

## A PRECISÃO EXPERIMENTAL PARA DIFERENTES MANEJOS NA CULTURA DO MILHO

EXPERIMENTAL PRECISION FOR DIFFERENT CORN PRODUCTION MANAGEMENTS

Sidinei José Lopes<sup>1</sup> Lindolfo Storck<sup>2</sup>

### RESUMO

Foram estudados os efeitos de formas de controle de plantas daninhas, uniformidade de distribuição das sementes e adubo, e proteção das plantas jovens aos insetos sobre o erro experimental. As formas de manejo foram organizadas em três experimentos no delineamento inteiramente casualizado, sendo cada repetição das formas de manejo composta por seis linhas de 5,0m de uma cultivar precoce de milho. O controle de plantas daninhas, realizado pelo método químico ou pela capina manual não proporcionou diferença significativa no erro experimental. A estimativa do erro experimental da forma de distribuição de adubo mais uniforme foi menor do que na forma desuniforme. A distribuição de sementes na linha de semeadura, realizada manualmente, e não eqüidistante acarreta um menor erro experimental para rendimento de grãos e população final de plantas, se comparada com a distribuição eqüidistante.

**Palavras-chave:** precisão, erro experimental, manejo experimental.

### SUMMARY

The effects of weed control procedures, fertilizer and seed distribution uniformity, and young plant protection to insects over the experimental error were studied. The management procedures were organized in three experiments using a completely randomized design. Each replication of the management procedure was made by 6 lines of 5m using a short-day corn cultivar. The weed control, made by herbicides or manual control did not present significant difference in the experimental error. The evaluation of the experimental error of the more uniform fertilizer distribution was smaller than the desuniform distribution. The line seed distribution, done by hand and not with the same distance, caused a smaller experimental error for grain yield and final population than the line seed distribution with the same distance.

**Key words:** precision, experimental error, experimental management.

<sup>1</sup>Engenheiro Agrônomo, Mestre, Bolsista Recém-mestre/FAPERGS.

<sup>2</sup>Engenheiro Agrônomo, Dr., Professor Titular, Departamento de Fitotecnia, Universidade Federal de Santa Maria, 97119-900 Santa Maria, RS. Bolsista do CNPq. Autor para correspondência.

## INTRODUÇÃO

Os Ensaios Estaduais de Cultivares de Milho são utilizados como referência para recomendação, aos agricultores, das cultivares de milho de maior potencial de produtividade. Porém, a baixa precisão nesses experimentos (LOPES, 1993) implica em uma discriminação não eficiente entre as médias de rendimento das cultivares, possivelmente, induzindo recomendações incorretas sobre as mesmas. Não raramente, se encontram experimentos cuja diferença mínima significativa é maior do que a média de produtividade obtida pelos produtores. Trabalhos de aprimoramento de técnicas experimentais foram realizados, porém, a constatação de trabalhos com indicações da baixa precisão experimental (altos coeficientes de variação) ainda é freqüente.

MIRANDA FILHO (1987) salienta que a causa mais importante do erro experimental talvez seja a heterogeneidade do solo. Esta decorre de variações existentes no solo (fertilidade, umidade, restos de culturas, nivelamento, estrutura, textura etc), bem como de variações introduzidas durante a execução do experimento (por exemplo, tratos culturais diferenciados entre repetições de um mesmo tratamento). Outras fontes de erro ocorrem com freqüência, tais como: a competição intra e interparcelar e a incidência desuniforme de pragas, doenças e plantas daninhas.

Em estudos sobre competição de plantas por fatores do solo, vários autores (RUSSEL et al., 1942; NIETO & STANIFORTH, 1961) concluíram que as reduções no rendimento devido a maior densidade de plantas (ou mesmo pela presença de plantas daninhas), são maiores quando a fertilidade do solo for baixa do que quando alta.

Para reduzir as diferenças mínimas significativas, têm-se duas alternativas: aumentar o número de repetições e/ou reduzir o quadrado médio do erro, através de um maior cuidado no planejamento e execução do experimento e do uso de unidades experimentais mais homogêneas, entre outros (STORCK et al., 1994).

O objetivo do presente trabalho foi avaliar os efeitos do controle químico e mecânico de plantas daninhas, da uniformidade de distribuição do adubo, da forma de distribuição das sementes na semeadura e da aplicação ou não de inseticidas nas sementes sobre o erro experimental na cultura do milho.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento com a cultura do milho foi conduzido a campo, no município de Santa Maria, RS, em área experimental pertencente ao Departamento de Fito-

tecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), com semeadura na densidade de 60.000 sementes/ha, um metro entre filas, em 08.10.93.

A análise química do solo (0 a 20cm de profundidade) foi realizada pelo Laboratório de Fertilidade do Solo da UFSM, apresentando os seguintes resultados: pH H<sub>2</sub>O = 5,0; pH SMP = 5,2; M.O. = 4,3%; Al = 1,1 meq/100 ml; Ca + Mg = 5,7 meq/100 ml; P = 2,5 ppm; K = 44 ppm.

A adubação de base foi feita no sulco, um dia antes da semeadura, nas doses de 80 kg/ha de P (superfosfato triplo), 70kg/ha de K (cloreto de potássio) e 20 kg/ha de N (uréia). A adubação nitrogenada de cobertura com uréia foi realizada em duas épocas, a primeira (16.11.93) com as plantas medindo 40cm de altura (dose de 50kg/ha) e, a segunda (21.12.93), no início do pendoamento (dose de 50kg/ha).

A área experimental, para a instalação dos três experimentos, foi lavrada e gradeada, uma semana antes da semeadura.

O Experimento 1, para testar os tipos de controle (TC) de plantas daninhas, teve os seguintes tratamentos: TC<sub>1</sub> = controle por capina manual; TC<sub>2</sub> = controle químico; TC<sub>3</sub> = controle químico e capina manual. O controle químico de plantas daninhas seguiu as recomendações técnicas para a cultura do milho no Rio Grande do Sul (RUEDELL, 1991), com a utilização do herbicida, pos-emergência precoce, Primatop SC na dose de 4,0 l/ha. O equipamento utilizado para aplicação do herbicida foi um pulverizador costal com um bico tipo leque (8002). A capina manual dos tratamentos TC<sub>1</sub> e TC<sub>3</sub> foi realizada aos 20 dias após a emergência do milho. Não foi realizado nenhum outro trato cultural após a instalação do experimento que necessitasse revolver o solo. Com isso, a adubação nitrogenada de cobertura foi feita sem a incorporação do mesmo, com solo úmido, e nas horas de temperatura menos elevada do dia.

No Experimento 2, os tratamentos constituíram-se pelas seguintes formas de distribuição do adubo (FD): FD<sub>1</sub> = distribuição usual; e, FD<sub>2</sub> = distribuição mais uniforme. A distribuição usual do adubo consistiu na utilização de uma medida da dose de adubo para os cinco metros de linha dentro da parcela, sendo distribuída manualmente. A distribuição mais uniforme foi realizada com a utilização de uma medida da dose de adubo equivalente a 1/5 da dose de FD<sub>1</sub>, distribuída independentemente em cada metro de linha. Toda a distribuição do adubo foi realizada pela mesma pessoa. As formas de distribuição do adubo foram realizadas tanto para a adubação de base (nitrogênio, fósforo e potássio), como para a adubação nitrogenada de cobertura.

O Experimento 3 foi um bifatorial (2x2) com formas de semeadura manual (S<sub>1</sub> = eqüidistante e S<sub>2</sub> = não eqüidistante ou a lanço) e aplicação ou não de inseti-

cidas nas sementes ( $I_1$  = sem aplicação e  $I_2$  = com aplicação). Para a semeadura em  $S_1$  e  $S_2$  foram usadas seis sementes por metro linear, não sendo feitos desbastes. O controle químico de insetos pragas da cultura do milho foi realizado pelo tratamento de sementes com o inseticida Semevin 350 RA, na dose de 700g i.a./100kg de sementes, conforme as indicações de SILVA (1991). Esse controle químico de insetos também foi realizado nas sementes dos experimentos 1 e 2.

As unidades experimentais foram constituídas por seis filas de cinco metros de comprimento, espaçadas de um metro, resultando em 30m<sup>2</sup> de área útil. Para o experimento 1, com 12 unidades experimentais, foi usada a cultivar de milho P3230 e, para os experimentos 2 e 3, com 10 e 16 unidades experimentais, respectivamente, foi usada a cultivar C511-A. Os três experimentos tiveram duas linhas de bordadura laterais externas e uma entre as unidades experimentais, da respectiva cultivar, bem como, 1,0m nas extremidades das unidades experimentais.

O delineamento experimental para os três experimentos foi inteiramente casualizado com quatro repetições, exceto para o experimento 2 que teve cinco repetições.

As avaliações foram realizadas separadamente em cada uma das seis linhas das unidades experimentais e compreendem: estatura de plantas (EP), tomada medindo-se do solo à base do pendão; altura de inserção da espiga principal (AE); população final de plantas (PF), logo após o florescimento feminino; número de espigas (NE); e, rendimento de grãos (kg/ha), com umidade de 13%. Fizeram-se as medidas AE e EP, logo após o florescimento feminino, utilizando-se todas as plantas da linha.

Foi realizada uma análise da variância, para cada experimento, para verificar o efeito dos tratamentos sobre as variáveis observadas. A variância entre as seis filas foi denominada erro experimental ou quadrado médio do erro (QMe) e foi calculada para todas as variáveis e unidades experimentais dos três experimentos. A hipótese da homogeneidade das variâncias entre as repetições de cada tratamento foi testada para os três experimentos, usando o teste de Bartlett (STEEL & TORRIE, 1960).

Com os QMe e respectivos graus de liberdades, por unidade experimental, calculou-se o QMe médio de cada tratamento e a hipótese da homogeneidade das variâncias entre os tratamentos foi testada através do teste de F. Este teste foi aplicado para cada par de tratamentos, nos três experimentos.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para o experimento 3, formas de semeadura e aplicação de inseticida nas sementes, a interação não foi significativa. Assim, as médias das variáveis, para os

efeitos principais dos três experimentos com os diferentes manejos aplicados à cultura do milho encontram-se na Tabela 1. Nesta, observa-se que não houve diferença significativa entre os manejos, exceto no experimento de controle de plantas daninhas, em que o tratamento com herbicida mais simulação de capina proporcionou a menor altura de inserção de espigas; e no experimento forma de semeadura e inseticida, em que a população final de plantas foi significativamente maior nos tratamentos com inseticida nas sementes do que sem inseticida. A menor altura de inserção de espigas no tratamento herbicida mais simulação de capina deve-se, provavelmente, ao fato de que o mesmo proporcionou dois tipos de estresse nas plantas: um pela fitotoxicidade do herbicida nas condições em que foi utilizado, e outro pelos danos às raízes que a capina manual normalmente acarreta. O maior número de plantas (PF) nos tratamentos com inseticida nas sementes ratifica sua recomendação para diminuir o ataque das pragas iniciais da cultura, o que permite assegurar um número razoável de plantas de milho (SILVA, 1991).

Tabela 1 - Médias do rendimento de grãos (RG) em kg/ha, centímetros de estatura de plantas (EP) e da altura de inserção da espiga (AE), número final de plantas/5m<sup>2</sup> (PF) e do número de espigas por parcela (NE) nos diferentes manejos da cultura do milho. Santa Maria, 1994.

Manejos	RG	EP	AE	PF	NE
<b>Tipos de controle de plantas daninhas</b>					
Capina	4849,83a*	199,74a	96,98a	25,25a	21,33a
Químico	5229,52a	196,84a	92,14a	25,54a	22,21a
Químico + Capina	5713,88a	186,06a	82,27 b	25,13a	22,50a
<b>Formas da distribuição do adubo</b>					
Usual	3144,04a	179,46a	94,41a	25,37a	18,57a
Mais uniforme	3849,11a	182,87a	96,19a	26,57a	20,20a
<b>Forma de semeadura</b>					
Eqüidistante	5077,12a	197,72a	101,78a	25,77a	21,58a
Não eqüidistante	4860,66a	192,55a	99,60a	26,02a	22,23a
<b>Aplicação de inseticida nas sementes</b>					
Com inseticida	5054,06a	196,64a	102,15a	26,52a	22,52a
Sem inseticida	4883,72a	193,63a	99,23a	25,27 b	21,29a

\* Médias não ligadas pela mesma letra, na vertical, diferem pelo teste de Tukey a 5%

O fato das diferenças entre as médias dos manejos, em geral, não serem significativas, é uma característica favorável para o estudo do efeito dos manejos sobre o erro experimental. Neste caso, as médias e as variâncias são estatísticas independentes; caso contrário, poderiam não ser independentes.

A homogeneidade das variâncias dentro dos tipos de controle de plantas daninhas somente foi rejeitada ( $P < 0,05$ ) no controle químico para a variável rendimento de grãos (Tabela 2). Isto sugere que a metodologia utilizada na aplicação do herbicida introduziu desuniformidade entre as repetições e, possivelmente, o uso do pulverizador costal manual tenha sido o fator que mais contribuiu para isso. No entanto, entre os diferentes manejos não houveram diferenças significativas do erro experimental o que se deve, entre outras causas, à introdução de variação entre as repetições do tratamento químico e à necessidade de apenas uma capina para o controle efetivo das plantas daninhas. Pode se dizer que, nesse caso, o controle de plantas daninhas realizado pelo método químico ou pela capina manual não proporcionaram diferenças significativas no erro experimental. As variáveis estatura de planta e altura de inserção de espigas apresentaram os maiores valores dos níveis mínimos de significância do teste de Bartlett, evidenciando uma menor sensibilidade destas variáveis à variação ambiental.

Tabela 2- Níveis mínimos de significância do teste de Bartlett aplicado aos quadrados médios do erro (QMe) dentro dos tipos de controle de plantas daninhas e níveis mínimos de significância do teste de F entre os QMe médios, para diferentes variáveis. Santa Maria, 1994.

	Variáveis*				
	RG	EP	AE	PF	NE
Dentro dos tipos de controle de plantas daninhas (4 repetições)					
Capina	0,111	0,980	0,986	0,272	0,840
Químico	0,026	0,938	0,958	0,649	0,128
Químico + Capina	0,219	0,999	0,905	0,658	0,061
Entre os tipos de controle de plantas daninhas					
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	0,414	0,470	0,290	0,406	0,307
$\sigma_1^2 = \sigma_3^2$	0,470	0,467	0,443	0,293	0,208
$\sigma_2^2 = \sigma_3^2$	0,444	0,438	0,341	0,379	0,095

\* RG = rendimento de grãos; EP = estatura de planta; AE = altura de inserção de espiga; PF = população final de plantas; NE = número de espigas. 1 = Capina; 2 = Químico; 3 = Químico+Capina

O erro experimental entre as cinco repetições dos manejos da forma de distribuição do adubo foi homogêneo (Tabela 3). No entanto, o rendimento de grãos e a população final de plantas apresentaram os menores níveis mínimos de significância do teste de F entre os manejos, respectivamente, 0,08 e 0,09. Estas são as probabilidades de erro para considerarmos a estimativa do erro experimental da forma de distribuição de adubo mais uniforme menor do que o erro da forma usual. Considerando que a distribuição mais uniforme do adubo não implica em acréscimos nos custos de implantação do experimento, e de bom senso, optar-se pela forma mais uniforme de distribuição do adubo. Estes resultados concordam com LOPES (1993), pois a distribuição em cada metro de linha, independentemente, proporciona melhor localização e disponibilidade dos nutrientes para as plantas, resultando numa menor competição.

Tabela 3 - Níveis mínimos de significância do teste de Bartlett aplicado aos quadrados médios do erro (QMe) dentro das formas de distribuição de adubo e níveis mínimos de significância do teste de F entre os QMe médios, para diferentes variáveis. Santa Maria, 1994.

	Variáveis				
	RG	EP	AE	PF	NE
Dentro das formas de distribuição do adubo (5 repetições)					
Usual					
Usual	0,552	0,627	0,683	0,316	0,700
Mais uniforme	0,694	0,656	0,727	0,790	0,458
Entre as formas de distribuição do adubo					
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	0,082	0,493	0,365	0,092	0,249

\* RG = rendimento de grãos; EP = estatura de planta; AE = altura de inserção de espiga; PF = população final de plantas; NE = número de espigas. 1 = Primeira variância maior do que a segunda; 1 = Usual; 2 = Mais uniforme.

O manejo ( $S_2$  e  $I_1$ ) com forma de semeadura não eqüidistante e sem inseticida (Tabela 4) foi o único a não ter a homogeneidade dos erros rejeitada pelo teste de Bartlett (dentro do manejo), para a variável rendimento de grãos. Este manejo, por proporcionar maior aleatoriedade das variações do número de plantas e ser facilmente executável, proporcionou melhor uniformidade entre as parcelas. LOPES (1993) destaca que a diversidade de procedimentos na aplicação de um tratamento, normalmente, leva o pesquisador a aumentar o erro experimental, pois esses

procedimentos podem ser fontes adicionais de erro. Por isso, não se pode afirmar, de maneira geral, que a semeadura em espaçamento eqüidistante aumenta o erro experimental; o erro pode ter aumentado porque a semeadura foi procedida manualmente.

Tabela 4 - Níveis mínimos de significância do teste de Bartlett aplicado aos quadrados médios do erro (QMe) dentro dos manejos: semeadura eqüidistante ( $S_1$ ) ou não eqüidistante ( $S_2$ ) x aplicação ( $I_2$ ) ou não ( $I_1$ ) de inseticida nas sementes e níveis mínimos e significância do teste de F entre os QMe médios, para diferentes variáveis. Santa Maria, 1994.

	Variáveis*				
	RG	EP	AE	PF	NE
Dentro dos manejos					
$S_1 \text{ e } I_1$	0,014	0,987	0,983	0,125	0,242
$S_1 \text{ e } I_2$	0,025	0,997	0,984	0,024	0,081
$S_2 \text{ e } I_1$	0,897	0,961	0,961	0,483	0,731
$S_2 \text{ e } I_2$	0,015	0,976	0,994	0,655	0,215
Entre os manejos					
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	0,497	0,450	0,359	0,308	0,397
$\sigma_1^2 = \sigma_3^2$	0,070	0,486	0,402	0,006	0,137
$\sigma_{1,3}^2 = \sigma_{2,4}^2$	0,471	0,453	0,410	0,319	0,372
$\sigma_2^2 = \sigma_4^2$	0,095	0,486	0,440	0,424	0,118
$\sigma_3^2 = \sigma_4^2$	0,436	0,484	0,485	0,033	0,432
$\sigma_{1,2}^2 = \sigma_{3,4}^2$	0,024	0,496	0,476	0,045	0,052

\* RG = rendimento de grãos; EP = estatura de planta; AE = altura de inserção de espiga; PF = população final de plantas; NE = número de espigas. < = Primeira variância menor do que a segunda; > = Primeira variância maior do que a segunda;  
1 =  $S_1 \text{ e } I_1$ ; 2 =  $S_1 \text{ e } I_2$ ; 3 =  $S_2 \text{ e } I_1$ ; 4 =  $S_2 \text{ e } I_2$ .

Na Tabela 4, também pode ser visto que a homogeneidade do erro experimental entre os manejos foi rejeitada ( $P < 0,05$ ) pelo teste de F para a variável população final de plantas (PF), sendo o erro experimental da combinação semeadura eqüidistante/sem inseticida ( $\sigma_1^2$ ) considerada significativamente maior do que o erro da combinação semeadura não eqüidistante/sem inseticida ( $\sigma_3^2$ ). Este resultado é confirmado quando comparada a média dos quadrados médios do erro das formas de semeadura eqüidistante ( $\sigma_{1,2}^2$ ) e não eqüidistante ( $\sigma_{3,4}^2$ ) para as

variáveis: rendimento de grãos e população final de plantas. Pelo teste de F, pode concluir-se que a forma de semeadura não eqüidistante acarreta uma menor variação no rendimento de grãos e população final de plantas do que a forma de semeadura eqüidistante, contrariando a hipótese formulada.

Na intenção de melhorar a homogeneidade na semeadura, nova fonte de variação, a humana, foi introduzida no experimento. Isto, no entanto, não aconteceu com a forma de distribuição adotada para o adubo, onde a forma mais homogênea reduziu significativamente o erro experimental. Estes resultados, reforçados pelos de LOPES (1993), levam a acreditar que técnicas e/ou procedimentos experimentais visando melhorar a homogeneidade das unidades experimentais são válidas, principalmente se utilizados procedimentos mais mecânicos do que manuais.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- LOPES, S.J. Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de cultivares de milho. Santa Maria, RS, 72 p. Tese (Mestrado em Agronomia) - Curso de Pos-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, 1993.
- MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E., VIEGAS, G.P. Melhoramento e produção do milho. Campinas: Fundação Cargill, 1987. v. 2, p. 765-795.
- NIETO, J.H., STANIFORTH, D.W. Corn-foxtail competition under various production condition. *Agronomy Journal*, Madison, v. 53, p. 1-5, 1961.
- RUEDELL, J. Controle de plantas daninhas no milho. In: FUNDAÇÃO CENTRO DE EXPERIMENTAÇÃO E PESQUISA FECOTRIGO. Cultura do milho. Indicações técnicas para o Rio Grande do Sul. Cruz Alta: FUNDAÇÃO/FECOTRIGO, 1991. p. 50-67.
- RUSSEL, E.W., KEEN, B.A., MANN, H.H. Studies in soil cultivation. XI. The effect of inter-tillage on the sugar beet crop. *Journal Agricultural Science*, Camberra, v. 32, p. 330-337, 1942.
- SILVA, M.T.B. da. Insetos pragas da cultura do milho. In: FUNDAÇÃO CENTRO DE EXPERIMENTAÇÃO E PESQUISA FECOTRIGO. Cultura do milho. Indicações técnicas para o Rio Grande do Sul. Cruz Alta: FUNDAÇÃO/FECOTRIGO, 1991. p. 80-93.
- STEEL, R.G.D., TORRIE, J.H. Principles and procedures of statistics. Nova York: McGraw Hill Book, 1960. 481 p.
- STORCK, L., ESTEFANEL, V., GARCIA, D.C. Experimentação. Santa Maria: Departamento de Fitotecnia/UFSM, 1994. 275 p.