

SELEÇÃO DE MATERIAIS NOS TRABALHOS DE MELHORAMENTO DE PLANTAS.

I. O PODER DISCRIMINATIVO DA POSIÇÃO DE CLASSIFICAÇÃO¹

FRANCISCO JOSÉ P. ZIMMERMANN² e ARMANDO CONAGIN³

RESUMO - Em determinada fase do processo de melhoramento de plantas, devem-se avaliar dezenas e mesmo centenas de materiais, para escolher os mais promissores. Nesta fase do processo, o delineamento experimental mais empregado no melhoramento de cereais é o do tipo reticulado, e só os materiais melhor classificados, em termos de produção, ou outro critério, são selecionados de acordo com certo índice de seleção. Visando obter informações acerca dos efeitos do número de repetições, coeficiente de variação e discrepância dos tratamentos em relação à média, foram simulados 1.400 experimentos, no delineamento reticulado 5 x 5, com os tratamentos discrepando da média entre + 25% e - 25%. Verificou-se que, quanto menor foi o coeficiente de variação (C.V.) e maior o número de repetições, maior foi o poder discriminativo de separação dos tratamentos em relação ao controle. Verificou-se, também, que a frequência de separação foi superior a 75% na seleção de materiais quando a diferença era de 25%, e inferior a 50%, quando estas diferenças se situavam entre 10% e 7%.

Termos para indexação: reticulado quadrado, coeficiente de variação, índice de seleção, simulação.

THE SELECTION OF GENETIC MATERIALS IN PLANT BREEDING PROGRAMS.

I. THE DISCRIMINATIVE POWER OF THE RANKING

ABSTRACT - In some phase of the plant improvement process, a large number of materials must be evaluated for the selection of the best ones. In this case the experimental designs more frequently used in breeding programs are the square lattice designs, and only the best treatments based on the yield or another criterion are selected according to some selection criterion. Trying to get informations about the effect on the discriminative power of number of replications, coefficient of variation and discrepancy of the treatments in relation to the mean, 1400 experiments in a 5 x 5 square lattice design were simulated, with treatment effects ranging between + 25% and - 25% of the mean. It was verified that the ranking discriminative power of the treatments are increased as the coefficient of variation gets lower and the number of replications increases. For the case of 12 replications and C.V. = 15% a discriminative power larger than 75% was observed when the difference between the selected material and the mean was of 25% of magnitude, and was less than 50% when these differences were situated between 10% and 7%.

Index terms: square lattices, coefficient of variation, selection index, simulation.

INTRODUÇÃO

O melhoramento de plantas é a arte e a ciência do aperfeiçoamento das plantas cultivadas, de forma a satisfazer a necessidade da população. Consiste em uma ampla disciplina, que requer bom nível de conhecimento de genética, botânica, estatística, patologia, entomologia e, ainda, apreciação da atuação das forças do meio ambiente sobre o crescimento e desenvolvimento das plantas (Hallauer & Miranda Filho 1981).

A importância da arte e da ciência do melhoramento de plantas é mal definida, apesar de a primeira

ter-se destacado na domesticação das plantas cultivadas, desde o início da história do homem, por este depender delas para a sua sobrevivência. Embora os povos sempre tenham procurado dirigir a evolução das plantas para a satisfação das suas necessidades básicas, só depois que as leis de Mendel e os princípios de casualização e repetição foram plenamente entendidos e desenvolvidos, pôde a ciência do "Melhoramento das Plantas" tornar-se eficaz e proeminente (Hallauer & Miranda Filho 1981).

Os programas de melhoramento de plantas incluem três fases importantes, de forma que se possa atingir os objetivos a curto, médio e longo prazos: a) a escolha de germoplasma; b) o melhoramento cíclico do germoplasma; e c) o desenvolvimento de linhagens ou progênes, com vistas à obtenção de cultivares na forma de híbridos ou populações melhoradas e sintéticas, no caso de plantas algôgamas, e de cultivares resultantes de cruzamentos ou seleções, no caso das plantas autógamas.

¹ Aceito para publicação em 3 de outubro de 1988.

² Eng. - Agr., Ph.D., EMBRAPA/Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão (CNPAP), Caixa Postal 179, CEP 74000 Goiânia, GO.

³ Eng. - Agr., Estatístico, USP e North Carolina University. Assessor do Convênio IICA/EMBRAPA, Rua Frei A. Pádua, 1405, CEP 13100 Campinas, SP.

Qualquer que seja o tipo de melhoramento efetuado em determinada fase do processo, tem-se de avaliar dezenas e mesmo centenas de materiais com vistas à escolha dos mais promissores.

Essa avaliação tem de ser feita por métodos estatísticos em que se precisa utilizar um delineamento experimental, com várias repetições e locais, para se conseguirem seleções de maior poder adaptativo (Panse & Sukhatmè 1963, La Loma 1966).

Nesse estágio, o uso de delineamentos em blocos ao acaso torna-se inexequível, pois o bloco fica muito grande, aumentando a chance de heterogeneidade dentro de si e, com isso, há distorção nos resultados a serem obtidos; o uso do quadrado latino torna-se impossível, pela própria exigência do delineamento na igualdade entre o número de linhas, colunas e tratamentos.

Yates (1936) sugeriu uma modificação do delineamento em blocos ao acaso, em que o número de variedades no bloco fosse menor que o número total de cultivares/linhagens a ser comparado.

O cálculo do erro era feito dentro dos blocos incompletos, e o seu valor era normalmente menor que o de blocos ao acaso. O método de análise apropriado para esses delineamentos foi dado por Yates (1936) e Goulden (1937, 1952). Com este tipo de análise perde-se alguma informação acerca das diferenças entre cultivares. Dessa forma, em certas circunstâncias, pode-se obter menor eficiência para esse delineamento em comparação com o de blocos ao acaso.

Posteriormente, Yates (1939), Cox et al. (1940) mostraram como recuperar toda a informação acerca das diferenças entre os tratamentos. Como consequência, esses delineamentos raramente são menos eficientes que o de blocos ao acaso correspondente e, dependendo da heterogeneidade dos blocos dentro das repetições, podem ser mais eficientes que o de blocos ao acaso.

Hayes & Immer (1942), em seu clássico "Methods of Plant Breeding", detalham a análise dos experimentos do tipo reticulado simples, reticulado simples com repetição dos grupos X e Y e reticulado triplo.

Federer (1955), Cochran & Cox (1957) consideram, com detalhes, o delineamento e a análise de variância dos tipos reticulado, reticulado quadrado, reticulado retangular e reticulado cúbico.

Dentro do primeiro tipo, apresentam a análise dos reticulados balanceados e parcialmente balanceados. Consideram também o uso de repetições dos grupos básicos, bem como suas vantagens e desvantagens.

Outros delineamentos com objetivos semelhantes - como: completamente casualizado, blocos ao acaso e quadrado latino aumentados - foram propostos por Federer (1956) e discutidos por Pimentel-Gomes (1985). Foram propostas, inicialmente, para o estudo de um grande número de plântulas, principalmente nos trabalhos de melhoramento de cana-de-açúcar e do abacaxi no Havaí, plantas normalmente multiplicadas por via clonal. São delineamentos ainda pouco utilizados entre nós pelos melhoristas de cereais, leguminosas e algodão.

Todos estes delineamentos se prestam bem para o estudo de um grande número de cultivares, progênie ou linhagens. Deles, os mais utilizados pelos melhoristas são o reticulado simples e o reticulado triplo, em face do grande número de seleções/progênie a serem comparadas e de escassez de sementes do material genético disponível.

Dependendo do estágio do trabalho de melhoramento, principalmente nos ciclos iniciais, o melhorista, em função da abundância de seleções disponíveis, utiliza uma pressão de seleção j ; o valor j escolhido representa, normalmente, de 10% a 20% dos materiais em seleção.

O presente trabalho procura, para o reticulado 5 x 5, simular situações em que existam diferenças entre as cultivares com valores preestabelecidos, diferenças maiores ou menores entre os blocos dentro das repetições, diferença de precisão experimental (coeficiente de variação), com o objetivo de se avaliar a influência desses fatores sobre o poder discriminativo de seleção, em face de uma pressão de seleção predeterminada ($j = 20\%$).

Nos estágios iniciais do processo de melhoramento o esquema reducional é feito principalmente pela posição de classificação ("ranking"). Nos ciclos mais avançados, utilizam-se testes estatísticos, objeto de um segundo trabalho.

MATERIAL E MÉTODOS

O modelo utilizado foi o do tipo:

$$Y_{ij(kl)} = m + t_i + b_{j(k)} + r_{b(1)} + g_l + \sum_{ij(kl)}$$

Foram escolhidos os seguintes valores para os parâmetros:

$$m = \text{média geral} = 1500$$

$b_{j(k)}$ = efeito dos blocos dentro das seis repetições de cada grupo (em percentagem da média geral):

$$\begin{aligned} &-9, -5, 0, 5 \text{ e } 9\%, \text{ na } 1^{\text{a}} \text{ repetição;} \\ &-8, -4, 2, 3 \text{ e } 7\%, \text{ na } 2^{\text{a}} \text{ repetição;} \end{aligned}$$

- 9, -7, 0, 6 e 10%, na 3ª repetição;
- 8, -3, 1, 4 e 6%, na 4ª repetição;
- 7, -4, -2, 4 e 9%, na 5ª repetição; e
- 5, -3, -2, 4 e 6%, na 6ª repetição.

O efeito das repetições $r_{b(l)}$ foi de -10%, 2% e 8%, nas três primeiras repetições, e de -5%, 0% e 5%, nas últimas três de cada um dos grupos. Foi atribuído também um valor (g_l) de -10% para o efeito do primeiro grupo e de +10% para o segundo grupo de repetições.

Os efeitos das cultivares ou tratamentos (t_i) foram fixados em +25%; +15%; +11%; +8%; +7%; +6%; +5%; +4%; +3%; +2%; +1%; +0,5%; 0%; -0,5%; -1%; -2%; -3%; -4%; -5%; -6%; -7%; -8%; -11%; -15%; e -25% da média geral, de forma a assegurar uma distribuição simétrica em torno do valor central (0%), e seus valores proporcionam um teste de Tang (Kemphorne 1975) significativo para o efeito de cultivares.

O efeito aleatório $\sum_{ij(k)} l$ foi escolhido de forma a reproduzir coeficientes de variação de 15% e 25%, os quais caracterizam de forma mais freqüente o que normalmente acontece na experimentação de campo (sequieiro) para as culturas mais comuns, como arroz, feijão, milho, soja, etc.

Na execução da pesquisa foi empregado o computador IBM 4341, do Departamento de Informática da EMBRAPA, e o pacote estatístico SAS (Statistical Analysis System), usando-se a função Rannor (SAS Institute 1982), que utiliza a transformação de Box-Müller para a geração de erros experimentais com distribuição normal, e o procedimento "Lattice" (SAS Institute 1983) para a análise dos dados.

Para cada um dos dois valores de coeficiente de variação (CV) (15% e 25%), foram simulados 400 experimentos do tipo reticulado triplo, 200 do tipo balanceado (seis repetições) e 100 do tipo balanceado com repetição do grupo básico, num total de 12 repetições.

Com a finalidade de avaliar os efeitos estudados, foi feita uma análise de variância dos dados transformados em arco seno $\sqrt{\%}$, sobre as percentagens obtidas, indicativas do poder do posto nas diferentes combinações dos fatores (Snedecor 1956); entretanto, como as variáveis observadas têm uma distribuição binomial com variâncias proporcionais a $N = 100, 200$ e 400 , que introduziriam diferenças de precisão e heterogeneidade das variâncias, optou-se por fazer uma transformação ordinal (posto) em ordem crescente, em função das percentagens observadas, e a seguir, foi feita análise de variância correspondente, nessa nova escala.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 mostra, para uma pressão de seleção de 20%, a percentagem com que todos os cinco primeiros tratamentos representados pelos números 1, 2, 3, 4 e 5 aparecem na análise dos resultados nos cinco primeiros lugares, e também os casos em que pelo menos quatro, pelo menos três, pelo menos dois e pelo menos um dos tratamentos de um a cinco se situam dentre os cinco melhor classificados, para diferentes coeficientes de variação e números de repetições.

Verifica-se, também, na Tabela 1, que a freqüência relativa com que todos os cinco primeiros tratamentos se situam entre os cinco primeiros classificados é baixa, num máximo de 14%, quando se tinham 12 repetições e $CV = 15\%$. Esta freqüência, no entanto, cresce com a diminuição do coeficiente de variação e com o aumento do número de repetições, o mesmo ocorrendo quando se considera o número de tratamentos um a cinco a serem observados entre os cinco primeiros da ordenação.

Para se esclarecer melhor o poder discriminativo do posto, calculou-se a freqüência relativa com que os tratamentos paramétricos 1 a 5 - cujas magnitudes de discrepância em relação à média são de 25%, 15%, 11%, 8% e 7% - aparecem dentre os cinco primeiros classificados pelo posto. Os resultados estão expressos na Tabela 2, onde é possível notar que, quanto maior a discrepância, maior a freqüência de aparecimento, e que, além disso, esta freqüência aumentou com a redução do CV e com o aumento do número de repetições. Este fato foi mais detalhado na Tabela 3, onde as freqüências foram expressas pela posição ocupada, isto é, freqüência de aparecimento dos tratamentos um a cinco em primeiro, segundo, terceiro, quarto e quinto lugares e na sexta posição ou maior. Verificou-se, então, que os tratamentos com maiores diferenças (tratamentos 1 a 5) apresentaram maiores chances de se situarem nas melhores posições, chances estas maiores quanto maior a diferença do tratamento em relação à média geral do experimento. Deve ser ressaltado que os dois primeiros tratamentos (1 e 2) mostraram uma freqüência de 93% e 55% de ocupação de suas verdadeiras posições, no caso de $CV = 15\%$, e alto número de repetições (12). Os outros três tratamentos tiveram uma tendência de concentração de aparecimento nas posições abaixo da quinta, principalmente quando o CV era de 25%. Esse resultado mostra que diferenças pequenas tendem a ser mal classificadas, conduzindo a erros maiores no processo de seleção.

Nas Tabelas 4 ($CV = 25\%$) e 5 ($CV = 15\%$) são mostradas as freqüências com que cada um dos cinco primeiros tratamentos ocorreu quando se tinha de nenhum até todos os cinco primeiros tratamentos, aparecendo entre os cinco primeiros classificados nos ensaios. A possibilidade de não se conseguir a classificação dos tratamentos 1 a 5 é nula em três dos seis casos estudados, a freqüência sendo de 1,75%, para o $CV = 25\%$, e se dispunha de somente três repetições. O tratamento de número 1 tem, em quatro dos seis casos, uma freqüência de aparecimento su-

TABELA 1. Frequência relativa (%) de posicionamento dos cinco primeiros tratamentos (paramétricos) nas cinco primeiras posições de classificação.

Número de tratamentos paramétricos classificados	Coeficiente de variação					
	15%			25%		
	Repetições			Repetições		
	3	6	12	3	6	12
Os cinco	1,25	5,00	14,00	0,25	1,00	2,00
Pelo menos 4	19,50	42,00	59,00	6,25	16,00	25,00
Pelo menos 3	67,75	86,50	98,00	39,00	61,00	79,00
Pelo menos 2	95,50	100,00	100,00	80,25	94,00	100,00
Pelo menos 1	99,50	100,00	100,00	98,25	99,50	100,00

TABELA 2. Valores de frequências relativas (%) de posicionamento dos cinco primeiros tratamentos (paramétricos), dentre os cinco tratamentos obtidos nas posições de classificação.

Número do tratamento paramétrico	Coeficiente de variação					
	15%			25%		
	Repetições			Repetições		
	3	6	12	3	6	12
1	93,50	99,00	100,00	76,00	87,00	98,00
2	66,50	81,50	98,00	44,75	60,00	75,00
3	50,00	61,00	68,00	37,25	46,50	53,00
4	35,00	42,50	55,00	30,75	36,50	39,00
5	38,50	50,50	50,00	34,75	41,50	41,00

perior a 90%, enquanto todos os outros (à exceção do tratamento 2, com CV = 15% e 12 repetições) apresentam uma frequência entre 35% e 81%. A exemplo das outras tabelas, também nestas duas (4 e 5) verificou-se que os tratamentos que apresentam as maiores diferenças têm uma chance maior de se situarem entre os primeiros classificados, levando à separação dos melhores materiais; esta frequência é maior quanto maior o número de repetições e menor o coeficiente de variação.

Para avaliar o efeito dos fatores sobre o processo classificatório, os dados da Tabela 2, transformados em arco seno $\sqrt{\%}$, e feita uma análise de variância. Entretanto, a possível existência de heterogeneidade de variâncias nos levou à escolha de uma transformação de dados através da escala ordinal, e para es-

ses dados foi feita uma nova análise de variância (Conover & Iman 1976, Zimmermann 1983). Esta análise (Tabela 6) mostrou um efeito altamente significativo para os três fatores estudados (CV, repetições e magnitude dos efeitos (classificação)), bem como o fato da inexistência de interação entre os três fatores. Os componentes linear, quadrático e cúbico relativos à magnitude das diferenças foram significativos. O componente linear para efeito de repetições também foi significativo.

A existência de pequena disponibilidade de sementes do material selecionado nos ciclos iniciais de seleção é uma realidade. Para manter o processo comparativo dentro do maior rigor possível, os melhores utilizam, normalmente, canteiros com várias fileiras, considerando somente a produção das filei-

TABELA 3. Percentagem de aparecimento dos cinco primeiros tratamentos nas posições de classificação um a cinco e maior ou igual a seis.

Tratamento paramétrico	Posição	CV ⁺ = 15%			CV = 25%		
		r ⁺⁺⁺ = 3	r = 6	r = 12	r = 3	r = 6	r = 12
1 (+ 25%) ⁺⁺⁺	1	58,25	79,50	93,00	34,25	49,00	71,00
	2	18,25	13,00	4,00	16,75	19,50	16,00
	3	7,00	4,50	3,00	10,00	10,00	6,00
	4	6,00	1,00	0	9,00	5,00	1,00
	5	4,00	1,00	0	4,75	3,50	4,00
	> 6	6,50	1,00	0	25,25	13,00	2,00
2 (+ 15%)	1	12,75	8,50	6,00	12,25	10,50	12,00
	2	18,00	28,50	55,00	8,50	15,00	20,00
	3	17,00	19,00	22,00	12,75	14,00	15,00
	4	11,00	18,50	11,00	6,50	9,50	19,00
	5	7,75	7,00	4,00	4,75	11,00	9,00
	> 6	33,50	18,50	2,00	55,25	40,00	25,00
3 (+ 11%)	1	8,25	5,5	1,00	9,50	8,50	10,00
	2	12,00	21,00	20,00	8,50	13,50	11,00
	3	11,00	15,50	23,00	7,75	9,50	14,00
	4	10,25	9,50	16,00	7,00	10,50	13,00
	5	8,50	9,50	8,00	4,75	4,50	5,00
	> 6	50,00	39,00	32,00	62,50	53,50	47,00
4 (+ 8%)	1	3,50	1,00	0,00	5,25	5,50	2,00
	2	8,25	10,00	6,00	6,50	5,50	6,00
	3	7,50	8,00	15,00	3,50	9,00	13,00
	4	7,25	11,50	10,00	8,25	8,50	11,00
	5	8,25	12,00	24,00	7,50	7,50	7,00
	> 6	65,00	57,50	45,00	69,00	64,00	61,00
5 (+ 7%)	1	3,25	3,50	0,00	6,50	9,50	2,00
	2	8,25	5,00	7,00	6,50	6,50	15,00
	3	7,50	14,00	15,00	6,50	8,50	8,00
	4	9,25	10,50	12,00	6,75	7,00	5,00
	5	8,75	16,50	16,00	8,75	10,00	11,00
	> 6	61,50	50,50	50,00	65,00	58,50	59,00

+ C.V. = Coeficiente de variação.

++ r = repetições.

+++ As percentagens referem-se às discrepâncias dos tratamentos em relação à média.

ras centrais, deixando as externas, como bordadura. Ainda, em seus experimentos é bastante comum o uso de três ou quatro repetições. Se se aceitar que a presente pesquisa utilizou como parâmetros valores situados dentro das condições normais encontradas nos trabalhos de melhoramento, fica implícito que a adoção de maior número de repetições seria uma prática altamente desejável. Tal medida poderia ser conseguida, com a semente disponível (mantida a

área total do experimento), se se efetuasse a eliminação da bordadura em favor do aumento do número de repetições. Se se passasse a adotar canteiros de uma linha (prática já normal no melhoramento de milho), seria possível chegar-se a 12 repetições, usando praticamente a mesma área experimental e a totalidade da semente disponível, aumentando, dessa forma, substancialmente, o poder discriminativo de separação dos melhores materiais.

TABELA 4. Freqüência de ocorrência dos tratamentos paramétricos quando 0, 1, 2, 3, 4 ou 5 deles aparecem entre os cinco primeiros classificados (CV = 25%).

Repetições	Tratamentos paramétricos	Número de tratamentos paramétricos classificados							Total	%
		0	1	2	3	4	5			
3	1	—	36	125	119	23	1	304	76,00	
	2	—	13	71	76	18	1	179	44,75	
	3	—	9	52	73	14	1	149	37,25	
	4	—	2	45	57	18	1	123	30,75	
	5	—	11	43	65	19	1	139	34,75	
	Total	7	71	168	130	23	1			
	%	1,75	17,75	42,00	32,50	5,75	0,25			
6	1	—	6	52	85	29	2	174	87,00	
	2	—	3	36	56	23	2	120	60,00	
	3	—	2	19	48	22	2	93	46,50	
	4	—	0	11	38	22	2	73	36,50	
	5	—	1	12	43	24	2	82	41,00	
	Total	1	12	65	90	30	2			
	%	0,50	6,00	32,50	45,00	15,00	1,00			
12	1	—	—	19	54	23	2	98	98,00	
	2	—	—	13	40	20	2	75	75,00	
	3	—	—	5	30	16	2	53	53,00	
	4	—	—	3	18	16	2	39	39,00	
	5	—	—	2	20	17	2	41	41,00	
	Total	0	0	21	54	23	2			
	%	0	0	21,00	54,00	23,00	2,00			

TABELA 5. Freqüência de ocorrência dos tratamentos paramétricos quando 0, 1, 2, 3, 4 ou 5 deles aparecem entre os cinco primeiros classificados (CV = 15%).

Repetições	Tratamentos paramétricos	Número de tratamentos paramétricos classificados							Total	%
		0	1	2	3	4	5			
3	1	—	12	97	188	72	5	377	93,50	
	2	—	2	54	141	64	5	266	66,50	
	3	—	0	30	107	58	5	200	50,00	
	4	—	0	21	69	45	5	140	35,00	
	5	—	2	20	74	53	5	154	38,50	
	Total	2	16	111	193	73	5			
	%	0,50	4,00	27,75	48,25	18,25	1,25			
6	1	—	—	25	89	74	10	198	99,00	
	2	—	—	18	68	67	10	163	81,50	
	3	—	—	7	48	57	10	122	61,00	
	4	—	—	2	29	44	10	85	42,50	
	5	—	—	2	33	54	10	99	49,50	
	Total	0	0	27	89	74	10			
	%	—	—	13,50	44,50	37,00	5,00			
12	1	—	—	2	39	45	14	100	100,00	
	2	—	—	1	39	44	14	98	98,00	
	3	—	—	0	16	38	14	68	68,00	
	4	—	—	1	13	27	14	55	55,00	
	5	—	—	0	10	26	14	50	50,00	
	Total	0	0	2	39	45	14			
	%	—	—	2,00	39,00	45,00	14,00			

TABELA 6. Análise de variância do desempenho dos cinco melhores tratamentos "a priori". Dados transformados em uma escala ordinal (posto).

Fontes	GL	QM	F
Efeito de classificação	4	401,25	133,75**
Linear	1	1440,60	480,20**
Quadrático	1	97,50	32,50**
Cúbico	1	48,60	16,20**
Efeito de repetições	2	163,52	54,51**
Linear	1	312,05	104,00**
Efeito de C.V.	1	235,20	78,40**
Classificação x Repet.	8	5,12	1,71 ns
Classificação x C.V.	4	3,49	1,16 ns
Rep. x C.V.	2	0,18	0,06 ns
Resíduo	8	3,00	—

CONCLUSÕES

1. O poder discriminativo do posto é aumentado tanto mais quanto menor for o coeficiente de variação, maior o número de repetições e maiores as magnitudes das diferenças das melhores cultivares em relação ao controle.

2. Nas condições adotadas, com CV = 15% e um mínimo de seis repetições, a probabilidade de classificar três dos cinco primeiros tratamentos, entre os cinco primeiros na ordenação, é superior a 85%.

3. A magnitude das diferenças entre as melhores cultivares em relação à média geral do experimento é fundamental para a obtenção de altas freqüências de seleção efetivas, sendo sempre superior a 75% quando essa grandeza é da ordem de 25%, e inferior a 50% quando as mesmas estão entre 10% e 7%.

REFERÊNCIAS

- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. **Experimental designs**. 2.ed. New York, J. Wiley, 1957. 611p.
- CONOVER, W.J. & IMAN, R.L. On some alternative procedures using rankings for the analysis of experimental designs. **Commun. Statist. Theory and Methods**, A5(14):1349-68, 1976.

COX, G.M.; ECKHARDT, R.C.; COCHRAN, W.G. The analysis of lattice and triple lattice experiments in corn variety trials. **Iowa Agric. Exp. Sta. Res. Bull.**, (281):1-6, 1940.

FEDERER, W.T. **Augmented designs**. **Hawaii Plant. Rec.**, 1956. v.56.

FEDERER, W.T. **Experimental design**; theory and application. New York, MacMillan, 1955. 544p.

GOULDEN, C.H. **Methods of Statistical Analysis**. New York, J. Wiley, 1952. 467p.

GOULDEN, C.H. **Modern methods of testing a large number of varieties**. Canadá, Dep. of Agric., 1937. p.1-36. (Dominion of Canada. Dept. of Agric. Tech. Bull., 9, Publication 575)

HALLAUER, A.R. & MIRANDA FILHO, J.B. **Quantitative genetics in maize breeding**. Ames, Iowa State Univ. Press, 1981. 468p.

HAYES, H.K. & IMMER, F.R. **Methods of plant breeding**. New York, MacGraw-Hill, 1942. 432p.

KEMPTHORNE, O. **The design and analysis of experiments**. New York, R.E. Kreeger, 1975. 631p.

LA LOMA, J.L. de. **Experimentación Agrícola**. 2.ed. México, UTEHA, 1966. 493p.

PANSE, V.G. & SUKHATME, P.V. **Métodos estatísticos para investigadores agrícolas**. México, Fondo de Cultura Económica, 1963. 340p.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 11.ed., Nobel, Piracicaba, 1985. 466p.

SAS INSTITUTE, Cary, EUA. **SAS User's guide: basic**. Cary, N.C., 1982. 923p.

SAS INSTITUTE, Cary, EUA. **Sugi. Supplemental library user's guide**. Cary, N.C., 1983. 402p.

SNEDECOR, G.W. **Statistical methods**. Ames, Iowa State College Press, 1956. 534p.

YATES, F. A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. **J. Agric. Sci.**, 26:424-55, 1936.

YATES, F. The recovery of inter-block information in variety trials arranged in three-dimensional lattices. **Ann. Eugenics**, 9:136-56, 1939.

ZIMMERMANN, F.J.P. **Distribution-free tests in the latin square design**. Riverside, University of California, 1983. 44p. Tese Ph.D.