

# DEFINIÇÃO DE PLANO EXPERIMENTAL PARA COMPARAÇÃO DE CULTIVARES DE MILHO EM ÁREAS LIMITADAS

THOMAS NEWTON MARTIN<sup>1</sup>, LINDOLFO STORCK<sup>2</sup>, SIDINEI JOSÉ LOPES<sup>3</sup>, PAULA MACHADO DOS SANTOS<sup>4</sup>, MELISSA PISSAROGLO DE CARVALHO<sup>5</sup>, HENRIQUE PERIN DAMO<sup>6</sup>

<sup>1</sup>Engenheiro Agrônomo, Mestre em Agronomia, Doutorando ESALQ/USP.

<sup>2</sup>Bolsista do CNPq. Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor Titular, Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria. CEP. 97105-900 Santa Maria, RS. E-mail: lindolfo@smail.ufsm.br (autor para correspondência).

<sup>3</sup>Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor Adjunto do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria.

<sup>4</sup>Aluna do PPG Agronomia da Universidade Federal de Santa Maria

<sup>5</sup>Aluno do Curso de Agronomia da Universidade Federal de Santa Maria. Bolsa BIC/FAPERGS.

<sup>6</sup>Aluno do Curso de Agronomia da Universidade Federal de Santa Maria. Bolsa PIBIC/CNPq. Trabalho executado com recursos financeiros da FAPERGS.

---

*Revista Brasileira de Milho e Sorgo, v.3, n.3, p.325-332, 2004*

**RESUMO** – Com o objetivo de auxiliar o planejamento experimental para a cultura de milho, realizado em áreas experimentais limitadas, foi conduzido um experimento com quatro bases genéticas distintas (DAS 9560 - híbrido simples, AG 6018 - híbrido triplo, AG 303 - híbrido duplo e PAMPA - variedade cultivada). Utilizou-se a metodologia proposta por Hatheway (1961), que relaciona a diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos e o número de unidades básicas, em três situações de números de repetições (4, 8 e 16), a fim de verificar para o rendimento de grãos qual a combinação que pode minimizar a área experimental para a cultura de milho. Verificou-se que, em experimentos com a cultura de milho, nos quais a área experimental é limitada, os principais influenciadores são a heterogeneidade do material experimental (bases genéticas) e a heterogeneidade do solo, além do número de repetições e de tratamentos. Para valores altos do índice de heterogeneidade do solo e/ou da variabilidade genética de milho, recomenda-se, para uma dada área fixa, usar parcelas maiores e um menor número de repetições do que parcelas menores e maior número de repetições.

**Palavras-chave:** *Zea mays* L, restrição de área, tamanho de parcela e precisão experimental.

## EXPERIMENTAL PLANS DEFINITION FOR MAIZE IN LIMITED AREAS

**ABSTRACT** - With the objective of assisting the corn experimental planning carried out in limited areas, an experiment with four distinct genetic bases was led (simple hybrid – DAS 9560, triple hybrid – AG 6018, double hybrid - AG 303, cultivated variety – PAMPA). It was used the methodology proposed by Hatheway (1961), which relates the true difference between two treatment means and the number of basic units in three situations of repetition numbers (4, 8 and 16), in order to verify which combination minimizes the experimental area for the maize grain yields. As a result, it can be said that, in corn experiments in limited areas, the main influences are the heterogeneity of the experimental material (genetics) and the soil heterogeneity, besides the number of

repetitions and treatments. For high values of the soil heterogeneity index and/or the corn genetic variability, using a fixed area, one should use bigger plots and a lesser number of repetitions instead of smaller plots and bigger repetition numbers.

**Key words:** *Zea mays* L, area restriction, plot size and experimental precision.

O número de trabalhos publicados nos meios científicos vem crescendo anualmente, reflexo do aumento na necessidade de informações e no treinamento em recursos humanos. Com o crescente incremento de pesquisas, a demanda por áreas experimentais também está aumentando e nem sempre existe disponibilidade em quantidade e qualidade adequadas para a realização de experimentos. Muitos experimentos, em função dos tipos de tratamentos usados, causam heterogeneidade nas áreas experimentais com conseqüente aumento do erro experimental nos experimentos que são realizados posteriormente.

Para uso intensivo das áreas experimentais, é importante o planejamento de experimentos menores e mais eficientes quanto à precisão e custos. Alguns autores, como De La Loma (1955) e Le Clerg *et al.* (1962), apresentam como principais fatores que interagem na determinação do tamanho e forma das parcelas experimentais: a área disponível, a qualidade do terreno, os objetivos dos experimentos, os tratamentos culturais, o tipo de planta cultivada, o número de tratamentos, o número de repetições, os recursos econômicos e o grau de precisão desejada. Com relação à área disponível quando esta é limitada, recomenda-se o uso do menor tamanho de parcelas compatível com os trabalhos previstos na condução do experimento e a obtenção da precisão desejada através do aumento do número de repetições (Storck *et al.*, 2000). Devido à correlação entre as parcelas vizinhas, o aumento do tamanho da parcela, no sentido do comprimento e/ou da largura, provoca um decréscimo do coeficiente

de variação (Rampton & Petersen, 1962; Markus, 1974; Ramalho *et al.*, 1977).

Em experimentos onde os dados das parcelas são obtidos por amostragem, o aumento do número de repetições, independente da magnitude do erro entre ou dentro de parcelas, sempre diminui a estimativa da variância da média estimada, porém quando o erro entre parcelas não for significativo pode-se diminuir a variância com maior eficiência aumentando-se também o número de indivíduos por parcela (Barbin, 1993). Portanto, a melhoria da precisão de experimentos pode ser obtida com o aumento da área experimental.

Dentre os vários fatores determinantes do tamanho da parcela, deve-se considerar também a variação genética entre as plantas. Na determinação do número de plantas meio-irmãs de eucalipto por parcela, estatisticamente, somente três plantas seriam necessárias. Se, também, houver variação genética deverá ser ampliado o número de plantas amostradas por parcela para que as inferências tenham precisão desejada (Arriel *et al.*, 1993).

Para a cultura de milho (híbrido duplo), um estudo de vários métodos de determinação do tamanho de parcela resultou que o tamanho ótimo deveria ser de cinco metros de comprimento ou de duas filas de 2,5 metros (Storck & Uitdewilligen, 1980). Para a obtenção de máximo ganho esperado com a seleção de genótipos de milho, Resende (1989) indicou o uso de 20 a 25 plantas por parcela. Outros autores, como Palomino *et al.* (2000), encontraram uma relação inversa entre o ganho de seleção e o aumento

do número de plantas por parcela. Palomino *et al.* (2000) verificaram a necessidade de maior número de plantas de milho na avaliação de famílias de meios-irmãos para melhoria da precisão experimental e ainda, que este benefício é maior quando as plantas são distribuídas em duas ou três linhas do que numa única linha, para um mesmo número de plantas, consequência da competição entre plantas de mesmo genótipo.

O objetivo do trabalho consiste em determinar um plano experimental para a cultura do milho em condições de áreas limitadas e bases genéticas distintas.

### Material e Métodos

O experimento foi conduzido durante o ano agrícola 2001/2002, na Universidade Federal de Santa Maria. O local possui relevo plano ondulado e solo classificado como Brunizem Hidromórfico, pertencente à Unidade de Mapeamento Santa Maria (Embrapa, 1999). A adubação foi realizada segundo as recomendações de adubação e calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina (Comissão de Fertilidade do Solo – RS/SC, 1995). Os genótipos de milho DAS 9560 (híbrido simples), AG 6018 (híbrido triplo), AG 303 (híbrido duplo) e PAMPA (variedade cultivada) constituíram os quatro tratamentos.

A semeadura do milho foi realizada no dia nove de novembro de 2001 colocando-se, manualmente, duas sementes por cova a uma profundidade de cinco centímetros, sendo cinco covas equidistantes por metro linear, resultando, após o desbaste, na densidade de 62.500 plantas por hectare. A unidade experimental (parcela principal) foi composta por 8 filas de 12 metros de comprimento, distanciadas 0,80 metros entre si. Para as avaliações, as parcelas principais foram subdivididas em 96 unidades básicas de um metro linear.

Para cada unidade básica de  $0,8m^2$ , foi avaliado o rendimento de grãos, a 13% de umidade. O delineamento experimental utilizado foi de blocos ao acaso, com quatro repetições da parcela principal. As pressuposições do modelo matemático (aleatoriedade dos erros estimados, homogeneidade da variância dos erros estimados entre os genótipos, aditividade do modelo matemático e normalidade da distribuição dos erros estimados) foram verificadas conforme Marques (1999).

Foram planejadas parcelas de diferentes tamanhos e formas em cada uma das 16 parcelas principais (quatro genótipos x quatro repetições). Essas novas parcelas tiveram  $X_1$  unidades básicas de comprimento (colunas) e  $X_2$  unidades básicas de largura (filas), formadas pelo agrupamento de unidades contíguas, de modo que  $X_1 \times X_2$  correspondem a  $X$  (tamanho da parcela em número de unidades básicas). Desta maneira, o número de repetições de cada tipo de parcela formado ficou limitado pela área total da parcela principal. Os tipos de parcela ( $X_1 \times X_2$ ) planejados foram:  $1 \times 1$ ,  $2 \times 1$ ,  $3 \times 1$ ,  $4 \times 1$ ,  $6 \times 1$ ,  $2 \times 2$ ,  $3 \times 2$ ,  $4 \times 2$ ,  $6 \times 2$ ,  $4 \times 3$ ,  $4 \times 4$  e  $6 \times 4$ . Com isto, estabeleceram-se os seguintes parâmetros:  $N$  = número de parcelas planejados, com  $X$  unidades básicas (UB) de tamanho calculado por  $N = 96/X$ ;  $M(x)$  = média do rendimento de grãos das parcelas com  $X$  UB de tamanho;  $V(x)$  = variância entre parcelas de  $X$  UB de tamanho;  $VU(x)$  = variância por UB, calculada entre as parcelas de  $X$  UB =  $V(x)/X^2$  e  $CV(x)$  = coeficiente de variação entre as parcelas de  $X$  unidades básicas de tamanho.

Tendo por base essas estatísticas, foi estimado o índice de heterogeneidade do solo ( $b$ ) segundo a relação empírica  $VU(x) = V_1/X^b$  de Smith (1938) para o valor do rendimento de grãos. O valor de  $b$  foi estimado como um coeficiente de regressão linear, através da transformação

logarítmica da função  $VU(x)=V_1/X^b$ , cuja estimação foi ponderada pelo número de graus de liberdade, associados aos tipos de parcelas (Steel *et al.*, 1997). Nesse modelo,  $V_1$  é o parâmetro para estimar a variância entre as parcelas de uma UB. Da mesma forma, foram estimados os parâmetros A e B da função  $CV(x)=A/X^B$ , em que A é a estimativa do CV para X igual a uma UB. Os parâmetros das duas funções foram estimados para o conjunto das quatro repetições de cada genótipo.

A diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos, expressa em percentagem da média (d), foi estimada através do método de Hatheway (1961), cuja fórmula é  $d^2 = 2(t1 + t2)^2 A^2 / rX^b$ , na qual r é o número de repetições (4, 8 e 16) requerido para detectar diferenças de d unidades; A é a estimativa do coeficiente de variação em percentagem para uma unidade básica; t1 é o valor crítico da distribuição de t para testes de significância (bilateral a 5%); t2 é o valor crítico da distribuição de t correspondente a um erro de 2(1-P), sendo P a probabilidade de se obter resultados significativos (0,80); X é o tamanho das parcelas planejadas, o qual variou de 1 a 24 ( $X1 \times X2$ ); e b é a estimativa do índice de heterogeneidade do solo.

Considerando 12 tipos de parcelas planejados e quatro repetições para os genótipos, têm-se 46 graus de liberdade para os testes de hipóteses e para os valores de t1 e t2. Assim, o valor de t1 é igual a 2,013 e t2=0,849. De forma inversa, estimou-se o tamanho das parcelas ( $X_o$ ), em número de unidades básicas, para d=20% e diferentes números de repetições (4, 8 e 16), ou seja,  $X_o = \exp \{ \ln[2(t1 + t2)^2 A^2 / rd^2] / b \}$ .

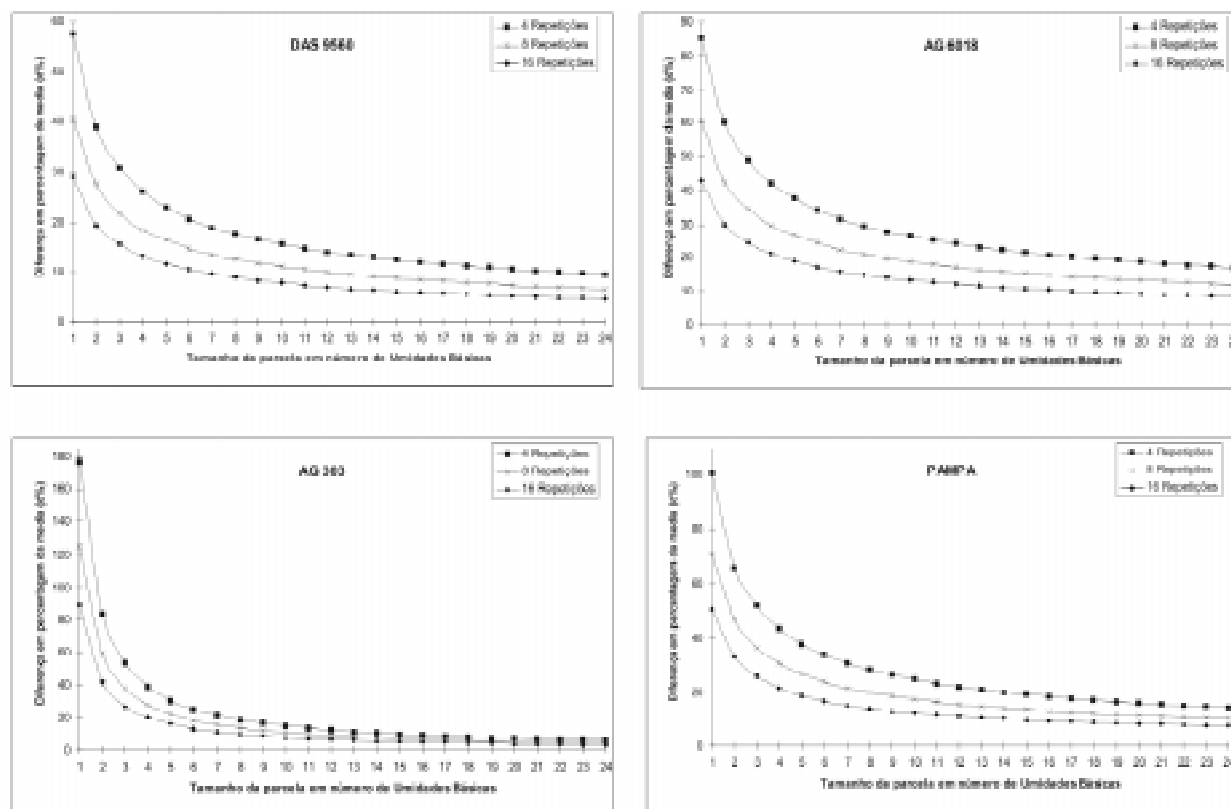
### Resultados e Discussão

O crescimento e o desenvolvimento das plantas apresentaram-se de forma satisfatória

devido ao controle de plantas daninhas e pragas ter sido eficiente. Para o rendimento de grãos, todas as pressuposições do modelo matemático foram atendidas, garantindo, assim, a aplicação dos testes de hipóteses corretos e uma adequada qualidade da análise dos dados (Storck *et al.*, 2000).

Pelos resultados da Figura 1, pode-se utilizar, por exemplo, uma diferença em percentagem da média (d) igual a 20%, a qual é aceitável se comparar, mesmo que aproximadamente, com os resultados obtidos por Lúcio (1997), que classificou os experimentos com diferença mínima significativa (DMS) entre 9 e 25% como sendo de precisão alta. Assim, ao fixar-se d em 20%, verifica-se que existe uma variação grande do número de unidades básicas (tamanho de parcela) utilizadas num mesmo número de repetições para os genótipos estudados. Com isso, pode-se dizer que, para um mesmo nível de precisão entre os genótipos e mesmo número de repetições, deve-se utilizar tamanhos de parcelas diferentes (Tabela 1).

Analisando o tamanho de parcela requerida para cada genótipo (Figura 1), verifica-se que, aumentando-se o número de repetições, a exigência em tamanho de parcela é menor, o que também é afirmado por Storck *et al.* (2000). A partir dos resultados (Tabela 1), pode-se afirmar que o híbrido simples DAS 9560 apresentou, em todas as situações estudadas, necessidade de menor área total por tratamento ao contrário da variedade cultivada PAMPA, que obteve, em todas as situações, a maior área. Certamente, esses resultados contrastantes foram obtidos devido à variabilidade inerente ao material experimental (bases genéticas). Já, com os híbridos triplo (AG 6018) e duplo (AG 303), alternou-se a área total por tratamento, ora o híbrido triplo obteve a menor área por tratamento (8 e 16 repetições),



**FIGURA 1.** Representação gráfica da diferença, em porcentagem, da média do rendimento de grãos de milho a ser estatisticamente rejeitada entre duas médias de tratamentos, em função do tamanho da parcela, em número de unidades básicas e do número de repetições, para os quatro genótipos (DAS 9560, AG 6018, AG 303 e PAMPA). Santa Maria, 2002.

ora o híbrido duplo (4 repetições). Essa alternância não reflete um padrão de variabilidade clássico como o apresentado por Lemos (1976), que apresenta como escala crescente de variabilidade os híbridos simples, triplo e duplo, possivelmente devido às diferenças dos representantes dos tipos de híbridos usados e da interação com o índice de heterogeneidade do solo.

Não necessariamente as quatro bases genéticas são os representantes típicos dos híbridos simples, triplo e duplo e da variedade cultivada. Mas, o que realmente importa é que existem diferenças. No genótipo AG 303, devido ao índice de heterogeneidade do solo ( $b = 1,190$ ) ser maior do que uma unidade (alta heterogeneidade),

a taxa de aumento na precisão se dá de forma mais acentuada para valores menores de variação no tamanho da parcela (início da curva) se comparado com o genótipo AG 6018 ( $b=0,739$ ). Então, na faixa da precisão de  $d=20\%$ , o valor do número de repetições é mais importante que o acréscimo no tamanho da parcela para o AG 303, por isto, a área necessária por tratamento para quatro repetições deste híbrido é menor do que para oito e 16 repetições (Tabela 1).

Com o acréscimo no número de repetições de quatro para 16, a área experimental reduziu-se nos genótipos AG 6018 e PAMPA (38% e 35% respectivamente) devido ao índice de heterogeneidade do solo, que foi inferior a um

**TABELA 1.** Estimativas dos parâmetros das funções  $VU(x)=V_1/X^b$  e  $CV(x)=A/X^B$ , tamanho da parcela em número de unidades básicas ( $X_0$ ) e área necessária por tratamento ( $m^2/trat$ ), para diferentes números de repetições (4, 8 e 16) em quatro genótipos de milho, considerando a diferença (d) entre duas médias de tratamentos igual a 20%. Santa Maria, 2002.

| Estatísticas          | Genótipos |         |        |       |
|-----------------------|-----------|---------|--------|-------|
|                       | DAS 9560  | AG 6018 | AG 303 | PAMPA |
| V1                    | 4,297     | 3,947   | 7,456  | 3,343 |
| b                     | 1,067     | 0,739   | 1,190  | 0,765 |
| A                     | 24,38     | 27,97   | 44,17  | 44,21 |
| B                     | 0,533     | 0,370   | 0,595  | 0,382 |
| --- 4 repetições ---  |           |         |        |       |
| $X_0$                 | 5,4       | 16,7    | 12,4   | 50,2  |
| $m^2/trat$            | 17,3      | 53,4    | 39,7   | 160,6 |
| --- 8 repetições ---  |           |         |        |       |
| $X_0$                 | 2,8       | 6,5     | 6,9    | 20,3  |
| $m^2/trat$            | 17,9      | 41,6    | 44,2   | 130,0 |
| --- 16 repetições --- |           |         |        |       |
| $X_0$                 | 1,5       | 2,6     | 3,8    | 8,2   |
| $m^2/trat$            | 19,2      | 33,3    | 48,6   | 105,0 |

(0,739 e 0,765 respectivamente), fazendo com que seja indicado o uso de parcelas menores em mais repetições. No caso dos genótipos DAS 9560 e AG 303, houve aumento da área a ser utilizada (11% e 22% respectivamente) devido ao índice de heterogeneidade do solo ser maior que um (1,067 e 1,190 respectivamente). Nesses dois genótipos, é indicada a utilização de parcelas maiores com menor número de repetições. Esses resultados concordam com Lugo (1977) ao relatar que, em solos com elevado grau de heterogeneidade, há necessidade do uso de parcelas maiores, enquanto que, em solos mais homogêneos, as parcelas tendem a ser menores. Isso ocasiona redução na variância entre as parcelas. A maior área de cada parcela faz com que haja maior capacidade de homogeneização dos resultados

experimentais, reduzindo a variância entre as parcelas (Gomez & Gomez, 1984).

A variação é mais sensível considerando-se o mesmo número de repetições e variando os quatro genótipos do que se fosse alterado o número de repetições em um genótipo específico. Observando a variação da área experimental por tratamento entre os genótipos, considerando o mesmo número de repetições, verifica-se que há relação de 9,28 vezes entre as áreas do genótipo PAMPA e DAS 9560, para quatro repetições. Essa relação entre a área máxima e a mínima, considerando oito repetições foi de 7,26 vezes e para 16 repetições foi de 5,47 vezes. Através dessa abordagem, confirma-se que a escolha dos genótipos também é um fator importante a ser considerado para a definição do delineamento, visando redução no tamanho do experimento.

Dessa forma, quando se realiza o planejamento de um experimento, em que a maior preocupação é a limitação da área para o experimento, deve-se escolher bases genéticas que, aliadas ao número de repetições, confirmam um menor tamanho total do experimento. No presente caso, a menor área experimental ( $d=20\%$ ) é obtida por um híbrido simples (DAS 9560) com o uso de quatro repetições, sendo essa área experimental de  $17,3\text{m}^2$  por tratamento, sem que sejam considerados as áreas extras de corredores, bordaduras e outros. Já o uso da variedade cultivada PAMPA, com quatro repetições, fez com que a área experimental atingisse o valor máximo de  $160,6\text{m}^2$  por tratamento. Comparando-se estes resultados com o trabalho de Palomino *et al.* (2000), que usou uma base genética sem controle de polinização (meio-irmãos), obtendo um tamanho da parcela ótimo de aproximadamente  $10\text{m}^2$ , poderia-se suspeitar por resultados contraditórios. Porém, o uso de métodos diferentes na estimação do tamanho ótimo de parcela, provavelmente contribuiu para isto.

Assim, as variações no tamanho da área experimental decorrem, principalmente, da heterogeneidade do solo (De La Loma, 1955; Le Clerg *et al.*, 1962 e Gomez & Gomez, 1984) e das bases genéticas.

### Conclusão

Para valores altos do índice de heterogeneidade do solo e/ou da variabilidade genética de milho, recomenda-se, para uma dada área fixa, usar parcelas maiores e menor número de repetições do que parcelas menores e maior número de repetições.

### Literatura Citada

ARRIEL, N. H. C.; RAMALHO, M. A. P.; ANDRADE, H. B. Número de repetições e influência da seleção em progênies de meio-irmãos

de *Eucalyptus camaldulensis*. **Revista Árvore**, Viçosa, v.7, n.2, p.213-223, 1993.

BARBIN, D. **Componentes de variância – teorias e aplicações**. Piracicaba: FEALQ, 2.ed., 120p. 1993.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO-RS/SC. **Recomendações de adubação e calagem para o estado do Rio Grande do Sul e Santa Catarina**. 3ed. Passo Fundo: SBCC – Núcleo Regional Sul, EMBRAPA/CNPT, 1995. 223p.

DE LA LOMA, J. L. **Experimentación Agrícola**. México: Hispano Americana, 1955. 500p.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. Brasília: Embrapa-SPI, 1999. 412p.

GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2 ed. New York: John Wiley, 1984. 680p.

HATHEWAY, W. H. **Convenient plot size**. **Agronomy Journal**, Madison, v.53, n.4, p.279-280, 1961.

LE CLERG, E. L.; LEONARD W. H.; CLARK, A. G. **Field plot technique**. Minneapolis: Burgess publishing, 1962. 373p.

LEMOES, M. A. **Variabilidade fenotípica em híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos de milho (Zea mays)**. 1976. 62f. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

LÚCIO, A. D. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. 1997. 64f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria.

- LUGO, F. C. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista de la Facultad Agronomia**, La Plata, v.9, n.3, p.55-74, 1977.
- MARKUS, R. **Elementos de estatística aplicada**. UFRGS - Faculdade de Agronomia: Porto Alegre, 1974. 329p.
- MARQUES, D. G. **As pressuposições e a precisão dos ensaios de competição de cultivares de milho no estado do Rio Grande do Sul**. 1999, 42f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria.
- PALOMINO, E.C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho da amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.7, p.1433-1439, 2000.
- RAMALHO, M. A. P.; DUARTE, G. S.; SILVEIRA, J. V. Estimativas do tamanho ideal da parcela para experimentos com a cultura do feijão. **Revista Ciência e Prática**, Lavras, v.1, n.1, p.5-12, 1977.
- RAMPTON, H. H.; PETERSEN, R. G. Relative efficiency of plot sizes and number of replications as indicated by yields of Orchardgrass Seed in a uniformity test. **Agronomy Journal**, Madison, v.54, n.3, p.247-249, 1962.
- RESENDE, M. D. V. **Seleção de genótipos de milho (*Zea mays*, L.) em solos contrastantes**. 1989, 212f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-graduação em Agronomia, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, Camberra, n.28, p.1-23, 1938.
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics**. Nova York: McGraw Hill Book, 3 ed. 1997. 666p.
- STORCK, L.; GARCIA, D.C; LOPES, S.J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal**. Santa Maria: UFSM, 2000. 198p.
- STORCK, L.; UITDEWILLIGEN, W. P. M. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, n.16, v.2, p.269-282, 1980.