de uma análise de variância do "stand".

De qualquer forma, seja pela incoveniência apresentada por ILLG(1969) ou pela observação de PIMENTEL GOMES (1970), o método da covariância não tem sido usado para correção de "stand", em milho.

De modo geral, verifica-se que grande parte dos ensaios são analisados sem prévio ajuste de dados para o "stand" e, quando êste é feito, o método usado é o citado por ZUBER (1942).

3. DESENVOLVIMENTO TEÓRICO

3.1 - Considerações Preliminares

Procura-se, inicialmente, estabelecer a expressão do rendimento esperado de uma parcela, levando-se em conta os fatôres:

a) Número de plantas da parcela após o desbastes ou "stand" inicial,

b) Número de plantas da parcela no momento da colheita ou "stand" final,

c) Efeitos de ausência-de-competição que eventualmente tenham influenciado o rendimento da parcela.

Conforme a prática cultural, o plantio do milho é feito em linhas espaçadas de 80 a 120 cm e, dentro das linhas, o espaçamento entre plantas é, em geral, de 20 cm.

Entretanto, em experimentos de competição de variedades ou híbridos é usual fazer-se a semeadura de modo tal que, após o desbaste -

fiquem pares de plantas, em covas, espaçadas de 40 cm.

O rendimento esperado da parcela é determinado para os dois sistemas de plantio descritos, ou seja:

1) Plantio em linha, deixando-se após o desbastes duas plantas por cova,

2) Plantio em linha, com uma planta por cova.

Considera-se como unidade experimental a parcela constituída de uma linha com "stand" inicial $\underline{N}$ e "stand" final $\underline{n}$. A diferença,

$$X = N - n ,$$

corresponde, óbviamente, às falhas ou número de plantas perdidas durante o ensaio.

3.2 - Esperança matemática do rendimento da parcela - Caso de duas plantas por cova.

Considere-se:

1) $\underline{c}$: rendimento de cada planta da cova em estado de competição completa, isto é, sem falhas vizinhas.

2) $\underline{c'}$: rendimento da cova com apenas uma planta. Diz-se - nesse caso cova com falha simples ou meia-falha.

3) $\underline{c''}$: rendimento de cada planta da cova situada ao lado de uma falha dupla, isto é, de uma cova sem plantas.

4) c''': rendimento da cova com falha simples situada ao lado de uma cova com falha dupla.

Os croquis adiante ilustram os diversos rendimentos (r) de parcelas com "stand" inicial de 10 plantas. Os asteriscos representam plantas e a letra 0 , falhas.

a) Com X = 0 falha.

**	**	**	**	**
2c	2c	2c	2c	2c

rendimento : $r = 10\ c$

b) Com X = 1 falha.

**	**	*0	**	**
2c	2c	c'	2c	2c

rendimento : $r = 8\ c + c'$

c) Com X = 2 falhas.

**	00	**	**	**
2c''		2c''	2c	2c

rendimento : $r = 4\ c + 4\ c''$

d) Com X = 4 falhas.

**	0*	00	0*	**
2c	c'''		c'''	2c

rendimento : $r = 4\ c + 2\ c'''$

Admitindo-se:

$$c' \neq c \; ; \; c'' \neq c \; ; \; c''' \neq c' ,$$

definem-se os seguintes efeitos atribuidos à ausência-de-competição:

$\underline{\alpha}$: efeito de ausência-de-competição dentro da cova com falha simples,

$$\alpha = c' - c$$

logo,

$$c' = c + \alpha$$

$\underline{\varepsilon}$: efeito de ausência-de-competição unilateral sôbre a cova com duas plantas,

$$\varepsilon = 2c'' - 2c$$

logo,

$$2c'' = 2c + \varepsilon$$

$\underline{\theta}$: efeito de ausência-de-competição unilateral sôbre a cova com falha simples,

$$\theta = c''' - c'$$

logo,

$$c''' = c' + \theta$$

ou,

$$c''' = c + \alpha + \theta$$

Verifica-se, pelas definições dadas, que o rendimento depende da disposição das falhas dentro da parcela. Veja-se o caso de parcelas de "stand" inicial N = 10 plantas com a ocorrência de 3 falhas.

O espaço amostral das disposições possíveis contém,

$$\frac{10!}{7!\ 3!} = 120 \text{ elementos amostrais ou disposições}$$

Dentre as 120 disposições possíveis, têm-se as 5 que se seguem:

disposição					rendimento		
$\frac{**}{2c}$	$\frac{**}{2c}$	$\frac{*0}{c'}$	$\frac{*0}{c'}$	$\frac{*0}{c'}$	$4c + 3c'$	ou	$7c + 3\ \alpha$
$\frac{**}{2c}$	$\frac{**}{2c''}$	$\frac{00}{\ }$	$\frac{**}{2c''}$	$\frac{0*}{c'}$	$2c + 4c'' + c'$	ou	$7c + \alpha + 2\ \varepsilon$
$\frac{**}{2c}$	$\frac{**}{2c''}$	$\frac{00}{\ }$	$\frac{0*}{c'''}$	$\frac{**}{2c}$	$4c + 2c'' + c'''$	ou	$7c + \alpha + \theta + \varepsilon$
$\frac{**}{2c}$	$\frac{**}{2c}$	$\frac{0*}{c'}$	$\frac{**}{2c''}$	$\frac{00}{\ }$	$4c + c' + 2c''$	ou	$7c + \alpha + \varepsilon$
$\frac{**}{2c}$	$\frac{**}{2c}$	$\frac{**}{2c}$	$\frac{*0}{c'''}$	$\frac{00}{\ }$	$6c + c'''$	ou	$7c + \alpha + \theta$

Conhecidos todos os elementos amostrais, verifica-se que, embora com disposições diferentes, apenas 5 rendimentos são distintos, os apresentados anteriormente, e ocorrem segundo a distribuição que se segue:

k	rendimento r_k	probabilidade(p) de ocorrência
1	$7c + 3\alpha$	80/120
2	$7c + \alpha + 2\varepsilon$	12/120
3	$7c + \alpha + \theta + \varepsilon$	12/120
4	$7c + \alpha + \varepsilon$	12/120
5	$7c + \alpha + \theta$	4/120

Pode-se, então, determinar o rendimento esperado da parcela $E(r_k)$,

$$E(r_k) = \sum_{k=1}^{K} r_k p_k \quad ,$$

onde, K é o número de rendimentos distintos.

No caso,

$$E(r_k) = 7c + \frac{280}{120}\alpha + \frac{48}{120}\varepsilon + \frac{16}{120}\theta \cdot$$

Os quadros I e II ilustram outros casos, partindo-se de "stands" iniciais N = 8 e N = 10 plantas, com diferentes números de falhas.

QUADRO I Esperança matemática do rendimento da parcela com "stand" inicial $N = 8$ plantas e $X = 1, 2, 3, 4$ e 5 falhas

Nº de falhas (X)	(K): Nº de rendimentos distintos	rendimento (r_k) da parcela	probabilidade (p_k) de r_k	Esperança matemática $E(r_k)$
0	1	$8c$	1	$8c$
1	1	$7c + \alpha$	1	$7c + \alpha$
2	3	$6c + 2\alpha$	24/28	$6c + \frac{48}{28}\alpha + \frac{6}{28}\varepsilon$
		$6c + \varepsilon$	2/28	
		$6c + 2\varepsilon$	2/28	
3	5	$5c + 3\alpha$	32/56	$5c + \frac{120}{56}\alpha + \frac{24}{56}\varepsilon + \frac{12}{56}\theta$
		$5c + \alpha + \theta + \varepsilon$	8/56	
		$5c + \alpha + \varepsilon$	8/56	
		$5c + \alpha + \theta$	4/56	
		$5c + \alpha + 2\varepsilon$	4/56	
4	8	$4c + 2\alpha + \theta + \varepsilon$	16/70	$4c + \frac{160}{70}\alpha + \frac{36}{70}\varepsilon + \frac{48}{70}\theta$
		$4c + 2\alpha + \theta$	16/70	
		$4c + 4\alpha$	16/70	
		$4c + 2\alpha + \varepsilon$	8/70	
		$4c + 2\alpha + 2\theta$	8/70	
		$4c + 3\varepsilon$	2/70	
		$4c + 2\varepsilon$	2/70	
		$4c + \varepsilon$	2/70	
5	7	$3c + 3\alpha + 2\theta$	16/56	$3c + \frac{120}{56}\alpha + \frac{24}{56}\varepsilon + \frac{72}{56}\theta$
		$3c + 3\alpha + \theta$	16/56	
		$3c + \alpha + \theta + \varepsilon$	8/56	
		$3c + \alpha + \theta + 2\varepsilon$	4/56	
		$3c + \alpha + 2\theta + \varepsilon$	4/56	
		$3c + \alpha + \varepsilon$	4/56	
		$3c + \alpha + \theta$	4/56	

QUADRO II: Esperança matemática do rendimento da parcela com "stand" inicial N = 10 plantas e X = 1, 2, 3, 4 e 5 falhas

Nº de falhas (X)	(K): Nº de rendimentos distintos	rendimento (r_k) da parcela	probabilidade (p_k) de r_k	Esperança matemática $E(r_k)$
0	1	10c	1	10c
1	1	$9c + \alpha$	1	$9c + \alpha$
2	3	$8c + 2\alpha$	40/45	
		$8c + \varepsilon$	2/45	$8c + \frac{80}{45}\alpha + \frac{8}{45}\varepsilon$
		$8c + 2\varepsilon$	3/45	
3	5	$7c + 3\alpha$	80/120	
		$7c + \alpha + 2\varepsilon$	12/120	
		$7c + \alpha + \varepsilon$	12/120	$7c + \frac{280}{120}\alpha + \frac{48}{120}\varepsilon + \frac{16}{120}$
		$7c + \alpha + \theta + \varepsilon$	12/120	
		$7c + \alpha + \theta$	4/120	
4	10	$6c + 4\alpha$	80/210	
		$6c + 2\alpha + \theta + \varepsilon$	48/210	
		$6c + 2\alpha + \varepsilon$	24/210	
		$6c + 2\alpha + \theta$	24/210	
		$6c + 2\alpha + 2\theta$	12/210	$6c + \frac{560}{210}\alpha + \frac{120}{210}\varepsilon + \frac{96}{210}$
		$6c + 2\alpha + 2\varepsilon$	12/210	
		$6c + \varepsilon$	2/210	
		$6c + 2\varepsilon$	3/210	
		$6c + 3\varepsilon$	4/210	
		$6c + 4\varepsilon$	1/210	
5	14	$5c + 3\alpha + 2\theta$	48/252	
		$5c + 3\alpha + \varepsilon + \theta$	48/252	
		$5c + 3\alpha + \theta$	48/252	
		$5c + 5\alpha$	32/252	
		$5c + 3\alpha + \varepsilon$	16/252	
		$5c + \alpha + \varepsilon + \theta$	12/252	
		$5c + \alpha + 2\varepsilon + \theta$	16/252	$5c + \frac{700}{252}\alpha + \frac{160}{252}\varepsilon + \frac{240}{252}$
		$5c + \alpha + \varepsilon$	8/252	
		$5c + \alpha + 2\varepsilon$	6/252	
		$5c + \alpha + \theta$	4/252	
		$5c + \alpha + \varepsilon + 2\theta$	4/252	
		$5c + \alpha + 3\varepsilon$	4/252	
		$5c + \alpha + 3\varepsilon + \theta$	4/252	
		$5c + \alpha + 2\varepsilon + 2\theta$	2/252	

Dos quadros I e II pode-se, por inferência, determinar os coeficientes genéricos dos parâmetros da esperança do rendimento (r_k) da parcela com "stand" inicial $\underline{N}$ e com $\underline{X}$ falhas, ou seja:

1) Coeficiente geral do parâmetro $\underline{c}$: $N - X$

2) Coeficiente geral do parâmetro $\underline{\alpha}$: $\dfrac{N\, C_{N-2}^{X-1}}{C_N^X}$,

com $N > 2$ e $1 \leq X < N$,

$$\frac{N\, C_{N-2}^{X-1}}{C_N^X} = \frac{X\,(N - X)}{N - 1}$$

3) Coeficiente geral do parâmetro $\underline{\varepsilon}$: $\dfrac{(N - 2)\, C_{N-4}^{X-2}}{C_N^X}$,

com $N > 4$ e $2 \leq X < N$

$$\frac{(N - 2)\, C_{N-4}^{X-2}}{C_N^X} = \frac{X\,(N - X)(N - X - 1)(X - 1)}{N\,(N - 1)(N - 3)} .$$

4) Coeficiente geral do parâmetro $\underline{\theta}$: $\dfrac{2(N - 2)\, C_{N-4}^{X-3}}{C_N^X}$,

com $N > 4$ e $3 \leq X < N$

$$\frac{2(N - 2)\, C_{N-4}^{X-3}}{C_N^X} = \frac{2X(N - X)(X - 1)(X - 2)}{N(N - 1)(N - 3)}$$

Assim, a expressão genérica do rendimento (r_k) esperado da parcela, fica:

$$E(r_k) = (N - X)c + \frac{X(N - X)}{N - 1}\alpha + \frac{X(N - X)(N - X - 1)(X - 1)}{N(N - 1)(N - 3)}\varepsilon + $$

$$+ \frac{2X(N - X)(X - 1)(X - 2)}{N(N - 1)(N - 3)}\theta$$

(3.2.a)

É interessante, nesse ponto, tecer algumas considerações sôbre a expressão (3.2.a).

a) A condição ideal da parcela é manter-se uniforme, em relação ao número de plantas, até o momento da colheita, isto é, com $X = 0$ falha.

Nessa situação, independentemente dos efeitos α, ε e θ atribuídos à ausência-de-competição, o rendimento esperado, dado por (3.2.a) é,

$$E(r_k) = Nc$$

(3.2.b)

b) Se, mesmo ocorrendo falhas, os efeitos de ausência-de-competição forem todos nulos, o rendimento esperado da parcela dependerá apenas do número de falhas $(X \geq 0)$.

Então com $\alpha = 0$; $\varepsilon = 0$ e $\theta = 0$, tem-se,

$$E(r_k) = (N - X)c$$

(3.2.c)

Nesse caso, para se ter o rendimento esperado correspondente à parcela em sua condição ideal, aplica-se a regra de três simples,

$$(N - X) \text{ plantas} \text{ —— } E(r_k)$$
$$N \text{ plantas} \text{ —— } E(r'_k)$$

sendo,

$E(r'_k)$ o rendimento esperado da parcela corrigido para o "stand" inicial, isto é, elevado ao nível de N plantas,

Resulta,

$$E(r'_k) = \frac{N}{N - X} \; E(r_k) \qquad (3.2.d)$$

mas, por (3.2.c), fica,

$$E(r'_k) = Nc,$$

o que, aliás, coincide com a expressão (3.2.b).

Porém, as situações (a) e (b) discutidas não ocorrem sempre na prática; as parcelas, geralmente, apresentam-se com "stand" final diferente do inicial.

Por outro lado, o aumento do espaço vital devido às plantas perdidas, pode colocar em condições de desigualdade, com relação à competição, as plantas vizinhas ou entre falhas das demais.

Torna-se, então, necessário, ao se efetuar a correção do rendimento, levar em conta não só o "stand", mas também, a competição.

Nestas condições, propõe-se a correção do rendimento em duas fases a saber:

1ª) Correção do rendimento esperado $\{E(r_k)\}$ para o "stand".

Indica-se o processo da regra de três simples, onde o rendimento esperado corrigido para o "stand" inicial, conforme já visto, é:

$$E(r_k') = \frac{N}{N - X} E(r_k)$$

e, por (3.2.a) tem-se

$$E(r_k') = Nc + \frac{NX}{N - 1} \alpha + \frac{X(N - X - 1)(X - 1)}{(N - 1)(N - 3)} \varepsilon + \frac{2X(X - 1)(X - 2)}{(N - 1)(N - 3)} \theta \tag{3.2.e}$$

2ª) Correção do rendimento esperado $\{E(r_k')\}$ para competição.

Teòricamente, o rendimento esperado da parcela corrigido para "stand" e competição é a quantidade $\underline{Nc}$ de (3.2.e), ou seja,

$$Nc = E(r_k') - \left[\frac{NX}{N - 1} \alpha + \frac{X(N - X - 1)(X - 1)}{(N - 1)(N - 3)} \varepsilon + \frac{2X(X - 1)(X - 2)}{(N - 1)(N - 3)} \theta \right] \tag{3.2.f}$$

A expressão (3.2.e) refere-se ao valor médio do rendimento - de parcelas com $\underline{N}$ plantas e $\underline{X}$ falhas. Segue-se que o valor exato do rendimento da parcela com as $\underline{X}$ falhas numa disposição qualquer é,

$$r'_k = E(r'_k) + e'_k \quad , \tag{3.2.g}$$

onde,

e'_k é o êrro de avaliação do rendimento r'_k - que se comete, devido a falta de informações sôbre a localização das (X) falhas dentro da parcela, considerando-o representado pelo seu valor médio $E(r'_k)$.

Admite-se, e'_k como sendo casual com média zero.

De fato, sendo,

$$e'_k = r'_k - E(r'_k) \quad ,$$

$$E(e'_k) = 0$$

Finalmente, ainda resta introduzir o rendimento (y) observado da parcela, o qual é afetado das demais fontes de erros não consideradas até o momento e que ficam incluídas no êrro experimental $\underline{e''}$.

Tem-se,

$$y = r'_k + e'' \quad ,$$

ou

$$y = E(r'_k) + e'_k + e'' \quad ,$$

logo, o modêlo matemático do rendimento observado da parcela, para o caso de duas plantas por cova, é:

$$y = Nc + \frac{NX}{N-1}\alpha + \frac{X(N-X-1)(X-1)}{(N-1)(N-3)}\varepsilon + \frac{2X(X-1)(X-2)}{(N-1)(N-3)}\theta + e'_k + e'' \qquad (3.2.h)$$

3.3. Esperança matemática do rendimento da parcela - Caso de uma planta por cova.

Como no caso anterior, considere-se:

<u>d</u> : rendimento de uma planta em estado de competição completa.

<u>d'</u> : rendimento da planta situada ao lado de uma falha.

<u>d''</u> : rendimento da planta situada entre duas falhas.

Os croquis adiante ilustram diversos rendimentos (r) de parcelas com N = 10 plantas e diferentes números de falhas.

a) Com X = 0 falha

*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
d	d	d	d	d	d	d	d	d	d

rendimento : r = 10 d

b) Com X = 1 falha

*	*	*	*	0	*	*	*	*	*
d	d	d	d'		d'	d	d	d	d

rendimento : r = 7d + 2 d'

c) Com $X = 2$ falhas

$$\begin{array}{cccccccccc} \underline{*} & \underline{*} & \underline{*} & \underline{*} & \underline{0} & \underline{*} & \underline{0} & \underline{*} & \underline{*} & \underline{*} \\ d & d & d & d' & & d'' & & d' & d & d \end{array}$$

rendimento : $r = 5\,d + 2\,d' + d''$

Admitindo-se,

$$d' \neq d \quad , \quad d'' \neq d \quad ,$$

baseados nos rendimentos acima, definem-se os seguintes efeitos atribuídos à ausência-de-competição:

$\underline{\gamma}$: efeito de ausência-de-competição unilateral,

$$\gamma = d' - d$$

logo,

$$d' = d + \gamma$$

$\underline{\lambda}$: efeito de ausência-de-competição bilateral,

$$\lambda = d'' - d$$

logo,

$$d'' = d + \lambda$$

Adotando-se o mesmo procedimento e feitas as mesmas considerações do caso de duas plantas por cova, chega-se ao modêlo matemático do rendimento (y) observado da parcela, para o caso de uma planta por cova, -

dado a seguir:

$$y = Nd + \frac{2X(N - X)}{N - 1}\gamma + \frac{X(X - 1)}{N - 1}\lambda + e'_k + e'' \qquad (3.3.a)$$

3.4 - Modêlo matemático do rendimento da parcela no caso de experimentos em blocos casualizados.

O modêlo matemático das observações (y) de delineamentos em blocos casualizados é,

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \xi_{ij} \quad , \qquad (3.4.a)$$

com $i = 1, 2, 3 \ldots$ I tratamentos e,

$j = 1, 2, 3 \ldots$ J blocos,

onde,

y_{ij} : é o valor observado da parcela com o tratamento i no bloco j ,

t_i : efeito do tratamento i ,

b_j : efeito do bloco j ,

μ : média geral ,

ξ_{ij} : é o êrro experimental da observação y_{ij} , admitidas as hipóteses:

a) Os efeitos constantes do modêlo são aditivos,

b) Os erros ξ_{ij} são independentes; têm distribuição normal, média zero e todos com a mesma variância σ^2.

Acrescente-se: O modêlo pressupõe observações provenientes de parcelas uniformes quanto ao número de plantas, isto é, com $X = 0$ falha.

Por outro lado, em (3.2.h), verifica-se ser o rendimento observado para a parcela (y_{ij}), no caso de duas plantas por cova, a expressão,

$$y_{ij} = Nc_{ij} + \frac{NX_{ij}}{N-1}\alpha_{ij} + \frac{X_{ij}(N - X_{ij} - 1)(X_{ij} - 1)}{(N-1)(N-3)}\varepsilon_{ij} +$$

$$+ \frac{2X_{ij}(X_{ij} - 1)(X_{ij} - 2)}{(N-1)(N-3)}\theta_{ij} + (e'_k)_{ij} + e''_{ij}\,. \qquad (3.4.b)$$

Se $X_{ij} = 0$ para todo i e j, condição em que (3.4.a) é aplicável, o modêlo (3.4.b) fica,

$$y_{ij} = Nc_{ij} + e''_{ij} \qquad (3.4.c)$$

Comparando-se (3.4.c) com (3.4.a) verificam-se as igualdades

$$\mu + t_i + b_j = Nc_{ij} \qquad \text{ou seja } E(y_{ij}) ,$$

e,

$$\xi_{ij} = e''_{ij}$$

Porém, se $X_{ij} > 0$, como em geral ocorre na maioria das parcelas e situação na qual o modêlo (3.4.a), a rigor, não é aplicável, da comparação de (3.4.a) com (3.4.b) resulta,

$$\mu + t_i + b_j = Nc_{ij}$$

e,

$$\xi_{ij} = \frac{NX_{ij}}{N-1}\alpha_{ij} + \frac{X_{ij}(N - X_{ij} - 1)(X_{ij} - 1)}{(N-1)(N-3)}\varepsilon_{ij} +$$

$$+ \frac{2X_{ij}(X_{ij} - 1)(X_{ij} - 2)}{(N-1)(N-3)}\theta_{ij} + (e'_k)_{ij} + e''_{ij} \quad .$$

Observa-se, então, que parte da variação de (y), passível de ser explicada pelos efeitos de ausência-de-competição α , ε e θ , fica atribuída como variação casual.

Pode-se, através do modêlo (3.4.b), tirar do êrro experimental ξ_{ij} parte da variação devida aos fatôres de competição.

3.4.1 - Modêlo matemático das observações (y)de parcelas com "stand" final variável ($X \geq 0$ falhas), duas plantas por cova.

O modêlo que se propõe deriva de (3.4.b) feitas as seguintes modificações:

Seja,

$$\alpha = \frac{\sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \alpha_{ij}}{IJ} ,$$

$$\varepsilon = \frac{\sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \varepsilon_{ij}}{IJ} ,$$

$$\theta = \frac{\sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \theta_{ij}}{IJ} ,$$

Formem-se as identidades,

$$\alpha_{ij} \equiv \alpha + (\alpha_{ij} - \alpha)$$

$$\varepsilon_{ij} \equiv \varepsilon + (\varepsilon_{ij} - \varepsilon)$$

$$\theta_{ij} \equiv \theta + (\theta_{ij} - \theta)$$

Substitua-se em (3.4.b),

Nc_{ij} por $\mu + t_i + b_j$

e, α_{ij}, ε_{ij}, θ_{ij} pelo que lhes são idênticos;

tem-se,

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \frac{NX_{ij}}{N-1}\alpha + \frac{X_{ij}(N - X_{ij} - 1)(X_{ij} - 1)}{(N-1)(N-3)}\varepsilon + $$

$$+ \frac{2X_{ij}(X_{ij} - 1)(X_{ij} - 2)}{(N-1)(N-3)}\theta + e_{ij} \qquad (3.4.1.a)$$

onde,

$$e_{ij} = \frac{NX_{ij}}{N-1}(\alpha_{ij} - \alpha) + \frac{X_{ij}(N - X_{ij} - 1)(X_{ij} - 1)}{(N-1)(N-3)}(\varepsilon_{ij} - \varepsilon) + $$

$$+ \frac{2X_{ij}(X_{ij} - 1)(X_{ij} - 2)}{(N-1)(N-3)}(\theta_{ij} - \theta) + (e'_k)_{ij} + e''_{ij}$$

é o êrro experimental da observação (y) admitidas, novamente as hipóteses:

a) Os erros e_{ij} têm distribuição normal,

b) Os erros e_{ij} têm média zero e a mesma variância σ^2 .

Desenvolvendo-se os coeficientes dos parâmetros α , ε e θ e grupando os têrmos segundo as potências em (X), tem-se o mesmo modêlo sob a forma,

$$\boxed{y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij}} \qquad (3.4.1.b)$$

onde,

$$\left.\begin{aligned}
\beta_1 &= \frac{N(N-3)\,\alpha - (N-1)\,\varepsilon + 4\,\theta}{(N-1)(N-3)} \\
\beta_2 &= \frac{N\,\varepsilon - 6\,\theta}{(N-1)(N-3)} \\
\beta_3 &= \frac{2\,\theta - \varepsilon}{(N-1)(N-3)}
\end{aligned}\right\} \quad (3.4.1.c)$$

Assim, os parâmetros originais (α , ε e θ) passam a ser funções dos novos parâmetros (β_1, β_2, β_3), conforme se segue,

$$\left.\begin{aligned}
\alpha &= \frac{(N-1)}{N}\,(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) \\
\varepsilon &= (N-1)(\beta_2 + 3\,\beta_3) \\
\theta &= \frac{(N-1)}{2}(\beta_2 + N\,\beta_3)
\end{aligned}\right\} \quad (3.4.1.d)$$

O que se propõe, portanto, é o modêlo matemático (3.4.1.b) de covariância múltipla, para expressar o rendimento de parcelas de milho com "stand" final variável ($X \geq 0$ falhas), e duas plantas por cova.

A variável dependente (y), note-se, é o rendimento observado no campo corrigido para o "stand" inicial $\underline{N}$, por regra de três simples e, a variável independente (X), em polinomial até 3º grau, é o número de falhas verificadas na parcela.

3.4.2 - Modêlo matemático das observações (y) relativas a parcelas com "stand" final variável ($X \geq 0$ falhas), uma planta por cova.

Da comparação de (3.4.a) com (3.3.a), resulta, após considerações semelhantes ao caso anterior, o modêlo

$$\boxed{y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \delta_1 X_{ij} + \delta_2 X_{ij}^2 + e_{ij}} \qquad (3.4.2.a)$$

onde,

$$\left.\begin{aligned} \delta_1 &= \frac{2N\gamma - \lambda}{N-1} \\ \delta_2 &= \frac{\lambda - 2\gamma}{N-1} \end{aligned}\right\} \qquad (3.4.2.b)$$

Os parâmetros originais (λ e γ) tornam-se funções dos novos parâmetros δ_1 e δ_2,

$$\left.\begin{aligned} \gamma &= \frac{1}{2}(\delta_1 + \delta_2) \\ \lambda &= \delta_1 + N\delta_2 \end{aligned}\right\} \qquad (3.4.2.c)$$

Cumpre ressaltar que êsse modêlo (3.4.2.a) não mais será objeto de estudos nos capítulos subsequentes.

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1 - Material

O material utilizado no presente trabalho é proveniente de duas fontes a saber:

- Instituto de Genética da Escola Superior de Agricultura - "Luiz de Queiroz",
- Instituto de Pesquisas Agronômicas de Pernambuco (IPA).

Constituiu-se, exclusivamente, de experimentos de competição de variedades e híbridos comerciais num total de 50 ensaios.

Dos ensaios analisados, 13 são provenientes do IPA, instalados segundo o delineamento em blocos casualizados; 37 são provenientes do Instituto de Genética da ESALQ dos quais 21 são em blocos casualizados. Os demais (16) são em reticulados ("látices"), de dimensões não superior a 7 x 6 com eficiências na faixa de 101 a 130%, analisados como blocos casualizados.

O número de tratamentos (variedades e híbridos) e blocos é variável de ensaio para ensaio, conforme se verifica pelo memorial descritivo do material, em apêndice.

Nos ensaios do Instituto de Genética procedeu-se a correção de umidade, transformando-se o pêso de campo em pêso sêco de grãos. O "stand' inicial é de 50 plantas em 35 dos experimentos. Nos restantes têm-se ensaios com "stand" inicial de 60, 80, 120 e 200 plantas.

O sistema de plantio adotado nos experimentos é em linha com duas plantas por cova.

As análises foram efetuadas com o auxílio do computador eletrônico IBM-1130-4K, instalado junto ao Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ.

4.2 - Métodos

Os métodos estatísticos empregados no desenvolvimento do trabalho resumem-se em:

4.2.1 - Estimativas dos parâmetros de modêlos lineares.

Conforme visto em (3.4.1.b), tem-se o modêlo proposto:

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij} \quad , \tag{4.2.1.a}$$

denominando modêlo de covariância múltipla a uma variável - concomitante (X) até 3º grau.

Em (4.2.1.a),

y_{ij} é o valor da variável aleatória (Y) relativa à observação (i, j), com $i = 1, 2, 3 \; \ldots \; I$, e $j = 1, 2, 3 \; \ldots \; J$.

μ, t_i, b_j, β_1, β_2 e β_3 são os parâmetros a estimar,

e_{ij} são os erros experimentais, supostos independentes, com distribuição normal de média zero e variância σ^2.

O conjunto das IJ observações no modêlo (4.2.1.a) pode ser - representado pelo sistema matricial,

$$Y = W_3 \gamma_3 + \mathcal{E} \qquad , \qquad (4.2.1.b)$$

onde as matrizes W_3 e γ_3, apresentadas de modo semelhante a SCHEFFÉ (1961), são assim definidas,

$$W_3 = \left[Z \; , \; X_3 \right] \quad , \text{ de dimensões } (IJ) \times (I+J+4);$$

$$\gamma_3 = \begin{bmatrix} \tau \\ B_3 \end{bmatrix} \quad , \text{ de dimensões } (I+J+4) \times 1.$$

O sistema matricial (4.2.1.b) é o mesmo que,

$$Y = Z\tau + X_3 B_3 + \mathcal{E} \qquad (4.2.1.c)$$

onde, têm-se,

$$
Y = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \cdots \\ y_{1J} \\ y_{21} \\ y_{22} \\ \cdots \\ y_{2J} \\ \cdots \\ y_{I1} \\ y_{I2} \\ \cdots \\ y_{IJ} \end{bmatrix} \; ; \quad
Z = \begin{bmatrix}
1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\
1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \\
1 & 0 & 1 & \cdots & 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\
1 & 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
1 & 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
1 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\
1 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
1 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 & 0 & \cdots & 1
\end{bmatrix} \; ; \quad
\tau = \begin{bmatrix} \mu \\ t_1 \\ t_2 \\ \cdots \\ t_I \\ b_1 \\ b_2 \\ \cdots \\ b_J \end{bmatrix}
$$

$(IJ) \times 1$ $\qquad$ $(IJ) \times (I + J + 1)$ $\qquad$ $(I+J+1) \times$

$$
X_3 = \begin{bmatrix}
x_{11} & x_{11}^2 & x_{11}^3 \\
x_{12} & x_{12}^2 & x_{12}^2 \\
\cdots & \cdots & \cdots \\
x_{1J} & x_{1J}^2 & x_{1J}^3 \\
x_{21} & x_{21}^2 & x_{21}^3 \\
x_{22} & x_{22}^2 & x_{22}^3 \\
\cdots & \cdots & \cdots \\
x_{2J} & x_{2J}^2 & x_{2J}^3 \\
\cdots & \cdots & \cdots \\
x_{I1} & x_{I1}^2 & x_{I1}^3 \\
x_{I2} & x_{I2}^2 & x_{I2}^3 \\
\cdots & \cdots & \cdots \\
x_{IJ} & x_{IJ}^2 & x_{IJ}^3
\end{bmatrix}_{(IJ) \times 3}
\qquad
B_3 = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}_{3 \times 1}
\qquad
\varepsilon = \begin{bmatrix}
e_{11} \\ e_{12} \\ \cdots \\ e_{1J} \\ e_{21} \\ e_{22} \\ \cdots \\ e_{2J} \\ \cdots \\ e_{I1} \\ e_{I2} \\ \cdots \\ e_{IJ}
\end{bmatrix}_{(IJ) \times 1}
$$

Para se obter as estimativas dos parâmetros $\hat{\gamma}_3$ deve-se - tornar mínima a soma de quadrados residual ($\varepsilon' \varepsilon$), onde:

$$\varepsilon = Y - W_3 \hat{\gamma}_3 \text{ , de dimensões } (IJ \times 1)$$

e, segundo PIMENTEL GOMES e NOGUEIRA (1970), obtem-se o sistema de equações normais,

$$W_3' \; W_3 \; \hat{\gamma}_3 = W_3' \; Y$$

o qual, apresentado com as matrizes constituintes de W_3 e γ_3 , fica

$$\begin{bmatrix} Z'Z & Z'X_3 \\ X_3'Z & X_3'X_3 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \hat{\tau} \\ \hat{B}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z'Y \\ X_3'Y \end{bmatrix} \qquad (4.2.1.d)$$

onde,

$$Z'Z = \underset{(I+J+1) \times (I+J+1)}{\left[\begin{array}{ccccccc} IJ & J & J \ldots J & I & I \ldots I \\ J & J & 0 \ldots 0 & 1 & 1 \ldots 1 \\ J & 0 & J \ldots 0 & 1 & 1 \ldots 1 \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ J & 0 & 0 \ldots J & 1 & 1 \ldots 1 \\ \hline I & 1 & 1 \ldots 1 & I & 0 \ldots 0 \\ I & 1 & 1 \ldots 1 & 0 & I \ldots 0 \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ I & 1 & 1 \ldots 1 & 0 & 0 \ldots I \end{array}\right]} \; ; \; \hat{\tau} = \underset{(I+J+1) \times 1}{\begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{t}_1 \\ \hat{t}_2 \\ \ldots \\ \hat{t}_I \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \\ \ldots \\ \hat{b}_J \end{bmatrix}}$$

$$X_3'X = \begin{bmatrix} \sum_{ij} X_{ij}^2 & \sum_{ij} X_{ij}X_{ij}^2 & \sum_{ij} X_{ij}X_{ij}^3 \\ \sum_{ij} X_{ij}X_{ij}^2 & \sum_{ij} X_{ij}^4 & \sum_{ij} X_{ij}^2X_{ij}^3 \\ \sum_{ij} X_{ij}X_{ij}^3 & \sum_{ij} X_{ij}^2X_{ij}^3 & \sum_{ij} X_{ij}^6 \end{bmatrix} ; \quad \hat{B}_3 \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix}$$

$$3 \times 3 \qquad\qquad 3 \times 1$$

$$Z'X_3 = \begin{bmatrix} \sum_{ij} X_{ij} & \sum_{ij} X_{ij}^2 & \sum_{ij} X_{ij}^3 \\ \sum_{i} X_{1j} & \sum_{i} X_{1j}^2 & \sum_{i} X_{1j}^3 \\ \sum_{j} X_{2j} & \sum_{j} X_{2j}^2 & \sum_{j} X_{2j}^3 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \sum_{j} X_{Ij} & \sum_{j} X_{Ij}^2 & \sum_{j} X_{Ij}^3 \\ \sum_{i} X_{i1} & \sum_{i} X_{i1}^2 & \sum_{i} X_{i1}^3 \\ \sum_{i} X_{i2} & \sum_{i} X_{i2}^2 & \sum_{i} X_{i2}^3 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \sum_{i} X_{iJ} & \sum_{i} X_{iJ}^2 & \sum_{i} X_{iJ}^3 \end{bmatrix} ; Z'Y = \begin{bmatrix} \sum_{ij} y_{ij} \\ \sum_{i} y_{1j} \\ \sum_{j} y_{2j} \\ \cdots \\ \sum_{j} y_{Ij} \\ \sum_{i} y_{i1} \\ \sum_{i} y_{i2} \\ \cdots \\ \sum_{i} y_{iJ} \end{bmatrix} ; X_3'Y = \begin{bmatrix} \sum_{ij} X_{ij}y_{ij} \\ \sum_{ij} X_{ij}^2y_{ij} \\ \sum_{ij} X_{ij}^3y_{ij} \end{bmatrix}$$

$$(I + J + 1) \times 3 \qquad\qquad (I + J + 1) \times 1 \qquad\qquad 3 \times 1$$

e $\qquad Z'X_3 = (X_3'Z)'$.

Estudando-se o sistema de equações normais decomposto em submatrizes verifica-se que.

$Z'Z$ é de ordem $(I + J + 1)$ e tem característica $(I + J - 1)$, sendo, pois, singular e,

$X_3'X_3$ é de ordem 3 e tem característica 3 sendo, então, não singular.

Segue-se que o sistema de equações normais (4.2.1.d) é indeterminado e, para se obter solução única, adota-se o processo indicado por PIMENTEL GOMES (1969), impondo-se as seguintes restrições:

a) No vetor $\hat{\tau}$:

$$\sum_{i=1}^{I} \hat{t}_i = 0 \qquad \text{e} \qquad \sum_{j=1}^{J} \hat{b}_j = 0 ,$$

b) No vetor τ :

$$\sum_{i=1}^{I} t_i = 0 \qquad \text{e} \qquad \sum_{j=1}^{J} b_j = 0$$

Sob representação matricial as restrições (a) e (b) são dadas pelas equações:

$$A\hat{\tau} = \emptyset \qquad (4.2.1.e)$$

e

$$A\tau = \emptyset, \text{ respectivamente,} \qquad (4.2.1.f)$$

onde $\emptyset$ é uma matriz nula e, A é a matriz de restrições - de ordem (I + J + 1) e característica 2 ou seja,

$$A = \begin{array}{c} \quad \overbrace{}^{\text{I colunas}} \quad \overbrace{}^{\text{J colunas}} \\ \left[\begin{array}{cccccc|}
0 & 0 & 0 \ldots 0 & 1 & 1 \ldots 1 \\
0 & 0 & 0 \ldots 0 & 1 & 1 \ldots 1 \\
0 & 0 & 0 \ldots 0 & 1 & 1 \ldots 1 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
0 & 0 & 0 \ldots 0 & 1 & 1 \ldots 1 \\
\hline
0 & 1 & 1 \ldots 1 & 0 & 0 \ldots 0 \\
0 & 1 & 1 \ldots 1 & 0 & 0 \ldots 0 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
0 & 1 & 1 \ldots 1 & 0 & 0 \ldots 0
\end{array}\right] \end{array}$$

De (4.2.1.d) tiram-se as equações matriciais,

$$Z'Z\hat{\tau} + Z'X_3\hat{B}_3 = Z'Y \qquad (4.2.1.g)$$

$$X_3'Z\hat{\tau} + X_3'X_3\hat{B}_3 = X_3'Y \qquad (4.2.1.h)$$

Subtraindo-se (4.2.1.e) de (4.2.1.g) êste não se altera e, tem-se,

$$(Z'Z - A)\hat{\tau} = Z'Y - Z'X_3\hat{B}_3$$

Tomando-se,

$$M = (Z'Z - A)$$

fica,

$$M\hat{\tau} = Z'Y - Z'X_3\hat{B}_3 \qquad (4.2.1.i)$$

onde,

M, de ordem (I + J + 1) tem característica ... (I + J + 1). Logo, o sistema (4.2.1.i) admite solução única para $\hat{\tau}$, pois, existe a matriz $\underline{M}^{-1}$, inversa de $\underline{M}$.

Então,

$$M^{-1} M \hat{\tau} = M^{-1}(Z'Y - Z'X_3\hat{B}_3)$$

fornece,

$$\hat{\tau} = M^{-1}(Z'Y - Z'X_3\hat{B}_3) \qquad (4.2.1.j)$$

As matrizes M e M^{-1}, dadas a seguir, são assim constituídas,

$$M = \left[\begin{array}{cccccc|ccc}
IJ & J & J & \dots & J & & I & I \dots & I \\
J & J & 0 & \dots & 0 & & 0 & 0 \dots & 0 \\
J & 0 & J & \dots & 0 & & 0 & 0 \dots & 0 \\
\dots & \dots & \dots & \dots & \dots & & \dots & \dots & \dots \\
J & 0 & 0 & \dots & J & & 0 & 0 \dots & 0 \\
\hline
I & 0 & 0 & \dots & 0 & & I & 0 \dots & 0 \\
I & 0 & 0 & \dots & 0 & & 0 & I \dots & 0 \\
\dots & \dots & \dots & \dots & \dots & & \dots & \dots & \dots \\
I & 0 & 0 & \dots & 0 & & 0 & 0 \dots & I
\end{array}\right]$$

e,

$$M^{-1} = \frac{1}{IJ} \begin{bmatrix} -1 & 1 & 1 \ldots 1 & 1 & 1 \ldots 1 \\ 1 & (I-1) & -1 \ldots -1 & -1 & -1 \ldots -1 \\ 1 & -1 & (I-1) \ldots -1 & -1 & -1 \ldots -1 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 1 & -1 & -1 \ldots (I-1) & -1 & -1 \ldots -1 \\ 1 & -1 & -1 \ldots -1 & (J-1) & -1 \ldots -1 \\ 1 & -1 & -1 \ldots -1 & -1 & (J-1) \ldots -1 \\ 1 & -1 & -1 \ldots -1 & -1 & -1 \ldots -1 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 1 & -1 & -1 \ldots -1 & -1 & -1 \ldots (J-1) \end{bmatrix}$$

Substituindo-se (4.2.1.j) em (4.2.1.h), obtem-se a equação matricial,

$$X_3'Z\ (M^{-1}Z'Y - M^{-1}Z'X_3\hat{B}_3) + X_3'X_3\hat{B}_3 = X'Y \quad .$$

Grupando-se os têrmos, chega-se a,

$$X_3'\ (Ip - Z\ M^{-1}Z')\ X_3\hat{B}_3 = X_3'\ (Ip - Z\ M^{-1}Z')\ Y \ ,$$

onde , Ip é a matriz identidade de ordem IJ.

Denominando,

$$(Ip - Z\ M^{-1}Z') = Q,$$

$$X_3'\ Q\ X_3 = S_3 \qquad ,$$

tem-se o sistema de equações normais,

$$S_3\, \hat{B}_3 = X_3'\, Q\, Y, \qquad (4.2.1.k)$$

isento das estimativas de $\hat{\tau}$.

As matrizes do sistema (4.2.1.k) dadas pelos seus elementos: são:

$$S_3 = \begin{bmatrix} \Sigma xx & \Sigma xz & \Sigma xw \\ \Sigma xz & \Sigma zz & \Sigma zw \\ \Sigma xw & \Sigma zw & \Sigma ww \end{bmatrix} \quad ; \quad X_3'Q\,Y = \begin{bmatrix} \Sigma xy \\ \Sigma zy \\ \Sigma wy \end{bmatrix}$$

onde, os elementos de S_3 e $X'Q\,Y$ têm as seguintes definições:

$$\Sigma xx = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} x_{ij}^2 \quad ; \quad \Sigma xz = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} x_{ij} z_{ij} \; ;$$

$$\Sigma xy = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} x_{ij} y_{ij}'$$

$$\Sigma zz = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} z_{ij}^2 \quad ; \quad \Sigma zw = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} z_{ij} w_{ij} \; :$$

$$\Sigma zy = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} z_{ij} y_{ij}'$$

$$\Sigma ww = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} w_{ij}^2 \quad ; \quad \Sigma xw = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} x_{ij} w_{ij} \quad ;$$

$$\Sigma\, wy = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} w_{ij}\, y'_{ij}$$

e, por sua vez:

$$x_{ij} = X_{ij} - \overline{X}_{i.} - \overline{X}_{.j} + \overline{X}_{..} \qquad ,$$

$$z_{ij} = X_{ij}^2 - \overline{X_{i.}^2} - \overline{X_{.j}^2} + \overline{X_{..}^2}$$

$$w_{ij} = X_{ij}^3 - \overline{X_{i.}^3} - \overline{X_{.j}^3} + \overline{X_{..}^3}$$

$$y'_{ij} = y_{ij} - \overline{y}_{i.} - \overline{y}_{.j} + \overline{y}_{..}$$

A matriz S_3 , sendo de ordem 3 e tendo característica 3, é não singular, logo, tem inversa S_3^{-1} .

Assim, a solução ($\hat{B}_3$) vem com ,

$$S_3^{-1}\ S_3\ \hat{B}_3 = S_3^{-1}\ X'_3\ Q\ Y$$

ou seja,

$$\hat{B}_3 = S_3^{-1}\ X'_3\ Q\ Y\ . \qquad (4.2.1.m)$$

As matrizes S_3^{-1} e $\hat{B}_3$, definidas por seus elementos são:

$$S_3^{-1} = \frac{1}{D_3} \begin{bmatrix} (\Sigma zz\ \Sigma ww - \Sigma^2 zw) & (\Sigma xw\ \Sigma zw - \Sigma xz\ \Sigma ww) & (\Sigma xz\ \Sigma zw - \Sigma xw\ \Sigma zz) \\ (\Sigma xw\ \Sigma zw - \Sigma xz\ \Sigma ww) & (\Sigma xx\ \Sigma ww - \Sigma^2 xw) & (\Sigma xz\ \Sigma xw - \Sigma zw\ \Sigma xx) \\ (\Sigma xz\ \Sigma zw - \Sigma xw\ \Sigma zz) & (\Sigma xz\ \Sigma xw - \Sigma zw\ \Sigma xx) & (\Sigma xx\ \Sigma zz - \Sigma^2 xz) \end{bmatrix}$$

onde,

$$D_3 = \Sigma xx\ \Sigma zz\ \Sigma ww + 2\ \Sigma xz\ \Sigma xw\ \Sigma zw - \Sigma xx\ \Sigma^2 zw - \Sigma\ ww\ \Sigma^2 xz - \Sigma zz\ \Sigma^2 xw\ ,$$

e,

$$\hat{B}_3 = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix}$$

onde, os elementos de $\hat{B}_3$ são dados pelas fórmulas:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\Sigma zz\ \Sigma ww - \Sigma^2 zw)\ \Sigma xy + (\Sigma xw\ \Sigma zw - \Sigma xz\ \Sigma ww)\Sigma\ zy + (\Sigma xz\ \Sigma zw - \Sigma xw\ \Sigma zz)\Sigma w}{D_3}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{(\Sigma xx\ \Sigma ww - \Sigma^2 xw)\ \Sigma zy + (\Sigma xw\ \Sigma zw - \Sigma xz\ \Sigma ww)\ \Sigma xy + (\Sigma xz\ \Sigma xw - \Sigma zw\ \Sigma xx)\ \Sigma w}{D_3}$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{(\Sigma xx\ \Sigma zz - \Sigma^2 xz)\ \ \Sigma wy + (\Sigma xz\ \Sigma xw - \Sigma zw\ \Sigma xx)\ \Sigma zy + (\Sigma xz\ \Sigma zw - \Sigma xw\ \Sigma zz)\ \Sigma x}{D_3}$$

De (4.2.1.j), tiram-se os elementos de $\hat{\tau}$ ou seja,

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{..} - \hat{\beta}_1 \bar{X}_{..} - \hat{\beta}_2 \overline{X^2_{..}} - \hat{\beta}_3 \overline{X^3_{..}}$$

$$\hat{t}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) - \hat{\beta}_1 (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..}) - \hat{\beta}_2 (\overline{X^2_{i.}} - \overline{X^2_{..}}) - \hat{\beta}_3 (\overline{X^3_{i.}} - \overline{X^3_{..}})$$

$$\hat{b}_j = (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) - \hat{\beta}_1 (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..}) - \hat{\beta}_2 (\overline{X^2_{.j}} - \overline{X^2_{..}}) - \hat{\beta}_3 (\overline{X^3_{.j}} - \overline{X^3_{..}})$$

4.2.2 - Variâncias e covariâncias das estimativas dos parâmetros B_3 .

A matriz de variâncias e covariâncias, conforme mostram PIMENTEL GOMES e NOGUEIRA (1970) é:

$$V = \begin{bmatrix} V(\hat{\beta}_1) & COV(\hat{\beta}_1\ \hat{\beta}_2) & COV(\hat{\beta}_1\ \hat{\beta}_3) \\ COV(\hat{\beta}_1\ \hat{\beta}_2) & V(\hat{\beta}_2) & COV(\hat{\beta}_2\ \hat{\beta}_3) \\ COV(\hat{\beta}_1\ \hat{\beta}_3) & COV(\hat{\beta}_2\hat{\beta}_3) & V(\hat{\beta}_3) \end{bmatrix}$$

e, por definição

$$V = E\left[(\hat{B}_3 - B_3)\ (\hat{B}_3 - B_3)'\right]$$

Substituindo-se o vetor Y , de (4.2.1.c) em (4.2.1.m), obtem-se

$$\hat{B}_3 = S_3^{-1} X_3' Q (Z \tau + X_3 B_3 + \varepsilon)$$

$$\hat{B}_3 = S_3^{-1} X_3' Q Z \tau + S_3^{-1} X_3' Q X_3 B_3 + S_3^{-1} X_3' Q \varepsilon \quad ,$$

mas,

$$S_3^{-1} X_3' Q X_3 = S_3^{-1} S_3 = I_3$$

e,

$$\begin{aligned} Q Z \tau &= (I_p - Z M^{-1} Z') Z \tau \quad , \\ &= Z \tau - Z M^{-1} Z' Z \tau \quad , \\ &= Z \tau - Z M^{-1} (M + A) \tau \quad , \\ &= Z \tau - Z M^{-1} M \tau - Z M^{-1} A \tau \quad , \\ &= Z \tau - Z I_p - Z M^{-1} \emptyset \quad , \\ &= \emptyset \end{aligned}$$

logo,

$$\hat{B}_3 = B_3 + S_3^{-1} X_3' Q \varepsilon \quad , \qquad (4.2.2.a)$$

donde, tem-se

$$(\hat{B}_3 - B_3) = S_3^{-1} X_3' Q \varepsilon$$

Então,

$$V = E\left[(S_3^{-1} X_3' Q \mathcal{E})(S_3^{-1} X_3' Q \mathcal{E})'\right]$$

$$V = S_3^{-1} X_3' Q E(\mathcal{E}\mathcal{E}') Q' X_3 S_3^{-1} \quad .$$

Sendo,

$$E(\mathcal{E}\mathcal{E}') = Ip\, \sigma^2 \quad ,$$

fica,

$$V = S_3^{-1} X_3' Q Q' X_3 S_3^{-1} \sigma^2 \quad .$$

Como,

$Q = (Ip - Z M^{-1} Z')$ é simétrica e idempotente

$(Q Q' = Q)$,

fica,

$$V = S_3^{-1} X_3' Q X_3 S_3^{-1} \sigma^2 \quad ,$$

$$V = S_3^{-1} S_3 S_3^{-1} \sigma^2$$

$$V = S_3^{-1} \sigma^2 \quad .$$

Assim, têm-se

$$V(\hat{\beta}_1) = (\Sigma zz\, \Sigma ww - \Sigma^2 zw) \frac{\sigma^2}{D_3} \quad ,$$

$$V(\hat{\beta}_2) = (\Sigma xx\, \Sigma ww - \Sigma^2 xw) \frac{\sigma^2}{D_3} \quad ,$$

$$V(\hat{\beta}_3) = (\Sigma xx\, \Sigma zz - \Sigma^2 xz) \frac{\sigma^2}{D_3} \quad ,$$

$$COV(\beta_1\ \beta_2) = (\Sigma xw\, \Sigma zw - \Sigma xz\, \Sigma ww) \frac{\sigma^2}{D_3} \quad ,$$

$$COV(\beta_1\beta_3) = (\Sigma xz\ \Sigma zw - \Sigma xw\ \Sigma zz)\ \frac{\sigma^2}{D_3} \quad ,$$

$$COV(\beta_2\ \beta_3) = (\Sigma xz\ \Sigma xw - \Sigma zw\ \Sigma xx)\ \frac{\sigma^2}{D_3} \quad .$$

4.2.3 - Análise de variância e verificação de hipóteses.

A fim de se verificar a hipótese :

$$B_3 = \emptyset \ ,$$

usa-se na análise de variância o método do resíduo condicional, segundo GRAYBILL (1961). Com êsse propósito, calcula-se as somas de quadrados mostradas na tabela que se segue:

Fonte de variação	Grau de Liberdade	Soma de Quadrados
$R(t_i, b_j, \beta_1, \beta_2, \beta_3 /\mu)$	$I + J + 1$	$S\ Q\ P_3$
Resíduo (R_3)	$(I - 1)(J - 1) - 3$	$S\ Q\ R_3$
T o t a l	$IJ - 1$	$S\ Q\ T$

onde,

$R(t_i, b_j, \beta_1, \beta_2, \beta_3 /\mu)$ é a causa de variação referente - aos tratamentos, blocos e à variável concomitante em suas potências $\underline{X}$, $\underline{X}^2$ e $\underline{X}^3$;

S Q T = soma de quadrados total ajustada para a média geral,

$$S\,Q\,T = Y'Y - IJ\,\bar{y}^2_{..} \quad ;$$

S Q R_3= soma de quadrados do resíduo (R_3) ,

$$\mathcal{E}'\mathcal{E} = (Y - W\hat{\gamma}_3)'\ (Y - W_3\,\gamma_3)$$

sua estimativa é,

$$S\,Q\,R_3 = (Y - W_3\,\hat{\gamma}_3)'\ (Y - W_3\,\hat{\gamma}_3)$$

$$= Y'Y - Y'W_3\,\hat{\gamma}_3 - \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y + \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,W_3\,\hat{\gamma}_3 .$$

Como todos os têrmos são de dimensões 1 x 1 e sendo,

$$W_3'\,W_3\,\hat{\gamma}_3 = W_3'\,Y \quad ,$$

$$S\,Q\,R_3 = Y'Y - \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y - \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y + \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y$$

logo,

$$S\,Q\,R_3 = Y'Y - \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y \quad , \text{ com } (I - 1)(J - 1) - 3$$

graus de liberdade.

Segue-se que, a soma de quadrados devida aos parâmetros $\hat{\gamma}_3$ é dada por:

$$S\,Q\,P(\hat{\gamma}_3) = \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y \quad , \text{ com } (I + J + 2) \text{ g.l.}$$

Ajustando-se para a média geral μ, obtem-se,

$$S\,Q\,P_3 = \hat{\gamma}_3'\,W_3'\,Y - IJ\,\bar{y}^2_{..} \quad , \text{ com } (I + J + 1) \text{ g.l.}$$

A seguir, calcula-se nova soma de quadrados residual (R),- ignorando-se os parâmetros B_3 . Isto corresponde a reduzir o modêlo matricial (4.2.1.c) a,

$$Y = Z\tau + \mathcal{E} \tag{4.2.3.a}$$

O vetor $\tilde{\tau}$, estimativa de ignorado B_3, obtem-se a partir do sistema de equações normais (4.2.1.i).

Dado que $B_3 = \emptyset$ (por hipótese)

$$M\tilde{\tau} = Z'Y$$

logo,

$$\tilde{\tau} = M^{-1}Z'Y$$

Segue-se, então, que :

S Q R = soma de quadrados do resíduo do modêlo reduzido(4.2.3.a

é,

$$S\ Q\ R = Y'Y - \tilde{\tau}\, Z'Y, \text{ com } (I - 1)(J - 1) \text{ g.l.}$$

A parte $\tilde{\tau}\, Z'Y$ é a soma de quadrados dos parâmetros μ , t_i, b_j denominada,

$$S\ Q\ P(\tau) = \tilde{\tau}\, Z'Y, \text{ com } (I + J - 1) \text{ g.l.}$$

Ajustando-se para a média geral, obtem-se

$$S\ Q\ P = \tilde{\tau}\, Z'Y - IJ\ \bar{y}_{..}^2 \text{ , com } (I + J - 2) \text{ g.l.}$$

A diferença, $(S\ Q\ R - S\ Q\ R_3)$ é a redução da soma de quadrados devida a B_3, ajustada para τ e escreve-se.

$$R(\beta_1, \beta_2, \beta_3 \,/\, \mu, t_i, b_j) = S\,Q\,R - S\,Q\,R_3$$

$$R(\beta_1, \beta_2, \beta_3 \,/\, \mu, t_i, b_j) = \hat{\gamma}_3' W_3'Y - \tilde{\tau}\, Z'Y, \text{ com 3 g.l.}$$

A verificação da hipótese: $B_3 = \emptyset$, se dá pelo teste F , no quadro adiante,

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, b_j \,/\, \mu)$	$I+J-2$	$\tilde{\tau}\, Z'Y - IJ\, \bar{y}^2_{..}$		
$R(\beta_1, \beta_2, \beta_3 \,/\, \mu, t_i, b_j)$	3	$\hat{\gamma}_3' W_3'Y - \tilde{\tau}\, Z'Y$	$QM(\hat{B}_3) = \dfrac{\hat{\gamma}_3' W_3'Y - \tilde{\tau}\, Z'Y}{3}$	$\dfrac{QM(\hat{B}_3}{QM(R_3}$
Resíduo (R_3)	$(I-1)(J-1)-3$	$Y'Y - \hat{\gamma}_3' W_3'Y$	$QM(R_3) = \dfrac{Y'Y - \hat{\gamma}_3' W_3'Y}{(I-1)(J-1)-3}$	
T o t a l	$IJ - 1$	$Y'Y - IJ\, \bar{y}^2_{..}$		

A não rejeição da hipótese $B_3 = \emptyset$ nos leva a admitir que os têrmos em (X), (X^2) e (X^3) não contribuem significativamente para reduzir a variância residual, em outras palavras, não contribuem significativamente na explicação da variável (y). Assim sendo, pode-se eliminá-las do modêlo (4.2.1.a) e a função estimadora eleita seria,

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{b}_j \;.$$

No caso da rejeição da hipótese em questão ($B_3 = \emptyset$), procura-se verificar a contribuição do têrmo cúbico (X^3) na explicação da variavel (y) estabelecendo-se, agora, a hipótese de nulidade.

$$\beta_3 = 0 .$$

Ignorando-se o parâmetro β_3 no modêlo (4.2.1.a), forme-se o sistema matricial,

$$Y = W_2 \gamma_2 + \mathcal{E} \qquad (4.2.3.b)$$

onde, Y e $\mathcal{E}$ têm o mesmo significado anterior e,

$$W_2 = \left[Z , X_2 \right] \quad ; \quad \gamma_2 = \begin{bmatrix} \tau \\ B_2 \end{bmatrix}$$

Com,

$$X_2 = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{11}^2 \\ X_{12} & X_{12}^2 \\ \cdots & \cdots \\ X_{1J} & X_{1J}^2 \\ X_{21} & X_{21}^2 \\ X_{22} & X_{22}^2 \\ \cdots & \cdots \\ X_{2J} & X_{2J}^2 \\ \cdots & \cdots \\ X_{I1} & X_{I1}^2 \\ X_{I2} & X_{I2}^2 \\ \cdots & \cdots \\ X_{IJ} & X_{IJ}^2 \end{bmatrix} \quad ; \quad B_2 = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$$

Com as dimensões:

$$W_2 \longrightarrow IJ \times (I + J + 3) \; ; \quad \gamma_2 \longrightarrow (I + J + 3) \times 1$$

$$Z \longrightarrow IJ \times (I + J + 1) \; ; \quad \tau \longrightarrow (I + J + 1) \times 1$$

$$X_2 \longrightarrow IJ \times 2 \qquad B_2 \longrightarrow 2 \times 1$$

As estimativas dos parâmetros γ_2 serão:

$$\hat{\gamma}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\tau} \\ \hat{B}_2 \end{bmatrix}$$

onde,

$$\hat{B}_2 = S_2^{-1} X_2' Q Y ,$$

e

$$\hat{\tau} = M^{-1}(Z'Y - Z'X_2\hat{B}_2) .$$

Os elementos do vetor estimativa $\hat{B}_2$,

$$\hat{B}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1' \\ \hat{\beta}_2' \end{bmatrix}$$

são:

$$\hat{\beta}_1' = (\Sigma zz \; \Sigma xy - \Sigma xz \; \Sigma zy)/D_2 ,$$

$$\hat{\beta}_2' = (\Sigma xx \; \Sigma zy - \Sigma xz \; \Sigma xy)/D_2 ,$$

$$D_2 = \Sigma xx \; \Sigma zz - \Sigma^2 xz ,$$

e os do vetor $\hat{\tau}$ são :

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{..} - \hat{\beta}_1' \bar{X}_{..} - \hat{\beta}_2' \overline{X^2_{..}} \quad ,$$

$$\hat{t}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) - \hat{\beta}_1' (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..}) - \hat{\beta}_2' (\overline{X^2_{i.}} - \overline{X^2_{..}}) \quad ;$$

$$\hat{b}_j = (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) - \hat{\beta}_1' (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..}) - \hat{\beta}_2' (\overline{X^2_{.j}} - \overline{X^2_{..}}) \quad .$$

As variâncias e covariância serão:

$$V(\hat{\beta}_1') = \Sigma zz \frac{\sigma^2}{D_2} \quad ,$$

$$V(\hat{\beta}_2') = \Sigma xx \frac{\sigma^2}{D_2} \quad ,$$

$$COV(\hat{\beta}_1' , \hat{\beta}_2') = - \Sigma xz \frac{\sigma^2}{D_2} \quad .$$

Estruturando-se a análise de variância, têm-se

$S\,Q\,R_2$ = soma de quadrados do resíduo (R_2) do modêlo (4.2.3.b),

$$S\,Q\,R_2 = Y'Y - \hat{\gamma}_2' W_2' Y, \text{ com } (I - 1)(J - 1) - 2 \text{ g.l}$$

$S\,Q\,P(\hat{\gamma}_2)$ = soma de quadrados de parâmetros $\hat{\gamma}_2$,

$$S\,Q\,P(\hat{\gamma}_2) = \hat{\gamma}_2' W_2' Y, \text{ com } (I + J + 1) \quad \text{g.l.},$$

que, ajustada para a média geral fica,

$$S\,Q\,P_2 = \hat{\gamma}'_2\, W'_2\, Y - IJ\, \bar{y}^2.., \quad \text{com } (I + J) \text{ g.l.}$$

A redução da soma de quadrados devida a β_3 ajustada para $\hat{\gamma}_2$ é,

$$R(\beta_3/\mu,\ t_i,\ b_j,\ \beta_1,\ \beta_2) = S\,Q\,R_2 - S\,Q\,R_3 \;,$$

$$= \hat{\gamma}'_3\, W'_3\, Y - \hat{\gamma}'_2\, W'_2\, Y \;,$$

com 1 g.l.

Verifica-se a hipótese : $\beta_3 = 0$ pelo teste F, que se segue:

F. de variação	G.L.	Q.M.	F
$R(t_i, b_j, \beta_1, \beta_2, \mu)$	$I+J$		
$R(\beta_3/\mu, t_i, b_j, \beta_1, \beta_2)$	1	$QM(\beta_3) = \hat{\gamma}'_3 W'_3 Y - \hat{\gamma}'_2 W'_2 Y$	$\dfrac{QM(\beta_3)}{QM(R_3)}$
Resíduo (R_3)	$(I-1)(J-1)-3$	$QM(R_3) = \dfrac{Y'Y - \hat{\gamma}'_3 W'_3 Y}{(I-1)(J-1)-3}$	
T o t a l	$IJ - 1$		

No caso da rejeição de $\beta_3 = 0$, elege-se a função estimadora $(\hat{y}_{ij})$,

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{b}_j + \hat{\beta}_1 X_{ij} + \hat{\beta}_2 X_{ij}^2 + \hat{\beta}_3 X_{ij}^3 \quad .$$

No caso da não rejeição da hipótese $(\beta_3 = 0)$ procura-se verificar a contribuição do têrmo quadrático (X^2) na explicação de (y) eliminando-se, prèviamente, o têrmo (X^3) do modêlo proposto.

O procedimento é análogo ao caso anterior. A partir do modêlo (4.2.3.b), ignore-se β_2 e forme-se o sistema matricial,

$$Y = W_1 \hat{\gamma}_1 + \mathcal{E} \qquad (4.2.3.c)$$

onde,

$$W_1 = \left[Z \ , \ X_1 \right] \qquad e \qquad \hat{\gamma}_1 = \begin{bmatrix} \tau \\ B_1 \end{bmatrix} ,$$

sendo, X_1 o vetor representado pela 1ª coluna da matriz X_3, com as dimensões : W_1 , $IJ \times (I + J + 2)$; X_1, $IJ \times 1$;

$$\hat{\gamma}_1 \ , \ (I + J + 2) \times 1 \quad ; \quad B_1 = \left[\beta_1 \right] \ , \ 1 \times 1 \ .$$

Estimados os parâmetros e calculadas as somas de quadrados, a contribuição de (X^2), ignorado (X^3) se dá pela verificação da hipótese: $\beta_2 = 0$, no quadro a seguir:

F.de variação	G.L.	Q.M.	F
$R(t_i,b_j,\beta_1/\ \mu\ )$	I+J-1		
$R(\beta_2/\mu\ ,t_i,b_j,\beta_1)$	1	$QM(\beta_2)=\hat{\gamma}_2'W_2'Y-\hat{\gamma}_1'W_1'Y$	$\dfrac{QM(\beta_2)}{QM(R_2)}$
Resíduo (R_2)	(I-1)(J-1)-2	$QM(R_2)=\dfrac{Y'Y-\hat{\gamma}_2'W_2'Y}{(I-1)(J-1)-2}$	
T o t a l	IJ - 1		

onde,

$R(\ \beta_2/\mu\ ,t_i,b_j,\ \beta_1)$ é a redução da soma de quadrados devida a β_2 ajustada para γ_1.

Da mesma forma, no caso da rejeição da hipótese $\beta_2 = 0$, elege-se a função estimadora de (y),

$$\hat{y}_{ij}= \hat{\mu}+ t_i+ \hat{b}_j+ \hat{\beta}_1' X_{ij}+ \hat{\beta}_2' X_{ij}^2 \ .$$

Em caso contrário, ou seja, da não rejeição de $\beta_2= 0$, verifica-se, finalmente, a hipótese: $\beta_1 = 0$, ignorados β_2 e β_3 no modêlo proposto, pelo teste F dado a seguir:

F.de variação	G.L.	Q.M.	F
$R(t_i, b_j / \mu)$	I+J-2		
$R(\beta_1/\mu, t_i, b_j)$	1	$QM(\beta_1) = \hat{\gamma}_1' W_1' Y - \tilde{\tau} Z'Y$	$\dfrac{QM(\beta_1)}{QM(R_1)}$
Resíduo (R_1)	(I-1)(J-1)-1	$QM(R_1) = \dfrac{Y'Y - \hat{\gamma}_1 W_1' Y}{(I-1)(J-1)-1}$	
T o t a l	IJ - 1		

No caso da rejeição da hipótese ($\beta_1 = 0$) elege-se a função estimadora,

$$\hat{y}_{ij} = \mu + t_i + b_j + \hat{\beta}_1'' X_{ij} \quad ,$$

onde,

$\hat{\beta}_1''$ é a estimativa do parâmetro β_1 , ignorados β_2 e β_3, do modêlo (4.2.1.a), sendo:

$$\hat{\beta}_1'' = \frac{\Sigma xy}{\Sigma xx} \quad ; \quad V(\hat{\beta}_1'') = \frac{\sigma^2}{\Sigma xx} \quad ,$$

$$\mu = \bar{y}_{..} - \hat{\beta}_1'' \bar{X}_{..} \quad ,$$

$$\hat{t}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) - \hat{\beta}_1''(\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..}) \quad ,$$

e,

$$\hat{\delta}_j = (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) - \hat{\beta}_1'' (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..}) \quad .$$

Por outro lado, a não rejeição de $\beta_1 = 0$ indica, pela sequência de verificações de hipóteses dada, que individualmente os têrmos em (X), (X^2) e (X^3) não contribuem significativamente para explicar (y), isto é, êles agem conjuntamente e, como a hipótese $\hat{\beta}_3 = \emptyset_3$ foi rejeitada no início, mantêm-se os 3 parâmetros no modêlo proposto ou seja, a função estimadora eleita é,

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{\delta}_j + \hat{\beta}_1 X_{ij} + \hat{\beta}_2 X_{ij}^2 + \hat{\beta}_3 X_{ij}^3$$

4.2.4 - Estimador linear imparcial de um parâmetro θ .

Para se obter o melhor estimador linear imparcial (de variância mínima) de um parâmetro θ , recorre-se ao processo indicado por GRAYBILL (1961), o qual consiste, no caso de se ter duas estimativas ($\hat{\theta}_1$ e $\hat{\theta}_2$) , em se determinar uma função linear,

$$z = \alpha_1 \hat{\theta}_1 + \alpha_2 \hat{\theta}_2$$

tal que se tenha,

$$E(z) = \theta$$

e

$$V(z) \text{ mínima}$$

A técnica pressupõe as hipóteses:

a) $\hat{\theta}_1$ e $\hat{\theta}_2$ são estimativas imparciais de θ , isto é,

$$E(\hat{\theta}_1) = E(\hat{\theta}_2) = \theta$$

b) $V(\hat{\theta}_1) = \sigma_1^2$; $V(\hat{\theta}_2) = \sigma_2^2$ e

$$COV(\hat{\theta}_1 , \hat{\theta}_2) = 0$$

Resulta que o melhor estimador $(\hat{\theta}_{12})$ linear imparcial de θ é dado pela relação,

$$\hat{\theta}_{12} = \frac{\frac{1}{\sigma_1^2}\hat{\theta}_1 + \frac{1}{\sigma_2^2}\hat{\theta}_2}{\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2}} \qquad (4.2.4.a)$$

e, consequentemente

$$V(\hat{\theta}_{12}) = \frac{\sigma_1^2 \cdot \sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} \quad \text{é mínima.}$$

Como na prática, em geral, não se conhecem σ_1^2 e σ_2^2, GRAYBILL (1961) sugere que se usem as estimativas $\hat{\sigma}_1^2$ e $\hat{\sigma}_2^2$, desde que, além das hipóteses (a) e (b) se tenham, também,

c) $E(\hat{\sigma}_1^2) = \sigma_1^2$; $E(\hat{\sigma}_2^2) = \sigma_2^2$

d) $\hat{\sigma}_1^2$, $\hat{\sigma}_2^2$; $\hat{\theta}_1$ e $\hat{\theta}_2$ sejam estimativas mutuamente independente

Então, tem-se,

$$\hat{\theta}_{12} = \frac{\frac{1}{\hat{\sigma}_1^2}\hat{\theta}_1 + \frac{1}{\hat{\sigma}_2^2}\hat{\theta}_2}{\frac{1}{\hat{\sigma}_1^2} + \frac{1}{\hat{\sigma}_2^2}}$$

e, sua variância,

$$\hat{V}(\hat{\theta}_{12}) = \frac{\hat{\sigma}_1^2 \cdot \hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2}$$

No presente trabalho deseja-se obter uma estimativa média a partir de $\underline{k}$ estimativas de um parâmetro.

Baseado no processo apresentado por GRAYBILL(1961), a generalização da relação (4.2.4.a) conduz a,

$$\hat{\theta}_{1,2,3\ldots k} = \frac{\frac{\hat{\theta}_1}{\hat{\sigma}_1^2} + \frac{\hat{\theta}_2}{\hat{\sigma}_2^2} + \ldots \frac{\hat{\theta}_k}{\hat{\sigma}_k^2}}{\frac{1}{\hat{\sigma}_1^2} + \frac{1}{\hat{\sigma}_2^2} + \ldots \frac{1}{\hat{\sigma}_k^2}} \qquad (4.2.4.b)$$

e,

$$V(\hat{\theta}_{1,2,3...k}) = \frac{\hat{\sigma}_1^2 . \ \hat{\sigma}_2^2 . \ ... \ \hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_1^2 + \ \hat{\sigma}_2^2 + \ ... \ \hat{\sigma}_k^2}$$

onde,

$\hat{\theta}_{1,2,3\ ...k}$ é o estimador linear imparcial - de θ obtido a partir das estimativas $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ .... $\hat{\theta}_k$.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DE RESULTADOS

Apresentam-se, em forma resumida, as análises dos 50 experimentos estudados com as respectivas verificações de hipóteses.

Entretanto, para efeito de ilustração quanto à metodologia - de cálculo citada, tomam-se quatro exemplos de experimentos onde resultaram funções estimadoras de (y) diferentes, entre si, em relação aos parâmetros (β) mantidos no modêlo original (4.2.1.a).

Na discussão, dá-se enfase, tão-sòmente, aos resultados obtidos quanto à importância da contribuição dos efeitos de ausência-de-competição na explicação da produção (y), já corrigida para o "stand" inicial. Não há preocupação em se verificar a significância das demais fontes de variação consideradas no modêlo proposto, dado que estas não são objetivos - importantes nesse trabalho.

O critério de rejeição de hipóteses adotado é ao nível de 5%

de probabilidade de êrro tipo I .

Dentro dêsse espírito foram destacados 4 casos típicos :

1º caso : $B_3 \neq \emptyset$; $\beta_3 \neq 0$

2º caso : $B_3 \neq \emptyset$; $\beta_3 = 0$; $\beta_2 \neq 0$

3º caso . $B_3 \neq \emptyset$; $\beta_3 = 0$; $\beta_2 = 0$; $\beta_1 \neq 0$

4º caso : $B_3 = \emptyset$

5.1 - Caso em que $B_3 \neq \emptyset$ e $\beta_3 \neq 0$.

Toma-se para êsse estudo, o experimento nº 42,de delineamento em blocos casualizados com 8 tratamentos e 15 blocos, realizado pelo .. Instituto de Genética, da ESALQ, e cujos dados de produção de campo encontram-se no quadro 1 do apêndice.

Os dados originais (r) foram corrigidos para o "stand" inicial, como em (3.2.d).

A seguir, para se proceder a correção para competição efetuaram-se os cálculos necessários à análise de variância pelo modêlo proposto (4.2.1.a).

5.1.1 - Análise de Variância e verificação de hipóteses.

Procedendo-se segundo (4.2.3) obteve-se:

$S\,Q\,T = 93{,}6900$, com 119 g.l.,

$S\,Q\,P_3 = 62{,}2405$, com 24 g.l.,

$S\,Q\,R_3 = 31{,}4494$, com 95 g.l.,

$S\,Q\,P_2 = 59{,}3696$, com 23 g.l.,

$S\,Q\,R_2 = 34{,}3203$, com 96 g.l.,

$S\,Q\,P = 45{,}2545$, com 21 g.l.,

$S\,Q\,R = 48{,}4354$, com 98 g.l.

A verificação das hipóteses:

$$B_3 = \emptyset$$

e

$$\beta_3 = 0$$

é feita pelo teste F no quadro que se segue,

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(\beta_1,\beta_2,\beta_3/\mu\ ,t_i,b_j)$	3	16,9860	5,6620	17,10 *
$R(\beta_3/\mu\ ,t_i,b_j,\beta_1,\beta_2)$	1	2,8708	2,8708	8,67 *
Resíduo(R_3)	95	31,4494	0,3310	

Conclui-se, pelo quadro apresentado: Rejeitam-se as hipóteses $B_3 \neq \emptyset$ e $\beta_3 = 0$, ao nível de 5% de probabilidade.

Elege-se, pois, a função estimadora de (y),

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{b}_j + \hat{\beta}_1 X_{ij} + \hat{\beta}_2 X_{ij}^2 + \hat{\beta}_3 X_{ij}^3 ,$$

onde, as estimativas calculadas são:

$$\hat{\beta}_1 = 0{,}26672 \quad \text{e} \quad s(\hat{\beta}_1) = 0{,}08363 ,$$

$$\hat{\beta}_2 = -0{,}02427 \quad \text{e} \quad s(\hat{\beta}_2) = 0{,}00922 ,$$

$$\hat{\beta}_3 = 0{,}00085 \quad \text{e} \quad s(\hat{\beta}_3) = 0{,}00029 ,$$

$$\hat{\mu} = 5{,}65986 ,$$

$$\hat{t}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) - 0{,}26672(\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..}) + 0{,}02427(\overline{X^2_{i.}} - \overline{X^2_{..}}) - 0{,}00085(\overline{X^3_{i.}} - \overline{X^3_{..}}),$$

$$\hat{b}_j = (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) - 0{,}26672(\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..}) + 0{,}02427(\overline{X^2_{.j}} - \overline{X^2_{..}}) - 0{,}00085(\overline{X^3_{.j}} - \overline{X^3_{..}}) .$$

Obtem-se, dessa forma, os subsídios necessários para se efetuar a correção para a competição, a partir dos dados já corrigidos para o "stand" inicial.

5.1.2 - Correção para competição.

De fato, do modêlo estimado,

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{b}_j + \hat{\beta}_1 X_{ij} + \hat{\beta}_2 X_{ij}^2 + \hat{\beta}_3 X_{ij}^3 \quad ,$$

surge o rendimento observado $\{ y^{(m)} \}$ corrigido para competição fazendo-se,

$$y_{ij}^{(m)} = y_{ij} - (\hat{\beta}_1 X_{ij} + \hat{\beta}_2 X_{ij}^2 + \hat{\beta}_3 X_{ij}^3)$$

$$= y_{ij} - (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{ij} + \hat{\beta}_3 X_{ij}^2) X_{ij} = y_{ij} - f_{ij}^{(m)} X_{ij}$$

Os totais de tratamentos corrigidos para "stand" e competição constam do quadro III.

QUADRO III: Totais de tratamentos com base nos rendimentos de campo ($r_{i.}$); nos rendimentos (y^m) corrigidos para "stand" e competição, pelo modêlo; nos rendimentos (y^z) corrigidos pela fórmula de ZUBER.

Tratamento i	$r_{i.}$	$y_{i.}^{(m)}$	$y_{i.}^{(z)}$	$y_{i.}^{(m)} - r_{i.}$	$y_{i.}^{(z)} - r_{i.}$
1	74,72	78,84	92,18	4,12	17,46
2	80,10	83,07	92,88	2,97	12,78
3	88,94	89,09	97,04	0,15	8,10
4	85,69	89,03	98,64	3,34	12,95
5	85,50	85,78	94,16	0,28	8,66
6	71,47	71,39	83,26	0,08	11,79
7	80,60	80,08	91,63	- 0,52	11,03
8	102,04	101,90	109,01	0,14	6,93
T o t a l	669,04	679,18	758,79	10,22	89,73

Note-se que o ajuste efetuado pelo modêlo estimado altera a produção total (de campo) do ensaio em 1,5% e, a de Zuber em 13,4%.

Veja-se, ainda, no tratamento 7 que o total corrigido pelo modêlo é inferior ao total de campo em 0,52 kg, fato que jamais ocorre pela correção de Zuber onde, o valor corrigido é sempre maior que o original.

5.1.3 - Comparação dos processos de correção de rendimentos (para "stand" e competição) pelo modêlo estimado e pela fórmula de Zuber.

Por Zuber, tem-se,

$$y_{ij}^{(z)} = y_{ij} - 0{,}3 \frac{r_{ij}}{N - X_{ij}} X_{ij} \quad ,$$

ou

$$y_{ij}^{(z)} = y_{ij} - 0{,}3\, \bar{r}_{ij} X_{ij} \qquad = y_{ij} - f_{ij}^{(z)} X_{ij} \qquad (5.1.3.a)$$

onde, na parcela $(\underline{i}\ ,\ \underline{j})$,

r_{ij} = rendimento de campo,

$\bar{r}_{ij}$ = rendimento médio por planta,

X_{ij} = número de falhas

$$y_{ij} = N \frac{r_{ij}}{N - X_{ij}} = N \,.\, \bar{r}_{ij}$$, é o pêso de campo elevado

ao nível de $\underline{N}$ plantas (corrigido para o "stand" inicial),

e

$y_{ij}^{(z)}$ é o pêso corrigido por ZUBER.

Em (5.1.3.a) verifica-se que a quantidade $\underline{f}^{(z)}$ a ser subtraída de (y) para cada falha existente na parcela (i, j) é,

$$f_{ij}^{(z)} = 0,3 \; \bar{r}_{ij}$$

ou seja, 30% da produção média por planta ($\bar{r}_{ij}$)da parcela.

Logo, para o tratamento $\underline{i}$ a quantidade $\bar{f}^{(z)}$ média é,

$$\bar{f}_{i.}^{(z)} = 0,3 \; \bar{r}_{i.}$$

e a relação,

$$\frac{\bar{f}_{i.}^{(z)}}{\bar{r}_{i.}} = 0,30$$

é constante.

Pelo modêlo proposto, e estruturando-se convenientemente, - tem-se que o fator $f^{(m)}$ (quantidade a ser subtraída para cada falha existente) para o tratamento $\underline{i}$ é, em média,

$$\bar{f}_{i.}^{(m)} = \beta_1 + \beta_2 \; \bar{X}_{i.} + \beta_3 \; \overline{X_{i.}^2}$$

ou, no caso presente,

$$\bar{f}_{i.}^{(m)} = 0,26672 - 0,02427 \; \bar{X}_{i.} + 0,00085 \; \overline{X_{i.}^2} \qquad \text{kg,}$$

sendo, pois, uma quantidade variável tendo para X = 14 falhas o valor mínimo de 0,093 kg.

Compare-se o comportamento das relações $\overline{f}_{i}^{(m)}. / \overline{r}_{i}.$, mostradas no quadro IV , com a de Zuber ($\overline{f}_{i}^{(z)}. / \overline{r}_{i}. = 0,3$)

QUADRO IV : Número médio de falhas ($\overline{X}_{i}.$); produção média por planta ($\overline{r}_{i}.$); fator de correção médio ... $\overline{f}_{i}^{(m)}.$; relação $\overline{f}_{i}^{(m)}. / \overline{r}_{i}.$

Tratamento i	$\overline{X}_{i}.$	$\overline{r}_{i}.$ (kg)	$\overline{f}_{i}^{(m)}.$	$\dfrac{\overline{f}_{i}^{(m)}.}{\overline{r}_{i}.}$
1	12,27	0,1320	0,1169	0,8858
2	9,00	0,1302	0,1341	1,0297
3	5,67	0,1337	0,1691	1,2644
4	8,87	0,1388	0,1306	0,9406
5	6,13	0,1299	0,1651	1,2706
6	2,80	0,1175	0,1331	1,1336
7	7,67	0,1269	0,1520	1,1978
8	4,33	0,1489	0,8360	1,2326
Média Geral	7,93	0,1325		1,1176

5.1.4 - Estimativas dos efeitos de ausência-de-competição α, ε e θ .

Das relações (3.4.1.d) obtem-se as estimativas $\hat{\alpha}$, $\hat{\varepsilon}$ e $\hat{\theta}$ - substituindo-se os parâmetros β_1, β_2 e β_3 por suas estimativas $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\beta}_3$.

Têm-se,

$$\hat{\alpha} = \frac{(N - 1)}{N} (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3) \qquad (N = 50)$$

logo,

$$\hat{\alpha} = 0{,}2384 \text{ kg} ,$$

e,

$$s(\hat{\alpha}) = 0{,}0735 \text{ kg} .$$

$$\hat{\varepsilon} = (N - 1)(\hat{\beta}_2 + 3\,\hat{\beta}_3)$$

logo,

$$\hat{\varepsilon} = -\,1{,}0643 \text{ kg},$$

e,

$$s(\hat{\varepsilon}) = 0{,}4099 \text{ kg},$$

$$\hat{\theta} = \frac{(N - 1)}{2}(\hat{\beta}_2 + N\,\hat{\beta}_3)$$

logo,

$$\hat{\theta} = 0{,}4498 \text{ kg},$$

e,

$$s(\hat{\theta}) = 0{,}1414 \text{ kg}.$$

Os valores encontrados parecem exagerados; os efeitos de ausência-de-competição θ e α foram estimados em 0,2384 kg e 0,4498 kg, respectivamente, quando a produção média por planta no ensaio foi de 0,1325 kg. Por outro lado, o efeito $\hat{\varepsilon}$, de ausência-de-competição sôbre a cova completa vizinha ou entre falhas duplas, é negativo e elevado, o que contraria a natureza do fenômeno em estudo.

Entretanto, deve-se considerar que se tratam de estimativas baseadas em um único ensaio.

5.2 - Caso em que $B_3 \neq \emptyset$; $\beta_3 = 0$; $\beta_2 \neq 0$

Usa-se como exemplo o experimento nº 24, com delineamento em látice 5 x 5 duplo, 2 repetições e eficiência de 103% ; realizado pelo Instituto de Genética da ESALQ e cujos dados constam no quadro 2 do apêndice.

Após a correção dos dados originais (r) para o "stand" inicial como em (3.2.d), fizeram-se os cálculos necessários a fim de se proceder a correção para competição.

5.2.1 - Análise de variância e verificação de hipóteses.

Conforme (4.2.3) obteve-se :

$SQT =$	126,5973	com	99 g.l.,
$SQP_3 =$	85,6594	com	30 g.l.,
$SQR_3 =$	40,9378	com	69 g.l.,
$SQP_2 =$	84,7996	com	29 g.l.,
$SQR_2 =$	41,7977	com	70 g.l.,
$SQP_1 =$	81,7083	com	28 g.l.,
$SQR_1 =$	44,8889	com	71 g.l.,
$SQP =$	77,4942	com	27 g.l.,
$SQR =$	49,1031	com	72 g.l.

A verificação das hipóteses,

$$B_3 = \emptyset \quad \text{e} \quad \beta_3 = 0$$

é dada pelo teste F a seguir,

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(\beta_1,\beta_2,\beta_3/\mu,t_i,b_j)$	3	8,1652	2,7217	4,58*
$R(\beta_3/\mu,t_i,b_j,\beta_1,\beta_2)$	1	0,8598	0,8598	1,45
Resíduo (R_3)	69	40,9378	0,5933	

Conclui-se : a) Rejeita-se a hipótese $B_3 = \emptyset$,

b) Não se rejeita a hipótese $\beta_3 = 0$.

Então, passa-se, agora, à verificação da hipótese $\beta_2 = 0$ ignorando-se β_3 no modêlo original), pelo teste F dado a seguir:

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(\beta_1,\beta_2/\mu,t_i,b_j)$	2	7,3053	3,6526	6,12 *
$R(\beta_2/\mu,t_i,b_j)$	1	3,0912	3,0912	5,18 *
Resíduo (R_2)	70	41,7977	0,5971	

Conclui-se pela rejeição de $\beta_2 = 0$ ao nível de 5% de probabilidade.

Elege-se, pois, a função estimadora $(\hat{y})$,

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{b}_j + \hat{\beta}'_2 X_{ij} + \hat{\beta}'_2 X^2_{ij}$$

onde,

$\hat{\beta}'_1 = 0,16417$ $\qquad$ $s(\hat{\beta}'_1) = 0,05492$

$\hat{\beta}'_2 = -0,00334$ $\qquad$ $s(\hat{\beta}'_2) = 0,00147$

$\hat{\mu} = 3,41170$

$$\hat{t}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) - 0,16417(\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..}) + 0,00334(\overline{X^2_{i.}} - \overline{X^2_{..}})$$

$$\hat{b}_j = (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) - 0,16417(\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..}) + 0,00334(\overline{X^2_{.j}} - \overline{X^2_{..}})$$

Pode-se, agora, efetuar a correção para competição a partir dos dados já corrigidos para o "stand" inicial.

5.2.2 - Correção para competição .

Do modêlo estimado obtem-se o rendimento $y^{(m)}$ corrigido para competição por,

$$y^{(m)}_{ij} = y_{ij} - (\hat{\beta}_1 X_{ij} + \hat{\beta}_2 X^2_{ij})$$

ou

$$y_{ij}^{(m)} = y_{ij} - f_{ij}^{(m)} X_{ij}$$

sendo,

$f_{ij}^{(m)} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{ij}$ a quantidade a ser subtraída de y_{ij} para cada falha existente na parcela (i,j).

Os totais de tratamentos corrigidos constam do quadro V .

QUADRO V : Totais de tratamentos corrigidos para "stand" e competição, pelo modêlo e pela fórmula de ZUBER (1942).

$$y_{ij}^{(m)} = y_{ij} - 0,16417\ X_{ij} + 0,00334\ X_{ij}^{2}$$

Nº do tratamento : i	$r_{i.}$	$y_{i.}^{(m)}$	$y_{i.}^{(z)}$	$y_{i.}^{(m)} - r_{i.}$	$y_{i.}^{(z)} - r_{i.}$
1	12,14	10,77	15,77	- 1,37	3,64
2	14,71	15,16	18,92	0,45	4,20
3	16,36	18,76	21,75	2,40	5,39
4	14,36	14,83	19,38	0,47	5,02
5	15,96	15,53	19,76	- 0,43	3,80
6	12,47	11,91	16,39	- 0,56	3,92
7	15,64	16,11	20,52	0,47	4,88
8	12,71	11,53	16,65	- 1,18	3,94
9	15,10	14,72	19,13	- 0,38	4,03
10	18,57	19,59	23,66	1,02	5,09
11	9,66	14,56	18,52	4,90	8,86
12	14,61	16,39	20,73	1,78	6,12
13	19,78	20,11	23,71	0,33	3,93
14	15,32	14,48	18,48	- 0,84	3,16
15	15,95	16,23	19,94	0,28	3,99
16	13,84	15,19	19,07	1,35	5,23
17	15,74	16,85	20,98	1,11	5,24
18	4,31	10,92	12,97	6,61	8,66
19	11,00	11,10	15,86	0,10	4,86
20	12,04	10,45	15,44	- 1,59	3,40
21	9,36	7,84	13,32	- 1,52	3,96
22	7,20	6,19	11,68	- 1,01	4,48
23	9,84	8,55	13,74	- 1,29	3,90
24	13,09	13,99	18,38	0,90	5,29
25	11,43	9,41	14,49	- 2,02	3,06
	331,19	341,17	449,27	9,98	118,08

Observe-se, também, nêsse caso que vários totais corrigidos são inferiores aos totais originais.

5.2.3 - Comparação dos processos de correção de rendimentos (para "stand" e competição) pelo modêlo estimado e pela fórmula de ZUBER.

Pelo modêlo, o fator médio de correção para cada falha existente nas parcelas do tratamento i , é

$$\overline{f}_{i.}^{(m)} = 0,16417 - 0,00334\ \overline{X}_{i.} \qquad \text{kg.}$$

Dado que $N > X \geq 0$, segue-se que a quantidade máxima de $\overline{f}_{i.}^{(m)}$, no caso presente é 0,16417 kg.

O quadro VI mostra o comportamento das relações $\overline{f}_{i.}^{(m)} / \overline{r}_{i.}$ verificadas nêsse ensaio. Pela correção de ZUBER, como se sabe, tal relação é constante (0,3).

QUADRO VI : Número médio de falhas ($\overline{X}_{i}.$) ; produção média por planta ($\overline{r}_{i}.$) ; fator de correção médio ($\overline{f}_{i}.$); relação ($\overline{f}_{i}./\overline{r}_{i}.$), em cada tratamento.

Nº do Tratamento	$\overline{X}_{i}.$	$\overline{r}_{i}.$ (kg)	$\overline{f}_{i}^{(m)}.$ (kg)	$\frac{\overline{f}_{i}^{(m)}.}{\overline{r}_{i}.}$
1	14,50	0,0854	0,1157	1,3533
2	13,75	0,1014	0,1182	1,1652
3	14,25	0,1144	0,1165	1,0186
4	16,00	0,1055	0,1106	1,0483
5	12,25	0,1056	0,1232	1,1658
6	16,25	0,0923	0,1098	1,1892
7	15,00	0,1117	0,1140	1,0207
8	15,25	0,0914	0,1131	1,2379
9	13,25	0,1027	0,1198	1,1670
10	14,00	0,1289	0,1173	0,9101
11	28,25	0,1110	0,0697	0,6281
12	17,75	0,1132	0,1048	0,0256
13	10,50	0,1251	0,1290	1,0310
14	10,75	0,0975	0,1282	1,3141
15	12,50	0,1063	0,1223	1,1509
16	17,00	0,1048	0,1073	1,0238
17	16,25	0,1165	0,1098	0,9422
18	38,50	0,0861	0,0388	0,4504
19	19,25	0,0894	0,0998	1,1162
20	14,00	0,0836	0,1173	1,4038
21	32,00	0,0731	0,1040	1,4222
22	23,25	0,0672	0,0864	1,2848
23	17,75	0,0762	0,1048	1,3744
24	17,50	0,1006	0,1056	1,0494
25	14,00	0,0793	0,1173	1,4708
Média Geral	16,75	0,0996		1,0861

5.2.4 - Estimativas dos efeitos de ausência-de-competição α , ε , θ .

Por (3.4.1.d), admitido $\beta_3 = 0$, obtém-se :

$$\hat{\alpha}' = \frac{(N - 1)}{N} (\hat{\beta}_1' + \hat{\beta}_2') \qquad (N = 50)$$

logo,

$$\hat{\alpha}' = 0{,}15761 \quad \text{kg},$$

com $\quad s\,(\hat{\alpha}') = 0{,}01658 \quad \text{kg}.$

$$\hat{\varepsilon}' = (N - 1)\,\hat{\beta}_2'$$

logo,

$$\hat{\varepsilon}' = -\,0{,}16378 \quad \text{kg},$$

com $\quad s\,(\hat{\varepsilon}') = 0{,}07196 \quad \text{kg}.$

sendo,

$$\hat{\theta}' = \frac{\hat{\varepsilon}'}{2}$$

Aqui, também, o efeito estimado ($\hat{\alpha}'$) é superior à produção média por planta ($\bar{r}_{..} = 0{,}0996$ kg) e a estimativa $\hat{\varepsilon}'$ é negativa contrariando, pois, a natureza do fenômeno.

5.3 - Caso em que $B_3 \neq \emptyset$; $\beta_3 = 0$; $\beta_2 = 0$ e $\beta_1 \neq 0$.

Como exemplo, tomou-se o experimento nº 43, realizado pelo - Instituto de Genética,da ESALQ. Constitui-se de um delineamento em blocos casualizados com 11 tratamentos e 15 blocos, cujos dados aparecem no quadro 3 do apêndice.

Efetuada a correção de "stand", como em (3.2.d) procederam-se os cálculos necessários para a análise de variância e posteriormente, à correção de competição.

5.3.1 - Análise de variância e verificação de hipóteses.

Calculando-se, conforme (4.2.3) obtem-se

$SQT =$	215,2851	com	164 g.l.,
$SQP_3 =$	154,4820	com	27 g.l.,
$SQR_3 =$	60,8030	com	137 g.l.,
$SQP_2 =$	154,2537	com	26 g.l.,
$SQR_2 =$	61,0313	com	138 g.l.,
$SQP_1 =$	154,1726	com	25 g.l.,
$SQR_1 =$	61,1124	com	139 g.l.,
$SQP =$	148,6469	com	24 g.l.,
$SQR =$	66,6381	com	140 g.l.,

A verificação das hipóteses : $B_3 = \emptyset$ e $\beta_3 = 0$ é feita pelo teste F dado a seguir:

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(\beta_1, \beta_2, \beta_3 / \mu, t_i, b_j)$	3	5,8350	1,9450	4,3824 *
$R(\beta_3, / \mu, t_i, b_j, \beta_1, \beta_2)$	1	0,2282	0,2282	0,5143
Resíduo (R_3)	137	60,8030	0,4438	

Conclui-se : a) Rejeita-se a hipótese $B_3 = \emptyset$;

b) Não se rejeita a hipótese de ser $\beta_3 = 0$, ao nível de 5% de probabilidade.

A seguir foi feita a verificação da hipótese $\beta_2 = 0$, ignorado β_3 no modêlo original.

Obteve-se ,

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(\beta_1, \beta_2 / \mu, t_i, b_j)$	2	5,6067	2,8033	6,3388 *
$R(\beta_2 / \mu, t_i, b_j, \beta_1)$	1	0,0811	0,0811	0,1833
Resíduo (R_2)	138	61,0313	0,4422	

Conclui-se pela não rejeição da hipótese $\beta_2 = 0$.

Verifica-se então a hipótese $\beta_1 = 0$, eliminando-se β_2 e β_3 no modêlo proposto.

Tem-se,

F. de variação	G.L.	Q.M.	F
$R(\beta_1/\mu, t_i, b_j)$	1	5,5256	12,5681 *
Resíduo (R_1)	139	61,1124	

Logo, rejeita-se a hipótese $\beta_1 = 0$ e elege-se como função estimadora (y),

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{b}_j + \hat{\beta}_1'' X_{ij}$$

onde,

$$\hat{\beta}_1'' = 0{,}04826 \quad ; \quad s(\hat{\beta}_1'') = 0{,}01361 \quad ;$$

$$\hat{\mu} = 5{,}17070$$

$$\hat{t}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) - 0{,}04826(\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..})$$

$$\hat{b}_j = (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) - 0{,}04826(\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..})$$

Segue-se, então, a correção para competição utilizando-se a estimativa β_1'' encontrada.

5.3.2 - Correção para competição.

O rendimento corrigido para competição $y^{(m)}$ é dado pela relação,

$$y_{ij}^{m} = y_{ij} - \hat{\beta}_1'' X_{ij} \quad ,$$

ou,

$$y_{ij}^{m} = y_{ij} - 0{,}04826\ X_{ij},$$

onde se vê que a quantidade $f^{(m)}$ a ser subtraída para cada falha existente na parcela (i,j) é,

$$f_{ij}^{(m)} = \hat{\beta}_1'' = 0{,}04826 \quad \text{kg.}$$

Os totais de tratamentos corrigidos pelo modêlo, constam do quadro VII.

QUADRO VII: Totais de tratamentos corrigidos, para "stand" e competição, pelo modêlo e pela fórmula de ZUBER.

Nº do tratamento : i	$r_{i.}$	$y_{i.}^{(m)}$	$y_{i.}^{(z)}$	$y_{i.}^{(m)} - r_{i.}$	$y_{i.}^{(z)} - r_{i.}$
1	56,47	76,32	79,59	19,85	23,12
2	69,29	81,74	83,68	12,45	14,38
3	43,08	51,35	56,51	8,27	13,43
4	50,56	56,21	59,62	5,65	9,06
5	63,04	79,25	81,82	16,21	18,78
6	61,50	78,49	81,30	16,99	19,80
7	63,02	77,59	79,97	14,57	16,95
8	67,51	82,63	84,68	15,12	17,17
9	76,35	88,33	89,81	11,98	13,46
10	70,82	81,27	83,14	10,45	12,32
11	90,91	99,93	100,50	9,02	9,59
Total	712,65	853,15	880,66	140,50	168,00

A quantidade total corrigida pelo modêlo corresponde a 19,7% do total original, enquanto por ZUBER tal quantidade é de 23,6%

5.3.3 - Comparação dos processos de correção de rendimentos (para "stand" e competição) pelo modêlo e fórmula de ZUBER.

Dado que, no caso presente, $f_{ij}^{(m)}$ é constante (0,04826 kg), òbviamente tem-se

$$\bar{f}^{(m)}_{i\cdot} = 0{,}04826 .$$

O quadro VIII mostra o comportamento das relações $\bar{f}^{(m)}_{i\cdot} / \bar{r}_{i\cdot}$ nos tratamentos do ensaio, voltando-se a dizer que, por ZUBER tal relação é constante (0,3).

QUADRO VIII: Número médio de falhas $\bar{X}_{i\cdot}$; produção média - por planta ($\bar{r}_{i\cdot}$) ; relação $\bar{f}^{(m)}_{i\cdot} / \bar{r}_{i\cdot}$, nos - tratamentos

$\bar{f}^{(m)}_{i\cdot} = 0{,}04826$ kg

Tratamento i	$\bar{X}_{i\cdot}$	$\bar{r}_{i\cdot}$	$\bar{f}^{(m)}_{i\cdot}/\bar{r}_{i\cdot}$
1	18,20	0,1184	0,4075
2	11,20	0,1190	0,4052
3	15,07	0,0822	0,5868
4	10,07	0,0844	0,5716
5	14,67	0,1189	0,4056
6	15,60	0,1192	0,4048
7	13,34	0,1145	0,4210
8	13,00	0,1216	0,3966
9	10,00	0,1272	0,3791
10	9,87	0,1176	0,4101
11	6,47	0,1392	0,3465
média Geral	12,50	0,1151	0,4190

5.3.4 - Estimativas dos efeitos de ausência-de-competição α , ε e θ .

Por (3.4.1.d), sendo $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0$ têm-se consequentemente,

$$\varepsilon = \theta = 0,$$

e, a estimativa de α fica,

$$\hat{\alpha}'' = \frac{(N - 1)}{N} \hat{\beta}_1'' \qquad (N = 50)$$

logo,

$$\hat{\alpha}'' = 0{,}04729 \quad \text{kg},$$

com $s(\hat{\alpha}'') = 0{,}01334$ kg.

A estimativa $\hat{\alpha}''$ encontrada, a qual mede o efeito da ausência-de-competição dentro da cova, é razoável, e corresponde a 41% da produção média por planta do ensaio, sendo portanto, 11% a mais que a admitida por Zuber.

5.4 - Caso em que $B_3 = \emptyset$.

O exemplo citado é o experimento nº 15 cujos dados originais são apresentados no quadro 4 do apêndice. Constitui-se de um delineamento em blocos casualizados com 15 tratamentos e 6 blocos, realizado pelo Instituto de Genética, da ESALQ.

Fêz-se a correção para o "stand" inicial, como em (3.2.d) e, em seguida, calcularam-se os dados necessários para a análise de variância do modêlo proposto.

5.4.1 - Análise de variância e verificação de hipóteses.

Conforme (4.2.3), têm-se:

$S\,Q\,T = 129{,}2226$ com 89 g.l.,

$S\,Q\,P_3 = 111{,}8476$ com 22 g.l.,

$S\,Q\,R_3 = 17{,}3749$ com 67 g.l.,

$S\,Q\,P = 110{,}8650$ com 19 g.l.,

$S\,Q\,R = 18{,}3575$ com 70 g.l.

A seguir, verifica-se a hipótese $B_3 = \emptyset$, pelo teste F - no quadro adiante,

F. de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(\beta_1,\beta_2,\beta_3/\mu\ ,t_i,b_j)$	3	0,9826	0,3275	1,2630
$R(\beta_3/\mu\ ,t_i,b_j,\beta_1,\beta_2)$	1	0,0026	0,0026	0,0103
Resíduo (R_3)	67	17,3749	0,2593	

Conclui-se pela não rejeição da hipótese $B_3 = \emptyset$, ao nível de 5% de probabilidade e também, como se observa, não se rejeita a hipótese $\beta_3 = 0$.

Logo, verifica-se que o uso do modêlo de covariância múlti - pla (4.2.1.a), nesse ensaio, não reduz significativamente a variância residual que se obtem pelo modêlo usual do delineamento em blocos ao acaso.

Isto indica, em outras palavras, que os efeitos de ausência-de-competição não estão afetando significativamente os rendimentos (y_{ij}) - já corrigidos para o "stand" inicial. Torna-se, pois, desnecessária a correção para competição.

O quadro IX mostra os totais de tratamentos corrigidos, pelo modêlo, para o "stand" inicial e os totais corrigidos por Zuber.

QUADRO IX : Totais de tratamentos corrigidos para o "stand" inicial pelo modêlo proposto e pela fórmula de Zuber. $y_{ij}^{(m)} = y_{ij}$

Nº do Tratamento : i	$r_{i\cdot}$	$y_{i\cdot}$	$y_{i\cdot}^{(z)}$	$y_{i\cdot} - r_{i\cdot}$	$y_{i\cdot}^{(z)} - r_{i\cdot}$
1	4,43	5,05	4,87	0,62	0,44
2	5,51	5,89	5,78	0,38	0,27
3	5,71	6,71	6,42	1,00	0,71
4	8,93	9,98	9,67	1,05	0,74
5	10,81	11,42	11,24	0,61	0,43
6	9,47	10,52	10,21	1,05	0,74
7	11,75	13,42	12,93	1,67	1,18
8	17,32	19,47	18,83	2,15	1,51
9	15,32	16,84	16,39	1,52	1,07
10	11,57	13,25	12,75	1,68	1,18
11	17,35	18,34	18,04	0,98	0,69
12	13,70	14,41	14,20	0,71	0,50
13	20,63	22,26	21,78	1,63	1,15
14	20,07	20,60	20,44	0,53	0,37
15	27,71	29,32	28,84	1,61	1,13
	200,41	217,55	212,41	17,14	12,00

Verifica-se então nesse caso que a quantidade corrigida pelo modêlo supera, òbviamente, a corrigida pela fórmula de Zuber.

5.5 - Resultados obtidos no grupo de experimentos analisados.

Semelhantemente aos exemplos citados, apresenta-se no quadro X , os resultados, em forma resumida, das análises efetuadas e, no quadro XI , as estimativas de β_1, β_2 e β_3, com seus respectivos erros, nos 50 ensaios.

QUADRO X : Resultados das análises de variância para verificação das hipóteses : $B_3 = \emptyset$ e $\beta_3 = 0$, nos 50 ensaios. Quadrados médios e graus de liberdade

Número do Experimento	Resíduo g.l.	R_3	$R(\beta_1,\beta_2,\beta_3/\mu,t_i b_j)$ com 3 g.l.	$R(\beta_3/\mu,t_i,b_j,\beta_1,\beta_2)$ com 1 g.l.
1	202	1,0247	7,1861 *	1,5074
2	27	0,9405	1,9309	4,6522 *
3	27	1,0535	3,4879 *	1,2564
4	27	1,3348	3,7213	0,0282
5	27	1,2256	4,4664 *	1,1640
6	27	0,2466	0,3678	0,3222
7	21	1,0474	1,3117	0,0405
8	25	3,6852	13,7469 *	1,3780
9	25	0,6206	3,4441 *	2,8720 *
10	21	1,0238	1,0509	0,0446
11	21	0,6674	2,2108 *	0,2456
12	27	1,2897	4,7922 *	0,6511
13	27	1,3729	4,1190 *	0,0203
14	25	1,1702	5,3672 *	0,0289
15	67	0,2593	0,3275	0,0026
16	52	0,2641	0,2612	0,7089
17	57	0,5898	1,6871 *	0,3724
18	32	1,2241	19,6565 *	1,5766
19	32	1,4375	11,0563 *	0,2368
20	24	3,7523	7,4430	20,5745 *
21	24	0,4874	3,7300 *	0,2259
22	24	1,3851	0,2813	0,3405
23	78	0,5189	1,8167	1,8143
24	69	0,5933	2,7217 *	0,8598
25	207	0,6712	6,8171 *	0,6063
26	35	0,6055	0,9849	0,0979
27	29	0,5364	1,7315 *	0,0481
28	48	0,2438	0,3375	0,5204
29	24	0,4655	0,2670	0,0187
30	84	0,3302	0,7634	0,7968
31	84	0,8877	12,7736 *	0,5674
32	84	0,4540	2,4859 *	1,6000
33	84	0,6209	0,5496	0,2379
34	55	0,8579	0,4521	0,0000
35	84	0,5505	0,5550	0,1225
36	78	0,6411	8,7504 *	0,6027
37	102	0,5376	3,6451 *	0,6682
38	7	0,9209	0,9092	2,3634
39	7	0,6458	0,3579	0,4919
40	7	0,2924	0,9618	1,3876
41	60	1,2464	1,2355	0,5388
42	95	0,3310	5,6620 *	2,8708 *
43	137	0,4438	1,9450 *	0,2282
44	84	0,9132	2,4261	0,8410
45	102	0,5076	3,0659 *	1,6638
46	117	0,4045	1,4543	1,8611
47	67	0,4739	0,6741	1,2962
48	67	0,5485	0,3314	0,3003
49	32	1,7063	3,7751	0,4943
50	84	0,8009	10,5006 *	1,6849

QUADRO XI Estimativas dos parâmetros $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ e respectivos erros, obtidos nos 50 experimentos.

Nº do experimento	$\hat{\beta}_1$	$s(\hat{\beta}_1)$	$\hat{\beta}_2$	$s(\hat{\beta}_2)$	$\hat{\beta}_3$	$s(\hat{\beta}_3)$
1	0,00579	0,10014	0,00518	0,00612	-0,00013	0,00011
2	-0,26959	0,15373	0,02131	0,00992	-0,00038	0,00017
3	0,07769	0,27676	0,01997	0,02978	-0,00093	0,00086
4	0,18791	0,26371	-0,00151	0,01470	-0,00002	0,00024
5	0,17030	0,22649	-0,00995	0,01339	0,00022	0,00023
6	0,58599	0,65220	-0,74496	0,63117	0,17052	0,14918
7	0,01321	0,13801	-0,00162	0,00604	0,00001	0,00007
8	0,33738	0,27601	0,00240	0,01284	-0,00010	0,00018
9	-0,25068	0,17603	0,03541	0,01541	-0,00077	0,00036
10	-0,06009	0,18581	0,00120	0,00619	-0,00000	0,00006
11	0,03362	0,12508	-0,00215	0,00858	0,00009	0,00015
12	0,11452	0,23729	-0,00677	0,01411	0,00017	0,00024
13	0,19732	0,26805	-0,00181	0,01491	-0,00002	0,00024
14	-0,04214	0,28745	-0,00082	0,03045	-0,00013	0,00088
15	-0,07746	0,11446	0,00908	0,01913	-0,00008	0,00089
16	0,39722	0,26228	-0,03836	0,02375	0,00107	0,00066
17	0,20631	0,11825	-0,01064	0,01046	0,00021	0,00027
18	-0,21168	0,22277	0,00843	0,00653	-0,00005	0,00005
19	0,01255	0,20700	-0,00060	0,00966	0,00005	0,00013
20	-1,00314	0,56370	0,21773	0,10026	-0,01129	0,00483
21	-0,15580	0,19629	0,00088	0,02967	0,00075	0,00110
22	0,02750	0,15048	0,01714	0,05356	-0,00236	0,00478
23	0,18051	0,10882	-0,02078	0,01345	0,00080	0,00043
24	0,00862	0,14033	0,00616	0,00803	-0,00016	0,00014
25	-0,00878	0,09527	0,00769	0,00820	-0,00019	0,00021
26	0,08799	0,36488	-0,01993	0,12216	0,00411	0,01021
27	-0,05574	0,14407	0,01020	0,01114	-0,00005	0,00020
28	1,92747	1,25492	-0,11242	0,07551	0,00216	0,00148
29	-0,28712	1,79492	0,02715	0,13532	-0,00064	0,00325
30	-0,07056	0,09229	0,01723	0,01205	-0,00065	0,00042
31	0,02681	0,09029	0,00628	0,00681	-0,00010	0,00014
32	0,14116	0,15226	-0,03008	0,02457	0,00211	0,00113
33	0,01540	0,09012	0,00672	0,01284	-0,00022	0,00037
34	-0,02102	0,19208	0,00441	0,02968	0,00000	0,00109
35	0,01153	0,12924	0,00396	0,01231	-0,00015	0,00035
36	0,00377	0,26615	0,01852	0,02327	-0,00058	0,00061
37	0,09093	0,08075	0,00202	0,00605	-0,00012	0,00012
38	-1,53462	1,18573	0,22754	0,15322	-0,00955	0,00597
39	1,02201	1,04497	-0,17912	0,20055	0,00985	0,01128
40	3,83028	1,59619	-0,55785	0,24670	0,02335	0,01072
41	0,02240	0,15053	0,00363	0,00999	-0,00011	0,00019
42	0,26672	0,08363	-0,02427	0,00922	0,00085	0,00029
43	-0,03608	0,10270	0,00558	0,00708	-0,00010	0,00015
44	0,24335	0,16064	-0,01319	0,01229	0,00026	0,00027
45	0,22351	0,12532	-0,02507	0,01681	0,00111	0,00061
46	0,23984	0,10312	-0,02012	0,00955	0,00055	0,00026
47	0,24965	0,22937	-0,03688	0,02514	0,00135	0,00082
48	0,09581	0,24441	-0,05523	0,09900	0,00766	0,01035
49	-0,08632	0,35337	0,02222	0,03986	-0,00060	0,00113
50	-0,17331	0.16613	0,02166	0,01348	-0,00045	0,00032

Sintetizando no quadro X os resultados da verificação das hipóteses, observa-se:

a) $B_3 \neq \emptyset$ e $\beta_3 = 0$, em 23 ensaios;

b) $B_3 \neq \emptyset$ e $\beta_3 \neq 0$, em 2 ensaios;

c) $B_3 = \emptyset$ e $\beta_3 = 0$, em 23 ensaios;

d) $B_3 = 0$, porém, com rejeição da hipótese $\beta_3 = 0$, em 2 ensaios.

O resultado do item d parece estranho, mas é explicado pelo fato de as verificações das hipóteses $B_3 = \emptyset$ e, em seguida, $\beta_3 = 0$ serem feitas com quadrados médios ajustados.

Decorre dos resultados apresentados que a manutenção do parâmetro β_3 no modêlo proposto (4.2.1.a), só se justifica em 4 dos 50 experimentos (8%), onde a contribuição da variável X^3 mostrou-se significativa na explicação de (y).

Portanto, em 92% dos ensaios analisados a presença de X^3 no modêlo (4.2.1.a) não é necessária; sugerindo-se, pois, a sua eliminação dado o interêsse em simplificá-lo.

Assim sendo, passa-se a considerar o modêlo quadrático em(X),

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + e_{ij} \quad ,$$

representado matricialmente por (4.2.3.b).

Os resultados obtidos pela verificação das hipóteses: $B_2 = \emptyset$; $\beta_2 = 0$ nos 50 ensaios são mostrados no quadro XII e, as estimativas β_1, β_2 com os respectivos erros aparecem no quadro XIII.

QUADRO XII : Resultados das análises de variância (Q.M. e G.L.) para verificação das hipóteses : $B_2 = 0$ e $\beta_2 = 0$.
Quadrados médios e graus de liberdade

Número do Experimento	Resíduo G.L.	Resíduo R_3	$R(\beta_1,\beta_2/\mu,t_i,b_j)$ com 2 g.l.	$R(\beta_2/\mu,t_i,b_j,\beta_1)$ com 1 g.l.
1	203	1,0271	10,0255 *	3,6893 *
2	28	1,0731	0,5702	0,0722
3	28	1,0607	4,6037 *	6,2561 *
4	28	1,2881	5,5678 *	2,7243
5	28	1,2234	6,1177 *	2,5255
6	28	0,2493	0,3906	0,0241
7	22	1,0017	1,9473	0,2339
8	26	3,5965	19,9314 *	7,3017
9	26	0,7072	3,7301 *	0,5366
10	22	0,9793	1.5540	0,0074
11	22	0,6483	3,1933 *	2,5323
12	28	1,2669	6,8628 *	2,9542
13	28	1,3246	6,1684 *	2,6640
14	26	1,1263	8,0364 *	1,7497
15	68	0,2555	0,4899	0,7339
16	53	0,2724	0,0373	0,0012
17	58	0,5861	2,3444 *	0,6986
18	33	1,2348	28,6964 *	2,4508
19	33	1,4011	16,4660 *	6,4595 *
20	25	4,4252	0,8772	0,9818
21	25	0,4769	5,4820 *	7,2914 *
22	25	1,3433	0,2516	0,3718
23	79	0,5353	1,8179	1,0033
24	70	0,5971	3,6526 *	3,0912 *
25	208	0,6709	9,9225 *	0,0021
26	36	0,5914	1,4285	0,7858
27	30	0,5202	2,5733 *	2,2140 *
28	49	0,2495	0,2461	0,0444
29	25	0,4477	0,3912	0,0001
30	85	0,3357	0,7467	0,0525
31	85	0,8839	18,8768 *	0,4413
32	85	0,4674	2,9288 *	2,9463 *
33	85	0,6164	0,7055	0,0731
34	56	0,8426	0,6782	0,5935
35	85	0,5454	0,7712	0,2915
36	79	0,6406	12,8242 *	0,8007
37	103	0,5389	5,1335 *	4,3047 *
38	8	1,1012	0,1821	0,3282
39	8	0,6265	0,2909	0,0262
40	8	0,4293	0,7489	0,7559
41	61	1,2348	1,5838	1,7279
42	96	0,3575	7,0575 *	0,4741
43	138	0,4422	2,8033 *	0,1811
44	85	0,9124	3,2186 *	0,4985
46	103	0,5189	3,7670 *	0,8113
47	68	0,4860	0,3631	0,4695
48	68	0,5449	0,3469	0,3290
49	33	1,6696	5,4154	0,0599
50	85	0,8113	14,9085 *	0,8360

QUADRO XIII: Estimativas e respectivos erros dos parâmetros β_1 β_2 ; ignorado β_3.

Número do Experimento	$\hat{\beta}'_1$	$s(\hat{\beta}'_1)$	$\hat{\beta}'_2$	$s(\hat{\beta}'_2)$
1	0,11728	0,03976	-0,00211	0,00112
2	0,03976	0,06994	-0,00044	0,00173
3	0,34975	0,12099	-0,01209	0,00498
4	0,22297	0,10497	-0,00361	0,00249
5	-0,03348	0,08690	0,00293	0,00204
6	-0,08834	0,27954	-0,03492	0,11225
7	-0,01175	0,05313	-0,00045	0,00095
8	0,43573	0,22159	-0,00512	0,00360
9	0,04794	0,11554	0,00297	0,00341
10	-0,02330	0,05773	-0,00007	0,00092
11	-0,03385	0,05636	0,00296	0,00150
12	-0,04171	0,08839	0,00314	0,00206
13	0,22710	0,10734	-0,00360	0,00254
14	-0,00022	0,10607	-0,00556	0,00447
15	-0,06741	0,05692	0,00719	0,00424
16	-0,01406	0,07718	0,00021	0,00314
17	0,12557	0,06031	-0,00253	0,00233
18	0,03274	0,05725	0,00106	0,00075
19	-0,06529	0,07683	0,00326	0,00152
20	0,10419	0,33317	-0,01127	0,02396
21	-0,26789	0,10572	0,02075	0,00531
22	0,04376	0,14463	-0,00821	0,01563
23	0,00517	0,05608	0,00383	0,00280
24	0,16417	0,05492	-0,00333	0,00147
25	0,07190	0,04321	0,00011	0,00189
26	-0,03583	0,19362	0,02818	0,02445
27	-0,02147	0,08619	0,00703	0,00341
28	0,12007	0,20926	-0,00250	0,00594
29	0,06791	0,28654	0,00010	0,01026
30	0,05595	0,04375	-0,00104	0,00264
31	0,08830	0,04719	0,00094	0,00133
32	-0,10994	0,07381	0,01474	0,00587
33	0,06153	0,05049	-0,00100	0,00295
34	-0,02133	0,08099	0,00446	0,00531
35	0,06614	0,05727	-0,00173	0,00238
36	0,24824	0,08510	-0,00378	0,03339
37	0,16832	0,04131	-0,00448	0,00159
38	0,25228	0,43985	-0,01471	0,02697
39	0,18762	0,41554	-0,00609	0,02981
40	0,37916	0,23570	-0,02122	0,01600
41	0,10889	0,07285	-0,00274	0,00233
42	0,04688	0,03917	0,00229	0,00199
43	0,03070	0,04321	0,00061	0,00142
44	0,10171	0,06337	-0,00158	0,00215
45	0,02135	0,05750	0,00463	0,00370
46	0,03744	0,04221	0,00002	0,00176
47	-0,10117	0,08834	0,00412	0,00419
48	-0,05679	0,13071	0,01633	0,02102
49	0,09405	0,11090	0,00093	0,00492
50	0,04905	0,06438	0,00241	0,00237

Pelo quadro XII observa-se :

a) $B_2 \neq 0$ e $\beta_2 = 0$ em 18 ensaios,

b) $B_2 \neq 0$ e $\beta_2 \neq 0$ em 8 ensaios,

c) $B_2 = 0$ e $\beta_2 = 0$ em 24 ensaios.

Assim, conclui-se de imediato que, em apenas 8 dos 50 ensaios (16%) se justifica a permanência do parâmetro β_2 no modêlo de covariância (4.2.3.b). Em outras palavras, o têrmo quadrático em (X) não contribui significativamente na explicação de (y) em 84% dos ensaios analisados.

A fase seguinte foi verificar sòmente a contribuição de $\underline{X}$ - eliminando-se, prèviamente, a variável X^2 do modêlo (4.2.3.b). Passou-se a considerar, pois, o modêlo de covariância simples representado matricialmente em (4.2.3.c).

Os resultados da verificação da hipótese $\beta_1 = 0$ são mostrados no quadro XIV e, as estimativas de β_1 e respectivos erros, no quadro XV.

QUADRO XIV : Resultados das análises de variância para verificação da hipótese $\beta_1 = 0$.
Quadrados médios e graus de liberdade

Número do Experimento	Resíduo G.L.	Resíduo R_1	$R(\beta_1/\mu, t_i, b_j)$ com 1 g.l.
1	204	1,0402	16,3617 *
2	29	1,0386	1,0682
3	29	1,2399	2,9513
4	29	1,3377	8,4114 *
5	29	1,2683	9,7098 *
6	29	0,2415	0,7570
7	23	0,9683	3,6608
8	27	3,7337	32,5610 *
9	27	0,7009	6,9237 *
10	23	0,9370	3,1006
11	23	0,7302	3,8543 *
12	29	1,3251	10,7714 *
13	29	1,3707	9,6728 *
14	27	1,1494	14,3231 *
15	69	0,2624	0,2460
16	54	0,2674	0,0734
17	59	0,5880	3,9902 *
18	34	1,2706	54,9421 *
19	34	1,5499	26,4725 *
20	26	4.2927	0,7726
21	26	0,7390	3,6727 *
22	26	1,3060	0,1315
23	80	0,5411	2,6325 *
24	71	0,6322	4,2141 *
25	209	0,6677	19,8429 *
26	37	0,5967	2,0711
27	31	0,5748	2,9325 *
28	50	0,2454	0,4478
29	26	9,4304	0,7824
30	86	0,3324	1,4408 *
31	86	0,8788	37,3123 *
32	86	0,4963	2,9113 *
33	86	0,6101	1,3379
34	57	0,8382	0,7629
35	86	0,5425	1,2509
36	80	0,6426	24,8478 *
37	104	0,5751	5,9622 *
38	9	1,0153	0,0360
39	9	0,5598	0,5556
40	9	0,4656	0,7419
41	62	1,2427	1,4398
42	97	0,3587	13,6410 *
43	139	0,4396	5,5256 *
44	86	0,9076	5,9397 *
45	104	0,5217	6,7227 *
46	119	0,4134	2,5019 *
47	69	0,4857	0,2567
48	69	0,5417	0,3649
49	34	1,6222	10,7709 *
50	86	0,8116	28,9810 *

QUADRO XV : Estimativas e respectivos erros do parâmetro β_1, ignorados β_2 e β_3 .

Número do Experimento	$\hat{\beta}_1''$	$s(\hat{\beta}_1'')$
1	0,04502	0,01135
2	0,02258	0,02227
3	0,07996	0,05183
4	0,07669	0,03058
5	0,08382	0,03029
6	-0,16985	0,09595
7	-0,03578	0,01840
8	0,12565	0,04255
9	0,14065	0,04475
10	-0,02814	0,01548
11	0,06449	0,02807
12	0,08560	0,03002
13	0,08091	0,03046
14	-0,12500	0,03541
15	0,02156	0,02227
16	-0,00897	0,01715
17	0,06575	0,02524
18	0,10999	0,01673
19	0,09313	0,02253
20	-0,04450	0,10490
21	0,11337	0,05085
22	-0,02237	0,07051
23	0,06903	0,03130
24	0,04541	0,01759
25	0,07419	0,01361
26	0,16337	0,08769
27	0,12156	0,05382
28	0,03237	0,02396
29	0,07065	0,05240
30	0,04047	0,01944
31	0,11903	0,01827
32	0,06386	0,02637
33	0,04830	0,03262
34	0,03787	0,03969
35	0,02623	0,01728
36	0,15740	0,02531
37	0,06586	0,02045
38	0,01938	0,10290
39	0,10577	0,10617
40	0,07594	0,06016
41	0,02862	0,02659
42	0,08884	0,01441
43	0,04826	0,01361
44	0,05798	0,02267
45	0,08665	0,02414
46	0,03778	0,01536
47	-0,01772	0,02439
48	0,03810	0,04642
49	0,11330	0,04397
50	0,11159	0,01868

O quadro XIV mostra, em síntese, os resultados :

a) $\beta_1 \neq 0$, em 29 ensaios ;

b) $\beta_1 = 0$ nos 21 ensaios restantes.

Logo, em 29 dos ensaios verificou-se significativa a contribuição de $\underline{X}$ na explicação de (y) ; o que justifica a consideração do modêlo de covariância simples como ponto de partida para a obtenção da melhor função estimadora de (y). Ressalte-se, entretanto, que dêsse total de 29 ensaios, 9 já se enquadram em verificações de hipóteses anteriores ou seja: 2 dêles, com $\beta_3 \neq 0$ (os de nº 9 e 42) e os outros 7, com $\beta_2 \neq 0$ (os de nº 1, 19, 21, 24, 27, 32 e 37) apresentando, consequentemente, redução significativa da variância residual em relação ao modêlo usual (3.4.a) se analisados segundo os modelos de covariância cúbico e quadrático, respectivamente. Têm-se, assim, apenas 20 ensaios onde se obteve, exclusivamente, $\beta_1 \neq 0$.

5.6 - Efeitos de ausência-de-competição no grupo de ensaios estudados.

Os efeitos de ausência-de-competição α , ε e θ podem ser determinados, em cada ensaio, através das estimativas dos parâmetros β_1, β_2 e β_3 conforme se vê em (3.4.1.d), o que, aliás, foi feito nos exemplos citados.

Porém, os resultados anteriores mostram que em apenas 4 ensaios a função $(\hat{y})$ eleita apresenta as estimativas $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\beta}_3$; em 8 dêles, sômente as estimativas $\hat{\beta}_1'$ e $\hat{\beta}_2'$ $(\beta_3 = 0)$ e, em 29 dos 50 ensaios -

sômente com a estimativa β_1'' ($\beta_2 = \beta_3 = 0$).

Por conseguinte, baseando-se nesses resultados, verifica-se que o modêlo (4.2.3.c) foi o que se justificou na maioria dos ensaios analisados e portanto, acredita-se que seja, dentre os três, o mais consistente para o estudo dos efeitos de competição.

Dessa forma, como nesse modêlo admite-se $\beta_2 = \beta_3 = 0$, o único efeito de competição estimável é o $\underline{\alpha}$, pois, conforme depreende-se de (3.4.1.d), têm-se,

$$\varepsilon = \theta = 0 \quad ,$$

e,

$$\hat{\alpha}'' = \frac{(N - 1)}{N} (\hat{\beta}_1'') \quad .$$

As estimativas $\hat{\alpha}''$ e respectivos erros, obtidos sob tais considerações, são mostrados no quadro XVI, a seguir:

QUADRO XVI : Estimativas e respectivos erros do parâmetro $\underline{\alpha}$ nos 50 ensaios

Número do Experimento	$\hat{\alpha}''$(kg)	s($\hat{\alpha}''$)
1	0,04411	0,01112
2	0,02247	0,02215
3	0,07956	0,05157
4	0,07604	0,03032
5	0,08312	0,03004
6	-0,16703	0,09435
7	-0,03548	0,01825
8	0,12355	0,04184
9	0,13830	0,04400
10	-0,02780	0,01528
11	0,06395	0,02783
12	0,08488	0,02977
13	0,08023	0,03020
14	-0,12396	0,03511
15	0,02113	0,02182
16	-0,00880	0,01680
17	0,06443	0,02473
18	0,10888	0,01655
19	0,09219	0,02230
20	-0,04361	0,10280
21	0,11109	0,04983
22	-0,02192	0,06910
23	0,06764	0,03067
24	0,04450	0,01723
25	0,07270	0,01333
26	0,16010	0,08593
27	0,11912	0,05274
28	0,03172	0,02348
29	0,06923	0,05135
30	0,03966	0,01905
31	0,11664	0,01790
32	0,06258	0,02583
33	0,04733	0,03196
34	0,03711	0,03889
35	0,02570	0,01693
36	0,15424	0,02480
37	0,06454	0,02004
38	0,01899	0,10084
39	0,10365	0,10404
40	0,07441	0,05895
41	0,02804	0,02605
42	0,08706	0,01411
43	0,04729	0,01333
44	0,05682	0,02221
45	0,08491	0,02365
46	0,03702	0,01505
47	-0,01737	0,02390
48	0,03733	0,04549
49	0,11103	0,04309
50	0,10935	0,01830

É interessante conhecer a estimativa média do efeito de $\underline{\alpha}$ no grupo estudado, e para isso, recorre-se à fórmula (4.2.4.b) do estimador linear imparcial de $\underline{\alpha}$ ou seja,

$$\bar{\alpha} = \frac{\dfrac{\hat{\alpha}_1''}{\hat{V}(\hat{\alpha}_1'')} + \dfrac{\hat{\alpha}_2''}{\hat{V}(\hat{\alpha}_2'')} + \dfrac{\hat{\alpha}_3''}{\hat{V}(\hat{\alpha}_3'')} + \ldots\ldots + \dfrac{\hat{\alpha}_{50}''}{\hat{V}(\hat{\alpha}_{50}'')}}{\dfrac{1}{\hat{V}(\hat{\alpha}_1'')} + \dfrac{1}{\hat{V}(\hat{\alpha}_2'')} + \dfrac{1}{\hat{V}(\hat{\alpha}_3'')} + \ldots\ldots + \dfrac{1}{\hat{V}(\hat{\alpha}_{50}'')}}$$

A estimativa média encontrada nos 50 ensaios foi,

$$\bar{\alpha} = 0{,}051 \text{ kg},$$

com um êrro padrão de 0,003 kg.

Êsse valor indica que a ausência-de-competição dentro da cova com meia-falha, provocou, em média, um acréscimo de 51 gramas na produção da planta remanescente e, corresponde a 52% da produção média por planta (0,0976 kg) observada no grupo de ensaios.

Essa proporção é inferior à que se verifica nos resultados - apresentados por VIEGAS(1960), citados na Revisão Bibliográfica, onde a - produção média por planta das parcelas com 1 planta por cova (0,157 kg) - foi 76% a mais em relação à de parcelas com 2 plantas por cova (0,089 kg).

5.7 - Comparação dos processos de correção para "stand" e competição efetuados pelo modêlo proposto e por Zuber.

Considerando-se que a função estimadora

$$\hat{y}_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1'' X_{ij} \quad ,$$

é a que melhor se ajusta na maioria dos ensaios, apresenta-se, a seguir, a comparação dos processos de correção efetuados através dela e por Zuber. Deseja-se apenas mostrar, com o quadro XVII, o comportamento, nos 50 ensaios, da relação,

$$\beta_1'' / \bar{r}_{..}$$

onde, $\bar{r}_{..}$ é a produção média por planta do ensaio.

QUADRO XVII Número médio de falhas ($\overline{X}$..): produção média por planta, no ensaio ($\overline{r}$..); fator de correção para cada falha ($\hat{\beta}_1''$); relação $\hat{\beta}_1''/\overline{r}$..

Número do Experimento	$\overline{X}$..	$\overline{r}$..	$\hat{\beta}_1''$	$\hat{\beta}_1''/\overline{r}$..
1	15,00	0,1421	0,04502	0,31681
2	13,66	0,0210	0,02258	1,07546
3	8,47	0,0193	0,07996	4,14319
4	16,07	0,0603	0,07669	1,27173
5	16,42	0,0591	0,08382	1,41828
6	0,69	0,0810	-0,16985	-2,09708
7	22,71	0,0304	-0,03578	-1,17716
8	6,65	0,0995	0,12565	1,26282
9	5,32	0,0809	0,14065	1,73855
10	28,34	0,0488	-0,02814	-0,57690
11	12,62	0,0249	0,06449	2,59014
12	16,19	0,0586	0,08560	1,46071
13	16,21	0,0605	0,08091	1,33740
14	10,52	0,0778	-0,12500	-1,60679
15	4,28	0,0487	0,02156	0,44276
16	10,63	0,0401	-0,00897	-0,22401
17	9,51	0,0906	0,06575	0,72566
18	26,41	0,0968	0,10999	1,13621
19	30,31	0,0614	0,09313	1,51673
20	5,65	0,1489	-0,04450	-0,29889
21	4.02	0,1349	0,11337	0,84037
22	3,07	0,0884	-0,02237	-0,25311
23	5,84	0,1163	0,06903	0,59352
24	16,75	0,0996	0,04541	0,45591
25	9,90	0,1214	0,07419	0,61112
26	2,21	0,1396	0,16337	1,17027
27	7,05	0,1356	0,12156	0,89642
28	17,19	0,0852	0,03237	0,37995
29	12,67	0,0899	0,07065	0,78582
30	5,86	0,1143	0,04047	0,35407
31	12,84	0,1291	0,11903	0,92199
32	4,74	0,1334	0,06386	0,47870
33	3,60	0,0945	0,04830	0,51111
34	4,15	0,1257	0,03787	0,30125
35	10,20	0,1294	0,02623	0,20272
36	10,50	0,1252	0,15740	1,25715
37	8,39	0,1117	0,06586	0,58959
38	7,27	0,1283	0,01938	0,15105
39	6,33	0,1305	0,10577	0,81047
40	6,33	0,1210	0,07594	0,62758
41	10,80	0,1288	0,02862	0,22218
42	7,92	0,1325	0,08884	0,67047
43	12,49	0,1151	0,04826	0,41926
44	12,26	0,0924	0,05798	0,62754
45	6,29	0,1158	0,08665	0,74823
46	9,40	0,0859	0,03778	0,43982
47	8,37	0,1017	-0,01772	-0,17434
48	1,87	0,1363	0,03810	0,27953
49	6,38	0,1288	0,11330	0,87963
50	10,06	0,1363	0,11159	0,81871

Do quadroXVIIdepreende-se a seguinte distribuição de frequên cias das relações $\hat{\beta}''/\bar{r}..$,

Classes de $\hat{\beta}''/\bar{r}..$	f r e q u ê n c i a s absolutas	relativas x 100
abaixo de 0	8	16%
[0,00 - 0,20)	1	2%
[0,20 - 0,40)	7	14%
[0,40 - 0,60)	8	16%
[0,60 - 0,80)	7	14%
[0,80 - 1,00)	6	12%
acima de 1,00	13	26%
	50	

Das 8 relações abaixo de zero, apenas uma (a do experimento 14) apresenta $\hat{\beta}_1''$ significativo ; entre as 29 incluídas nas classes - [0 - 20) a [0,80 - 1,00), 18 apresentam $\hat{\beta}_1''$ significativo e, finalmente, das relações acima de 1,00, em 10 delas o $\hat{\beta}_1''$ foi significativo.

Verifica-se, ainda, pelo quadro XX, a grande dispersão das relações $\hat{\beta}_1'' / \bar{r}..$ nos experimentos estudados. Em apenas 14% dos casos - se aproxima de 0,30 que é a proporção atribuída por Zuber.

O coeficiente de correlação encontrado na amostra de 50 observações $(\bar{r}.., \hat{\beta}_1'')$ foi,

$$r = 0,2668,$$

e $t = 1,92$ com 48 g.l. ,

não chega a atingir o nível de significância de 5% ; o que revela a fraca relação entre as duas quantidades estimadas.

Não se pode, portanto, pelos resultados obtidos com o material da pesquisa, propor uma fórmula única para correção de "stand" e competição.

O procedimento que se sugere é procurar, em cada experimento, a expressão de correção de competição através do modêlo proposto com verificação de hipóteses sôbre os parâmetros β_1, β_2 e β_3.

Acredita-se que melhores resultados poderiam ser encontrados se se dispusessem de ensaios mais homogêneos não só com relação ao número de parcelas, mas também, em relação ao material genético.

6. CONCLUSÕES

De modo geral pode-se concluir :

6.1 - A recomendação de uma fórmula única para correção de competição não se tornou viável pelos resultados obtidos nos 50 experimentos.

6.2 - O modêlo de covariância múltipla recomendado,

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij} \quad ,$$

pode ser reduzido, conforme decisões tomadas com base nos resultados de verificação de hipóteses.

6.3 - Comprovadas as hipóteses:

$$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad ,$$

o rendimento da parcela deve ser corrigido apenas para o "stand" inicial pelo processo indicado.

6.4 - O efeito $\underline{\alpha}$ atribuído à ausência-de- competição dentro da - cova mostrou-se mais consistente em relação aos de ausência-de-competição unilateral ε e θ , os quais foram detectados - sòmente em poucos ensaios.

6.5 - Não se pôde comprovar, pelos resultados da pesquisa, que o uso generalizado da fórmula de Zuber seja viável para a correção de "stand" em milho, uma vez que em apenas 14% dos ensaios a quantidade a ser corrigida para cada falha existente se -- aproxima de 30% da produção média por planta da parcela.

7. RESUMO

Êste trabalho visa, por um lado, estudar a influência da perda de plantas na produção da parcela em experimentos de milho e, por outro, fornecer subsídios a serem considerados ao se processar as análises estatísticas de ensaios com "stand" final variável.

Com o objetivo de estabelecer o grau de influência que as falhas apresentam nos rendimentos do ensaio devido a ausência de competição em algumas plantas, desenvolveram-se modêlos matemáticos adequados a partir dos rendimentos esperados de parcelas com "stand" inicial N e X falhas.

Resultaram dêsse estudo os modêlos de covariância múltipla,

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij} \;,$$

(para o caso em que se tem duas plantas por cova);

e,

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \delta_1 X_{ij} + \delta_2 X_{ij}^2 + e_{ij},$$

(no caso de uma só planta por cova);

onde, se considera o número de falhas $\underline{X}$ uma variável auxiliar na explicação dos rendimentos observados (y).

O material usado como suporte da pesquisa constitue-se de 34 experimentos em blocos casualizados e 16 em reticulados ("látices", analisados como blocos ao acaso) sôbre competição de variedades e híbridos de milho.

Os aspectos considerados importantes nas análises dêsses ensaios dizem respeito às verificações de hipóteses efetuadas sôbre os parâmetros (β_1, β_2 e β_3) do 1º modêlo atrás citado, para em seguida se propor a fórmula de correção da produção das parcelas para o "stand" e competição.

Foram feitas, também, comparações entre os processos de correção de competição decorrente do modêlo introduzido nesse trabalho e o de Zuber, atualmente empregado.

As conclusões a que se chegaram foram:

a) Não é viável a recomendação de uma fórmula única para correção de "stand" e competição em ensaios com "stand" final variável.

b) O modêlo recomendado,

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij}$$

pode ser reduzido, conforme resultados de verificação de hipóteses sôbre os parâmetros β_1, β_2, β_3.

c) Comprovadas as hipóteses,

$$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad ,$$

o rendimento da parcela deve ser corrigido apenas para o "stand".

d) Dos efeitos de ausência-de-competição $\underline{\alpha}$ $\underline{\varepsilon}$ e θ considerados, o efeito $\underline{\alpha}$ revelou-se mais consistente em relação aos demais.

e) Não se pode comprovar, pelos resultados do presente trabalho, que o uso generalizado da fórmula de Zuber seja recomendável para a correção de "stand", em milho.

8 - BIBLIOGRAFIA

CONAGIN, A. 1954. Análise da Covariância em um Látice Retangular Simples. Bragantia (Boletim nº 5) 35-50 , vol. 14 .

GRAYBILL, F. A. 1961. An Introduction to Linear Statistical Models. 1º vol. 463 pp. McGraw-Hill , Nova York.

ILLG, R. D. 1969. Estudo Comparativo Entre Progênies de Meios Irmãos de Milho e seus Respectivos Cruzamentos com um Testador. Tese de M. S. 9. Piracicaba.

PIMENTEL GOMES, F. e NOGUEIRA, I. R. 1966. Curso de Estatística Matemática (mimeografado). Piracicaba.

PIMENTEL GOMES, F. 1969. The Solution of Normal Equations of Experimental Design Models. (mimeografado). Piracicaba.

PIMENTEL GOMES, F. 1970. Curso de Estatística Experimental. 4ª Ed. Piracicaba.

PIMENTEL GOMES, F. e NOGUEIRA, I. R. 1970. Regressão e Covariância. (mimeografado). Piracicaba.

SCHEFFÉ, H. 1961. The Analysis of Variance , 2ª ed. 467 pp. John Wiley & Sons, Inc. Nova York.

VIEGAS, G. P. , ANDRADE SOBRINHO, J. , VENTURINI, W. R. 1963. Comportamento dos Milhos H.6999 , Asteca e Cateto em três Níveis de Adubação e três Espaçamentos, em São Paulo. Bragantia 21: 201-236 , vol. 22 .

VIEGAS, G. P. 1966. Técnica Cultural. Em Cultura e Adubação do Milho. Instituto Brasileiro da Potassa. São Paulo. Brasil.

ZUBER, M. S. 1942. Relative Efficiency of Incomplete Block Designs Using Corn Uniformity Trial Data. Journal Americam Society Agronomy 34: 30-47.

ZINSLY, J. R. 1968. Estudo Sôbre a Seleção Massal em Milho (Zea mays L.). Tese de Doutoramento. 11-12 . Piracicaba.

9. APÊNDICE

9.1 - Memorial Descritivo dos 50 Experimentos Analisados

EXPERIMENTO Nº 1

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ , nº 10 , 1966

Natureza do material: Cruzamento de populações originais de seleção

Delineamento: "Latice" 7 x 6 com 6 repetições

Eficiência = 119%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 35 plantas

Área da parcela: 10,40 m^2

EXPERIMENTO Nº 2

Fonte: Instituto de Pesquisas Agronômicas (I.P.A.) - Pernambuco nº I-MI-180 , 1968

Natureza do material: Competição de hibridos comerciais e variedades

Delineamento: Blocos casualizados, com 6 blocos e 7 tratamentos

Stand inicial: 200 plantas. Final média: 183,33 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 3

Fonte: I. P. A. nº I-MI-184 , 1968

Natureza: Competição de hibridos comerciais e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 200 plantas. Final média: 191,5 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 4

Fonte: I. P. A. nº I-MI-179 , 1968

Natureza: Competição de hibridos comercias e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 120 plantas. Final média: 104 plantas.

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 5

Fonte: I. P. A. nº I-MI-181 , 1968

Natureza: Competição de hibridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 120 plantas. Final média: 103,5 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 6

Fonte: I. P. A. nº I-MI-183 , 1968

Natureza: Competição de hibridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 60 plantas. Final média: 59,3 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 7

Fonte: I. P. A. Local: Estação Experimental de Cedro , 1966
Natureza: Competição de hibridos comerciais e variedades
Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 5 blocos
Stand inicial: 120 plantas. Final média: 97,3 plantas
Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 8

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de Serra Talhada , 1965
Natureza: Competição de híbridos e variedades comerciais
Delineamento: Blocos casualizados com 8 tratamentos e 5 blocos
Stand inicial: 60 plantas. Final média: 53,35 plantas
Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 9

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de Caruarú , 1965
Natureza: Competição de hibridos comerciais e variedades
Delineamento: Blocos casualizados com 8 tratamentos e 5 blocos
Stand inicial: 60 plantas. Final média: 54,67 plntas
Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 10

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de També , 1965
Natureza: Competição de hibridos comerciais e variedades
Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 5bblocos
Stand inicial: 80 plantas. Final média: 51,65 plantas
Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 11

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de Jatinã , 1965

Natureza: Competição de híbridos comerciais e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 5 blocos

Stand inicial: 120 plantas. Final méida: 107,37 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 12

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de Serra Talhada , 1968

Natureza: Competição de híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 120 plantas. Final média: 103,80 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 13

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de Serra Talhada , 1968

Natureza: Competição de hibridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 7 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 120 plantas. Final média: 103,78 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 14

Fonte: I. P. A. - Estação Experimental de Caruarú , 1969

Natureza: Competição de híbridos comerciais e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 8 tratamentos e 5 blocos

Stand inicial: 120 plantas. Final média: 109,47 plantas

Área da parcela: 24 m^2

EXPERIMENTO Nº 15

Fonte: Instituto de Genética (I. G.) ESALQ

Natureza: Populações de seleção massal e testemunhas

Delineamento: Blocos casualizados com 15 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 45,70 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 16

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ

Natureza: Populações de seleção massal e testemunhas

Delineamento: Blocos casualizados com 12 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 39,4 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 17

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ

Natureza: População de seleção massal e testemunhas

Delineamento: Blocos casualizados com 13 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 40,48 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 18

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ

Natureza: Densidade no plantio

Delineamento: Blocos casualizados com 6 tratamentos e 8 blocos

Stand inicial: 100 plantas. Final média: 73,58 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 19

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ

Natureza: Densidade no plantio

Delineamento: Blocos casualizados com 6 tratamentos e 8 repetições

Stand inicial: 100 plantas. Final média: 69,68 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 20

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ

Natureza: Hibridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 10 tratamentos e 4 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 44,35 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 21

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ. nº 6 , 1959/60

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 10 tratamentos e 4 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 45,97 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 22

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ. nº 7 , 1959

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 10 tratamentos e 4 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 46,92 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 23

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 12 , 1961

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 28 tratamentos e 4 repetições

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 44,15 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 24

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 12 , 1963

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Látice duplo 5 x 5 com 2 repetições

Eficiência do látice 103%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 33,25 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 25

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 18 , 1969

Natureza: Seleção massal

Delineamento: Blocos casualizados com 16 tratamentos e 15 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 40,09 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 26

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 23 , 1960

Natureza: Híbridos simples e linhagens colombias

Delineamento: Blocos casualizados com 20 tratamentos e 3 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média- 47,78 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 27

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 24 , 1960

Natureza: Hibridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 17 tratamentos e 3 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 42,34 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 28

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 25 , 1959

Natureza: Hibridos simples comerciais

Delineamento: Blocos casualizados com 18 tratamentos e 4 repetições

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 32,80 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 29

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 26 , 1959

Natureza: Híbridos duplos comerciais

Delineamento: Blocos casualizados com 10 tratamentos e 4 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 37,32 plantas

Área da parcela: 10,00 m^2

EXPERIMENTO Nº 30

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 19 , 1966

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Látice 5 x 5 mais 5 tratamentos de contrôle e 4 blocos. Eficiência: 114%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 44,13 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 31

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 25 , 1968
Natureza: Híbridos e variedades
Delineamento: Blocos casualizados com 30 tratamentos (Latice 5 x 5 mais 5 tratamentos de contrôle) , 4 blocos
Stand inicial: 50 plantas. Final média: 37,15 plantas
Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 32

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 26 , 1965
Natureza: Híbridos e variedades
Delineamento: Blocos casualizados com 30 tratamentos (Latice 5 x 5 mais 5 tratamentos de contrôle) , 4 blocos
Eficiência: 112%
Stand inicial: 50 plantas. Final média: 45,25 plantas
Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 33

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 12 , 1967
Natureza: Hibridos e variedades
Delineamento: Blocos casualizados com 30 tratamentos (Latice 5 x 5 mais 5 tratamentos de contrôle) , 4 blocos
Stand inicial: 50 plantas. Final média: 46,40 plantas
Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 34

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 26 , 1964
Natureza: Populações originais e derivados por seleção
Delineamento: Látice retangular 5 x 6 com 3 repetições
Stand inicial: 50 plantas. Final média: 45, 4 plantas
Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 35

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 25 , 1969

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 30 tratamentos (Latice 5 x 5 mais 5 tratamentos de contrôle) , 4 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 39,80 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 36

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 21 , 1969

Natureza: Cruzamentos de ciclos de seleção

Delineamento: Blocos casualizados com 10 tratamentos e 10 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 39,50 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 37

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 27 , 1962

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Látice 6 x 6 com 4 repetições

Eficiência = 90% (?)

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 41,60 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 38

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 31 - A

Natureza: Efeito da posição da semente no plantio sôbre a produtividade

Delineamento: Blocos casualizados com 6 tratamentos e 3 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 42,72 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 39

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 31 - L

Natureza: Efeito da posição da semente no plantio sôbre a produtividade

Delineamento: Blocos casualizados com 6 tratamentos e 3 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 43,66 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 40

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 31 - T

Natureza: Efeito da posição da semente no plantio sôbre a produtividade

Delineamento: Blocos casualizados com 6 tratamentos e 6 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final méida: 43,66 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 41

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 10 , 1968

Natureza: Populações originais e ciclo I

Delineamento: Blocos casualizados com 8 tratamentos e 10 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 39,20 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 42

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 19 , 1969

Natureza: Variedades e híbrido H-6999-B

Delineamento: Blocos casualizados com 8 tratamentos e 15 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 42,07 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 43

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 20 , 1969

Natureza: Amostras de ciclos, seleção recorrente recíproca, progênies e meios-irmãos

Delineamento: Blocos ao acaso com 11 tratamentos e 15 blocos

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 37,50 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 44

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 14 , 1963

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 30 tratamentos (Látice 5 x 5 mais 5 tratamentos contrôle) , 4 blocos
Eficiência: 130%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 37,73 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 45

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 11 , 1961

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Látice 6 x 6 duplo com 2 repetições. Eficiência: 110%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 43,70 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 46

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 10 , 1963

Natureza: Populações originais e derivados por seleção

Delineamento: Látice 5 x 5 com 6 repetições. Eficiência: 110%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 40,60 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 47

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 18 , 1959

Natureza: Híbridos simples

Delineamento: Látice triplo 6 x 6. Eficiência:

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 41,62 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 48

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 19 , 1959

Natureza: Híbridos simples

Delineamento: Látice triplo 6 x 6 . Eficiência:

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 48,12 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 49

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 28 , 1962

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Látice 6 x 6 com 2 repetições. Eficiência:

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 43,61 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

EXPERIMENTO Nº 50

Fonte: Instituto de Genética , ESALQ nº 33 , 1962

Natureza: Híbridos e variedades

Delineamento: Blocos casualizados com 30 tratamentos (Látice 5 x5 mais 5 tratamentos contrôle) , 4 blocos
Eficiência: 101%

Stand inicial: 50 plantas. Final média: 39,93 plantas

Área da parcela: 10,0 m^2

9.2 - Quadros de Dados Originais dos Experimentos Apresentados como Exemplos

QUADRO 1 - Rendimentos (r) observados no campo, em kg/parcela , e "stand" final (n) . (Experimento nº 42)

Blocos	1º Trat.		2º Trat.		3º Trat.		4º Trat.	
1	5,48	42	5,22	46	6,30	48	6,23	43
2	5,55	40	5,55	39	5,91	46	4,13	42
3	4,23	32	5,88	42	6,41	45	6,08	41
4	5,95	43	5,90	39	6,47	49	6,39	41
5	5,38	44	5,50	46	5,51	50	4,79	37
6	4,43	35	5,43	44	5,94	43	6,12	38
7	4,58	36	4,96	37	6,74	46	6,66	44
8	5,96	40	5,94	34	6,32	49	8,16	47
9	4,78	32	5,35	46	6,89	44	5,59	38
10	5,35	45	5,92	38	4,97	40	5,74	49
11	5,28	33	6,15	49	5,86	41	6,12	40
12	5,11	38	6,00	49	5,28	44	4,94	42
13	4,16	38	4,54	35	5,55	38	5,36	44
14	4,12	28	3,82	37	4,67	37	4,98	37
15	4,35	40	3,99	39	6,12	45	4,40	35

QUADRO 1 - (continuação)

Blocos	5º Trat.		6º Trat.		7º Trat.		8º Trat.	
1	5,78	46	5,06	40	4,92	40	6,83	49
2	5,65	36	4,84	40	5,25	41	6,85	49
3	5,98	47	4,96	43	5,43	49	6,75	44
4	5,81	43	4,79	35	4,55	36	6,73	46
5	5,40	47	3,88	42	5,59	46	6,31	46
6	5,67	46	4,99	41	5,63	42	6,81	46
7	6,29	49	4,72	44	5,78	44	6,89	41
8	7,17	47	5,96	41	6,59	46	7,39	42
9	5,95	49	5,07	37	5,70	46	8,47	50
10	4,90	40	4,99	42	4,90	47	6,31	45
11	5,25	40	4,71	46	5,78	43	6,27	50
12	5,52	42	4,91	46	5,41	42	6,54	43
13	5,55	41	4,99	48	5,51	44	7,73	47
14	5,60	47	3,07	30	4,82	27	5,89	44
15	4,98	36	3,53	33	4,74	47	6,27	48

QUADRO 2 - Rendimentos (r) observados no campo, em kg/parcela , e "stand" final (n) . (Experimento nº 24)

Tratamentos	1º Bloco		2º Bloco		3º Bloco		4º Bloco	
1	2,78	37	3,02	39	3,22	30	3,12	36
2	3,24	44	5,01	45	2,76	26	3,70	30
3	3,68	45	5,26	46	4,16	29	3,26	23
4	3,42	34	3,53	35	3,44	26	3,97	41
5	3,68	44	4,36	37	4,04	35	3,88	35
6	4,59	43	3,68	38	2,53	34	1,67	20
7	4,39	40	3,89	40	3,54	29	3,82	31
8	3,03	31	3,27	34	3,48	38	2,93	36
9	3,92	37	3,35	43	4,27	35	3,56	32
10	4,79	40	4,69	40	5,65	36	3,44	28
11	2,37	22	1,96	22	2,18	17	3,15	26
12	4,08	35	4,21	37	2,99	35	3,33	22
13	4,20	44	5,49	39	4,65	40	5,44	35
14	3,05	45	3,65	38	4,12	36	4,50	38
15	4,74	40	4,07	47	3,19	27	3,95	36
16	4,85	39	3,76	40	3,21	36	2,02	17
17	3,48	38	5,97	44	3,22	27	3,07	26
18	1,60	15	0,69	11	1,32	19	0,70	10
19	3,36	39	3,35	37	1,71	19	2,58	28
20	2,59	38	3,61	33	2,73	33	3,11	40
21	2,30	38	2,42	34	2,17	31	2,47	25
22	1,92	32	2,42	35	1,10	20	1,76	20
23	1,75	32	3,33	43	2,51	28	2,25	26
24	3,40	38	3,67	40	2,45	21	3,57	31
25	2,24	32	3,10	38	3,40	41	2,69	33

QUADRO 3 - Rendimentos (r) observados no campo, em kg/parcela , e "stand" final (n) . Experimento nº 43

Blocos	1º Trat.		2º Trat.		3º Trat.		4º Trat.		5º Trat.		6º Trat.	
1	4,41	33	5,60	42	3,75	36	4,72	43	4,45	35	4,65	36
2	3,62	37	5,19	45	3,69	39	3,59	37	4,17	37	4,20	36
3	3,38	30	4,11	39	1,95	29	3,18	38	4,94	41	4,12	28
4	3,42	27	5,64	46	3,56	37	3,40	38	3,13	32	5,14	41
5	4,10	32	4,71	32	3,55	35	3,50	40	3,01	22	3,49	31
6	4,11	36	4,60	30	2,97	32	4,02	38	4,06	29	4,54	32
7	5,29	41	4,02	37	2,82	41	3,92	38	4,71	37	4,17	41
8	4,17	33	5,32	35	2,56	38	4,25	45	5,41	36	3,57	30
9	2,32	18	5,47	43	3,55	27	3,68	42	4,40	39	4,32	36
10	3,35	35	3,57	42	2,25	30	2,35	41	3,84	38	3,15	31
11	3,68	26	3,30	35	2,29	38	2,66	37	4,33	38	4,88	33
12	3,04	29	4,25	39	2,26	20	2,63	46	3,53	36	3,87	38
13	3,42	31	5,28	43	2,13	35	2,96	38	2,83	34	3,30	30
14	4,18	39	4,86	41	3,24	42	2,25	40	4,37	40	3,42	34
15	3,99	30	3,38	33	2,52	36	3,46	38	4,86	36	4,69	39

QUADRO 3 - (continuação)

Blocos	7º Trat.		8º Trat.		9º Trat.		10º Trat.		11º Trat.	
1	4,02	33	3,85	29	6,15	46	5,49	46	6,40	42
2	4,87	38	4,07	39	4,02	34	5,74	43	6,40	47
3	4,48	40	4,39	37	5,59	43	4,76	40	6,30	47
4	4,06	40	4,33	41	5,81	42	5,37	44	6,42	42
5	4,14	29	6,23	39	5,42	38	4,68	37	6,94	43
6	3,99	33	4,41	29	5,24	40	4,30	35	6,07	42
7	3,98	40	5,06	38	4,55	36	3,78	38	5,74	49
8	4,74	31	3,97	36	4,55	32	4,63	37	5,81	43
9	4,41	36	5,51	36	5,08	41	5,42	41	5,10	43
10	3,54	41	3,92	42	5,39	44	4,27	47	5,69	45
11	4,52	38	3,78	35	4,40	42	3,62	35	4,82	28
12	4,18	40	4,61	44	4,55	35	4,49	43	6,52	44
13	3,81	30	4,22	37	4,36	37	5,27	44	6,45	44
14	3,58	42	4,26	36	5,54	41	4,86	37	6,23	43
15	4,71	39	4,91	37	5,76	45	4,15	35	6,03	41

QUADRO 4 - Rendimentos (r) observados no campo, em kg/parcela , e "stand" final n (Experimento nº 15)

Trat.	Blocos 1 r	n	2 r	n	3 r	n	4 r	n	5 r	n	6 r	n
1	0,79	41	0,90	48	1,12	46	0,52	39	0,58	41	0,52	46
2	1,44	50	0,84	48	0,92	49	0,58	49	1,04	42	0,70	47
3	1,20	45	1,19	49	1,11	34	0,95	46	0,66	46	0,61	47
4	1,17	46	1,10	45	1,96	49	1,69	40	1,89	45	1,18	49
5	1,96	48	1,98	49	1,89	47	1,21	33	2,18	48	1,65	47
6	1,85	47	1,82	44	1,33	44	1,51	40	1,42	48	1,55	48
7	2,23	45	1,72	46	1,57	43	2,27	46	2,16	41	1,81	42
8	3,19	47	2,49	48	2,22	46	2,97	42	3,2	41	3,16	46
9	1,73	48	2,55	49	2,20	39	1,82	46	3,72	46	3,31	46
10	1,90	40	1,06	46	1,69	45	1,61	40	2,92	46	2,90	45
11	3,38	47	2,53	47	2,17	45	1,84	47	4,46	48	2,98	49
12	1,96	50	1,25	45	1,92	42	2,32	46	3,04	50	3,22	50
13	3,61	50	3,40	47	2,46	46	2,98	43	4,16	47	4,03	45
14	3,51	40	3,98	49	3,17	49	3,14	49	3,70	43	2,58	47
15	5,07	49	4,38	48	4,02	49	4,97	45	5,10	50	4,18	43

9.3. Programa FORTRAN - 1130 - 4K - Análise de Covariância Múltipla Por modêlo Matemático Com Verificação de Hipóteses.

A partir do quadro de dados originais (rendimentos e "stand" final) o programa realiza a análise de variância e verifica as hipóteses estabelecidas sôbre os parâmetros do modêlo proposto (4.2.1.a).

Dados de entrada:

1º cartão

Da coluna 1 a 40 deve-se fazer um comentário (nº do experimento, Local, etc).

2º cartão

Lê em formato (2I3, 3X, F3.0) as variáveis:

NT, NB, EN

NT é o nº de tratamentos do ensaio,

NB é o nº de blocos e,

EN é o "stand" inicial.

3º cartão, em diante

Lê os rendimentos Y(I) e o "stand" final S(I) de cada bloco do ensaio, em formato (8(F6.2, F4.0)).

PROGRAMA FONTE Nº 1 (PRO1)

```
*IOCS(CARD,TYPEWRITER,DISK,1132PRINTER)
*ONE WORD INTEGERS
*EXTENDED PRECISION
      DIMENSION S(50),Y(50)
      DEFINE FILE 1 (50,220,U,JJ)
      DEFINE FILE 2 (50,50,U,JI)
      DEFINE FILE 3 (50,50,U,JII)
      DEFINE FILE 4 (25,90,U,JUK)
      DEFINE FILE 5(50,150,U,JU)
      DEFINE FILE 6(50,150,U,JM)
      COMMON A,B,P,D,F,E,C,G,H,YIJ,ZIJ,WIJ,XYIJ,ZYIJ,WYIJ,Y2IJ,CY,EN,N,N
     5T,NB,JUK,JU,JI,JII,XIJ,JJ,JM
      READ (2,987)
  987 FORMAT ('                                                        ')
      READ (2,10)NT,NB,EN
   10 FORMAT (2I3,3X,F3.0)
      N=NT*NB
      JJ=1
      JI=1
      JII=1
      JM=1
      JU=1
      DO 1 J=1,NB
      READ (2,100)(Y(I),S(I),I=1,NT)
  100 FORMAT (8(F6.2,F4.0))
      DO 2 I=1,NT
      Y(I)=Y(I)/S(I)*EN
    2 S(I)=EN-S(I)
    1 WRITE (1'J)(Y(I),S(I),I=1,NT)
      CALL        SOMA (NT,NB,Y2IJ,X2IJ,Z2IJ,W2IJ,XIJ,ZIJ,WIJ,YIJ,XWIJ,ZW
     1IJ,XYIJ,ZYIJ,WYIJ,XZIJ,JI,JII,JUK)
      K=0
      CALL        SOMO1 (NT,K,S,X,Y,Z,W,X2IJ,Y2IJ,Z2IJ,W2IJ,XIJ,ZIJ,WIJ,Y
     2IJ,XWIJ,ZWIJ,XZIJ,XYIJ,ZYIJ,WYIJ,ZIP,WIP,XIP,YIP,ZPJ,WPJ,YPJ,XPJ,N
     3B,JJ,JI,JII)
      CALL        SOMA2 (NT,NB,Z2I,W2I,X2I,Y2I,ZWI,XYI,XWI,XZI,ZYI,WYI,JI
     7)
      CALL        SOMA3 (NB,NT,Z2J,W2J,X2J,Y2J,ZWJ,XYJ,XZJ,XWJ,ZYJ,WYJ,JI
     5I)
      CALL        SOMA4 (YIJ,XIJ,ZIJ,WIJ,Z2IJ,Z2I,Z2J,W2IJ,W2I,W2J,X2IJ,X
     52I,X2J,ZWIJ,ZWI,ZWJ,XYIJ,XYI,XYJ,XWIJ,XWI,XWJ,XZIJ,XZI,XZJ,ZYIJ,ZY
     6I,ZYJ,WYIJ,WYI,WYJ,N,A,B,P,D,F,E,C,G,H,CY)
      WRITE (3,987)
      CALL LINK(PRO2)
      END
```

PROGRAMA FONTE Nº 2 (PRO2)

```
*LIST SOURCE PROGRAM
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*IOCS(CARD,TYPEWRITER,DISK,1132PRINTER)
      DIMENSION S(35),Y(40),BETA(3)
      DEFINE FILE 1 (50,220,U,JJ)
      DEFINE FILE 2 (50,50,U,JI)
      DEFINE FILE 3 (50,50,U,JII)
      DEFINE FILE 4 (25,90,U,JUK)
      DEFINE FILE 5(50,150,U,JU)
      DEFINE FILE 6(50,150,U,JM)
      COMMON A,B,P,D,F,E,C,G,H,YIJ,ZIJ,WIJ,XYIJ,ZYIJ,WYIJ,Y2IJ,CY,EN,N,N
     5T,NB,JUK,JU,JI,JII,XIJ,JJ,JM
      JUK=1
      CALL          SON41 (A,B,P,D,F,E,C,G,H,JUK,Z,Q)
      CALL          SON42(A,B,P,D,F,E,C,G,H,JUK,Z,Q,ND)
      JU=1
      JUK=1
      DO 130 KK=1,ND
      CALL          SOMA5 (JUK,YIJ,XIJ,ZIJ,WIJ,NPA,SQP,Y,BETA,N,XYIJ,ZYIJ,W
     2YIJ,JU,ND)
      CALL          SOM51 (NT,NB,Y2IJ,JU,JI,JII,NPA,SQP,Y,BETA,NP,CY)
  130 CONTINUE
      JU=1
      JM=1
      CALL          SONA6 (JM,JU,S,EN,NP)
      JU=1
      DO 72 K=1,ND
      READ (5'JU)(S(I),I=20,29)
      READ(5'JU)  GLP,SQP,X,Z,GLR,SQR,W
      READ (5'JU )(Y(I),I=1,NP),(BETA(I),I=1,3)
      S(9)=W
      DO 245 I=20,28
 245  S(I)=S(I)*W
      WRITE (3,79)
      WRITE (3,79)
  202 FORMAT (2E18.10/(3F20.11))
      WRITE (3,202) S( 9),S(29),(S(I),I=20,28)
      WRITE (3,79)
   79 FORMAT (/)
      WRITE (3,201)Y(1),(BETA(I),I=1,3)
      WRITE (3,79)
   72 WRITE (3,200)GLP,SQP,X,Z,GLR,SQR,W
  200 FORMAT (F10.0,2F15.4,F10.4)
  201 FORMAT (9F13.7)
      WRITE (3,79)
      DO 81 K=1,6
      WRITE (3,79)
      READ (6'K)GLP,SQP,X,Z,GLR,SQR,W
   81 WRITE (3,200)GLP,SQP,X,Z,GLR,SQR,W
      WRITE (3,79)
      WRITE (3,201)(S(I),I=1,18)
      CALL LINK(PRO1)
      END
```

SUBROTINAS DO PROGRAMA FONTE Nº 1

```
C      PROGRAMADOR:  VIVALDO F. DA CRUZ -  E.S.A.L.Q - PIRACICABA
*LIST SOURCE PROGRAM
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SOMO1 (NT,K,S,X,Y,Z,W,X2IJ,Y2IJ,Z2IJ,W2IJ,XIJ,ZIJ,WIJ,Y
     2IJ,XWIJ,ZWIJ,XZIJ,XYIJ,ZYIJ,WYIJ,ZIP,WIP,XIP,YIP,ZPJ,WPJ,YPJ,XPJ,N
     3B,JJ,JI,JII)
      DIMENSION S(15),Y(15)
      DO 3 J=1,NB
      READ (1'J)(Y(I),S(I),I=1,NT)
      DO 5 I=1,NT
      X=S(I)
      Z=S(I)**2
      W=S(I)**3
      X2IJ=X2IJ+X**2
      Y2IJ=Y2IJ+Y(I)**2
      Z2IJ=Z2IJ+Z**2
      W2IJ=W2IJ+W**2
      XIJ=XIJ+X
      YIJ=YIJ+Y(I)
      ZIJ=ZIJ+Z
      WIJ=WIJ+W
      XWIJ=XWIJ+X*W
      ZWIJ=ZWIJ+Z*W
      XZIJ=XZIJ+X*Z
      XYIJ=XYIJ+X*Y(I)
      ZYIJ=ZYIJ+Z*Y(I)
      WYIJ=WYIJ+W*Y(I)
      READ (2'I)ZIP,WIP,XIP,YIP
      ZIP=ZIP+Z
      WIP=WIP+W
      XIP=XIP+X
      YIP=YIP+Y(I)
      WRITE (2'I)ZIP,WIP,XIP,YIP
      READ(3'J)ZPJ,WPJ,XPJ,YPJ
      ZPJ=ZPJ+Z
      WPJ=WPJ+W
      YPJ=YPJ+Y(I)
      XPJ=XPJ+X
      WRITE (3'J)ZPJ,WPJ,XPJ,YPJ
    5 CONTINUE
    3 CONTINUE
      RETURN
      END
```

```
LIST SOURCE PROGRAM
ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SOMA (NT,NB,Y2IJ,X2IJ,Z2IJ,W2IJ,XIJ,ZIJ,WIJ,YIJ,XWIJ,ZW
     1IJ,XYIJ,ZYIJ,WYIJ,XZIJ,JI,JII,JUK)
      DIMENSION S(15)
      Y2IJ=0
      X2IJ=0
      Z2IJ=0
      W2IJ=0
      XIJ=0
      ZIJ=0
      WIJ=0
      YIJ=0
      XWIJ=0
      ZWIJ=0
      XZIJ=0
      XYIJ=0
      ZYIJ=0
      WYIJ=0
      S(1)=1
      DO 33 I=2,15
   33 S(I)=0.
      DO 34 I=1,25
   34 WRITE (4'I)(S(K),K=1,15)
      DO 20 I=1,NT
   20 WRITE (2'I)XIJ,ZIJ,WIJ,YIJ
      DO 21 J=1,NB
   21 WRITE (3'J)XIJ,ZIJ,WIJ,YIJ
      RETURN
      END

*LIST SOURCE PROGRAM
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SOMA2 (NT,NB,Z2I,W2I,X2I,Y2I,ZWI,XYI,XWI,XZI,ZYI,WYI,JI
     7)
      ZWI=0
      XYI=0
      XWI=0
      XZI=0
      WYI=0
      ZYI=0
      X2I=0
      Z2I=0
      W2I=0
      Y2I=0
      DO 15 I=1,NT
      READ (2'I)ZIP,WIP,XIP,YIP
      Z2I=Z2I+ZIP**2/NB
      W2I=W2I+WIP**2/NB
      X2I=X2I+XIP**2/NB
      Y2I=Y2I+YIP**2/NB
      ZWI=ZWI+ZIP*WIP/NB
      XYI=XYI+XIP*YIP/NB
      XWI=XWI+XIP*WIP/NB
      XZI=XZI+XIP*ZIP/NB
      ZYI=ZYI+ZIP*YIP/NB
   15 WYI=WYI+WIP*YIP/NB
      RETURN
      END
```

```
*LIST SOURCE PROGRAM
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SOMA3 (NB,NT,Z2J,W2J,X2J,Y2J,ZWJ,XYJ,XZJ,XWJ,ZYJ,WYJ,JI
     5I)
      ZWJ=0
      XWJ=0
      XZJ=0
      XYJ=0
      ZYJ=0
      WYJ=0
      X2J=0
      Z2J=0
      W2J=0
      Y2J=0
      DO 16 J=1,NB
      READ (3'J)ZPJ,WPJ,XPJ,YPJ
      Z2J=Z2J+ZPJ**2/NT
      W2J=W2J+WPJ**2/NT
      X2J=X2J+XPJ**2/NT
      Y2J=Y2J+YPJ**2/NT
      ZWJ=ZWJ+ZPJ*WPJ/NT
      XYJ=XYJ+XPJ*YPJ/NT
      XWJ=XWJ+XPJ*WPJ/NT
      XZJ=XZJ+XPJ*ZPJ/NT
      ZYJ=ZYJ+ZPJ*YPJ/NT
      WYJ=WYJ+WPJ*YPJ/NT
   16 CONTINUE
      RETURN
      END


*EXTENDED PRECISION
*LIST SOURCE PROGRAM
*ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SOMA4 (YIJ,XIJ,ZIJ,WIJ,Z2IJ,Z2I,Z2J,W2IJ,W2I,W2J,X2IJ,X
     52I,X2J,ZWIJ,ZWI,ZWJ,XYIJ,XYI,XYJ,XWIJ,XWI,XWJ,XZIJ,XZI,XZJ,ZYIJ,ZY
     6I,ZYJ,WYIJ,WYI,WYJ,N,A,B,P,D,F,E,C,G,H,CY)
      CY=YIJ**2/N
      CX=XIJ**2/N
      CZ=ZIJ**2/N
      CW=WIJ**2/N
      CZW=ZIJ*WIJ/N
      CXY=XIJ*YIJ/N
      CXW=XIJ*WIJ/N
      CXZ=XIJ*ZIJ/N
      CZY=ZIJ*YIJ/N
      CWY=WIJ*YIJ/N
      A=Z2IJ-Z2I-Z2J+CZ
      B=W2IJ-W2I-W2J+CW
      P=X2IJ-X2I-X2J+CX
      D=ZWIJ-ZWI-ZWJ+CZW
      F=XYIJ-XYI-XYJ+CXY
      E=XWIJ-XWI-XWJ+CXW
      C=XZIJ-XZI-XZJ+CXZ
      G=ZYIJ-ZYI-ZYJ+CZY
      H=WYIJ-WYI-WYJ+CWY
      RETURN
```

SUBROTINAS DO PROGRAMA FONTE Nº 2

```
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
*EXTENDED PRECISION
      SUBROUTINE SOMA5 (JUK,YIJ,XIJ,ZIJ,WIJ,NPA,SQP,Y,BETA,N,XYIJ,ZYIJ,W
     2YIJ,JU,ND)
      DIMENSION S(35),Y(40),BETA(3)
      NPA=3
      DO 30 K=1,3
      BETA(K)=0
      READ (4'JUK)DENO,(S(I),I=1,14)
      S(K+28)=DENO
      S(K+19)= S(1)/DENO*S(2)-S(3)/DENO*S(3)
      S(K+22)=S(5)/DENO*S(6)-S(7)/DENO*S(8)
      S(K+25)=S(10)/DENO*S(3)-S(13)/DENO*S(12)
      BETA(K)=S(K+19)*S(4)+S(K+22)*S(9)+S(K+25)*S(14)
      IF(BETA(K))30,32,30
   32 NPA=NPA-1
   30 CONTINUE
      WRITE (5'JU)(S(I),I=20,29)
      Y(1)=YIJ/N-BETA(1)*XIJ/N-BETA(2)*ZIJ/N-BETA(3)*WIJ/N
      SQP=Y(1)*YIJ+BETA(1)*XYIJ+BETA(2)*ZYIJ+BETA(3)*WYIJ
      RETURN
      END
```

```
*EXTENDED PRECISION
      SUBROUTINE SOM51 (NT,NB,Y2IJ,JU,JI,JII,NPA,SQP,Y,BETA,NP,CY)
      DIMENSION Y(40),BETA(3)
      DO 70 I=1,NT
      J=I+1
      READ (2'I)ZIP,WIP,XIP,YIP
      Y(J)=YIP/NB-Y(1)-BETA(1)*XIP/NB-BETA(2)*ZIP/NB-BETA(3)*WIP/NB
   70 SQP=SQP+Y(J)*YIP
      J1=NT+2
      NP=NT+NB+1
      I=1
      DO 71 J=J1,NP
      I=J-NT-1
      READ (3'I)ZPJ,WPJ,XPJ,YPJ
      Y(J) =YPJ/NT-Y(1)-BETA(1)*XPJ/NT-BETA(2)*ZPJ/NT-BETA(3)*WPJ/NT
   71 SQP=SQP+Y(J )*YPJ
      GLR=NT*NB+2-NP-NPA
      GLP=NP+NPA-3
      SQR=Y2IJ-SQP
      SQP=SQP-CY
      X=SQP/GLP
      W=SQR/GLR
      Z=X/W
      WRITE (5'JU)GLP,SQP,X,Z,GLR,SQR,W
      WRITE(5'JU )(Y(I),I=1,NP),(BETA(I),I=1,3)
      RETURN
      END
```

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*LIST SOURCE PROGRAM
*ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SON41 (A,B,P,D,F,E,C,G,H,JUK,Z,Q)
      Z=0
      Q=1
      DENO=P*A*B+2.*C*E*D-P*D**2-B*C**2-A*E**2
      WRITE (4'JUK)DENO,A,B,D,F,E,D,C,B,G,C,D,E,A,H
      WRITE (4'JUK)DENO,P,B,E,G,E,D,C,B,F,C,E,D,P,H
      WRITE (4'JUK)DENO,A,P,C,H,E,C,D,P,G,D,C,E,A,F
      RETURN
      END
```

```
* LIST SOURCE PROGRAM
* EXTENDED PRECISION
* ONE WORD INTEGERS
      SUBROTINE SON42 (A,B,P,D,F,E,C,G,H,JUK,Z,Q,ND)
      DENO=A*P-C**2
      WRITE (4'JUK) DENO,A,Q,Z,F,Q,Z,C,Q,G,Z,Z,Z,Z,Z
      WRITE (4'JUK) DENO,P,Q,Z,G,Q,Z,C,Q,F,Z,Z,Z,Z,Z
      JUK=JUK+1
      WRITE (4'JUK)P,Q,Q,Z,F,Z,Z,Z,Z,Z,Z,Z,Z,Z,Z
      JUK=JUK+2
      ND=4
      RETURN
      END
```

```
*EXTENDED PRECISION
*LIST SOURCE PROGRAM
*ONE WORD INTEGERS
      SUBROUTINE SONA6 (JM,JU,S,EN,NP)
      DIMENSION BETA(3),Y(20),S(29)
      LL=1
      LI=10
      J1=3
      K=1
   74 KK=11
      READ (5'K)(S(I),I=20,29)
      K=K+1
      READ (5'K)GLP,SQP,X,Z,GLR,SQR,W
      W=SQR/GLR
      L=K+1
      READ (5'L)(Y(I),I=1,NP),(BETA(I),I=1,3)
      S(LL)=(EN-1.)/EN*(BETA(1)+BETA(2)+BETA(3))
      S(LL+1)=(EN-1.)*(BETA(2)+3.*BETA(3))
      S(LL+2)=(EN-1.)/2.*(BETA(2)+EN*BETA(3))
      S(LI)=((EN-1.)/EN)**2*(S(20)+S(21)+S(22)+2.*(S(23)+S(26)+S(27)))*W
      S(LI+1)=(EN-1.)**2*(S(21)+9.*S(22)+6.*S(27))*W
      S(LI+2)=((EN-1.)/2.)**2*(S(21)+EN**2*S(22)+2.*EN*S(27))*W
      DO 73 IK=1,J1
      READ (5'KK)GLP,SQP,X,Z,XIP,YIP,XPJ
      YPJ=YIP-SQR
      XPJ=XIP-GLR
      WPJ=YPJ/XPJ
      X=WPJ/W
      WRITE (6'JM)XPJ,YPJ,WPJ,X,GLR,SQR,W
   73 KK=KK-3
      IF(K-5)76,77,78
   76 K=4
      LL=4
      LI=13
      J1=2
      GO TO 74
   77 K= 7
      J1=1
      LL=7
      LI=16
      GO TO 74
   78 RETURN
      END
```

SUMMARY

CORRECTION OF EXPERIMENTAL UNIT YIELDS IN CORN EXPERIMENT

Vivaldo Francisco da Cruz

This research deals with the study of the influence of the loss of plants in experimental units in corn trials. Also it aims to provide some basis to be considered when statistical analyses of variance of variable final stand trials are made.

In order to establish the degree of influence that the failures present in the yields of the experiment due to lack of competition in some plants, suitable statistical models were developed from expected values of yields of units with N initial plants and X failures.

From this study we could establish the following multiple covariance models:

$$y_{ij} = m + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij} \quad ,$$

(when there were two plants per pit)

and,

$$y_{ij} = m + t_i + b_j + \delta_1 X_{ij} + \delta_2 X_{ij}^2 + e_{ij} \quad ,$$

(when there was only one plant per pit)

where we consider the number of failures X an auxiliary variable for explaining the observed yields (y).

The experimental material used in the research was composed of 34 randomizes blocks experiments and 16 lattices experiments (analized as it were randomized blocks) dealing with varieties and hybrids corn competition.

The conclusions were:

a) A single formula stand and competition correction is not recommended when the final stand is variable.

b) We recommended

$$y_{ij} = m + t_i + b_j + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij}^2 + \beta_3 X_{ij}^3 + e_{ij}$$

as a useful model which can be reduced if β_1, β_2, and β_3 are not statistically significant.

c) If $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, the unit yield must be corrected for stand only.

d) From the absence-of-competition effects α, ξ, and ϑ considered in this research the α effect proved to be more consistent than the others.

e) The results of this research showed that indiscriminate use of the Zuber formula is not recommendable for stand correction in corn experiments.