

SELEÇÃO DE MATERIAIS NOS TRABALHOS DE MELHORAMENTO DE PLANTAS.

II. PODER DISCRIMINATIVO DE "DIFERENTES TESTES ESTATÍSTICOS"¹

ARMANDO CONAGIN² e FRANCISCO JOSÉ P. ZIMMERMANN³

RESUMO - Nos primeiros estágios do melhoramento de plantas, normalmente se utiliza uma pressão j de seleção. Nos estágios finais, um número reduzido de linhagens ou progênies é normalmente comparado com a cultivar ou híbrido "em distribuição", através de delineamentos como os blocos ao acaso, ou os reticulados. Para obter informações acerca do poder discriminatório dos vários testes estatísticos, compararam-se os testes da diferença mínima significativa, o de Bonferroni restrito, o de Dunnett e o de Tukey. Na avaliação da influência sobre o poder de separação destes testes, foram estudados: número de repetições; coeficiente de variação; magnitude das diferenças reais entre os tratamentos e o controle; balanceamento, ou não, do delineamento utilizado, utilização ou não do critério de F e repetição maior ou não, do controle. Foram simulados 1.400 experimentos, no delineamento reticulado quadrado 5×5 , com os tratamentos diferindo da média por valores variáveis compreendidos entre +25% e -25%. Consideradas todas as circunstâncias, pôde-se concluir que o maior poder discriminatório, nas condições do problema pesquisado, foi proporcionado pelo teste da diferença mínima significativa, seguido pelo de Bonferroni restrito e o de Dunnett. O teste de Tukey teve comportamento pior que os demais.

Termos para indexação: simulação, seleção de linhas, diferença mínima significativa, teste de Bonferroni, teste de Dunnett, teste de Tukey.

SELECTION OF LINES IN PLANT BREEDING.

II. DISCRIMINATIVE POWER OF SEVERAL STATISTICAL TESTS

ABSTRACT - At the initial stages in plant breeding work, due to the high number of items compared, usually it is used a j selection pressure. At the final stages, where a reduced number of lines is tested, they must be compared with a "test cultivar", using designs like complete block or small lattice. Trying to get information about the discriminative power of these tests, some of them were compared. They were: least significance difference, restrict Bonferroni's test, Dunnett's test and Tukey's test. It was evaluated the influence of several characteristics on the discriminative power, such as the number of replications, the coefficient of variation, the magnitude of the real difference between the treatments and the control, use or not of balanced designs and the existence or not of significative F for treatments. 1,400 experiments were simulated using a 5×5 lattice design, with treatment means differing from + 25% to - 25% of the control. Considering all cases it was possible to conclude that in the conditions studied the highest discriminative power was obtained with the least significance difference test, followed by Bonferroni's test, and Dunnett's test. Tukey's test was definitively the worst one.

Index terms: simulation, selection of lines, least significance difference, Bonferroni's test, Dunnett's test, Tukey's test.

INTRODUÇÃO

O melhoramento de plantas é uma ciência e uma arte (Hallauer & Miranda Filho 1981). Desde os tempos bíblicos, e mesmo anteriormente, o homem separou e selecionou plantas

¹ Aceito para publicação em 23 de abril de 1990.

² Eng.-Agr., Estatístico, USP e North Carolina University. Ex-Assessor do Convênio IICA/EMBRAPA, Rua Frei A. Pádua, 1405, CEP 13073 Campinas, SP.

³ Eng.-Agr., Ph.D., EMBRAPA/Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão (CNPAP), Caixa Postal 179, CEP 74000, Goiânia, GO.

com a finalidade de ampliar e garantir o seu sustento próprio. A partir do final do Século XIX, o melhoramento de plantas se apoiou nas ciências biológicas, e mais recentemente, também nos métodos estatísticos, como parte importante do método experimental (Kempthorne 1975).

Os programas de melhoramento de plantas incluem três fases importantes, de forma que se possam atingir os objetivos a curto, médio e longo prazos: a) a escolha do germoplasma; b) o melhoramento cíclico do germoplasma; c) o desenvolvimento de linhagens ou progênes com vistas à obtenção de híbridos ou populações melhoradas e sintéticas, no caso de plantas alógamas, e de cultivares, em plantas autógamias (Hallauer & Miranda Filho 1981). Fisher, citado por Hallauer & Miranda Filho (1981), demonstrou que a variância hereditária em uma população do tipo "cruzamento livre" (random mating), pode ser subdividida em três partes: uma parte aditiva, uma dominante e outra conhecida por efeitos epistáticos. Outros geneticistas ampliaram os componentes do modelo de variância genética, que é hoje bem mais complexo.

Os geneticistas e melhoristas desenvolveram diferentes métodos de seleção. No caso de melhoramento de populações panmíticas, métodos de melhoramento recorrente e muitos outros foram preconizados (Vencovsky 1987). Com o uso desses métodos, conseguem-se, populações melhoradas, após vários ciclos de seleções. De cada população, uma grande quantidade de linhagens pode ser produzida, selecionadas e separadas as melhores; a partir dessas linhagens, novas populações melhoradas podem ser sintetizadas.

No caso do melhoramento de plantas autógamias, há, normalmente, necessidade de serem feitos cruzamentos iniciais entre cultivares para a ampliação e diversificação da base genética da população. Seguem-se vários ciclos de seleção, e mais tarde, os materiais selecionados, possuindo características desejáveis e com o biotipo estabilizado, são comparados com um controle (material original ou cultivar

em distribuição) e as melhores progênes são então selecionadas.

Métodos de melhoramento, delineamentos especiais dos tipos I, II, III e variações, podem ser utilizados, nos quais os parentais e seus cruzamentos dois a dois, são efetuados de acordo com um esquema definido (todas as combinações ou parte delas). Eles são testados em cada ciclo, permitindo a determinação de variâncias de acordo com o modelo adotado, possibilitando assim a avaliação da variância genética, variância fenotípica, a determinação do coeficiente de herdabilidade etc.

Vencovsky (1978), tratando dos componentes da variação, afirma: "A base é o experimento em blocos ao acaso, ou de látices, que, após ajuste do quadrado médio dos tratamentos, se assemelham aos em blocos no que concerne à estimação dos componentes."

Diante da lei dos grandes números, na dependência do número de alelos envolvidos, e para facilitar o aparecimento de recombinações gênicas de valor superior, efetuam-se, normalmente, nas várias fases do programa de melhoramento, grande número de cruzamentos e seleções. Em cada ciclo de seleção tem-se que escolher uma fração do material genético existente, julgado superior, para, em uma nova geração, estudá-la, compará-la e efetuar novas seleções. Até que se chegue a decisões de natureza definitiva sobre qual ou quais linhas selecionadas são as melhores. Assim, muitas dezenas e mesmo centenas de linhagens são, anualmente, comparadas, com vistas à escolha das mais promissoras.

Essa avaliação, que pode ser feita de forma concomitante com os estudos genéticos de avaliação das variâncias e seus componentes, deve ser feita com o auxílio dos métodos estatísticos; para isso, precisa-se utilizar um delineamento experimental adequado, com várias repetições por local, avaliar o comportamento dos materiais em seleção, em vários locais, e que sejam ecologicamente diferentes, para se conseguirem seleções de maior poder adaptativo (Hayes & Immer 1942, Panse & Sukhatme 1963, La Loma 1966). Em face do elevado número de itens a serem comparados, o uso de

blocos ao acaso, quadrado latino etc., pode tornar-se impeditivo, em função da variabilidade do solo ou do número elevado de entradas, sendo freqüente o uso de reticulados dos vários tipos (reticulado quadrado, quadrado reticulado, reticulado retangular e reticulado cúbico). Yates (1939), Goulden (1952), Federer (1955) e Cochran & Cox (1957) consideram, com detalhes, os vários delineamentos reticulados, suas vantagens e desvantagens.

Dentre os delineamentos reticulados, os mais utilizados pelos melhoristas têm sido o reticulado quadrado simples e o reticulado quadrado triplo, diante da necessidade de plantio em diferentes locais e anos. Detalhes sobre os reticulados e outros delineamentos passíveis de utilização no processo, encontram-se ainda em Hayes & Immer (1942), Pimentel-Gomes (1987), Miranda Filho (1987) e outros, além dos livros citados anteriormente. Quando o número de itens comparados é de vinte ou menos, vem sendo preferido, em certas áreas de melhoramento (soja, feijão, no IAC, por exemplo), o plano em blocos ao acaso. Entretanto, no presente trabalho, propugnamos pela utilização dos reticulados (látices), porque das poucas pesquisas de avaliação de eficiência efetuadas no Brasil, de nosso conhecimento, a de Arruda (1952) revela que em 51 látices (em milho) abrangendo diferenças de localidades (3) e anos (11), os látices foram, em média, 8,2% mais eficientes que os mesmos delineamentos analisados como blocos ao acaso. As pesquisas abrangeram látices de 5 x 5, 6 x 6, 7 x 7, 8 x 8 e 9 x 9, em proporções variáveis. Por serem importantes as variâncias genética e fenotípica, e o julgamento de diferenças de médias, justifica-se a nossa escolha.

O presente trabalho procurou, para o reticulado 5 x 5, simular situações em que existiam diferenças de várias magnitudes entre o efeito de tratamentos, diferenças entre blocos dentro de repetições, diferenças entre repetições em cada experimento e diferenças entre grupo de experimentos, e, ainda, diferenças devidas ao coeficiente de variação e de número de repetições.

O poder discriminativo de separação das diferenças dos tratamentos de um a cinco em relação ao controle - incluídos ou não dentre os cinco primeiros classificados (proporcionando um valor $j = 20\%$ para a intensidade de seleção) - foi avaliado através dos testes da diferença mínima significativa, do teste de Bonferroni restrito (que leva em consideração ser $j = 20\%$), e, ainda, dos testes de Dunnett e Tukey (Federer 1955, Steel & Torrie 1980, Chew 1977, Pimentel-Gomes 1987). Os dois últimos testes foram aplicados na forma usualmente utilizada pelos melhoristas para a comparação de médias.

Maiores detalhes encontram-se em Zimmermann & Conagin (1989).

MATERIAL E MÉTODOS

O melhorista, nas várias fases do processo, pode estar interessado em separar j dentre as n seleções do ciclo em estudo, para que o processo de eliminação vá se afinando de geração em geração. Nesse processo, a comparação das j seleções julgadas superiores é normalmente feita em relação a um ou mais tratamentos-controle.

No presente estudo, foram considerados 25 tratamentos (seleções e controle), adotado $j = 5$ (valor de 20% de intensidade de seleção), e o tratamento número treze, como controle.

Admitiu-se a existência de certo gradiente (linear) entre os blocos incompletos dentro das repetições, um efeito de repetições, de grupo de repetições, e procurou-se adotar efeitos de tratamentos, com magnitudes que se assemelham à realidade esperada em problemas afins, com a restrição da soma zero no total dos efeitos respectivos. Os efeitos de tratamentos representam a capacidade produtiva do material em estudo (diferencial de produção em relação ao controle). Os efeitos foram escolhidos de forma a obter-se efeito significativo para a soma de quadrados de tratamentos, com uma distribuição centrada, com o predomínio de pequenas diferenças e a existência de algumas diferenças maiores em relação ao controle, o que normalmente ocorre nos trabalhos de melhoramento.

O modelo estatístico utilizado para a comparação de médias das seleções com o controle foi o do tipo: $Y_{ij(kl)} = m + t_i + b_j(kl) + r_k(l) + g_l + e_{ij(kl)}$, onde m é a média geral; t_i , o efeito diferencial de trata-

mentos; $b_j(kl)$, o de bloco incompleto dentro da repetição respectiva; $r_{k(l)}$, o efeito de repetição dentro do grupo; g_l , o efeito de grupo; e $e_{ij(kl)}$, o efeito aleatório. Convém realçar que o uso do modelo estatístico referido, na prática, é compatível com o uso de modelos genéticos que possibilitam a avaliação de variâncias, por exemplo, de $\sigma_G^2 = \sigma_p^2 + \sigma_{gw}^2$ ou de $\sigma_G^2 = \sigma_A^2 + \sigma_D^2 + \sigma_{AA}^2 + \sigma_{DD}^2 + \sigma_{AD}^2 + \dots$ e/ou $E(Q. \text{médico}) = \sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + m\sigma_p^2$ etc., considerados por Vencovsky (1978), Hallauer & Miranda Filho (1981), Vencovsky (1987); esses valores podem ser estimados a partir dos reticulados, desde que os tratamentos incluídos no experimento o permitam.

Foram escolhidos os seguintes valores para os parâmetros: média geral (m) igual a 1.500; o efeito de blocos $b_j(kl)$ dentro das repetições de cada grupo (em percentagem da média geral):

- 9%, -5%, 0%, 5% e 9% na 1ª repetição, (X);
- 8%, -4%, 2%, 3% e 7% na 2ª repetição, (Y);
- 9%, -7%, 0%, 6% e 10% na 3ª repetição, (Z);
- 8%, -3%, 1%, 4% e 6% na 4ª repetição, (R);
- 7%, -4%, -2%, 4% e 9% na 5ª repetição, (S);
- 5%, -3%, -2%, 4% e 6% na 6ª repetição, (T).

Os efeitos de repetições [$r_{k(1)}$] foram de -10%, 2% e 8%, nas três primeiras repetições (X, Y, Z), e de -5%, 0% e 5%, nas outras três (R, S, T). Foi atribuído efeito de -10% para o primeiro grupo de repetições, e de +10% para o segundo grupo.

Os efeitos diferenciais de tratamento (t_j) 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% em relação à média geral (controle), de forma a assegurar uma distribuição simétrica dos tratamentos e um histograma centrado em torno do valor 0%; o valor 0%, correspondente ao diferencial do tratamento-controle 13. Estudou-se também, o caso em que o tratamento-controle continua três vezes o número de repetições dos outros tratamentos; nesse caso, adotou-se para valor médio do controle, a média dos tratamentos 12, 13 e 14, cujo valor diferencial é zero (1/3 (0,5 + 0,0 - 0,5)), visando avaliar o ganho em precisão, em decorrência do uso de maior número de repetições para o controle. Uma variante dessa técnica já foi preconizada por Pimentel-Gomes & Viegas (1978), que propugnaram a colocação de um tratamento-controle em cada bloco do reticulado. Os efeitos diferenciais dos tratamentos utilizados proporcionaram um teste de Tang significativo para a soma de

quadrados a ser esperada para efeito de tratamentos (Kempthorne 1975).

A avaliação da importância do número de repetições foi feita considerando-se os agrupamentos de três, de seis (reunião dos dois grupos de três repetições) e de doze repetições (reunião de dois delineamentos balanceados).

O efeito aleatório (distribuição dos erros experimentais) foi fixado de forma a produzir coeficientes de variação médios de 15% e 25%, que englobam, normalmente, a faixa dos resultados mais comumente encontrados na experimentação de campo (sequeiro) para as culturas mais comuns. Igue (1974), estudando os coeficientes de variação por cultura, obtidos em um número grande de anos (dados do IAC), obteve os seguintes valores: algodão 12,8% (82 experimentos), café 23,5% (37 experimentos), cana-de-açúcar 10,1% (124 experimentos), milho 18,2% (68 experimentos), feijão 30,6% (60 experimentos) e soja 22,0% (84 experimentos). A escolha dos valores 15% e 25% para os coeficientes de variação, parece, por isso, justificada.

Os quatro testes utilizados foram escolhidos por serem bem conhecidos e susceptíveis de utilização na comparação de duas médias; os mesmos requerem o cálculo de um único valor por experimento; dessa forma, é possível fazer-se a comparação das médias dos tratamentos com a testemunha, usando a mesma medida. O objetivo era o de se conseguir uma avaliação do poder discriminativo dos vários testes, quando da separação dos cinco primeiros classificados, e a percentagem dos tratamentos de um a cinco (maiores diferenças paramétricas em relação à testemunha), nesse conjunto.

No estudo visando à avaliação do poder discriminativo, consideraram-se ainda, duas situações: significância, ou não, do teste de F para tratamentos (testes protegidos e não-protegidos). Nos testes, utilizaram-se para erro experimental, o resíduo corrigido dos reticulados (E'_e) e o erro ponderado da diferença de duas médias, quando o efeito de blocos incompletos foi significativo, ou o resíduo da análise da variância, feita como blocos ao acaso, quando o efeito de blocos foi não significativo (Cochran & Cox 1957).

Utilizou-se normalmente o nível de significância de 5% para o erro de 1ª espécie ($\alpha = 5\%$) para todos os testes (o que levou à necessidade de tomar na tabela o valor de α ao nível de 1% para o teste de Bonferroni, por ser um teste de uso *a posteriori* para cinco comparações). Os testes de Dunnett e o de Tukey, asseguram o nível de $\alpha = 5\%$ para todas

as comparações feitas. O teste de Dunnett assegura o valor de $\alpha = 5\%$ para as $n - 1$ diferenças dos tratamentos com o controle, e o de Tukey, o nível de $\alpha = 5\%$ para todas as combinações, duas a duas, e outras possíveis, incluindo contrastes. Há, por isso, uma grande diferença de abrangência entre os diferentes testes (com a conseqüente diferença de sensibilidade). Detalhes sobre a aplicação destes testes encontram-se em Federer (1955), Steel & Torrie (1980), Chew (1977), Pimentel-Gomes (1987).

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 observações de variáveis 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 (15% e 25%) foram simulados 400 experimentos do tipo reticulado triplo, sendo 200 do tipo X, Y, Z e 200 do tipo R, S, T.; 200 do tipo balanceado, seis repetições (X, Y, Z, R, S, T) e 100 do tipo balanceado, reunindo os experimentos balanceados de seis repetições, dois a dois (com doze repetições).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Uma vez caracterizado o objetivo da pesquisa, passaremos, a partir de agora, a considerar só os aspectos relacionados com a comparação de médias.

O primeiro cuidado em qualquer trabalho, é verificar a significância do teste F que, se for significativo, indica a existência de diferenças entre os tratamentos, que neste estudo de simulação foram prefixadas e são conhecidas.

Na Tabela 1 transcreve-se a percentagem de testes de F significativos, obtidos para CV = 15% e 25% e repetições 3, 6 e 12.

Os dados mostram que essa percentagem é sempre maior para CV = 15% do que para CV = 25% e que a percentagem cresce quando aumenta o número de repetições.

A Tabela 2 mostra as percentagens de casos em que os quatro testes apresentaram pelo menos um dos tratamentos, de um a cinco, situados dentro dos cinco primeiros classificados, diferindo da testemunha (Tratamento 13), para

diferentes valores de CV e de número de repetições; a tabela apresenta os resultados obtidos quando se consideraram todos os experimentos (sem atentar para a significância do teste F) e para os casos em que o teste F, para tratamentos, foi significativo.

Os resultados obtidos para os quatro tipos de teste, evidenciam que, como seria esperado, à medida que aumenta a precisão experimental (CV diminui e o número de repetições cresce), aumenta a percentagem do número de vezes em que se encontra pelo menos um dos cinco primeiros tratamentos (um a cinco) diferindo da testemunha (os resultados englobam os casos de pelo menos um até a totalidade dos cinco tratamentos classificados), quando se levaram em consideração todos os experimentos, ou quando se consideraram apenas os experimentos com F para tratamentos significativos e, ainda, para os quatro testes considerados.

Constatou-se que o teste da diferença mínima significativa (unilateral) foi o mais eficiente no sentido de detectar o maior número de diferenças significativas, seguido do teste de Bonferroni restrito, de Dunnett e de Tukey, em todos os casos considerados. As diferenças entre os testes são maiores nos casos de menor precisão (maior CV e menor r) e diminuem quando o CV diminui e r aumenta.

Considerando que, no modelo adotado, os cinco tratamentos apresentaram diferenças reais de 7% (tratamento cinco) ou maiores (até atingir o valor de 25% para o tratamento um), fica evidenciada a superioridade do teste da diferença mínima significativa sobre todos os

TABELA 1. Percentagem de valores de F significativo para CV = 15% e CV = 25% e para números de repetições iguais a doze, seis e três.

Repetição	CV = 15%	CV = 25%
12	100,00	98,00
6	99,00	69,00
3	70,00	25,25

outros, na rejeição da hipótese nula (erro tipo I), que era falsa, no caso.

As Tabelas 3 e 4 permitem mostrar, de forma detalhada, a estimativa percentual do poder de discriminação dos testes considerados nos casos de teste não-protetido e protetido (F não-significativo e significativo, respectivamente), seja quando se usou como controle somente o tratamento 13 ou quando se usou para testemunha a média dos tratamentos 12, 13 e 14.

Nessas tabelas são citadas as percentagens dos casos em que os diferentes testes separaram todos os tratamentos (um a cinco), quatro dos mesmos, situados dentre os cinco primeiros colocados, três dentre os cinco tratamentos observados, dois dentre os cinco, um dentre os cinco obtidos, e ainda, o caso em que nenhum deles se classificou dentro das cinco primeiras posições observadas (diferença da soma dos valores citados em relação a 100%).

Os resultados obtidos mostraram que, à medida que aumenta o número de repetições e

diminui o coeficiente de variação, aumenta a concordância entre os resultados, considerando todos os experimentos e somente aqueles com F significativo. Verificou-se que as diferenças se vão acentuando, apesar de os valores absolutos diminuírem, quando se caminha no outro sentido (poucas repetições e CV mais alto).

Os resultados obtidos mostraram ainda, que à medida que aumenta a precisão, consegue-se maior percentagem de separação (diferenças significativas) dos tratamentos de um a cinco, em relação ao treze.

Nessas tabelas vê-se ainda, que o uso de maior número de repetições para o controle (média dos tratamentos doze, treze e quatorze), cotejado com o correspondente em que se usou como controle o tratamento treze, aumenta a percentagem de casos em que se separaram os cinco primeiros tratamentos. Essas diferenças são maiores para a diferença mínima significativa e decrescem, na ordem, para os outros três testes (Bonferroni, Dunnett e Tu-

TABELA 2. Percentagem com que se encontrou pelo menos um dos cinco tratamentos de um a cinco, diferentes do tratamento-controle (de número treze), para diferentes valores de CV, número de repetições, tipo de teste estatístico, considerando todos os experimentos e só os experimentos com F significativo.

Repetição	Itens	CV = 15%		CV = 25%	
		Todos os experimentos	Exp. com F significativo	Todos os experimentos	Exp. com F significativo
12	D.M.S.	100,00	100,00	83,00	82,00
	Bonferroni	96,00	96,00	61,00	61,00
	Dunnett	96,00	96,00	31,00	31,00
	Tukey	74,00	74,00	13,00	13,00
6	D.M.S.	89,00	88,50	62,50	47,50
	Bonferroni	68,00	68,00	32,00	27,50
	Dunnett	58,50	58,50	13,00	12,00
	Tukey	15,50	15,50	2,00	2,00
3	D.M.S.	71,75	58,00	52,00	18,75
	Bonferroni	40,25	37,00	23,00	10,50
	Dunnett	15,00	14,75	9,25	5,75
	Tukey	5,00	5,00	2,00	1,50

TABELA 3. Percentagem do número de tratamentos entre um a cinco, diferentes da testemunha treze, e da média dos tratamentos doze, treze e quatorze, encontrados entre os cinco primeiros colocados, para diferentes coeficientes de variação, número de repetições e tipos de teste, considerando todos os experimentos¹.

CV	Rep.	Difs.	Testemunha (trat. treze)				Testemunha média dos tratamentos doze, treze e quatorze			
			LSD	Bonf.	Dunn.	Tukey	LSD	Bonf.	Dunn.	Tukey
15	12	1 dos 5	11,00	28,00	32,00	53,00	4,00	9,00	24,00	50,00
		2 dos 5	20,00	22,00	25,00	12,00	5,00	22,00	37,00	25,00
		3 dos 5	7,00	11,00	12,00	4,00	18,00	20,00	14,00	16,00
		4 dos 5	14,00	13,00	15,00	3,00	13,00	19,00	16,00	2,00
		5 dos 5	48,00	22,00	12,00	2,00	60,00	30,00	8,00	1,00
15	6	1 dos 5	25,00	32,50	30,00	14,50	15,00	34,50	45,50	31,00
		2 dos 5	18,50	17,50	16,50	1,00	17,00	26,00	17,50	1,50
		3 dos 5	13,50	10,50	7,00	0,00	14,50	16,00	4,50	0,50
		4 dos 5	9,50	3,00	2,00	0,00	22,50	6,00	0,50	0,00
		5 dos 5	22,50	4,50	3,00	0,00	28,00	6,00	0,00	0,00
15	3	1 dos 5	26,75	22,75	12,00	4,75	27,00	33,25	23,75	7,50
		2 dos 5	13,50	8,00	1,75	0,25	20,25	18,75	4,00	0,25
		3 dos 5	10,25	4,50	1,00	0,00	14,75	5,25	1,75	0,25
		4 dos 5	5,25	3,25	0,25	0,00	10,25	4,00	0,00	0,00
		5 dos 5	16,00	1,75	0,00	0,00	16,75	0,50	0,00	0,00
25	12	1 dos 5	24,00	30,00	20,00	9,00	14,00	33,00	36,00	25,00
		2 dos 5	17,00	13,00	6,00	3,00	21,00	18,00	16,00	2,00
		3 dos 5	9,00	7,00	1,00	0,00	18,00	15,00	1,00	0,00
		4 dos 5	10,00	3,00	2,00	0,00	10,00	8,00	2,00	0,00
		5 dos 5	23,00	8,00	2,00	1,00	33,00	5,00	0,00	0,00
25	6	1 dos 5	20,00	13,50	11,00	2,00	23,50	29,00	16,50	3,50
		2 dos 5	12,00	11,00	2,00	0,00	23,00	15,00	1,00	0,00
		3 dos 5	9,50	3,50	0,00	0,00	10,00	7,00	1,00	0,00
		4 dos 5	6,50	3,00	0,00	0,00	13,50	1,00	0,00	0,00
		5 dos 5	14,50	1,00	0,00	0,00	12,00	0,50	0,00	0,00
25	3	1 dos 5	17,50	13,00	7,00	1,25	39,75	22,50	9,50	2,75
		2 dos 5	9,50	3,75	1,50	0,50	15,00	6,00	2,50	0,25
		3 dos 5	6,50	3,25	0,00	0,00	9,00	2,25	0,50	0,00
		4 dos 5	6,00	1,00	0,25	0,25	6,50	2,00	0,50	0,00
		5 dos 5	12,50	2,00	0,50	0,00	11,00	1,00	0,00	0,00

¹ O valor que falta para cem por cento representa o caso em que nenhum dos cinco primeiros tratamentos difere do controle.

key). Obtém-se maior eficiência na separação das diferenças, quando se consideram todos os experimentos, do que quando só se consideram os casos com F significativo para os tratamentos.

Considerando a hipótese composta alternativa H_a : os tratamentos de números um a cinco diferem do controle por 7% ou mais, contra a hipótese de nulidade (os tratamentos de número um a cinco não diferem do controle), as

TABELA 4. Percentagem do número de tratamentos entre um a cinco, diferentes da testemunha treze, e da média dos tratamentos doze, treze e quatorze, encontrados entre os cinco primeiros colocados, para diferentes coeficientes de variação, número de repetições e tipo de teste, considerando só os casos do teste de F significativo¹.

CV	Rep.	Difs.	Testemunha (trat. treze)				Testemunha média dos tratamentos doze, treze e quatorze			
			LSD	Bonf.	Dunn.	Tukey	LSD	Bonf.	Dunn.	Tukey
15	12	1 dos 5	11,00	28,00	32,00	53,00	4,00	9,00	24,00	50,00
		2 dos 5	20,00	22,00	25,00	12,00	5,00	22,00	37,00	25,00
		3 dos 5	7,00	11,00	12,00	4,00	18,00	20,00	14,00	16,00
		4 dos 5	14,00	13,00	15,00	3,00	13,00	19,00	16,00	2,00
		5 dos 5	48,00	22,00	12,00	2,00	60,00	30,00	8,00	1,00
15	6	1 dos 5	25,00	32,50	30,00	14,50	15,00	33,50	45,50	31,00
		2 dos 5	18,00	17,50	16,50	1,00	16,50	26,00	17,50	1,50
		3 dos 5	13,50	10,50	7,00	0,00	14,50	16,00	4,50	0,50
		4 dos 5	9,50	3,00	2,00	0,00	22,00	6,00	0,50	0,00
		5 dos 5	22,50	4,50	3,00	0,00	28,00	6,00	0,00	0,00
15	3	1 dos 5	18,00	20,00	11,75	4,75	25,25	25,00	21,50	7,25
		2 dos 5	12,00	7,50	1,75	0,25	17,75	17,25	4,00	0,25
		3 dos 5	8,25	4,50	1,00	0,00	11,50	5,00	1,75	0,25
		4 dos 5	4,75	3,25	0,25	0,00	9,25	3,75	0,00	0,00
		5 dos 5	15,00	1,75	0,00	0,00	15,25	0,50	0,00	0,00
25	12	1 dos 5	23,00	30,00	20,00	9,00	14,00	32,00	36,00	25,00
		2 dos 5	17,00	13,00	6,00	3,00	19,00	18,00	16,00	2,00
		3 dos 5	9,00	7,00	1,00	0,00	18,00	15,00	1,00	0,00
		4 dos 5	10,00	3,00	2,00	0,00	10,00	8,00	2,00	0,00
		5 dos 5	23,00	8,00	2,00	1,00	33,00	5,00	0,00	0,00
25	6	1 dos 5	13,00	10,50	10,00	2,00	15,00	21,50	15,00	3,50
		2 dos 5	8,00	10,00	2,00	0,00	14,00	13,50	1,00	0,00
		3 dos 5	8,50	3,50	0,00	0,00	8,00	6,50	1,00	0,00
		4 dos 5	4,50	2,50	0,00	0,00	11,50	1,00	0,00	0,00
		5 dos 5	13,50	1,00	0,00	0,00	12,00	0,50	0,00	0,00
25	3	1 dos 5	5,25	4,75	4,25	1,00	5,25	7,75	5,50	1,50
		2 dos 5	2,75	2,00	1,00	0,25	4,50	3,25	1,50	0,25
		3 dos 5	3,00	2,00	0,00	0,00	3,00	2,00	0,25	0,00
		4 dos 5	2,25	0,50	0,00	0,25	2,25	0,75	0,50	0,00
		5 dos 5	5,50	1,25	0,50	0,00	6,25	0,25	0,00	0,00

¹ O valor que falta para cem por cento representa o caso em que nenhum dos cinco primeiros tratamentos difere do controle.

Tabelas 3 e 4 permitem as seguintes conclusões:

1. Caso em que se consideram todos os experimentos: A estimativa da função de poder do teste indica que a estimativa do poder de separação para os tratamentos de número um a cinco é de 48% para o teste LSD, 22% para o Bonferroni, 12% para o Dunnett e 2% para o Tukey, quando o $CV = 15$, $r = 12$ e a testemunha é só o tratamento treze; é de 60% para o LSD, 30% para o Bonferroni, 8% para o Dunnett e 1% para o Tukey, para os mesmos valores de CV e r , porém o controle é a média dos tratamentos doze, treze e quatorze.

Para o caso menos favorável, em que $CV = 25$, $r = 3$, e o controle é o treze, esse poder é de 12,5% para o LSD, 2% para o Bonferroni, 0,5% para o Dunnett e 0% para o Tukey.

É de 11% para o LSD, 1% para o Bonferroni, 0% para o Dunnett e 0% para o Tukey, para os valores de CV e r anteriores e o controle é representado pela média dos tratamentos doze, treze e quatorze.

2. Caso dos resultados com F significativos: As estimativas da função de poder são as seguintes (Tabela 4):

Para $CV = 15$, $r = 12$ e testemunha treze, os valores foram de 48% para LSD, 22% para Bonferroni, 12% para o Dunnett e 2% para o Tukey. Para $CV = 15$, $r = 12$, testemunha (12, 13, 14), os valores foram: 60%, 30%, 8% e 1%. Para $CV = 25$, $r = 3$, testemunha treze, os valores foram 5,5%, 1,25%, 0,5% e 0%, respectivamente. Para $CV = 25$, $r = 3$, testemunha (12, 13, 14), os valores foram 6,25%, 0,25%, 0% e 0%.

A capacidade de detectar os cinco tratamentos realmente mais produtivos, é muito maior quando se usa o teste do LSD, em todas as circunstâncias.

As Tabelas 5 e 6 estimam o poder percentual de discriminação dos vários testes para as diferenças específicas dos tratamentos de um a cinco. Num certo sentido, essa tabela mostra a "chance de sucesso" do melhorista na separação de diferenças de "determinada magnitu-

de". Apresentam a percentagem do número de vezes em que se obtêm diferenças significativas para os tratamentos um, dois, três, quatro e cinco, especificamente, em relação à média treze e em relação à média de doze, treze e quatorze, nos casos em que se consideram todos os experimentos (Tabela 5), e só os com F significativo (Tabela 6); os resultados são apresentados, nas duas tabelas, para os diferentes CV 's, número de repetições e tipos de testes.

Examinando os resultados, vê-se que quando as diferenças são maiores (diferenças dos tratamentos um e dois com o tratamento treze, cujas magnitudes das diferenças são 25% e 15%), verifica-se um aumento no poder de separação dos vários testes, à medida que se passa dos casos de $CV = 25\%$ para os de $CV = 15\%$ e de três para seis e daí para doze repetições. Ainda, esse poder de separação é maior quando se consideram todos os experimentos do que só aqueles casos com F significativo, e, ainda, quando se considera a testemunha como média dos tratamentos doze, treze e quatorze, em relação ao valor treze, somente.

O poder de separação do teste da diferença mínima significativa (teste unilateral feito de acordo com a hipótese alternativa $\mu_i > \mu_{13}$, $i = 1$ a 5), usando o tipo de erro I "comparisonwise", é nitidamente superior aos testes de Bonferroni, Dunnett e Tukey, que usam o tipo de erro "experimentwise" (Chew 1977). Isso também é verdade, e de forma mais evidente, quando a comparação é feita com a média dos tratamentos doze, treze e quatorze. A conclusão é válida também na medida em que as verdadeiras diferenças diminuem (caso dos tratamentos três, quatro e cinco).

De um modo geral, o poder discriminativo de separação das diferenças aumenta com a magnitude da diferença considerada, com o aumento do número de repetições e com o decréscimo do coeficiente de variação, seja no caso em que se consideram todos os experimentos ou quando se considera o controle com maior número de repetições. Esse poder de discriminação foi bem maior para o teste da

diferença mínima significativa e foi diminuindo para os testes de Bonferroni, Dunnett e Tukey, na ordem. Novamente, verifica-se que a capacidade de detectar os cinco tratamentos mais produtivos é muito maior quando se usa o teste LSD. Entretanto, se a comparação for decidida *a posteriori*, o teste de Bonferroni, nos moldes discutidos, deveria ser o preferido, tecnicamente.

Procurou-se, ainda, avaliar a função de poder, $P(1 - \beta)$, para teste da diferença mínima

significativa, para as hipóteses alternativas simples ($\mu_i > \mu_{13}$, $i = 1, 2, \dots, 5$), quando $\mu_1 = 1,25 \mu_{13}$, $\mu_2 = 1,15 \mu_{13}$, $\mu_3 = 1,11 \mu_{13}$, $\mu_4 = 1,08 \mu_{13}$ e $\mu_5 = 1,07 \mu_{13}$, no caso em que a hipótese alternativa era verdadeira e a hipótese nula, falsa. A Tabela 7 leva em conta os casos com todos os experimentos e a Tabela 8 os casos dos experimentos com F significativo.

Para isso foi empregada a fórmula $r > 2(\sigma / \delta)2(t_1 + t_2)^2$ citada em Cochran & Cox (1957), onde $r = 3, 6$ e 12 , $\sigma = 25\%$ e 15%

TABELA 5. Percentagem de diferenças significativas entre os tratamentos de um a cinco e a testemunha (13 ou média dos tratamentos 12 a 14), considerando-se todos os experimentos para diferentes CV, número de repetições, tipo de Teste.

CV	Rep.	Teste	Testemunha = treze					Testemunha média dos tratamentos doze, treze e quatorze				
			Tratamento número					Tratamento número				
			1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
15	12	LSD	100,00	79,00	46,00	41,00	35,00	100,00	92,00	62,00	47,00	36,00
		Bonf.	96,00	59,00	30,00	24,00	21,00	100,00	76,00	50,00	35,00	25,00
		Dun.	96,00	53,00	25,00	18,00	19,00	98,00	62,00	31,00	14,00	18,00
		Tuk.	69,00	21,00	8,00	5,00	4,00	93,00	37,00	16,00	5,00	8,00
15	6	LSD	83,50	46,50	26,50	19,00	21,50	92,50	61,00	41,50	26,00	28,50
		Bonf.	63,50	21,00	16,50	8,00	7,00	83,00	33,00	22,00	11,50	12,50
		Dun.	56,00	16,50	11,50	6,50	5,00	62,50	13,00	8,00	4,50	3,00
		Tuk.	14,50	0,50	1,00	0,00	0,00	30,50	2,50	2,00	0,00	0,50
15	3	LSD	60,30	25,80	20,30	11,30	9,00	72,00	37,50	28,80	14,80	15,30
		Bonf.	31,30	11,30	8,00	3,80	3,30	46,50	15,50	12,00	5,50	5,30
		Dun.	10,50	3,00	1,50	1,50	0,50	22,50	3,50	3,50	2,80	1,30
		Tuk.	3,50	0,50	0,00	0,80	0,30	6,00	1,00	0,00	1,50	0,00
25	12	LSD	79,00	35,00	23,00	19,00	23,00	90,00	51,00	31,00	31,00	26,00
		Bonf.	53,00	16,00	11,00	12,00	10,00	69,00	25,00	20,00	11,00	16,00
		Dun.	27,00	6,00	5,00	3,00	3,00	48,00	10,00	8,00	2,00	5,00
		Tuk.	11,00	1,00	2,00	2,00	1,00	24,00	2,00	1,00	0,00	1,00
25	6	LSD	51,00	19,00	18,50	13,50	14,00	68,50	27,00	22,50	14,00	20,00
		Bonf.	24,00	6,00	8,00	3,50	5,50	36,00	9,50	10,00	6,50	5,50
		Dun.	9,50	1,50	1,50	0,50	0,50	14,00	0,50	2,00	1,00	2,20
		Tuk.	2,00	0,00	0,00	0,00	0,00	3,50	0,00	0,00	0,00	0,00
25	3	LSD	30,00	14,80	15,00	8,80	8,00	38,80	17,80	16,50	10,50	12,30
		Bonf.	11,50	5,30	5,30	2,30	2,50	16,00	5,30	4,30	4,50	4,00
		Dun.	4,00	2,30	0,50	0,80	0,50	6,00	2,00	1,50	2,30	1,80
		Tuk.	0,80	0,50	0,00	0,50	0,00	1,30	0,80	0,30	0,50	0,00

e $\delta = 25\%$, 15% , 11% , 8% e 7% (diferenças em relação ao tratamento treze). Usou-se para t_1 o valor de 1,645 (valor do teste de t unilaterial), $\alpha = 5\%$, que é válido para o caso de grande número de graus de liberdade.

A partir desses dados, calculou-se $P(1 - \beta)$, que é a função de poder do teste, quando a hipótese alternativa é verdadeira e a hipótese nula é rejeitada.

Os resultados obtidos constam das Tabelas 7 e 8; os valores esperados são resultantes do

produto ($n_i \times P(1 - \beta)$), em que $n_i = 100, 200$ ou 400 .

A comparação dos dados das Tabelas 7 e 8 mostram que as discrepâncias (entre os resultados observados (o) e os esperados (e)) se vão acentuando à medida que cresce o coeficiente de variação e diminui o número de repetições, isso para os cinco casos ($\delta_i = 25\%$, 15% , 11% , 8% e 7%).

Algumas considerações devem ser feitas sobre certos problemas existentes na área do

TABELA 6. Percentagem de diferenças significativas entre os tratamentos de um a cinco e a testemunha (13 ou média dos tratamentos 12 a 14), considerando-se só os casos de Teste F significativo para diferentes CV, número de repetições e tipo de teste.

CV	Rep.	Teste	Testemunha = treze					Testemunha média dos tratamentos doze, treze e quatorze				
			Tratamento número					Tratamento número				
			1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
15	12	LSD	100,00	79,00	46,00	41,00	35,00	100,00	92,00	62,00	47,00	36,00
		Bonf.	96,00	59,00	30,00	24,00	21,00	100,00	76,00	50,00	35,00	25,00
		Dun.	96,00	53,00	25,00	18,00	19,00	98,00	62,00	31,00	14,00	18,00
		Tuk.	69,00	21,00	8,00	5,00	4,00	93,00	37,00	16,00	5,00	8,00
15	6	LSD	83,00	46,00	26,50	19,00	21,50	91,50	60,50	41,00	26,00	28,00
		Bonf.	63,50	21,00	16,50	8,00	7,00	82,00	33,00	22,00	11,50	12,50
		Dun.	56,00	16,50	11,50	6,50	5,00	62,50	13,00	8,00	4,50	3,00
		Tuk.	14,50	0,50	1,00	0,00	0,00	30,50	2,50	2,00	0,00	0,50
15	3	LSD	50,00	21,80	17,50	9,30	8,00	55,00	31,30	24,80	12,30	12,50
		Bonf.	29,30	10,50	7,80	3,50	3,00	39,50	13,00	10,00	5,00	4,50
		Dun.	10,30	3,00	1,50	1,30	0,50	21,50	3,30	2,80	2,50	1,30
		Tuk.	3,50	0,50	0,00	0,80	0,30	5,80	1,00	0,00	1,30	0,00
25	12	LSD	78,00	35,00	23,00	19,00	23,00	88,00	50,00	30,00	31,00	26,00
		Bonf.	53,00	16,00	11,00	12,00	10,00	68,00	25,00	20,00	11,00	16,00
		Dun.	27,00	6,00	5,00	3,00	3,00	48,00	10,00	8,00	2,00	5,00
		Tuk.	11,00	1,00	2,00	2,00	1,00	24,00	2,00	1,00	0,00	1,00
25	6	LSD	40,00	14,00	16,50	9,50	12,00	51,50	20,00	19,00	11,00	16,50
		Bonf.	21,50	5,00	8,00	3,00	4,50	30,00	7,50	9,50	4,50	4,50
		Dun.	9,00	1,00	1,50	0,50	0,50	13,00	0,50	2,00	1,00	1,50
		Tuk.	2,00	0,00	0,00	0,00	0,00	3,50	0,00	0,00	0,00	0,00
25	3	LSD	11,80	5,30	7,00	5,00	2,80	13,50	4,30	7,00	4,50	5,30
		Bonf.	5,80	2,50	3,00	2,00	1,00	8,00	2,00	2,00	2,80	1,50
		Dun.	2,80	1,50	0,30	1,00	0,30	3,50	1,00	0,50	2,00	1,00
		Tuk.	0,50	0,30	0,00	0,80	0,00	0,50	0,80	0,00	0,30	0,00

melhoramento de plantas, para cuja área se fez o presente estudo de simulação. Sabe-se que o volume de sementes disponíveis de cada uma das linhagens selecionadas é quase sempre escasso, principalmente no caso das redes de ensaios nacionais ou regionais. Quando da comparação de linhagens progênie ou da execução de ensaios em rede, visando selecionar as entradas julgadas superiores, os melhoristas tendem a usar canteiros de certa dimensão, com várias linhas, utilizando as linhas externas como bordadura. Face à escassez de sementes, ao grande número de linhagens, cultivares ou híbridos a selecionar, e à dificuldade em obter a área experimental desejável (área disponível para plantio na Estação Experimental), o melhorista é forçado a usar reticulados ou blocos ao acaso com poucas repetições (duas ou três repetições nos primeiros ciclos e, na maioria das vezes, quatro ou cinco repetições nos ciclos mais adiantados).

TABELA 7. Valores observados (o) e esperados (e) para as diferentes combinações de CV e número de repetições, do número de experimentos em que os tratamentos de um a cinco diferiram da testemunha (13), com o teste de diferença mínima significativa, considerando todos os experimentos¹.

CV	Rep.	Num.	1(25)	2(15)	3(11)	4(8)	5(7)
15	12	(o)	100,00	79,00	46,00	41,00	35,00
		(e)	99,50	79,00	56,00	31,50	31,00
15	6	(o)	167,00	93,00	53,00	38,00	43,00
		(e)	179,00	107,00	71,00	47,00	40,00
15	3	(o)	241,00	103,00	81,00	45,00	36,00
		(e)	261,00	132,00	92,00	66,00	58,00
25	12	(o)	79,00	35,00	23,00	19,00	23,00
		(e)	79,00	42,50	28,50	20,50	17,00
25	6	(o)	102,00	38,00	37,00	27,00	28,00
		(e)	107,00	55,00	39,00	27,00	25,00
25	3	(o)	120,00	59,00	60,00	35,00	32,00
		(e)	136,00	74,00	54,00	46,00	42,00

¹ Os números máximos a serem esperados são de 100, 200 e 400 para os experimentos com 12, 6 e 3 repetições, respectivamente.

Convém realçar que, o decréscimo da variância fenotípica conduz a um aumento de eficiência na seleção de genótipos superiores (Hallauer & Miranda Filho 1981).

Normalmente, providências tais como: a eliminação ou balanceamento das condições ecológicas, a eliminação de diferenças de fertilidade, a melhoria da condução dos experimentos e o uso adequado dos princípios de técnica experimental levam a esse objetivo. O uso de suficiente número de plantas por canteiro, de delineamento apropriado e do número adequado de repetições, com uma correspondente diminuição do coeficiente de variação, levam a uma diminuição do erro da diferença de duas médias, possibilitando maior eficiência na separação das seleções superiores. Essas recomendações têm sido enfatizadas por vários autores (Cochran & Cox 1957, Miranda Filho 1978, Conagin 1982 e outros).

A pesquisa efetuada através de um processo

TABELA 8. Valores observados (o) e esperados (e) para diferentes combinações de CV e número de repetições, do número de experimentos em que os tratamentos de um a cinco diferiram da testemunha (13), com o teste de diferença mínima significativa, considerando só os experimentos com F significativo¹.

CV	Rep.	Num.	1(25)	2(15)	3(11)	4(8)	5(7)
15	12	(o)	100,00	79,00	46,00	40,00	35,00
		(e)	99,50	79,00	56,00	31,50	31,00
15	6	(o)	166,00	92,00	53,00	38,00	43,00
		(e)	179,00	107,00	71,00	47,00	40,00
15	3	(o)	200,00	87,00	70,00	37,00	32,00
		(e)	261,00	132,00	92,00	66,00	58,00
25	12	(o)	78,00	35,00	23,00	19,00	23,00
		(e)	79,00	42,50	28,50	20,50	17,00
25	6	(o)	80,00	28,00	33,00	19,00	24,00
		(e)	107,00	55,00	39,00	27,00	25,00
25	3	(o)	47,00	21,00	28,00	20,00	11,00
		(e)	136,00	74,00	54,00	46,00	42,00

¹ Os números máximos a serem esperados são de 100, 200 e 400 para experimentos com 12, 6 e 3 repetições, respectivamente.

de simulação procurou utilizar como parâmetros, valores considerados pelos autores como representativos da situação média a ser encontrada pelos melhoristas em seus trabalhos.

Os resultados obtidos enfatizam as informações supra citadas e mostram pelos resultados das Tabelas 3, 4, 5, 6, 7 e 8, a possibilidade de se conseguir um grande poder discriminatório na separação de diferenças reais de determinadas magnitudes, pelo uso de testes adequados (de maior precisão experimental).

Uma recomendação pode ser feita: é possível, com a adoção de canteiros menores, sem bordadura, porém, com número suficiente de plantas por canteiro, com o uso de delineamentos balanceados e com maior número de repetições - usando melhor técnica experimental (para reduzir o coeficiente de variação) e fazendo uso do teste estatístico mais adequado e eficiente -, conseguir-se maior poder discriminatório na separação de determinadas diferenças, do que se conseguiria com as técnicas normalmente em uso (canteiros maiores, bordadura, menor número de repetições, uso de testes menos eficientes etc.); esse fato é verdadeiro também para os casos em que se está estimando as variâncias genéticas e fenotípicas, e a herdabilidade.

CONCLUSÕES

Nas condições adotadas e para os parâmetros escolhidos, as seguintes conclusões foram obtidas:

1. O poder discriminativo do teste da diferença mínima significativa, que é de 100% para diferenças de 25% da média quando o CV = 15 e $r = 12$, se reduz para 30% quando o CV = 25 e $r = 3$. O teste de Tukey tem o poder discriminativo reduzido de 69% para 0,80%, nas mesmas circunstâncias, ficando os testes de Bonferroni e de Dunnett em situação intermediária. Para o caso de seis repetições o poder discriminativo de 83,5% se reduz para 51% no caso da diferença mínima e de 14,5% para 2% para o caso do teste de Tukey; os

outros dois testes ficaram, mais uma vez, em posição intermediária.

2. Para os dois coeficientes de variação fixados e para as diferenças genéticas adotadas, quanto maior foi o número de repetições consideradas, maior foi o número de vezes em que se obteve resultados de F significativos para o teste Q. médios tratamentos/Q. médios resíduo.

3. Os resultados experimentais obtidos por simulação se comportaram de acordo com a expectativa teórica, isto é, o poder discriminativo dos "testes estatísticos utilizados" aumentou, tanto, quanto menor o coeficiente de variação, maiores as diferenças adotadas e maior o número de repetições utilizado.

4. Dos quatro testes utilizados, o teste unilateral da diferença mínima significativa foi o melhor, seguido do teste de Bonferroni e do teste de Dunnett, ficando o de Tukey na pior situação, em todas as circunstâncias estudadas.

5. No julgamento das diferenças entre as médias das seleções e o controle, e para as condições estipuladas, o teste de Tukey apresentou tal inferioridade que seu uso não deve ser recomendado para os casos afins.

REFERÊNCIAS

- ARRUDA, H.V. de. Precisão dos delineamentos tipo lattice em milho. *Bragantia*, 12(10-12): 309-13, 1952.
- CHEW, V. *Comparisons among treatment means in an analysis of variance*. s.l., Agricultural Research Service of the United States Department of Agriculture, 1977. 64p.
- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. *Experimental designs*. 2.ed. New York, J. Wiley, 1957. 611p.
- CONAGIN, A. *Como melhorar a qualidade da pesquisa agropecuária*. Campinas, Instituto Agrônomo, 1982. 32p. (Circular, 116).
- 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.

- 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.
- IGUE, T. **Tabelas de probabilidades.** Campinas, Instituto Agronômico, 1974. 12p. (Circular, 41).
- 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.
- MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: MELHORAMENTO e produção do milho no Brasil. Piracicaba, Fundação Cargill/ESALQ, 1978, 650p.
- MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: MELHORAMENTO e produção do milho. Campinas, SP, Fundação Cargill, 1987. v.2
- PANSE, V.G. & SUKHATME, P.V. **Métodos Estadísticos para Investigadores Agrícolas.** México, Fondo de Cultura Económica, 1963. 340p.
- PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental.** 12.ed. Piracicaba, s.ed., 1987, 467p.
- PIMENTEL-GOMES, F. & VIEGAS, G.P. Experiments in square lattices with a common treatment in all blocks. **Rev. Agric.**, 53:34-43, 1978.
- SAS INSTITUTE, Cary, N.C. **SAS User's Guide: basic.** Cary, N.C., 1982. 923p.
- SAS INSTITUTE, Cary, N.C. **Sugi. Supplemental Library User's Guide.** Cary, N.C., 1983. 402p.
- STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics.** s.l., MacGraw-Hill, 1980. 633p.
- VENCOSKY, R. Herança quantitativa. In: MELHORAMENTO e produção do milho no Brasil. Piracicaba, Fundação Cargill/ESALQ, 1978. 650p.
- VENCOSKY, R. Herança quantitativa. In: MELHORAMENTO e produção do milho. Fundação Cargill, Campinas, SP, 1987. 409p. v.2.
- 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. & CONAGIN, A. Seleção de materiais nos trabalhos de melhoramento de plantas. I. O poder discriminativo da posição de classificação. **Pesq. agropec. bras.**, Brasília, 24(8):1013-19, 1989.