

# População de plantas na comparação de produtividade de grãos entre cultivares de milho

Alberto Cargnelutti Filho<sup>(1)</sup> e Lindolfo Storck<sup>(2)</sup>

<sup>(1)</sup>Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária, Rua Gonçalves Dias, 570, Bairro Menino Deus, CEP 90130-060 Porto Alegre, RS. E-mail: alberto-cargnelutti@fepagro.rs.gov.br <sup>(2)</sup>Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Dep. de Fitotecnia, Avenida Roraima s/n, Bairro Camobi, CEP 97105-900 Santa Maria, RS. Bolsista do CNPq. E-mail: storck@ccr.ufsm.br

**Resumo** – O objetivo deste trabalho foi verificar o ganho obtido na discriminação de cultivares de milho pelo ajuste da produtividade de grãos em experimentos inadequados quanto à população final de plantas. O ajuste, ou não, da produtividade de grãos, em função da população variável, nos 31 ensaios de competição de cultivares de milho utilizados, foi realizado com os métodos: sem correção, regra de três, método de Zuber, covariância da população média, covariância da população ideal, método de Cruz, método de Vencovsky & Cruz e método de correção estratificada. O índice de diferenciação de Fasoulas foi utilizado para verificar o ganho na discriminação das cultivares de cada método em relação aos dados sem correção da população. O ganho depende do método de ajuste empregado, obtendo-se, de maneira geral, ganhos mais elevados com o uso dos métodos de correção estratificada, covariância com a população ideal e covariância com a população média. Os ensaios com populações heterogêneas são mais proveitosos, embora a discriminação das cultivares seja menor que a obtida em ensaios com populações homogêneas. Ensaios com populações distanciadas do nível desejado permitem ganhos maiores, porém menor discriminação relativa a ensaios com populações adequadas.

**Termos para indexação:** *Zea mays*, experimentação, ensaio de variedades, método estatístico.

## Population of plants in corn cultivar competition trials

**Abstract** – The objective of this work was to verify the increase of corn cultivar discrimination by using the final plants population to adjust grain yield. The adjustment, or not, of the corn cultivars grain yield considering the population variate for 31 corn trials was made with the methods: without correction, three rule, Zuber method, covariance of the average population, covariance of the ideal population, method proposed by Cruz, method proposed by Vencovsky & Cruz and the method of stratified correction. The Fasoulas differentiation index was used to verify the cultivar discrimination improvement of each method in relation to the data without correction. The profit depends on the method used to correct the grain yield, producing greater profits with the methods of stratification corrections, covariance for the ideal population and covariance for the average population. Bigger profits are obtained in assays with heterogeneous populations, however the cultivar discrimination is smaller than the obtained in assays with homogeneous populations. Assays with populations more spaced away from the desired levels allow greater profits, but lesser discrimination in relation to the assays with adequate populations.

**Index terms:** *Zea mays*, experimentation, variety trials, statistical methods.

## Introdução

A variação entre as unidades experimentais que recebem o mesmo tratamento constitui uma estimativa do erro experimental (Ramalho et al., 2000; Storck et al., 2000a) com interferência direta nos testes de hipótese e nos procedimentos em relação às comparações múltiplas de médias, ou seja, à medida que aumenta o erro experimental diminui o valor da estatística F, dificultando a rejeição da hipótese  $H_0$  (erro tipo II) assim como, maior diferença entre médias de tratamentos será necessária para ser significativa.

Em ensaios de competição de cultivares, as condições experimentais devem ser as mais uniformes possíveis. Para isso, necessita-se de cuidados na implantação, na condução dos experimentos e na coleta dos dados, visando garantir que a superioridade de uma cultivar em relação a outra reflita a sua superioridade genética (Cruz & Carneiro, 2003).

O uso dos princípios básicos da experimentação como repetição, casualização e controle local, no planejamento, condução e análise de experimentos é fundamental para se manter o erro experimental em níveis aceitáveis (Steel et al., 1997; Storck et al., 2000a). Outras formas

de minimizar o efeito do erro experimental e de discriminar melhor as diferenças entre os tratamentos avaliados são a utilização de um maior número de repetições, juntamente com parcelas menores (Gomes, 1994; Conagin et al., 1995; Storck et al., 2000a), o uso de unidades experimentais homogêneas e a realização, de maneira bastante uniforme, dos tratamentos culturais inerentes à cultura, no decorrer do experimento (Lopes & Storck, 1995; Lúcio, 1997). Além disso, Cruz & Carneiro (2003) incluem a mensuração de variáveis auxiliares, ou covariáveis, relacionadas às variáveis principais, como uma das técnicas experimentais utilizadas para reduzir a variação ambiental. Assim, a correção prévia dos dados quanto à desuniformidade na população de plantas consiste em uma forma de se fazer comparações mais apropriadas sobre a superioridade genotípica (Cruz & Carneiro, 2003). A magnitude do erro experimental e o atendimento às pressuposições do modelo matemático (Storck et al., 2000a) servem para avaliar a qualidade de um experimento. Além disso, as estatísticas coeficiente de variação (Scapim et al., 1995) e diferença mínima significativa, obtida pelo método de Tukey (Lúcio, 1997), são consideradas adequadas para classificar a precisão experimental.

A precisão experimental dos ensaios de competição de cultivares de milho é baixa (Lopes, 1993; Lopes & Storck, 1995; Lúcio, 1997; Marques, 1999), ocasionando a discriminação ineficiente entre as cultivares, o que pode induzir a conclusões incorretas em relação às cultivares a serem indicadas aos produtores. Além disso, a continuidade da avaliação de cultivares significativamente inferiores onera os custos da pesquisa. Trabalhos têm sido realizados em relação às técnicas culturais da cultura do milho, como adubação (Lopes, 1993), controle de plantas daninhas, distribuição de sementes e adubos e proteção das plantas contra insetos (Lopes & Storck, 1995), tratamento de sementes, desbaste, controle de insetos e plantas daninhas (Lúcio, 1997), entre outras, visando melhorar a precisão experimental.

A análise da covariância com a produtividade de grãos, usando-se como covariável o número de plantas na colheita (Veronesi et al., 1995; Storck et al., 2000b; Schmildt et al., 2001), os resultados de análise de solo (Feijó et al., 2001), o número de plantas e de espigas na colheita (Storck et al., 2002) tem sido utilizada buscando diminuir o erro experimental em ensaios de competição de cultivares de milho. Além disso, o uso de bordadura nas extremidades das fileiras (Cargnelutti Filho et al., 2003b) e a análise espacial (Cargnelutti Filho et al., 2003a) foram estudados visando reduzir o erro experi-

mental em ensaios de competição de cultivares de milho. A desuniformidade relacionada ao número de plantas por parcela prejudica essas comparações e constitui um dos problemas básicos na análise e interpretação dos resultados experimentais (Schmildt et al., 2001; Cruz & Carneiro, 2003). Por isso, tenta-se obter população uniforme pela semeadura em excesso, efetuando-se o desbaste para a população desejada quando as plantas estão em estágio inicial de crescimento. Mesmo após esta prática, a parcela pode, algumas vezes, apresentar falhas por causa de fatores que fogem ao controle do pesquisador, tais como elevada precipitação pluvial, ação de pragas e doenças, entre outras, podendo afetar a realização de certas análises estatísticas, em particular, quando o caráter não é medido apenas nas plantas competitivas (Vencovsky & Cruz, 1991). Sendo assim, uma maneira de se considerar o efeito de população em análises estatísticas é incluí-lo no modelo como covariável.

Os métodos de ajuste da produtividade de parcelas com populações variadas têm sido aplicados com maior frequência, por causa, principalmente, da disponibilidade de técnicas computacionais atuais em relação à resolução do grande volume de cálculos que exigem. Diversos trabalhos com dados simulados e de experimentos realizados no campo, envolvendo métodos de correção de estande para estimar produtividade, têm sido realizados (Morais et al., 1986; Vencovsky & Cruz, 1991; Veronesi et al., 1995; Schmildt et al., 2001). De maneira geral, conforme estatísticas utilizadas na verificação da eficiência dos métodos, os resultados mostram-se promissores quanto à discriminação de cultivares, apontando uma tendência de melhorar a precisão experimental, principalmente nos métodos que utilizam o número de plantas como covariável. Porém, o ganho obtido na discriminação entre cultivares, pelo ajuste dos dados da produtividade de grãos, é pouco conhecido.

O objetivo deste trabalho foi verificar o ganho obtido na discriminação de cultivares de milho pelo ajuste da produtividade de grãos em experimentos inadequados quanto à população final de plantas.

## Material e Métodos

Foram usados os dados de produtividade de grãos de milho (Y), corrigidos a 13% de umidade, e da população final de plantas (X) de 31 ensaios de competição de cultivares de milho (*Zea mays* L.), realizados no Estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 2002/2003. Esses ensaios classificaram-se em quatro grupos de experimentos, conforme a categoria e o ciclo das cultivares,

ou seja, 36 cultivares na categoria dos estaduais e de ciclo precoce, 11 na dos estaduais superprecoce, 27 na dos indicados precoces e 18 na dos indicados superprecoce. Na categoria dos ensaios estaduais, as cultivares avaliadas foram aquelas ainda não indicadas aos produtores, e as indicadas foram estudadas na categoria dos ensaios indicados. Em todos os ensaios, as cultivares foram delineadas em blocos casualizados, com três repetições, e as unidades experimentais constituídas de duas fileiras com 5,0 m de comprimento, com espaços de 0,8 m.

Realizaram-se as sementeiras visando obter populações finais, respectivamente, de 55.000 e 65.000 plantas ha<sup>-1</sup> em relação aos ensaios dos ciclos precoce e superprecoce. As adubações de sementeira e de cobertura foram efetuadas com base nas análises de solo, e os tratos culturais e fitossanitários, de acordo com a necessidade da cultura.

O ajuste, ou não, da produtividade de grãos, em virtude da população variável, foi procedido com oito métodos, conforme Cruz & Carneiro (2003): SC, sem correção; RT, correção por regra de três; Z, correção pelo método de Zuber (1942); CM, correção pela covariância com a população média; CI, correção pela covariância com a população ideal; C, correção pelo método de Cruz (1971); VC, correção conforme Vencovsky & Cruz (1991) e CE, correção estratificada, segundo Schmildt et al. (2001).

Nos ensaios em que a análise de variância em relação à população final apresentou significância para o efeito de cultivar, o valor da estatística diferença mínima significativa entre as cultivares, pelo teste de Tukey, foi utilizado na obtenção dos grupos de cultivares no método de correção estratificada.

Realizou-se a análise da variância da produtividade de grãos de milho sem e com o ajuste dos dados. Foram determinadas, em relação à variável produtividade de grãos, em cada ensaio, as estatísticas quadrado médio do erro (QM<sub>E</sub>), coeficiente de variação (CV), diferença mínima significativa entre as cultivares pelo teste de Tukey ( $\Delta$ ) e diferença mínima significativa entre as cultivares pelo teste de Tukey em porcentagem da média – DMS = 100 ? /  $\hat{m}$ , onde  $\hat{m}$  é a estimativa da média geral do ensaio. A seguir, aplicou-se o teste de Tukey em todos os ensaios, independentemente da significância de cultivares em relação à produtividade de grãos. Definiu-se o índice de diferenciação de Fasoulas (IF) (Fasoulas, 1983), o qual é estimado pela expressão  $IF = 200 \sum_{i=1}^n m_i / [n(n-1)]$ , sendo n o número total de cultivares e  $\hat{m}_i$  o número de médias as quais a i-ésima cul-

tivar supera estatisticamente, após a aplicação do teste de Tukey, fornecendo o porcentual de diferenças estatísticas entre as médias que o método de comparação múltiplas de médias (Tukey) consegue detectar.

Na identificação do método de ajuste que permite a obtenção dos maiores valores de IF, constantes nos vários ambientes, utilizaram-se os princípios do método para estudo da adaptabilidade e estabilidade de Lins & Binns, descritos em Cruz & Carneiro (2003):  $P_i = \sum_{j=1}^n (W_{ij} - M_j)^2 / 2e$ , em que  $P_i$  é a estimativa da eficácia do método i, sendo mais eficaz o método com menor valor de  $P_i$ ;  $W_{ij}$  é o valor de IF do i-ésimo método no j-ésimo ambiente;  $M_j$  é a resposta máxima de IF para  $P_i$  entre todos os métodos no ambiente j; e é o número de ambientes. Estabeleceu-se o ganho do IF, em porcentagem, para cada método relativo aos dados sem correção da população.

Foram efetuadas as análises e obtidas as estimativas com o auxílio do programa GENES (Cruz, 2001) e do aplicativo Office Excel.

## Resultados e Discussão

A estatística do teste F em relação à população final foi significativa apenas nos ambientes 1, 3, 6, 15, 16 e 28, indicando diferenças no comportamento das cultivares submetidas a esses ambientes (Tabela 1). Nos outros 25 ensaios, as diferenças entre cultivares, em relação à população final, não foram significativas, e, nestes casos, a correção da população é um procedimento adequado, conforme Steel et al. (1997). No entanto, segundo Vencovsky & Cruz (1991) e Veronesi et al. (1995), tem-se realizado a correção em todos os ambientes, utilizando-se a covariância para a população ideal, por permitir a estabilização dos valores ajustados ao redor da mesma população, que deve ser comum a todos os ensaios.

A estatística diferença mínima significativa em porcentagem da média (DMS), em relação à produtividade de grãos (Y), variou de 14,5 (ambiente 14) a 100,3 (ambiente 29), revelando variabilidade das precisões experimentais entre os experimentos (Tabela 2). Dos 31 ensaios, de acordo com os limites de classe dessa estatística estabelecidos por Lúcio (1997), apenas seis apresentaram precisão alta (>9,0 e <25,5), 12 demonstraram precisão média (25,5 a 48,5), 12 apresentaram baixa precisão (>48,5 e ≤65,0) e um classificou-se com precisão experimental muito baixa (>65,0). Estas precisões experimentais estão próximas às relatadas por

Lopes (1993), Lopes & Storck (1995), Lúcio (1997) e Marques (1999).

Apesar de 80,7% dos ensaios apresentarem precisão experimental, que varia de média a muito baixa, apenas em quatro ambientes (16, 27, 29 e 30) não houve diferença significativa em relação à cultivar, apontando que a discriminação das cultivares não foi atingida nesses ambientes (Tabela 1). Porém, deve-se destacar que, de maneira geral, os maiores valores da estatística índice de diferenciação de Fasoulas (IF) sem correção dos dados foram obtidos nos experimentos com precisão alta (menor DMS), ou seja, maior número de contrastes entre médias de cultivares foram significativos (Tabela 3). Isto se deve à correlação negativa e significativa a 5% de erro ( $r = -0,73$ ) entre a DMS e o índice de diferenciação de Fasoulas. Mesmo nos ambientes 27 e 29, nos

quais o efeito de cultivar não foi significativo em relação à produtividade de grãos (Tabela 1), o teste de Tukey revelou que 0,65% dos contrastes entre as médias das cultivares foram significativos (Tabela 3), o que pode ser explicado pela diferença nos critérios dos testes. Nesses quatro ambientes, houve diferença significativa no número de plantas do ambiente 16 (Tabela 1), obtendo-se, neste ensaio, os maiores ganhos com aplicação dos métodos de correção da população, passando o IF de 0% para 7,27% pelo método de correção de Cruz (1971), ao passo que, no ambiente 27, o percentual de contrastes significativos passou de 0,65 para 2,61 (Tabela 3). Nos ambientes 29 e 30, não houve ganho com a aplicação dos métodos de correção. Nos casos em que há diferença significativa entre cultivares no número de plantas, a análise de covariância não deveria ser aplica-

**Tabela 1.** Média do número final de plantas por ha, diferença mínima significativa a 5% pelo teste de Tukey ( $\Delta$ ), coeficiente de variação experimental (CV), quadrados médios de cultivares e do resíduo e teste F, em diferentes grupos de experimentos.

Grupo de experimento			Média	$\Delta$	CV (%)	Quadrado médio		F
Ambiente	Categoria	Ciclo				Cultivar	Resíduo	
1	Estadual	Precoce	53.912	6.100	3,46	7.538.029	3.471.809	2,17*
2	Estadual	Precoce	51.376	19.392	11,53	49.204.200	35.092.192	1,40 <sup>ns</sup>
3	Estadual	Precoce	52.759	8.985	5,20	13.859.259	7.533.069	1,84*
4	Estadual	Precoce	65.899	20.259	9,39	55.558.688	38.299.689	1,45 <sup>ns</sup>
5	Estadual	Precoce	53.866	8.256	4,68	6.149.140	6.361.194	0,97 <sup>ns</sup>
6	Estadual	Precoce	39.248	24.005	18,68	109.488.674	53.771.908	2,04*
7	Estadual	Precoce	54.271	9.053	5,10	6.469.494	7.647.569	0,85 <sup>ns</sup>
8	Estadual	Precoce	53.507	10.571	6,04	11.350.446	10.427.827	1,09 <sup>ns</sup>
9	Estadual	Precoce	55.451	23.735	13,08	69.832.589	52.570.685	1,33 <sup>ns</sup>
10	Estadual	Precoce	52.870	9.439	5,45	9.189.815	8.313.079	1,11 <sup>ns</sup>
11	Estadual	Precoce	60.871	12.940	7,21	19.734.848	19.237.689	1,03 <sup>ns</sup>
12	Estadual	Superprecoce	46.061	15.624	11,50	51.438.575	28.045.557	1,83 <sup>ns</sup>
13	Estadual	Superprecoce	65.454	11.808	6,11	21.137.683	16.017.965	1,32 <sup>ns</sup>
14	Estadual	Superprecoce	62.462	5.735	3,11	8.693.182	3.778.409	2,30 <sup>ns</sup>
15	Estadual	Superprecoce	50.417	25.460	17,12	202.083.333	74.469.697	2,71*
16	Estadual	Superprecoce	61.061	13.603	7,55	100.350.379	21.259.470	4,72*
17	Estadual	Superprecoce	62.462	7.294	3,96	10.359.848	6.112.689	1,69 <sup>ns</sup>
18	Estadual	Superprecoce	63.636	15.567	8,29	44.801.136	27.840.909	1,61 <sup>ns</sup>
19	Estadual	Superprecoce	60.568	11.538	6,46	33.986.742	15.293.561	2,22 <sup>ns</sup>
20	Indicado	Precoce	51.323	18.754	11,46	44.810.456	34.615.470	1,29 <sup>ns</sup>
21	Indicado	Precoce	66.843	17.063	8,01	47.156.787	28.652.461	1,65 <sup>ns</sup>
22	Indicado	Precoce	53.441	12.077	7,09	14.246.498	14.353.336	0,99 <sup>ns</sup>
23	Indicado	Precoce	52.083	20.821	12,54	38.942.308	42.666.043	0,91 <sup>ns</sup>
24	Indicado	Precoce	51.235	14.877	9,11	36.197.175	21.780.775	1,66 <sup>ns</sup>
25	Indicado	Precoce	52.731	10.561	6,28	10.269.765	10.977.564	0,94 <sup>ns</sup>
26	Indicado	Superprecoce	45.053	13.901	10,03	35.065.075	20.419.378	1,72 <sup>ns</sup>
27	Indicado	Superprecoce	66.376	15.351	7,52	29.382.561	24.900.861	1,18 <sup>ns</sup>
28	Indicado	Superprecoce	61.991	8.100	4,25	28.955.610	6.932.530	4,18*
29	Indicado	Superprecoce	58.542	30.646	17,02	135.738.358	99.244.281	1,37 <sup>ns</sup>
30	Indicado	Superprecoce	58.657	19.286	10,69	32.448.257	39.305.896	0,83 <sup>ns</sup>
31	Indicado	Superprecoce	61.875	10.249	5,38	9.206.495	11.100.899	0,83 <sup>ns</sup>

<sup>ns</sup>Não-significativo. \*Significativo a 5% de probabilidade de erro.

da (Steel et al., 1997), e sim o método da correção estratificada (CE) (Schmidt et al., 2001), pois leva em conta essas diferenças, e neste caso, o percentual de contrastes do ensaio 16 passaria de 0,00 para 1,82.

Os métodos de correção por regra de três (RT) e pelo método de Zuber (Z) foram ineficientes na discriminação de cultivares, com perdas de 23,70% e 7,72%, respectivamente (Tabela 3). Em apenas 22,6% dos ensaios, houve ganho com a correção por RT, e em 32,3%, com Z. Estes percentuais estão de acordo com Vencovsky & Cruz (1991) e Veronesi et al. (1995), que revelam, por meio de estudos comparativos de produtividade de milho, a não existência de proporcionalidade linear entre o número de plantas e a produtividade observada. Por causa disso, o ajuste da produtividade, em

relação à população ideal, por regra de três simples, é considerado por tais autores como um procedimento inadequado, que pode superestimar a produtividade de diferentes cultivares. Já o resultado indesejável obtido pelo método de Zuber pode ser explicado pelo fato de considerar o mesmo coeficiente de compensação (0,3) em todos os ensaios, haja vista alguns trabalhos revelarem que esse coeficiente de compensação é variável quando se avaliam materiais com diferentes estruturas genótípicas ou se conduzem ensaios em condições ambientais variadas (Morais et al., 1986; Veronesi et al., 1995).

De maneira geral, os maiores ganhos em relação à análise dos dados sem correção foram obtidos por métodos que envolvem análise de covariância (CI, CM) e

**Tabela 2.** Média da produtividade de grãos de milho ( $\text{kg ha}^{-1}$ ), diferença mínima significativa a 5% pelo teste de Tukey em kg ( $\Delta$ ) e em porcentagem da média (DMS), coeficiente de variação experimental (CV), quadrados médios de cultivares e do resíduo e teste F, em diferentes grupos de experimentos.

Grupo de experimento			Média	$\Delta$	DMS	CV (%)	Quadrado médio		F
Ambiente	Categoria	Ciclo					Cultivar	Resíduo	
1	Estadual	Precoce	7.739	3.290	42,5	12,99	5.219.448	1.010.283	5,17*
2	Estadual	Precoce	5.803	2.217	38,2	11,67	5.943.637	458.859	12,95*
3	Estadual	Precoce	5.226	2.941	56,3	17,19	2.073.293	806.897	2,57*
4	Estadual	Precoce	10.968	3.722	33,9	10,37	7.962.863	1.292.532	6,16*
5	Estadual	Precoce	8.874	2.167	24,4	7,46	7.191.396	438.298	16,41*
6	Estadual	Precoce	5.766	3.485	60,4	18,46	4.858.760	1.133.562	4,29*
7	Estadual	Precoce	7.034	4.116	58,5	17,87	7.412.729	1.580.759	4,69*
8	Estadual	Precoce	8.910	1.939	21,8	6,65	4.473.382	350.732	12,75*
9	Estadual	Precoce	4.284	2.250	52,5	16,05	3.477.614	472.489	7,36*
10	Estadual	Precoce	9.446	3.091	32,7	10,00	7.879.364	891.564	8,84*
11	Estadual	Precoce	8.688	2.246	25,9	8,76	6.736.204	579.809	11,62*
12	Estadual	Superprecoce	4.770	1.799	37,7	12,79	1.509.813	371.936	4,06*
13	Estadual	Superprecoce	10.393	2.135	20,5	6,96	8.895.993	523.680	16,99*
14	Estadual	Superprecoce	7.670	1.114	14,5	4,92	6.247.796	142.646	43,80*
15	Estadual	Superprecoce	6.993	3.629	51,9	17,59	7.491.926	1.512.769	4,95*
16	Estadual	Superprecoce	7.067	4.445	62,9	21,32	4.757.662	2.270.376	2,10 <sup>ns</sup>
17	Estadual	Superprecoce	9.263	1.674	18,1	6,13	2.744.367	322.030	8,52*
18	Estadual	Superprecoce	4.343	2.133	49,1	16,65	2.615.917	522.869	5,00*
19	Estadual	Superprecoce	8.484	2.424	28,6	9,69	8.236.272	675.291	12,20*
20	Indicado	Precoce	6.267	2.567	41,0	12,85	3.251.965	648.619	5,01*
21	Indicado	Precoce	10.965	3.391	30,9	9,70	3.904.346	1.131.529	3,45*
22	Indicado	Precoce	8.707	2.456	28,2	8,85	4.106.440	593.841	6,92*
23	Indicado	Precoce	6.683	4.161	62,3	19,53	4.642.754	1.703.607	2,73*
24	Indicado	Precoce	6.020	3.053	50,7	15,91	5.246.251	917.053	5,72*
25	Indicado	Precoce	8.166	3.840	47,0	14,75	6.159.386	1.450.988	4,24*
26	Indicado	Superprecoce	4.422	2.733	61,8	20,09	2.913.439	789.513	3,69*
27	Indicado	Superprecoce	10.563	5.187	49,1	15,96	4.553.939	2.842.699	1,60 <sup>ns</sup>
28	Indicado	Superprecoce	8.857	1.372	15,5	5,04	3.755.633	198.949	18,88*
29	Indicado	Superprecoce	6.129	6.146	100,3	32,60	7.436.324	3.991.607	1,86 <sup>ns</sup>
30	Indicado	Superprecoce	7.808	5.078	65,0	21,14	2.241.613	2.725.204	0,82 <sup>ns</sup>
31	Indicado	Superprecoce	9.863	2.642	26,8	8,71	2.236.085	737.449	3,03*

<sup>ns</sup>Não-significativo. \*Significativo a 5% de probabilidade de erro.

por outros que se baseiam em um fator de compensação estimado a partir dos dados experimentais (VC), condizendo com Morais et al. (1986), Vencovsky & Cruz (1991) e Veronesi et al. (1995). Porém, o método de CE foi o mais eficaz na análise conjunta dos ambientes, conforme demonstrado pelo menor valor da estatística Pi (1,36), o que concorda com Schmildt et al. (2001) (Tabela 3). Este resultado deve-se à maior discriminação do método CE, obtida nos ensaios com diferença significativa entre cultivares em relação ao número de plantas (Tabela 4).

O índice de diferenciação de Fasoulas (IF) variou de 0,00 a 61,82 nos ensaios analisados sem a correção prévia dos dados, demonstrando a variabilidade entre os ensaios quanto à capacidade de discriminação de cultivares e à necessidade de investigação dos fatores causais da não-manifestação de diferenças significativas entre as cultivares em determinados experimentos (Tabela 3).

Em 55% dos ensaios, houve aumento do IF por algum dos métodos aplicados, o que leva a inferir que

**Tabela 3.** Valores do índice de diferenciação de Fasoulas (IF) em cada ambiente nos diferentes métodos de correção da população de plantas, estatística Pi e média do IF em cada método e ganho em porcentagem de cada método em relação à análise da produtividade de grãos de milho sem correção da população.

Grupo de experimento			Método de correção <sup>(1)</sup>							
Ambiente	Categoria	Ciclo	SC	RT	Z	CM	CI	CR	VC	CE
1	Estadual	Precoce	7,46	8,89	8,57	11,27	11,27	10,16	9,52	9,52
2	Estadual	Precoce	23,17	27,94	30,32	28,57	28,57	31,43	30,48	28,57
3	Estadual	Precoce	1,43	0,95	1,43	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
4	Estadual	Precoce	10,00	7,30	10,79	10,95	10,95	13,33	11,59	10,95
5	Estadual	Precoce	32,22	35,08	36,98	37,30	37,30	37,14	37,30	37,30
6	Estadual	Precoce	5,24	6,67	9,52	12,22	12,22	9,21	9,52	12,22
7	Estadual	Precoce	6,35	4,76	5,24	5,87	5,87	6,51	5,87	5,87
8	Estadual	Precoce	24,92	12,22	16,83	25,08	25,08	21,27	23,33	25,08
9	Estadual	Precoce	13,17	5,87	8,57	12,70	12,70	10,63	12,70	12,70
10	Estadual	Precoce	18,73	24,92	24,29	24,29	24,29	24,29	24,60	24,29
11	Estadual	Precoce	30,91	18,18	23,64	30,91	30,91	30,91	30,91	30,91
12	Estadual	Superprecoce	5,45	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
13	Estadual	Superprecoce	43,64	23,64	32,73	43,64	43,64	43,64	43,64	43,64
14	Estadual	Superprecoce	61,82	60,00	61,82	63,64	63,64	58,18	63,64	63,64
15	Estadual	Superprecoce	9,09	0,00	0,00	3,64	3,64	0,00	0,00	18,18
16	Estadual	Superprecoce	0,00	0,00	0,00	5,45	5,45	7,27	0,00	1,82
17	Estadual	Superprecoce	27,27	12,73	20,00	27,27	27,27	27,27	27,27	27,27
18	Estadual	Superprecoce	9,09	5,45	9,09	9,09	9,09	9,09	9,09	9,09
19	Estadual	Superprecoce	34,55	18,18	27,27	34,55	34,55	32,73	34,55	34,55
20	Indicado	Precoce	7,12	6,55	7,98	8,55	8,55	8,55	8,26	8,55
21	Indicado	Precoce	4,84	2,28	3,70	3,42	3,42	3,99	3,70	3,42
22	Indicado	Precoce	17,09	23,93	25,07	24,79	24,79	25,36	25,64	24,79
23	Indicado	Precoce	1,71	1,14	0,85	1,99	1,99	0,85	1,99	1,99
24	Indicado	Precoce	9,12	6,84	9,12	9,12	9,12	9,40	9,97	9,12
25	Indicado	Precoce	5,13	3,70	4,27	3,99	3,99	4,27	4,27	3,99
26	Indicado	Superprecoce	3,27	2,61	2,61	2,61	2,61	2,61	2,61	2,61
27	Indicado	Superprecoce	0,65	1,96	1,96	2,61	2,61	2,61	2,61	2,61
28	Indicado	Superprecoce	40,52	26,14	35,29	40,52	40,52	39,22	40,52	39,87
29	Indicado	Superprecoce	0,65	0,00	0,65	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
30	Indicado	Superprecoce	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
31	Indicado	Superprecoce	3,27	1,31	3,92	3,27	3,27	3,92	3,92	3,27
Pi			6,87	32,80	13,56	4,28	4,28	6,95	7,01	1,36
Média			14,77	11,27	13,63	15,75	15,75	15,32	15,43	16,02
Ganho (%)			-	-23,70	-7,72	6,64	6,64	3,72	4,47	8,46

<sup>(1)</sup>SC: sem correção; RT: correção por regra de três; Z: correção pelo método de Zuber (1942); CM: correção pela covariância com população média; CI: correção pela covariância com população ideal; C: correção pelo método de Cruz (1971); VC: correção pelo método proposto por Vencovsky & Cruz (1991); CE: correção estratificada.

houve melhoria da precisão experimental mediante a correção dos dados. Considerando o resultado do método que obteve maior IF entre os 17 ensaios, houve um ganho de 27,6% em relação à análise sem a correção prévia dos dados, visto que o IF médio passou de 14,00, quando os dados foram analisados sem a correção, para 17,87 na média do melhor resultado obtido em cada ensaio. Por outro lado, em 45% dos ensaios, a correção dos dados, além de não proporcionar ganhos, reduziu o IF, consistindo, por isto, numa técnica experimental inadequada em relação a esses casos. Portanto, o uso de métodos de correção da população apenas em determinadas situações possibilita uma melhor discriminação de cultivares.

Do ponto de vista da técnica experimental, embora o ganho em discriminação de cultivares pelos métodos de correção aparentemente não seja tão expressivo, e considerando a fácil quantificação da variável número de plantas e, ainda, as facilidades computacionais atuais, o uso desta variável como auxiliar na análise de variância torna-se uma opção adequada, que pode melhorar a precisão experimental em determinadas situações. Necessita-se, para isso, identificar em cada ensaio o método para obtenção do máximo ganho.

Nos ensaios nos quais a estatística F foi significativa entre cultivares em relação à população final, o maior ganho obtido foi do método de correção estratificada (CE) (Tabela 4). Estes resultados concordam com os de Schmildt et al. (2001), quando afirmam que esse método é eficiente em corrigir a produção de parcelas nos ambientes em que a estatística F tenha revelado diferença entre as cultivares relacionado à capacidade de deixar descendentes. Apesar do maior ganho em relação ao grupo de ensaios com teste F não-significativo, quanto à população final, a média de contrastes obtidos sem correção foi 32,7% menor nos ensaios em que as cultivares diferiram quanto ao número de plantas, indicando que essas diferenças influenciaram as comparações de cultivares quanto à variável produtividade de grãos. Embora os ganhos obtidos nos ensaios em que as diferenças entre cultivares, em relação à população final, são não-significativas sejam menores, a média do IF é sempre superior aos ensaios com população final significativa, independentemente do método de correção.

A maior variação do número de plantas entre cultivares nos seis ensaios com diferença significativa (QMe médio = 27.906.414) em relação aos 25 ensaios sem diferença significativa da população final (QMe médio = 24.922.239) possibilitou ganhos mais elevados. A relação média entre a população final e a ideal nos

seis ensaios com diferença significativa do número de plantas (88,7%) foi inferior àqueles sem diferença significativa (96,5%), indicando que são obtidos ganhos maiores com os métodos de correção quando aumentam as diferenças relativas à população ideal. Portanto, a variação dentro de cultivares e as diferenças relativas da população à população ideal interferem na precisão experimental de forma inversamente proporcional. Apesar de os métodos de correção permitirem a obtenção de maiores ganhos, quando existe diferença entre cultivares na população final de plantas, os resultados mostram a importância de se conseguir uma população ideal, pois, mesmo com as correções, os métodos não conseguem superar a média dos contrastes obtidos nos ensaios sem diferença significativa (15,77), mesmo sem correção (Tabela 4). Os resultados revelam um maior ganho quando se têm populações de plantas heterogêneas. No entanto, estas populações devem ser evitadas, pois a média de contrastes significativos, embora apresente maior ganho, é menor em relação a populações uniformes. Por causa disso, as técnicas experimentais que visam a obtenção de populações ideais devem ser utilizadas.

Ao comparar ensaios que avaliam cultivares a serem indicadas aos produtores (estaduais) com aqueles que avaliam cultivares já indicadas, os ganhos são semelhantes, e os ensaios comparados dentro do mesmo ciclo (Tabela 5). Métodos de correção em ensaios de ciclo

**Tabela 4.** Média do índice de diferenciação de Fasoulas e ganho em porcentagem de cada método em relação à análise da produtividade de grãos de milho sem correção da população, em classes de ambientes, conforme teste F (5%), para a população final.

Método de correção <sup>(1)</sup>	Teste F significativo (seis ensaios)		Teste F não significativo (25 ensaios)	
	Média	Ganho	Média	Ganho
SC	10,62	-	15,77	-
RT	7,11	-33,05	12,26	-22,26
Z	9,14	-13,94	14,71	-6,72
CM	12,34	16,20	16,57	5,07
CI	12,34	16,20	16,57	5,07
CR	11,14	4,90	16,32	3,49
VC	10,09	-4,99	16,72	6,02
CE	13,76	29,57	16,57	5,07

<sup>(1)</sup>SC: sem correção; RT: correção por regra de três; Z: correção pelo método de Zuber (1942); CM: correção pela covariância com população média; CI: correção pela covariância com população ideal; C: correção pelo método de Cruz (1971); VC: correção pelo método proposto por Vencovsky & Cruz (1991); CE: correção estratificada.

**Tabela 5.** Média do índice de diferenciação de Fasoulas e ganho em porcentagem de cada método em relação à análise da produtividade de grãos de milho sem correção da população nos quatro grupos de experimentos.

Método <sup>(1)</sup>	Estadual precoce		Estadual superprecoce		Indicado precoce		Indicado superprecoce	
	Média	Ganho	Média	Ganho	Média	Ganho	Média	Ganho
SC	14,27	-	24,65	-	7,50	-	8,06	-
RT	13,46	-5,68	15,35	-37,73	7,41	-1,20	5,34	-33,75
Z	15,25	6,87	19,39	-21,34	8,50	13,33	7,41	-8,06
CM	16,92	18,57	24,24	-1,66	8,64	15,20	8,17	1,36
CI	16,92	18,57	24,24	-1,66	8,64	15,20	8,17	1,36
CR	16,49	15,56	23,23	-5,76	8,74	16,53	8,06	0,00
VC	16,59	16,26	23,23	-5,76	8,97	19,60	8,28	2,73
CE	16,75	17,38	25,46	3,29	8,64	15,20	8,06	0,00

<sup>(1)</sup>SC: sem correção; RT: correção por regra de três; Z: correção pelo método de Zuber (1942); CM: correção pela covariância com população média; CI: correção pela covariância com população ideal; C: correção pelo método de Cruz (1971); VC: correção pelo método proposto por Vencovsky & Cruz (1991); CE: correção estratificada.

clo superprecoce proporcionaram menores ganhos em relação aos precoces. Quanto ao IF, constata-se a superioridade nos ensaios estaduais, que ocorre, provavelmente, por causa da seleção que os agricultores fazem nas cultivares indicadas, pois as que se mantêm nos ensaios de indicação são as mais aceitas ou plantadas pelos agricultores, apresentando comportamentos semelhantes, o que era já esperado. Por outro lado, nos ensaios em que se avaliam cultivares para serem indicadas aos produtores, espera-se maior diversidade genética entre as cultivares e, conseqüentemente, mais contrastes entre as médias.

### Conclusões

1. O ganho obtido na discriminação de cultivares de milho da variável produtividade de grãos, utilizando os dados da população final de plantas, depende do método de ajuste empregado; de maneira geral, os ganhos são maiores com os métodos de correção estratificada, correção por análise de covariância para a população ideal e correção por análise de covariância para a população média.

2. Ganhos mais elevados são obtidos em ensaios com população final de plantas heterogêneas entre cultivares, porém a discriminação de cultivares é menor que a obtida em ensaios com população final de plantas homogêneas.

3. Ensaios com população final de plantas mais afastadas do valor almejado, ou inadequados, permitem maiores ganhos, porém menor discriminação se comparados a ensaios adequados quanto às populações.

### Referências

- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D. Ajustes de quadrado médio do erro em ensaios de competição de cultivares de milho pelo método de Papadakis. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.38, p.467-473, 2003a.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; CARVALHO, M.P.; SANTOS, P.M. A precisão experimental relacionada ao uso de bordaduras nas extremidades das fileiras em ensaios de milho. **Ciência Rural**, v.33, p.607-614, 2003b.
- CONAGIN, A.; IGUE, T.; NAGAI, V. **Tabelas para determinação do número de repetições no planejamento de experimentos**. Campinas: Instituto Agronômico, 1995. 17p. (Boletim Científico, 34).
- CRUZ, C.D. **Programa GENES**: versão Windows: aplicativo computacional em Genética e Estatística. Viçosa: UFV, 2001. 648p.
- CRUZ, C.D.; CARNEIRO, P.C.S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV, 2003. v.2.
- CRUZ, V.F. da. **Estudo sobre a correção de produção de parcelas em ensaios com milho**. 1971. 143p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- FASOULAS, A.C. Rating cultivars and trials in applied plant breeding. **Euphytica**, v.32, p.939-943, 1983.
- FEIJÓ, S.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; LOVATO, C.; MARTIN, T.N. Melhoria da qualidade de ensaios de avaliação de cultivares de milho através de indicadores de fertilidade do solo. **Ciência Rural**, v.31, p.225-230, 2001.
- GOMES, F.P.A importância do número de repetições nos experimentos. **Revista de Agricultura**, v.69, p.243-245, 1994.
- LOPES, S.J. **Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de milho**. 1993. 72p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.
- LOPES, S.J.; STORCK, L. A precisão experimental para diferentes manejos na cultura do milho. **Ciência Rural**, v.25, p.49-53, 1995.



- LÚCIO, A.D. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. 1997. 64p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.
- MARQUES, D.G. **As pressuposições e a precisão dos ensaios de competição de cultivares de milho no Estado do Rio Grande do Sul**. 1999. 42p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1999.
- MORAIS, A.R.; OLIVEIRA, A.C.; CRUZ, J.C. Comparação de métodos de correção de produções de milho em parcelas experimentais. **Relatório Técnico Anual do CNPMS**: 1980-1984, p.130-132, 1986.
- RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA, D.F.; OLIVEIRA, A.C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Ufla, 2000. 326p.
- SCAPIM, C.A.; CARVALHO, C.G.P. de; CRUZ, C.D. Uma proposta de classificação dos coeficientes de variação para a cultura do milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.30, p.683-686, 1995.
- SCHMILDT, E.R.; CRUZ, C.D.; ZANUNCIO, J.C.; PEREIRA, P.R.G.; FERRÃO, R.G. Avaliação de métodos de correção de estande para estimar a produtividade em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.36, p.1011-1018, 2001.
- STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H.; DICKEY, D.A. **Principles and procedures of statistics**. 3<sup>rd</sup>ed. New York: McGraw Hill Book, 1997. 666p.
- STORCK, L.; GARCIA, D.C.; LOPES, S.J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal**. Santa Maria: UFSM, 2000a. 198p.
- STORCK, L.; LOPES, S.J.; MARQUES, D.G.; TISOTT, C.A.; ROS, C.A. Análise de covariância para melhoria da capacidade de discriminação em ensaios de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.1311-1316, 2000b.
- STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; MARTIN, T.N.; LORENZ, L.H.; SOUZA, M.F. de. Diferenças de produtividade de grãos entre cultivares indicados de milho, ajustado para um mesmo número de plantas ou de espigas. **Ciência Rural**, v.32, p.745-750, 2002.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, C.D. Comparação de métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados – I: dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.26, p.647-657, 1991.
- VERONESI, J.A.; CRUZ, C.D.; CORRÊA, L.A.; SCAPIM, C.A. Comparação de métodos de ajuste do rendimento de parcelas com estandes variados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.30, p.169-174, 1995.
- ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniform trial data. **Journal of the American Society of Agronomy**, v.34, p.30-47, 1942.

---

Recebido em 8 de setembro de 2003 e aprovado em 2 de dezembro de 2003

