

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA**

**PLANO EXPERIMENTAL E A VARIAÇÃO DA  
HETEROGENEIDADE DA ÁREA EXPERIMENTAL NA  
CULTURA DO MILHO**

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**Melissa Pisaroglo de Carvalho**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2008**

**PLANO EXPERIMENTAL E A VARIAÇÃO DA  
HETEROGENEIDADE DA ÁREA EXPERIMENTAL NA  
CULTURA DO MILHO**

por

**Melissa Pisaroglo de Carvalho**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Agronomia.**

**Orientador: Prof. Sidinei José Lopes**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2008**

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Rurais  
Programa de Pós-Graduação em Agronomia**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
aprova a Dissertação de Mestrado

**PLANO EXPERIMENTAL E A VARIAÇÃO DA HETEROGENEIDADE  
DA ÁREA EXPERIMENTAL NA CULTURA DO MILHO**

elaborada por  
**Melissa Pisaroglo de Carvalho**

como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Mestre em Agronomia**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

**Sidinei José Lopes, Dr.**  
(Presidente/Orientador)

**Alberto Cargnelutti Filho, Dr. (UFRGS)**  
(Co – Orientador)

**Lindolfo Storck, Dr. (UFSM)**  
(Co – Orientador)

Santa Maria, 28 de janeiro de 2008.

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus, que nos momentos difíceis me guiou.

A Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO), pela concessão dos dados para realizar este trabalho.

Aos Técnicos e Pesquisadores que conduziram os experimentos em cada local.

Ao professor Lindolfo Storck, pela amizade e pelo exemplo profissional.

Ao Fábio Cervo Garagorry, pelo amor, carinho, amizade, compreensão e serenidade que tem ao meu lado.

Ao meu Pai Carlos Alberto, pelo amor e exemplo de serenidade, equilíbrio e inteligência.

A minha Mãe Elida, pelo amor, pelo exemplo de persistência, coragem, garra e por sempre estar torcendo e rezando por mim.

A minha irmã Andrezza, pela dedicação e cuidado que teve com a Brenda nesses três anos.

A todos os demais familiares que sempre estiveram ao meu lado, torcendo por mim.

Aos Professores Alberto Cargnelutti Filho e Alessandro Dal'Col Lúcio, por estarem sempre dispostos a ajudar.

As minhas amigas Alexandra e Maria Helena, pela amizade, companheirismo e bom humor em todas as situações.

Aos meus amigos André e Bernardo, pela amizade, carinho, apoio e descontração para enfrentar as dificuldades.

Ao CNPq pela concessão da bolsa.

Ao meu orientador Sidinei José Lopes, pela orientação, amizade e pelo exemplo de enfrentar as dificuldades com bom humor.

A todos que estiveram ao meu lado e que de uma maneira ou outra auxiliaram na minha formação e torceram pela realização deste trabalho.

**MUITO OBRIGADO!**

## RESUMO

Dissertação de Mestrado  
Programa de Pós-Graduação em Agronomia  
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil

### **O PLANO EXPERIMENTAL E A VARIAÇÃO DA HETEROGENEIDADE DA ÁREA EXPERIMENTAL NA CULTURA DO MILHO.**

AUTORA: MELISSA PISAROGLO DE CARVALHO

ORIENTADOR: SIDINEI JOSÉ LOPES

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 28 de janeiro de 2008.

Empresas públicas e privadas trabalham com melhoramento genético de milho no Brasil, gerando anualmente novas cultivares para serem recomendadas aos produtores. No Rio Grande do Sul, as cultivares, antes de serem recomendadas aos produtores, são avaliados em ensaios estaduais e indicados. Esses ensaios possuem baixa precisão experimental, esta é avaliada pela magnitude do erro experimental, que é influenciado por diversos fatores dentre eles a heterogeneidade da área em que são instalados os experimentos. Assim, o objetivo desse trabalho foi analisar algumas características do plano experimental dos ensaios de competição de cultivares de milho, visando a melhoria de sua qualidade. Para tanto, foi analisado a classe de maior frequência do coeficiente de heterogeneidade da área experimental dos ensaios e a sua consequência sobre a precisão experimental; e, determinar o número de repetições e tamanho de parcela para os ensaios. Foram utilizados 97 ensaios de competição de cultivares de milho nos anos de 2002 a 2005 de diferentes locais do Estado. O delineamento experimental para todos os locais foi de blocos ao acaso, contendo três repetições, e tamanho de parcela constituído por duas fileiras de cinco metros, espaçadas 80 cm entre si. Dos 97 ensaios, em 40 (41,2%), o uso do delineamento foi eficiente; em 85% dos ensaios, os valores de  $b$  foram maior do que 0,3 nos anos, locais e ou em ambos. Em 14 ensaios (14,4%), os valores de  $b$  estão contidos na classe  $b \leq 0,3$ ; em 53 (54,6%), na classe  $b \geq 0,7$ ; e, em 30 casos (30,9%), na classe  $0,3 < b < 0,7$ . Sendo assim, existe a necessidade de se adequar o plano experimental com relação ao delineamento, número de repetições e tamanho de parcela para cada local avaliado.

Palavras-chave: *Zea mays*; coeficiente de heterogeneidade; precisão experimental.

## **ABSTRACT**

Master Dissertation  
Post Graduation Program in Agronomy  
Federal University of Santa Maria, RS, Brazil

### **EXPERIMENTAL PLAN AND VARIATION OF HETEROGENEITY OF EXPERIMENTAL AREA IN MAIZE CROP**

AUTHOR: MELISSA PISAROGLO DE CARVALHO

ADVISOR: SIDINEI JOSÉ LOPES

Place and Date of Presentation: Santa Maria, January 28<sup>th</sup>, 2008.

Public and private companies are working on genetic improvement of maize in Brazil. This generates new cultivars to be recommended to rural workers yearly. In the state of Rio Grande do Sul, southern Brazil, before being recommended to rural workers, cultivars are evaluated by means of preliminary and state assays with low experimental precision. It is evaluated according to the magnitude of experimental error, measure influenced by many aspects, including the heterogeneity of the area where experiments are installed. With this in mind, the aim of the present research was analyzing some characteristics of the experimental plan of competition assays in maize crop, in order to improve its quality. For this purpose, the class of higher frequency of the heterogeneity index for the experimental area of the assays and its effects on the experimental precision were analyzed. Moreover, this research aims at defining the number of replications and the plot size for the assays. Ninety-seven competition assays of maize crop were carried out, from 2002 to 2005, in different locations of the state. Experimental plots consisted of two rows, each one with five meters in length, spaced 80 centimeters apart, following a randomized complete block design, with three replications, for all locations. The use of the design was correct in 40 (41.2%) out of ninety-seven assays. In 85% of the assays, "b" values for the considered years, locations and or both of them remained constant. In 14 (14.4%) out of ninety-seven assays, "b" values remained in class  $b \leq 0.3$ ; in 53 (54.6%) out of ninety-seven assays, they remained in class  $b \geq 0.7$ ; and in 30 (30.9%) out of ninety-seven assays, "b" values remained in class  $0.3 < b < 0.7$ . Therefore, it is necessary to adjust the experimental plan with respect to the design, number of repetitions and size of plot to each evaluated location.

Key-words: Zea mays; heterogeneity coefficient; experimental precision.

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Número de cultivares de milho avaliadas nos anos agrícolas 2002/03, 2003/04 e 2004/05 e locais, dos ensaios de competição de cultivares no Estado do Rio Grande do Sul. ....	31
TABELA 2- Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Aratiba, RS.....	33
TABELA 3 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita e precipitação normal e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Cruz Alta, RS. ....	34
TABELA 4 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita para a cultura do milho em Erechim, RS. ....	34
TABELA 5 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Não me Toque, RS.....	35
TABELA 6 - Ano, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita em Nicolau Vergueiro, RS.....	36
TABELA 7 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita para a cultura do milho em Palmeira das Missões, RS. ....	36
TABELA 8 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Passo Fundo, RS. ....	37

TABELA 9 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Pelotas, RS. ....38

TABELA 10 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Rio Pardo, RS. ....38

TABELA 11 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Roca Sales, RS. ....39

TABELA 12 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Santa Maria, RS. ....40

TABELA 13 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em São Borja, RS. ....40

TABELA 14 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Vacaria, RS. ....41

TABELA 15 – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N) em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Veranópolis, RS. ....41

TABELA 16 – Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos (t ha<sup>-1</sup>), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclassa ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Cruz Alta, RS.....46

TABELA 17 – Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos (t ha<sup>-1</sup>), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclassa ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Nicolau Vergueiro, RS .....49

TABELA 18 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos (t ha<sup>-1</sup>), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação



intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Pelotas, RS .....	50
TABELA 19 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Santa Maria, RS .....	52
TABELA 20 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Vacaria, RS .....	53
TABELA 21 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Veranópolis, RS .....	55
TABELA 22 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ) em Aratiba, RS.....	56
TABELA 23 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Erechim, RS .....	58
TABELA 24 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Não me Toque, RS .....	59
TABELA 25 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação	

intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Palmeira das Missões, RS .....60

TABELA 26 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Passo Fundo, RS .....62

TABELA 27 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Rio Pardo, RS .....63

TABELA 28 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Roca Sales, RS .....64

TABELA 29 - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em São Borja, RS. ....65

TABELA 30 -. Diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos (d) expressas em porcentagem, estimada pelo método de Hatheway, para diferentes valores de b (0,2; 0,5 e 0,8); com CV = 13,2%; com 0,5; 1,0 e 1,5 tamanho de parcela; e número de repetições igual a 2;3; 4; 5 e 6, no caso de um experimento com 23 genótipos. ....67

TABELA 31 - Número de ensaios (N), frequência (F) e porcentagem (F%) de ensaios com coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ) maior do que 0,3 em diferentes locais do RS no período de 2002 a 2005. ....69

## **LISTA DE FIGURAS**

FIGURA 1 – Mapa do Estado do Rio Grande do Sul com os locais onde foram realizados os ensaios de cultivares de milho nos anos 2002 a 2005. ....32

## LISTA DE ANEXOS

ANEXO 1 – Instrumento de pesquisa (questionário) enviado aos condutores dos ensaios de milho. ....82

ANEXO 2 – Caracterização de riscos por deficiência hídrica (ISNA – Índice de Satisfação das Necessidades de Água) para cultivares de milho com ciclo de 140 dias no estado do Rio Grande do Sul, considerando a capacidade de água disponível (CAD) de 35 mm, nas épocas de semeadura de 15 de agosto (A), 15 de setembro (B), 15 de outubro (C), 15 de novembro (D), 15 de dezembro (E) e 15 de janeiro (F). ....84

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	16
<b>2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b> .....	18
<b>3. MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	31
3.1. Caracterização e manejo da área experimental .....	32
3.1.1. Aratiba .....	33
3.1.2. Cruz Alta .....	33
3.1.3. Erechim .....	34
3.1.4. Não me Toque .....	35
3.1.5. Nicolau Vergueiro .....	35
3.1.6. Palmeira das Missões .....	36
3.1.7. Passo Fundo .....	36
3.1.8. Pelotas .....	37
3.1.9. Rio Pardo .....	38
3.1.10. Roca Sales .....	39
3.1.11. Santa Maria .....	39
3.1.12. São Borja .....	40
3.1.13. Vacaria .....	40
3.1.14. Veranópolis .....	41
<b>3.2. Delineamento experimental</b> .....	42
<b>3.3. Análise estatística</b> .....	42
3.4. Metodologia de Hatheway .....	44
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	45
<b>4.1. Locais com instrumento de pesquisa – questionário</b> .....	45

4.1.1. Cruz Alta .....	46
4.1.2. Nicolau Vergueiro .....	48
4.1.3. Pelotas .....	50
4.1.4. Santa Maria .....	51
4.1.5. Vacaria .....	53
4.1.6. Veranópolis .....	54
<b>4.2. Locais sem instrumento de pesquisa – questionário .....</b>	<b>56</b>
4.2.1. Aratiba .....	56
4.2.2. Erechim .....	57
4.2.3. Não me Toque .....	59
4.2.4. Palmeira das Missões .....	60
4.2.5. Passo Fundo .....	61
4.2.6. Rio Pardo .....	63
4.2.7. Roca Sales .....	64
4.2.8. São Borja .....	65
<b>4.3. Tamanho de parcela e número de repetições .....</b>	<b>66</b>
<b>4.4. Considerações gerais .....</b>	<b>68</b>
<b>5. CONCLUSÕES.....</b>	<b>70</b>
<b>6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>71</b>
<b>7. ANEXOS.....</b>	<b>82</b>

## 1. INTRODUÇÃO

O milho é a cultura mais plantada no Brasil, com cerca de 12 milhões de hectares cultivados. O rendimento médio brasileiro, entretanto, é ainda bastante baixo ( $6 \text{ t ha}^{-1}$ ), necessitando para melhorá-lo um bom conhecimento por parte do agricultor sobre métodos culturais e outras tecnologias, que deverão contribuir para o aumento do rendimento da cultura no Brasil (MUNDSTOCK & SILVA, 2007).

Empresas públicas e privadas trabalham com melhoramento genético de milho no Brasil, gerando anualmente novas cultivares, que passam por um processo de avaliação até serem recomendadas aos produtores. Existe a necessidade de recomendar a melhor cultivar, conforme: o clima da região, a época de semeadura e o nível tecnológico utilizado pelo produtor. No Rio Grande do Sul, as cultivares, antes de serem indicadas aos produtores, são avaliadas em ensaios de categoria indicadas e estaduais.

A Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO) organiza uma rede de experimentos, que abrange toda a região produtora de milho do Estado, com o objetivo de: aferir o potencial produtivo, a adaptação aos diversos ambientes, a fitossanidade, a resistência ao acamamento, entre outras características.

Vários trabalhos relatam que é baixa a precisão experimental dos ensaios de avaliação de cultivares de milho no Estado (LOPES, 1993; LÚCIO, 1997; LOPES & STORCK, 1998; MARQUES, 1999). Isso implica em erros de conclusão ao se recomendar cultivares, pois as estatísticas são afetadas pelo aumento do erro experimental, determinando o uso indevido e a obtenção de rendimentos inferiores e, como conseqüência, redução na lucratividade da cultura.

A precisão dos experimentos é avaliada pela magnitude do erro experimental; assim, os fatores que são fontes potenciais devem merecer uma atenção especial,

pois afetam, em maior ou menor grau, a qualidade de um experimento (STORCK & LOPES, 1997).

O objetivo geral desse trabalho foi analisar características do plano experimental dos ensaios de competição de cultivares de milho, visando a melhoria de sua qualidade; verificar a classe de maior freqüência do coeficiente de heterogeneidade da área experimental dos ensaios e sua conseqüência sobre a precisão experimental; e, determinar o número de repetições e tamanho de parcela para os ensaios.



## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Empresas que trabalham com melhoramento genético de milho, lançam anualmente novas cultivares, que antes de serem indicadas aos produtores, são avaliadas nos ensaios de competição de cultivares de milho, realizados em diversos locais do Estado, sob coordenação da Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO). Esses ensaios classificam-se, quanto a categoria (estadual e indicada) e quanto à duração do seu ciclo (precoce e superprecoce).

O ciclo da cultivar é caracterizado pelo número de dias da emergência até a maturação fisiológica ou ponto de colheita (PEREIRA *et al.*, 2001). Esse ciclo é contabilizado através da soma térmica, ou seja, o acúmulo de graus-dia (GD). Segundo Ometto (1981), o conceito de graus-dia é o acúmulo diário da energia acima da condição mínima e abaixo da máxima exigida pela planta, a partir da emergência das plantas até a cultivar atingir a maturação fisiológica ou ponto de colheita. As cultivares de ciclo superprecoce requerem 830 GD acumulados para completarem seu ciclo, já os precoces, de 830 a 880 GD.

A cada safra, novas cultivares são lançadas no mercado, aquelas com resultados não satisfatórios são retiradas pela empresa que as produzem. Existindo uma substituição anual de 58% e 48%, respectivamente, para os genótipos dos ciclos superprecoce e precoce. Esse tempo médio de substituição é de dois anos, sendo que apenas 15% dos genótipos permanecem por mais de quatro anos nos ensaios de competição (STORCK *et al.*, 2000).

O sucesso de programas de melhoramento de plantas está intimamente relacionado com a presença de variabilidade genética na população, para que genótipos superiores possam ser quantificados. Essa quantificação é dificultada, pois existem efeitos ambientais sobrepostos aos efeitos genéticos, tornando-se necessário separar a variação genética da ambiental. Esta separação pode ser obtida através do uso do planejamento experimental adequado para o ambiente, proporcionando qualidade ao experimento (HALLAUER & MIRANDA FILHO, 1981).

Pesquisas de qualidade passam por diversas fases, dentre elas estão: o planejamento, a condução, a análise de dados e, a divulgação dos resultados. O planejamento experimental representa um conjunto de ensaios estabelecidos com

critérios científicos e estatísticos, com o objetivo de determinar a influência de diversas variáveis nos resultados do experimento (SILVA, 1999). O mesmo autor ressalta que o planejamento deve estar de acordo com o propósito dos ensaios,

O modelo de planejamento experimental deve exprimir corretamente a estrutura do experimento. Isso é necessário para garantir que os componentes de variância que afetam efeitos referentes a fatores experimentais sejam idênticos aos componentes de variância usados para julgar a significância, exceto pelas próprias variâncias atribuíveis a esses efeitos. Visto que, o modelo formulado usualmente não distingue efeitos de fatores experimentais e de unidade. Essa falha tem duas origens: a ausência de distinção entre as duas categorias de fatores experimentais, ou seja, fatores de tratamentos, cujos níveis são atribuídos aleatoriamente às unidades experimentais, sob o controle do pesquisador, e fatores intrínsecos, cujos níveis são determinados pelas próprias unidades; e, ausência de distinção entre os fatores experimentais e fatores de unidade, constituídos por agrupamentos das unidades elementares decorrentes de controle local (SILVA, 1999).

Fisher (1935) distingue duas estruturas independentes no planejamento de experimentos: uma relacionada ao experimento, denominado de tratamento, e a outra, associada à classificação das unidades experimentais segundo a topografia. O mesmo autor observa que o delineamento experimental pode ser entendido como a relação dessas duas estruturas no experimento, determinada pela casualização. A distinção entre fator tratamento e topografia (fatores intrínsecos), tem sido geralmente ignorada, com poucas exceções (COX, 1958; COX & SNELL, 1981).

Wilk & Kempthorne (1956) afirmam que é geralmente ignorada a existência de fatores aditivos quando estão presentes no experimento fatores intrínsecos, tais como: local, ano e bloco, constituindo classificações das unidades de interesse no experimento. Esse fato tem conseqüência para as inferências derivadas do experimento, decorrentes da impossibilidade de distinção de delineamentos experimentais com diferentes estruturas.

Addelman (1970) salienta que o primeiro passo no planejamento da análise de um experimento, que deve acompanhar o plano do experimento, é a dedução de um modelo estatístico apropriado para a situação experimental. O modelo estatístico deve conter termos para representar todas as fontes de variação presentes no experimento. O mesmo autor completa afirmando que é irreal supor que um modelo estatístico seja apropriado para mais do que um delineamento experimental.

O pesquisador deve estar atento a fatores envolvendo a técnica experimental, tais como: escolha criteriosa do delineamento, locais de instalação dos ensaios, número de repetições, tamanho e forma de parcela. A preocupação desses fatores é importante, pois os cuidados na instalação e condução dos experimentos melhoram a precisão dos resultados, reduzindo o erro experimental, aumentando as chances de se detectar diferenças entre os tratamentos (PEARCE & MOORE, 1976; e, SWALLOW, 1981). Ao planejar um experimento, deve-se considerar que os recursos materiais, financeiros e humanos são, geralmente, restritos. Por isso, além de buscar resultados confiáveis, deve-se garantir experimentos e dados precisos. A precisão experimental está intimamente relacionada ao erro experimental, que é a medida de variação não controlada ou aleatória que ocorre no experimento (CHAVES, 1985).

A existência de um coeficiente que estime a precisão experimental é fundamental, uma vez que trabalhos científicos são realizados e comparados entre si (SCAPIM *et al.*, 1995). O coeficiente de variação (CV%), definido como a estimativa do erro experimental em porcentagem da estimativa da média, é uma das medidas estatísticas mais utilizadas pelos pesquisadores na avaliação da precisão dos experimentos. Entretanto, saber se um coeficiente de variação em particular é excessivamente alto ou baixo requer experiência com dados similares (STEEL *et al.*, 1997).

A avaliação de coeficiente de variação, como medida de precisão em experimentos, tem sido realizada com relação a diversas culturas, com alguns trabalhos propondo métodos para obtenção de faixas de classificação de coeficiente de variação (ESTEFANEL *et al.*, 1987; GARCIA, 1989; AMARAL *et al.*, 1997), e outros, definindo as faixas de classificação (CAMPOS, 1984; PIMENTEL-GOMES, 1990; SCAPIM *et al.*, 1995), com base na relação entre médias dos coeficientes de variação.

Lúcio (1997) analisando ensaios de competição de cultivares de milho, arroz, soja e trigo, realizados entre os anos agrícolas de 1987 e 1995, encontrou valores de coeficiente de variação no intervalo de 8, a 10, para a cultura do milho; 9 a 13 para a cultura do arroz; 8 a 13, para a cultura da soja e 8 a 13, para a cultura do trigo.

Autores como Estefanel *et al.* (1987), trabalhando com a variável rendimento de grãos em experimentos unifatoriais, classificaram os coeficientes de variação como médios quando entre 8,5 e 18,5% para a cultura do milho, entre 8,5 e 16%

para a cultura da soja e entre 11 e 19% para cereais de inverno (trigo, cevada, centeio, aveia e triticale), estabelecendo o critério de classificar como médios, os coeficientes de variação situados em uma faixa ao redor da média na qual ficassem incluídos 50% dos casos, sendo classificados como baixos os coeficientes de variação abaixo desta faixa e como altos aqueles acima.

Pimentel Gomes (1990) classificou os coeficientes de variação, tendo em vista os valores comumente obtidos nos ensaios agrícolas em campo, considerando-os baixos, quando inferiores a 10%; médios, quando de 10 a 20%; altos, quando de 20 a 30% e muito altos, quando superiores a 30%, tendo também apresentado como estimativa de eficiência de um experimento, a estatística coeficiente de precisão, com a justificativa de que esta estatística leva em consideração o número de repetições de um tratamento.

A estimativa do erro experimental é afetada por diversos fatores, do início ao final da condução de um experimento: do planejamento – com a escolha do tamanho de parcela adequada à variabilidade das unidades experimentais – a análise estatística – com o não atendimento das pressuposições do modelo matemático. Logo, os experimentos devem ser planejados, de tal forma que, se existir variação entre os tratamentos, esta seja detectada pela análise estatística, portanto, o erro experimental, estimado pelas repetições de um mesmo tratamento, tem que ser mínimo (STORCK *et al.*, 2000).

Diversos mecanismos são adotados para minimizar o erro experimental, tais como: a utilização de um delineamento adequado e minucioso critério de escolha do material experimental, de condução do experimento e de coleta de dados (FEHR, 1987).

De acordo com Le Clerg (1967), existem duas fontes principais de variação em experimentos de campo: a primeira, e mais importante, é devida à heterogeneidade do solo e, a segunda, decorrente da variabilidade genética do material experimental. A definição dessas fontes é um dos principais problemas encontrados pelos pesquisadores visando reduzir o erro experimental decorrente da heterogeneidade das parcelas (GUZMAN *et al.*, 1992).

A heterogeneidade do solo, medida pelo rendimento das plantas cultivadas em parcelas, pode ser conseqüência da topografia do local, da umidade do solo, da variação na fertilidade ou, de práticas agrícolas anteriores (HAYES & IMMERS, 1951). Em terrenos já adubados diversas vezes, o solo se torna mais heterogêneo

(BASTOS, 1987). A heterogeneidade do solo é, talvez, a causa mais importante do erro experimental (DE LA LOMA, 1966), fazendo com que os tratamentos aplicados as parcelas apresentem resultados diferentes em cada repetição (MIRANDA FILHO, 1987). A existência de distinções entre parcelas vizinhas é atribuída, por alguns autores, à heterogeneidade dos adubos, sementes, mudas e solo, entre outros (GOMEZ & GOMEZ, 1984; STELL *et al.*, 1997).

Siqueira (1983) cita que solos com baixo nível de adubação proporcionam menor variância que solos adubados. Também, a precisão experimental é menor em solos ácidos, com nível tóxico de alumínio, do que em solos com pH e alumínio adequados à produção de milho (RESENDE, 1989). Knapp *et al.* (1995), em pesquisa de melhoramento para estresse por alumínio em áreas de avaliação de genótipos de milho, constataram que a saturação de alumínio e zinco foi responsável por mais de 50% da variação a campo entre 27 genótipos. É pouco provável que as condições físicas e químicas do solo sejam distribuídas aleatoriamente na área experimental, pois as parcelas adjacentes tendem a ser correlacionada por fatores de ambiente (MARKUS, 1974). Um dos problemas dos ensaios em campo deve-se à dificuldade de encontrar solos em condições uniformes, mesmo tratando-se de superfície reduzidas.

A preocupação com a heterogeneidade do solo e suas conseqüências sobre a precisão são antigas (SMITH, 1938; HAYES & IMMERS, 1951; HATHEWAY, 1961; HALLAUER, 1964; MEIER & LESSMAN, 1971). Em geral, esta heterogeneidade é devida às condições pré-existentes ou às características relacionadas com a formação do solo e com suas interações com a flora, a fauna e o manejo para os cultivos. O uso do solo em cultivos agrícolas introduz novas fontes de heterogeneidade, tais como: a distribuição irregular de restos de cultura, dos insetos, das doenças, das ervas daninhas, dos adubos aplicados, as espécies ou genótipos cultivados e, a irrigação (GOMEZ & GOMEZ, 1984; STEEL *et al.*, 1997; RAMALHO *et al.*, 2000; RESENDE, 2002). Assim, a área experimental, mesmo aparentando ser homogênea, apresenta variações, tanto no sentido horizontal como vertical, que dificilmente podem ser controladas apenas com o uso de um delineamento apropriado (RAMALHO *et al.*, 2000).

Ao enfatizar as formas de controle do erro experimental gerada pela heterogeneidade das unidades experimentais, deve-se dedicar atenção a execução de experimentos em branco, para adequar a área experimental escolhida ao

delineamento, ao tamanho e forma de parcela, ao número de repetições e de tratamentos com a precisão desejada.

A condução de ensaios em branco é uma das formas de se conhecer a heterogeneidade da área experimental (GOMEZ & GOMEZ, 1984). Isto possibilita observar diferenças de fertilidade que poderão ser expressas a partir de diferenças na produtividade das culturas. De la Loma (1966) afirma que a variabilidade das respostas de um tratamento em parcelas experimentais e a magnitude do erro experimental (QMe) estão diretamente relacionadas com o grau de heterogeneidade do solo, o qual pode ser estimado através de ensaios de uniformidade ou ensaios em branco, em que toda a área é plantada com uma única variedade, a mais pura possível, utilizando-se práticas idênticas de cultivo. Love (1943) mostrou que os ensaios de uniformidade, além de estimarem a heterogeneidade do solo, servem para determinar o tamanho e a forma das parcelas, bem como, o número de repetições.

Outras maneiras de se conhecer a heterogeneidade da área são através de estatísticas que utilizam dados de ensaios realizados na mesma área em anos anteriores. Smith (1938) propôs a metodologia de cálculo do coeficiente de heterogeneidade do solo ( $b$ ). Caso essa metodologia seja diferente, possivelmente os resultados das estimativas do coeficiente de heterogeneidade obtidos apresentarão diferenças, influenciando, assim, nos resultados posteriores, que são dependentes deste valor. Valores próximos a zero indicam parcelas (solos) mais homogêneas, possibilitando que as parcelas experimentais sejam menores com um mesmo grau de confiança. Quando os valores são próximos ou superiores a um, existe uma heterogeneidade do solo muito grande, em que devem ser utilizadas parcelas maiores para a obtenção do mesmo grau de confiança nas análises (GOMEZ & GOMEZ, 1984).

Koch & Rigney (1951) propuseram outro método para a estimativa de  $b$  com base nos resultados de experimentos executados em delineamento como látice ou em parcelas subdivididas. No caso de experimentos no delineamento em blocos ao acaso com parcelas subdivididas, as parcelas podem assumir o tamanho do bloco, da parcela principal e da subparcela. Comparando-se com os ensaios de uniformidade, que permitem a simulação de parcelas com maior variação de tamanho, esta metodologia, é menos adequada para a estimação do coeficiente de heterogeneidade porque usa um menor número de pares de dados.

Outra possibilidade de se estimar o coeficiente de heterogeneidade da área experimental, é a partir da estimativa da correlação intraclasse de ensaios no delineamento blocos ao acaso, considerando apenas dois tamanhos de parcelas (blocos e parcelas) (LIN & BINNS, 1984), o que torna a estimativa de  $b$  menos precisa. A superestimação das variâncias dos tamanhos de parcelas no bloco com o estabelecimento de grandes proporções do erro pela variabilidade do solo entre blocos devido à formação de blocos em experimentos a campo não é visto como vantagem (GOMEZ & GOMEZ, 1984). Apesar desse critério desvantajoso, o procedimento é atrativo devido ao grande número de experimentos executados no delineamento blocos ao acaso e a possibilidade de acompanhar a evolução da heterogeneidade da área experimental em função da cultura e manejo, entre outros. Assim, existe a possibilidade de alterar o tamanho de parcela ou o número de repetições em experimentos posteriores. Aplicação desta metodologia, para as culturas da soja, cevada e aveia foram usadas para estudar a frequência das estimativas de  $b$  num período de quatro anos e obtiveram como resultado, que a frequência das estimativas de  $b$  na mesma classe foi de, aproximadamente, 50% (LIN *et al.*, 1996). Como consequência, a execução de ensaios futuros corretamente planejados quanto ao tamanho de parcela e no número de repetições tem validade na mesma proporção. Posteriormente, Alves & Seraphin (2004) obtiveram estimativas de  $b$  para diferentes estruturas de delineamento.

Os valores de  $b$  e a sua classe de maior frequência devem ser avaliados pelo experimento que ocupa aproximadamente a mesma área que um ou vários experimentos anteriores, mas não precisa ter a mesma estrutura, em termos de repetição, tratamentos bem como a forma e o tamanho das parcelas. O  $b$  de Lin & Binns (1986) é essencialmente um coeficiente de regressão que se baseia em dois pontos, um dos quais possui uma elevada variância. O resultado é que um intervalo de confiança estimado para  $b$  é freqüentemente demasiado grande para ser prática de valor, se o objetivo é estritamente a estimativa do  $b$ . Por conseguinte, uma simples avaliação da correlação entre dois conjuntos de valores de  $b$  não seria muito significativa.

Segundo Lin & Binns (1986), os valores de  $b$  variam de 0 a 1 (não consideram valores de  $\rho$  negativos) e, podem ser usados como um coeficiente que mede a similaridade entre parcelas e o grau de heterogeneidade. Os autores separaram os valores de  $b$  em três classes distintas, a fim de avaliar a sua classe de maior

freqüência e caracterizar o plano experimental, estas classes são  $b \leq 0,3$ ;  $0,3 < b < 0,7$  e  $b \geq 0,7$ .

Quando  $b \leq 0,3$ , o ideal será aumentar o número de repetições ao invés de aumentar o tamanho de parcela para aumentar a precisão experimental; se  $b$  estiver na classe  $0,3 < b < 0,7$ , então deve-se realizar uma combinação entre a alteração do tamanho de parcela e o número de repetições, mas se  $b$  estiver na classe  $b \geq 0,7$ , então se deve aumentar o tamanho de parcela para obter uma melhor precisão.

Alguns estudos mostram as variações e as inter-relações do coeficiente de correlação intraclassa, do coeficiente de heterogeneidade e do coeficiente de variação para a estimação do tamanho de parcela (PIMENTEL GOMES, 2002; SILVA *et al.*, 2003; ALVES & SERAPHIN, 2004). Assim, a opção por um determinado método de estimativa do coeficiente de heterogeneidade poderá influenciar no tamanho da área experimental e no número de repetições necessárias para a discriminação de tratamentos e melhorar a precisão. A parcela, unidade básica do experimento, deve ser capaz de reduzir ao máximo o efeito da heterogeneidade ambiental e a variabilidade genética do material experimental. Por influenciar diretamente nos custos (STEEL *et al.*, 1997), sejam eles com insumos ou com mão de obra, a condução dos experimentos para estudar tamanho de parcela, freqüentemente, são relatados (IGUE *et al.*, 1972; CORDEIRO *et al.*, 1982; CHAVES & MIRANDA FILHO, 1992).

Estudos sobre tamanho de parcela têm contribuído para a redução de recursos financeiros empregados na pesquisa, a exemplo dos resultados obtidos por: Venegas *et al.* (1980), Bertolucci (1990) e Vargas (1996), para as culturas do milho, café e feijão, respectivamente, dentre outros.

Em geral, o tamanho de parcela é adotado tomando-se por base apenas a literatura, que apresenta propostas de parcelas que levam em consideração peculiaridades da região onde o experimento é conduzido. Alguns critérios devem ser avaliados pelo pesquisador, tais como: heterogeneidade do solo, natureza do material experimental, número de tratamentos, número de repetições, competição interculturares, questões práticas e custo do experimento (STORCK & UITDEWILLIGEN, 1980; CHAVES, 1985; BERTOLUCCI, 1990).

O tamanho de parcela é uma característica particular de cada experimento, e apesar de poder variar segundo diversos fatores, há autores que consideram a heterogeneidade do solo como fator determinante no tamanho de parcela (STORCK



& UITDEWILLIGEN, 1980; BERTOLUCCI, 1990). Esta heterogeneidade pode se expressar de maneira diferente de ano para ano em um mesmo local (HALLAUER, 1964). Geralmente, a precisão que se deseja pode não ser alcançada em função do tamanho e da forma das parcelas inadequadas, ou também pelo número de repetições insuficiente (SOUZA, 2001), pois a heterogeneidade do solo é desconhecida na maioria das situações.

Com base neste fato, Hatheway & Williams (1958) desenvolveram um método para estimativa do tamanho de parcela, que considera as correlações entre as estimativas das variâncias e a estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo. Para tanto, fez-se uma ponderação dos logaritmos das estimativas das variâncias observadas entre parcelas de diferentes tamanhos pelos elementos de sua matriz de informação. Hatheway (1961) obteve o tamanho ótimo de parcela experimental independente de custos. Sua fórmula leva em conta: o coeficiente de variação (CV%), o número de repetições, o coeficiente de heterogeneidade da área experimental, valores da distribuição t e a diferença mínima significativa entre duas médias de tratamento, considerada em porcentagem da média geral. A dificuldade de se obter este coeficiente de heterogeneidade tem limitado o emprego dessa fórmula, uma vez que a maioria dos métodos para estimar esse coeficiente é muito complexa.

A melhoria da precisão experimental pode ser obtida utilizando-se parcelas experimentais com dimensões adequadas e número de repetições apropriadas para cada situação acima, visto que o número ótimo de repetições está associado ao tamanho de parcela, ou seja, quanto maior a parcela, menor a necessidade de repetições para se obter o mesmo nível de precisão (CHAVES, 1985).

Estas combinações consistem no principal modo de se contornar a heterogeneidade, buscando maximizar as informações obtidas na área experimental disponível (STORCK *et al.*, 2000). Quanto maior o comprimento da área do ensaio, maior a precisão do experimento. Também, quanto maior for a largura do ensaio, menores serão as estimativas do tamanho de parcela e da heterogeneidade da área.

Empregando a metodologia padrão baseada no coeficiente de heterogeneidade do solo (SMITH, 1938), o qual é maior quanto maior for a heterogeneidade do solo, Bonnot (1995) recomendou os seguintes tamanhos de parcelas: uma planta quando  $b$  for próximo de zero ou, pelo menos seis plantas quando  $b$  for próximo de um. Empregando a metodologia do coeficiente de

correlação intraclasse: variância entre parcelas/ (variância entre parcelas + variância dentro de parcelas), Pimentel-Gomes (1984) e Pimentel-Gomes & Couto (1985), concluíram pelo uso de uma planta por parcela. Considerando a precisão experimental e a probabilidade de detecção de diferenças significativas entre médias de tratamentos, Cotterill & James (1984); Loo-Drinks & Tauer (1987) e Haapanen (1992), também concluíram pelo uso de parcelas de uma planta.

Conkle (1962) e Namkoog & Squillace (1970) observaram que valores de  $b$  igual a um, ou seja, quando não há correlação entre as plantas, as variâncias genéticas e ambientais são estatisticamente indistinguíveis. Os mesmos autores empregando a metodologia de Shrikhande (1957), que visa à estimação da variância genética através do modelo de regressão não linear, baseado na lei empírica de Smith (1938) de heterogeneidade do solo, levantaram alguns problemas que podem ocorrer, tais como a violação da pressuposição de que o efeito genético não esteja sendo confundido com efeitos de competição.

Dados de parcelas experimentais de pequenos ensaios podem ser usados para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo e o tamanho ótimo de parcela, visando à identificação de fatores (tratamentos) que influenciam o planejamento experimental, como o procedido por Martin *et al.* (2005) com a cultura do milho e Lopes *et al.* (2005) com a cultura do sorgo. Não é necessária a instalação de ensaios específicos para a estimativa do tamanho de parcela, podendo-se usar os dados de experimentos, desde que a colheita tenha sido realizada em parcelas pequenas (covas) ou em algumas áreas menores e representativas dentro de área maior (parcela), a qual será usada para o experimento.

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. Os mesmos autores 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,

conseqüência da competição entre plantas de mesmo genótipo. Em experimentos de competição de genótipos de milho foi observado que o tamanho ótimo de parcela varia entre os genótipos (MARTIN, 2003).

Jaggard (1975) conduziu um ensaio, para determinar o tamanho e forma ótima de parcelas para a cultura da beterraba, e concluiu que a utilização de densidades de plantas diferente não afeta, significativamente, a forma de parcela. Palomino *et al.* (2000) relatam que, quanto menor o número de plantas de milho nas parcelas experimentais, menor é a confiabilidade da estimativa obtida, dificultando as inferências a serem feitas a respeito do potencial para a seleção recorrente. É necessário utilizar um número de plantas que represente o tipo de família que está sendo avaliada, isto porque, no erro experimental, além da variação ambiental entre parcelas, está incluída a variação ambiental e genética entre plantas dentro da parcela (VENCOVSKY, 1987).

Segundo Bakke (1988), para uma mesma espécie vegetal, o formato e o tamanho de parcela experimental devem variar, não só pelas características morfológicas da planta, mas também pelas variáveis a serem avaliadas, pelo local do ensaio, pela época de colheita, entre outros apresentados, existindo uma relação inversa entre o tamanho de parcela e o erro experimental. Portanto, aumentando o tamanho de parcela acarreta na redução da variação entre as parcelas (STELL *et al.*, 1997), o que, no entanto, não é proporcional ao aumento do tamanho de parcela, obtendo-se pouco ganho em precisão com o incremento no tamanho das unidades experimentais já suficientemente grandes (LE CLERG, 1967). Devido à correlação entre as parcelas vizinhas, o aumento do tamanho de 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).

Bakke (1988) optou por parcelas de formato retangular, pois esta técnica se baseia nos resultados de diversos métodos de determinação de tamanho ótimo de parcelas experimentais, quando se observa, geralmente, menor coeficiente de variação com alguns tipos de parcelas retangulares. Além disso, o formato retangular torna a operação de colheita mecanizada mais eficiente (PENATI & CORSI, 1998). Por esses motivos, a recomendação mais freqüente em relação ao tamanho e forma de parcelas experimentais indica o uso de parcelas retangulares e pequenas, em detrimento das parcelas quadradas e grandes (BAKKE, 1988), o que dá suporte a afirmação de Chaves (1985) de que parcelas retangulares são

indicadas quando a área experimental (ou parcela) é heterogênea, em função de algumas características relacionadas ao solo, tais como: retenção de umidade, fertilidade do solo, entre outras. Nessa situação o uso de formato retangular pode tornar as parcelas mais homogêneas entre si, apesar de aumentar a heterogeneidade dentro da parcela.

Além do tamanho e formato de parcela, outro aspecto da técnica experimental relacionado à precisão dos resultados de um experimento refere-se ao número de repetições (PIMENTEL GOMES, 1990). Esta técnica permite obter-se uma estimativa de como o erro experimental afeta os resultados dos ensaios e se esses resultados são estatisticamente diferentes. Ela também permite verificar qual a influência de uma determinada variável sobre um processo e caracteriza o caráter aleatório do experimento.

Não é rara a existência de experimentos com parcelas grandes, com poucas ou sem repetições, sob alegação de se obter um maior stand e maior facilidade de manejo. É comum, todavia, perguntar-se qual o número mínimo de repetições que devem ter os tratamentos de experimentos em campo. A repetição constitui um dos princípios básicos da experimentação científica. Markus (1974) define que o princípio das repetições refere-se ao uso de mais de uma unidade experimental por tratamento. As principais razões para o uso de repetições são as seguintes: obter-se uma estimativa do erro experimental dado pela variação das repetições ou unidades experimentais com o mesmo tratamento; obter uma estimativa mais precisa do erro experimental; e, obter uma estimativa mais precisa da média de um tratamento. Na experimentação agrônômica se aceita como fato à variabilidade intrínseca das parcelas de campo, devido às diferenças de fertilidade natural. O uso de repetições tende a contrabalançar as diferenças que existem entre as unidades experimentais.

Quanto maior for o número de repetições, mais fidedigna será a estimativa do erro experimental, portanto, haverá mais segurança na aplicação dos testes estatísticos e maior a confiabilidade dos resultados. Por outro lado, dependendo do número de tratamentos, do tamanho de parcela e do delineamento utilizado, o experimento pode crescer tanto que às vezes se torna impraticável (DAGNELIE, 1977).

Genezi *et al.* (1980) utilizando o método empírico, proposto por Smith (1938), que leva em consideração a heterogeneidade do solo, mas não estabelece nenhuma relação entre tamanho de parcela e número de repetições, obtiveram como resultado

que o aumento do número de repetições, usando parcelas pequenas, diminui a área do experimento e o número de plantas, portanto, dos custos operacionais. Além disso, obtém-se maior precisão experimental.

A determinação prévia do número mínimo de repetições necessárias para se obter o melhor resultado tem sido bastante discutida, com muitas soluções propostas, mas, segundo Pimentel-Gomes (1990), nenhuma é inteiramente satisfatória. Por sua vez, o uso de parcelas de tamanho ótimo contribui para que se ajuste um razoável número de repetições para a obtenção de resultados satisfatórios. Essa combinação, segundo Rossetti & Pimentel-Gomes (1983) em geral associadas a delineamento ou técnica experimental apropriada, conforme o objetivo da pesquisa contribui para minimizar a variabilidade normalmente existente nos cultivos e melhorar a precisão experimental.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados referem-se a 97 ensaios da Rede Estadual de Competição de Cultivares de Milho, conduzidos durante os anos agrícolas de 2002/2003 a 2004/2005 em diferentes locais do Estado do Rio Grande do Sul. A variável analisada foi o rendimento de grãos. As cultivares utilizadas foram de ciclo precoce e superprecoce, indicadas e para indicação. Os dados foram obtidos junto a Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO) de Porto Alegre, RS, e utilizados como banco de dados para estudo.

**Tabela 1** - Número de cultivares de milho avaliadas nos anos agrícolas de 2002/03, 2003/04 e 2004/05 e locais, dos ensaios de competição de cultivares no Estado do Rio Grande do Sul.

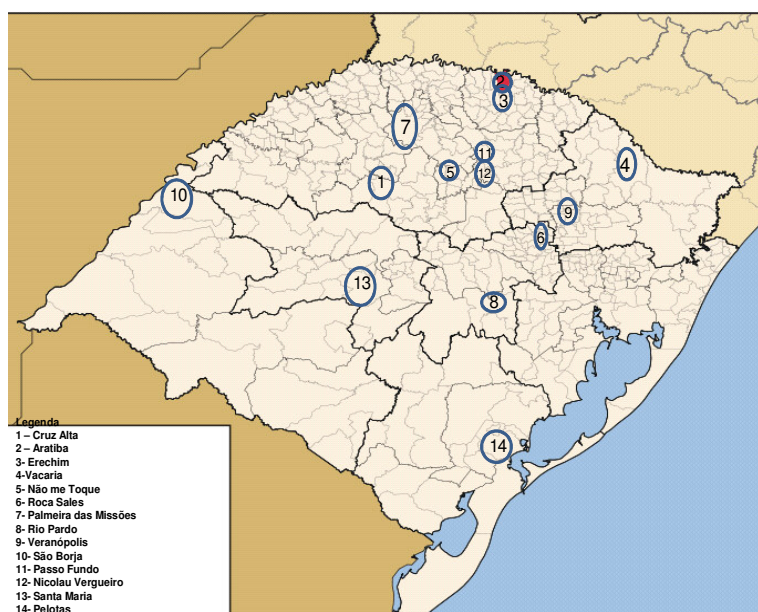
Ano agrícola	Grupo de ensaio		Número de cultivares				Total
	Categoria <sup>(1)</sup>	Ciclo	Locais	HS <sup>(2)</sup>	HT <sup>(3)</sup>	HD <sup>(4)</sup>	
2002/03	Estadual	Precoce	10	13	11	12	36
2002/03	Estadual	Superprecoce	9	6	3	2	11
2002/03	Indicada	Precoce	6	12	8	7	27
2002/03	Indicada	Superprecoce	5	7	6	5	18
2003/04	Estadual	Precoce	13	17	12	11	40
2003/04	Estadual	Superprecoce	12	6	3	0	9
2003/04	Indicada	Precoce	7	11	9	6	26
2003/04	Indicada	Superprecoce	7	7	6	3	16
2004/05	Estadual	Precoce	9	13	12	7	32
2004/05	Estadual	Superprecoce	9	10	5	2	17
2004/05	Indicada	Precoce	5	16	6	8	30
2004/05	Indicada	Superprecoce	5	5	4	3	12
<b>Total</b>			<b>97</b>	<b>123</b>	<b>85</b>	<b>66</b>	<b>274</b>

<sup>(1)</sup> Na categoria dos ensaios estaduais, as cultivares avaliadas foram aquelas ainda não indicadas aos produtores, <sup>(2)</sup> Híbrido Simples, <sup>(3)</sup> Híbrido Triplo e <sup>(4)</sup> Híbrido Duplo.

### 3.1. Caracterização e manejo da área experimental

O manejo da área experimental, nos diferentes locais, foi realizado tanto para o ciclo precoce como para o superprecoce estadual e indicada. A densidade de plantas para o ciclo precoce foi de 55.000 pl ha<sup>-1</sup> e para o ciclo superprecoce, de 65.000 pl ha<sup>-1</sup>. O controle de ervas daninhas e pragas foram realizados quando necessário. O desbaste foi realizado em todos os locais.

Os ensaios foram conduzidos nas cidades de Aratiba, Cruz Alta, Erechim, Não me Toque, Nicolau Vergueiro, Palmeira das Missões, Passo Fundo, Pelotas, Rio Pardo, Roca Sales, São Borja, Santa Maria, Vacaria e Veranópolis (Figura 1).



Fonte: <<http://www.wikipedia.org/>>.

**Figura 1** - Mapa do Estado do Rio Grande do Sul com os locais onde foram realizados os ensaios de competição de cultivares de milho nos anos de 2002 a 2005.

### 3.1.1. Aratiba

Aratiba está incluída na região fisiográfica do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 27°23'39" sul de latitude e 52°18'01" oeste de longitude. O solo é classificado como latossolo roxo distrófico álico pertencente a Unidade de Mapeamento Erechim (EMBRAPA,1999). O clima é classificado como tropical úmido. Os órgãos responsáveis pela instalação do experimento neste local foram: FEPAGRO, EMATER e a Prefeitura Municipal de Aratiba.

**Tabela 2** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em  $\text{kg ha}^{-1}$ , data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Aratiba, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	12/11/2002	10/60/30	67	28/5/2003	1166,1
2003/04	21/11/2003	20/120/60	150	21/5/2004	1060
2004/05	7/10/2004	15/90/45	135	22/2/2005	679,3

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.

### 3.1.2. Cruz Alta

Está incluída na região fisiográfica do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°38'19" sul de latitude e 53°36'23" oeste de longitude. O solo é classificado como latossolo vermelho escuro distrófico, pertencente a Unidade de Mapeamento Cruz Alta (EMBRAPA,1999). O clima é classificado como Cfa1 de Köeppen, com precipitação média anual de 1700 mm, apresentando ligeira deficiência de chuvas no verão. Os órgãos responsáveis pela instalação do experimento foram: Fundação Centro de Experimentação e Pesquisa (FUNDACEP) e a Fundação das Cooperativas de Trigo (FECOTRIGO).



**Tabela 3** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita, precipitação normal e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Cruz Alta, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação Normal*	Precipitação no período*
2002/03	2/10/2002	S/I	54	S/I	S/I	S/I
2003/04	14/10/2003	S/I	54	S/I	S/I	S/I
2004/05	30/9/2004	26/76/96	45	8/2/2005	637	1107,9

\*Fonte: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. S/I: sem informação.

### 3.1.3. Erechim

Está incluída na região fisiográfica do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográfica de 27°38'02" de latitude sul e 52°16'26" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfb1 na parte leste e Cfa 1 na oeste, segundo a classificação de Köppen. O solo é classificado como latossolo roxo distrófico álico, pertencente a Unidade de Mapeamento Erechim (EMBRAPA,1999). Os órgãos responsáveis pelos experimentos foram: FEPAGRO e a Universidade Regional Integrada (URI).

**Tabela 4** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup> e data de colheita para a cultura do milho em Erechim, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita
2002/03	13/11/2002	12,5/75/37,5	90	13/5/2003
2003/04	20/11/2003	22,5/50/50	90	20/5/2004
2004/05	9/11/2004	12,5/75/37,5	45	31/5/2005

### 3.1.4. Não Me Toque

Está incluída na região Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°27'33" de latitude sul e 52° 49'15" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfb1 na parte leste e Cfa1 na oeste, segundo a classificação de Köppen, com chuvas bem distribuídas, não apresentando problemas de secas prolongadas. O solo é classificado como latossolo roxo distrófico álico, pertencente a Unidade de Mapeamento Erechim (EMBRAPA,1999). Os órgãos responsáveis pelos experimentos foram: Empresas Agrocere e a Monsanto.

**Tabela 5** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Não me Toque, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	23/9/2002	32/72/112	135	14/2/2003	1171,6
2003/04	29/9/2003	32/72/112	144	9/2/2004	930,2
2004/05	22/10/2004	34,4/77,4/120	144	18/4/2005	964,6

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.

### 3.1.5. Nicolau Vergueiro

Está incluída na região fisiográfica do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°32'09" de latitude sul e 52°27'51" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfa1 de Köppen, com chuvas bem distribuídas. O solo é classificado como latossolo vermelho escuro distrófico, pertencente a Unidade de Mapeamento Passo Fundo (EMBRAPA,1999). O órgão responsável pelo experimento foi a Empresa Semilha Agronegócios.

**Tabela 6** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup> e data de colheita para a cultura do milho em Nicolau Vergueiro, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita
2002/03	S/E	S/E	S/E	S/E
2003/04	22/9/2003	15/48/54	99	5/2/2004
2004/05	17/9/2004	28/87/87	80	21/2/2005

S/E :não foi realizado experimento.

### 3.1.6. Palmeira das Missões

Está incluído na região fisiográfica do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 27°53'58" de latitude sul e 53°18'49" de longitude oeste. O clima é classificado como subtropical úmido pela classificação de Köppen, com chuvas bem distribuídas, não apresentando problemas de seca prolongada. O solo é classificado como latossolo roxo distrófico álico, pertencente a Unidade de Mapeamento Erechim (EMBRAPA,1999). O órgão responsável pelo experimento foi a empresa Syngenta.

**Tabela 7** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup> e data de colheita da cultura do milho em Palmeira das Missões, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita
2002/03	S/E	S/E	S/E	S/E
2003/04	25/9/2003	40/100/100	130	19/2/2004
2004/05	17/9/2004	36/81/81	135	2/2/2005

S/E: não foi realizado experimento.

### 3.1.7. Passo Fundo

Está incluído na região fisiográfica do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°15'46" de latitude sul e

52°24'25" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfa1 pela classificação de Köppen, a precipitação média anual é em torno de 1750 mm. O solo é classificado como latossolo vermelho escuro distrófico, pertencente a Unidade de Mapeamento Passo Fundo (EMBRAPA,1999). Os órgãos responsáveis pelo experimento foi: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

**Tabela 8** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Passo Fundo, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	3/11/2002	15/75/75	100	21/4/2003	1014
2003/04	17/10/2003	15/75/75	97	S/I	S/I
2004/05	17/10/2004	15/75/75	100	24/4/2005	610,2

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. S/I: sem informação.

### 3.1.8. Pelotas

Está incluída na região fisiográfica do Sudeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 31°46'19" de latitude sul e 52°20'34" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfa2 pela classificação de Köppen, a precipitação média no ano varia de 1.186 a 1.364 mm. O solo é classificado como planossolo hidromórfico, pertencente a Unidade de Mapeamento Pelotas (EMBRAPA,1999). O órgão responsável pelo experimento foi a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária Clima Temperado (EMBRAPA). As irrigações foram realizadas conforme a necessidade hídrica medida através do tensiômetro instalado na área experimental.

**Tabela 9** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Pelotas, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	8/1/2003	20/80/80	90	24/6/2003	858,2
2003/04	20/12/2003	12,5/50/50	125	S/I	S/I
2004/05	28/10/2004	S/I	S/I	S/I	S/I

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. S/I: sem informação.

### 3.1.9. Rio Pardo

Está incluído na região fisiográfica do Centro Oeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 29°59'23" de latitude sul e 52°22'41" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfa2 pela classificação de Köppen, a precipitação média anual é em torno de 1594 mm. O solo é classificado como latérico Bruno avermelhado distrófico, pertencente a Unidade de Mapeamento Rio Pardo (EMBRAPA,1999). O órgão responsável pelo experimento foi a Associação dos Fumicultores do Brasil (AFUBRA).

**Tabela 10** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Rio Pardo, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	26/12/2002	20/45/70	90	S/I	-
2003/04	28/10/2003	25/45/50	90	17/2/2004	326,8
2004/05	1/12/2004	12,5/50/50	90	27/4/2005	438,2

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. S/I: sem informação

### 3.1.10. Roca Sales

Está incluída na região fisiográfica do Centro Oeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 29°17'02" de latitude sul e 51°52'04" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfa2 pela classificação de Köppen, a precipitação média anual é em torno de 1384 a 1769 mm. O solo é classificado como brunizem avermelhado, pertencente a Unidade de Mapeamento Vila (EMBRAPA,1999). Os órgãos responsáveis pelo experimento foram: FEPAGRO e a EMATER.

**Tabela 11** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Roca Sales, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	27/9/2002	40.000 l*	135	27/2/2003	1212,6
2003/04	30/9/2003	40.000 l	136	17/2/2004	984,6
2004/05	1/10/2004	20/120/60	90	E/P	S/l

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. E/P: Experimento perdido. \*40.000 l - litros de esterco de suíno

### 3.1.11. Santa Maria

Os experimentos foram realizados no campus da Universidade Federal de Santa Maria, município de Santa Maria, em área pertencente ao Departamento de Fitotecnia, incluída na região fisiográfica da Depressão Central do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 29°45' de latitude sul e 53°42' de longitude, a oeste de Greenwich. O solo é classificado como brunizem hidromórfico, pertencente a Unidade de Mapeamento Santa Maria (EMBRAPA,1999).

**Tabela 12** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Santa Maria, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	6/11/2002	20/80/80	90	17/3/2003	1114,3
2003/04	29/10/2003	20/80/80	100	22/3/2004	812,5
2004/05	21/10/2004	20/80/80	135	18/3/2005	455,8

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.

### 3.1.12. São Borja

Está incluído na região fisiográfica do Sudoeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°39'39" de latitude sul e 56°00'14" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfa2, segundo a classificação de Köppen, com precipitação média de 1659 mm. O solo é classificado como hidromórfico cinzento eutrófico, pertencente a Unidade de Mapeamento Durasnal (EMBRAPA, 1999). O órgão responsável pelo experimento foi a FEPAGRO.

**Tabela 13** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em São Borja, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	20/11/2002	12,5/50/50	45	27/3/2003	860,9
2003/04	5/1/2003	24/54/84	45	14/5/2004	2197
2004/05	E/P	E/P	E/P	E/P	S/I

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. E/P: Experimento perdido. S/I: Sem informação

### 3.1.13. Vacaria

Está incluída na região fisiográfica do Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°30'44" de latitude sul e 50°56'02" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfb, segundo a

classificação de Köeppen, com precipitação média de 1700 a 1750 mm. O solo é classificado como latossolo húmico distrófico álico, pertencente a Unidade de Mapeamento Durox (EMBRAPA, 1999). O órgão responsável pelo experimento foi a Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO).

**Tabela 14** – Ano agrícola, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) para a cultura do milho em Vacaria, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	S/E	S/E	S/E	S/E	S/I
2003/04	20/11/2003	15/60/60	135	8/6/2004	868,3
2004/05	17/11/2004	20/80/80	135	25/5/2005	827,1

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. S/E: sem experimento. S/I: sem informação

#### 3.1.14. Veranópolis

Está incluído na região fisiográfica do Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul, localizada nas coordenadas geográficas de 28°56'09" de latitude sul e 51°32'56" de longitude oeste. O clima é classificado como Cfb, segundo a classificação de Köeppen, com precipitação média de 1700 a 1750 mm. O solo é classificado como latossolo húmico distrófico álico, pertencente a Unidade de Mapeamento Durox (EMBRAPA, 1999). O órgão responsável pelo experimento foi a Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO).

**Tabela 15** - Ano, data de semeadura, adubação de base (NPK) e de cobertura (N), em kg ha<sup>-1</sup>, data de colheita e precipitação no período de semeadura a colheita (mm) em Veranópolis, RS.

Ano	Semeadura	Adubação de Base	Adubação de Cobertura	Colheita	Precipitação*
2002/03	19/11/2002	20/120/60	90	13/5/2003	1147,6
2003/04	3/11/2003	20/120/60	90	25/5/2004	944,7
2004/05	28/10/2004	20/120/60	91	E/P	S/I

\***Fonte:** Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. E/P: Experimento perdido. S/I: sem informação



### 3.2. Delineamento experimental

O plano experimental foi determinado a priori para todos os locais do Estado onde são realizados os ensaios. Os 97 ensaios foram conduzidos no delineamento experimental em blocos ao acaso com três repetições. A parcela foi constituída de duas fileiras com cinco metros de comprimento, espaçadas a 80 cm. E a densidade de sementeira para o ciclo precoce é de 55.000 pl ha<sup>-1</sup> e para o ciclo superprecoce é de 65.000 pl ha<sup>-1</sup>.

### 3.3. Análise estatística

As análises estatísticas foram feitas com o auxílio do Software GENES (Cruz, 2001).

Para cada ensaio fez-se a análise de variância para cada experimento (ciclo, categoria, local e ano), segundo o plano experimental estabelecido.

Dos resultados da análise de variância foram retirados:

- Quadrado médio do bloco (QM<sub>b</sub>);
- quadrado médio do erro (QM<sub>e</sub>);
- média geral do rendimento de grãos (t ha<sup>-1</sup>) de cada experimento ( $\hat{m}$ );
- número de genótipos por experimento (ng).

Com esses dados foi calculado o coeficiente de variação (CV%)

$$CV\% = \frac{100\sqrt{QM_e}}{\hat{m}}$$

A estimativa do coeficiente de correlação intraclassa ( $\hat{\rho}$ ), segundo Kempthorne (1957), pode ser obtida a partir dos componentes de variância de análise da variância. As estimativas dos componentes de variância foram obtidas igualando-se os quadrados médios da análise de variância com suas respectivas esperanças matemáticas, e a estimativa do coeficiente de correlação intraclassa foi obtida igualando-se as esperanças matemáticas com as respectivas esperanças

matemáticas, em que se considera que exista correlação entre as observações de mesma classe (ALVES & SERAPHIN, 2004), através da fórmula:

$$\hat{\rho} = \frac{\hat{\sigma}_b^2}{\hat{\sigma}_b^2 + \hat{\sigma}^2}$$

em que:  $\hat{\sigma}_b^2$  é a estimativa da variância de bloco (quadrado médio do bloco – quadrado médio do erro/  $\hat{ng}$ );  $\hat{\sigma}^2$  é a estimativa da variância do erro. A estimativa da correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) foi realizada para todos os ensaios, o valor de  $\hat{\rho}$  foi utilizado no cálculo da heterogeneidade ( $\hat{b}$ ).

Foi calculada uma estimativa do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ) (LIN *et al.*, 1996), para os locais, anos e ciclos, através da fórmula:

$$\hat{b} = 1 - \{ \log [ ng - ( ng - 1)(1 - \hat{\rho} ) ] / \log(ng) \}$$

Com os valores obtidos do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ) foi analisado a sua freqüência dentro das classes pré-estabelecidas por Lin & Binns (1986) em que são:  $b \leq 0,3$  ;  $0,3 < b < 0,7$  e  $b \geq 0,7$ . Estas serão utilizadas para avaliar a eficiência dos experimentos com relação ao número de repetições e tamanho de parcela, dos ensaios de competição de cultivares de milho.

Devido a magnitude do coeficiente de heterogeneidade ser conseqüência do manejo, de fatores ambientais, da expressão genética, das características da área em que o experimento é conduzido e, a sua maior freqüência ser atribuída a instalação dos ensaios no mesmo local, foi elaborado um instrumento de pesquisa (questionário) (Anexo 1) para que os condutores dos ensaios pudessem responder e com isso fundamentar melhor os resultados da pesquisa. Este foi entregue aos condutores dos ensaios presentes na reunião para avaliação dos ensaios de milho realizada no dia quatro de setembro de 2007, na cidade de Veranópolis. Aos não presentes na reunião, o instrumento foi enviado por e-mail. Os resultados e discussão das análises foram divididos em dois grupos, os que responderam ao instrumento de pesquisa e os que não responderam.

Os valores de  $\hat{b}$  estimados foram utilizados na metodologia de Hatheway que propõe o cálculo do tamanho de parcela e número de repetições de maneira geral para todos os experimentos.

### 3.4. Metodologia de Hatheway

A diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos, expressa em porcentagem de média (d), é estimada através desse método, cuja fórmula é:

$$d = \sqrt{2(t_1 + t_2)^2 CV^2 / rX^b}$$

Onde, r é o número de repetições requerido para detectar diferenças de “d” unidades; CV é a estimativa do coeficiente de variação em porcentagem de uma unidade básica;  $t_1$  é o valor da tabela t para teste de significância (bilateral 5%) (0,2);  $t_2$  é o valor da tabela t correspondente a um erro de 2 (1-P), onde P é o poder do teste (0,80) com 45 graus de liberdade do erro; X é o tamanho das parcelas planejadas; e, b é a estimativa do coeficiente de heterogeneidade.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os coeficientes de variação (CV%) de cada ensaio (ciclo, ano e tipo) foram heterogêneos, mostrando que não há homogeneidade na precisão dos diferentes ensaios. O CV% variou de 5 a 21,8% e a média geral igual a 13,2%.

Lúcio (1997) estudando a precisão de 610 ensaios de cultivares de milho em rede nacional, classificou o CV% em: CV%  $\leq$  3,8%, muito baixo; de 3,8 a 9,6%, baixo; de 9,6 a 17,6%, médio; de 17,6 a 23,3%, alto; e, CV%  $\geq$  23,3% muito alto. Pode-se concluir que em 56 ensaios (57,8%), os valores do CV% são considerados médios, 24 ensaios (24,7%) são baixos e 17 ensaios (17,5%) são altos. Os ensaios com CV% maior ou igual a 25% são excluídos das análises pela FEPAGRO. Diante disso, para os 97 ensaios analisados, a precisão experimental para os ensaios de recomendação de cultivares é considerada média, não confirmando os estudos de Lopes (1993); Lúcio (1997); Lopes & Storck (1998); e, Marques (1999).

Dos 97 ensaios considerados, em 40 (41,2%) foi significativo o efeito de blocos para a variável rendimentos de grãos, pelo teste F, em nível de 5% de probabilidade. Como, na maioria dos ensaios, o efeito de bloco não foi significativo, pode-se inferir que o uso do bloqueamento pode ser descartado em muitos locais. Se o objetivo final das análises dos ensaios fosse realizar a análise conjunta, a pré-definição do delineamento para todos os locais seria importante, mas como não é realizado, pode ser utilizado o delineamento inteiramente casualizado em áreas homogêneas.

### 4.1. Locais com instrumento de pesquisa – questionário.

Para este grupo de locais, a discussão dos resultados será caracterizada com o auxílio das respostas do instrumento de pesquisa (Anexo 1), obtidas com os condutores dos ensaios de cultivares de milho.

## 4.1.1. Cruz Alta

Pelos valores da análise de variância (Tabela 16), para os ensaios do ano 2002/03, ciclo superprecoce, não houve efeito significativo para blocos. Na maioria dos ensaios o uso do bloqueamento foi adequado. O coeficiente de variação (CV%) é considerado médio para a maioria dos ensaios (Tabela 16). Na categoria estadual, o CV% varia de 9,9 a 13,9%, sendo considerado médio; na categoria indicada, os valores variam de baixo (8,1%) a alto (20,1%) (Tabela 16), segundo a classificação de Lúcio (1997).

**Tabela 16** – Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasses ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), para Cruz Alta, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV%	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	3858256*	458851	5,8	11,7	0,171	0,46
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	706916	372020	4,8	12,8	0,075	0,76
2002/23	Precoce/Indicada	27	12872587*	648690	6,2	12,8	0,411	0,25
2002/03	Superprecoce/Indicada	18	6717143*	789620	4,4	20,1	0,294	0,38
2003/04	Precoce/Estadual	40	4812344*	514245	7,1	10,1	0,172	0,44
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	3531196*	644107	7,0	11,4	0,332	0,41
2003/04	Precoce/Indicada	26	7172691*	445896	6,5	10,2	0,367	0,28
2003/04	Superprecoce/Indicada	16	1541539*	302485	6,8	8,1	0,203	0,49
2004/05	Precoce/Estadual	32	14400	469648	4,9	13,9	-0,031	1,99
2004/05	Superprecoce/Estadual	17	4312809*	309474	5,6	9,9	0,432	0,27
2004/05	Precoce/Indicada	30	6800417*	537441	5,6	13,1	0,279	0,35
2004/05	Superprecoce/Indicada	12	202978	447048	5,6	11,8	-0,047	1,29
Média					5,8	12,1		0,61

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

O coeficiente de heterogeneidade está contido na classe  $0,3 < b < 0,7$ , entre os anos 2002/03, ciclo superprecoce, categoria indicada e 2003/04 (Tabela 16). Quando os valores de  $\hat{b}$  estão contidos nesta classe, segundo Lin & Binns (1986), o pesquisador deve elaborar a combinação entre o número de repetições e tamanho

de parcela utilizada para os próximos anos. Nos ensaios em que o valor de  $\hat{b}$  está contido na classe  $b \leq 0,3$  (Tabela 16), para melhorar a precisão, o recomendado seria aumentar o número de repetições. Segundo Alves & Seraphin (2004), o aumento no número de repetições parece ser mais eficiente do que o aumento do tamanho de parcela, no sentido de melhorar o aproveitamento da área experimental. Estudos relatam que existe uma relação inversa entre o tamanho de parcela e o número de repetições, ou seja, quanto maior o número de repetições utilizados menor deverá ser o tamanho de parcela experimental, o que está de acordo com as observações de Hatheway (1961); Ramalho *et al.* (1977); e, Resende & Souza Júnior (1997).

Nos ensaios em que os valores de  $b$  estão contidos na classe  $b \geq 0,7$ , para melhorar a precisão, segundo Lin & Binns (1986), deve-se aumentar o tamanho de parcela. O valor médio da heterogeneidade está contido na classe  $0,3 < b < 0,7$ , necessitando por parte do pesquisador, analisar a melhor combinação entre número de repetições e tamanho de parcela de maneira que aumente a precisão experimental.

Considerando que os ensaios são instalados próximos, a variação do valor de  $b$  de 0,25 a 1,99, segundo as respostas do instrumento de pesquisa (Anexo 1) pode ser devido a fatores, tais como: a alteração do sistema de plantio, do direto para o convencional, alterando a adubação de cobertura do nabo forrageiro para a adubação química (NPK), sem análise prévia do solo. A utilização do plantio direto significa que são mantidos na superfície do solo a palha e os demais restos culturais, garantindo cobertura do mesmo contra processos danosos, aumentando com isso o teor de matéria orgânica do solo e melhorando assim a sua estrutura. A mudança no sistema de plantio também altera a estrutura e formação do solo, através da natureza de sua formação, com o solo apresentando heterogeneidade tanto vertical como horizontal (SOUZA *et al.*, 2004).

A aplicação da adubação (NPK) é baseada nos teores médios de fertilidade do solo, podendo subestimar ou superestimar esses teores no solo, acarretando excessos ou déficit nutricionais em determinadas áreas. Portanto, a realização da análise prévia do solo, pode otimizar a aplicação localizada de insumos (corretivos e fertilizantes), melhorando o controle da produção da cultura através da redução da heterogeneidade da área experimental.

Outras fontes possíveis de variação no valor de  $\hat{b}$  são a troca do responsável pela condução dos ensaios, pois cada responsável pode conduzir o manejo de maneira diferente e, neste local é realizado por cinco pessoas. A mesma fonte de variação do valor da heterogeneidade foi encontrada por Souza *et al.* (1997), que além da heterogeneidade natural do solo, as práticas agrícolas de manejo são fontes adicionais de variabilidade. O manejo do solo pode afetar as propriedades químicas, físicas, mineralógicas e biológicas, com impacto principalmente nas camadas superficiais (BECKETT & WEBSTER, 1971)

A precipitação durante o ciclo da cultura, também pode ser fonte de variação na heterogeneidade, para o ano agrícola 2004/05, sendo considerada abaixo da normal (Tabela 3). Para Koch & Rigney (1951) e Gupton (1982), a magnitude da heterogeneidade do solo depende em grande parte da quantidade e da distribuição das chuvas ocorridas durante o ciclo da cultura.

Devemos também considerar o tamanho da área experimental como fonte de variação na heterogeneidade, visto que as dimensões da área variam de ano para ano devido ao número de cultivares a serem instaladas nos ensaios (Tabela 1). Essa fonte de heterogeneidade da área experimental deve ser considerada para todos os locais, pois o número de cultivares a serem instaladas é o mesmo, sendo que os do ciclo precoce são em maior número para todos os anos em relação aos de ciclo superprecoce, tanto na categoria estadual como indicada, podendo subestimar ou superestimar os valores de  $\hat{b}$ , dependendo da existência de interação entre genótipos e o bloco, essa interação nada mais é do que o valor do quadrado médio do erro.

#### 4.1.2. Nicolau Vergueiro

No ano de 2002/03 não há informação sobre os dados de condução dos ensaios. No ano 2003/04, para o ensaio de ciclo precoce, categoria estadual, o efeito de blocos não foi significativo (Tabela 17). O coeficiente de variação (CV%) é considerado baixo sendo 8,1 e 8,8% para o ano 2003/04 e médio, 17,3% e 17,1%, para o ano 2004/05 no ciclo precoce e superprecoce, respectivamente, ambos de

categoria estadual (Tabela 17), segundo a classificação determinada por Lúcio (1997).

**Tabela 17** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Nicolau Vergueiro, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
03/04	Precoce/Estadual	40	1482890	666504	10,1	8,1	0,029	0,79
03/04	Superprecoce/Estadual	9	3818233*	792289	10,1	8,8	0,297	0,44
04/05	Precoce/Estadual	26	1670544*	495934	4,1	17,3	0,069	0,67
04/05	Superprecoce/Estadual	16	595576	581741	4,4	17,1	0,001	0,99
Média					7,2	12,8		0,72

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

O valor da heterogeneidade foi freqüente em dois dos quatro ensaios realizados neste local, contidos na classe  $0,3 < b < 0,7$  (Tabela 17), sendo a estratégia do planejamento experimental adequada, ou, segundo Lin & Binns (1986), pode-se encontrar uma combinação entre número de repetições e tamanho de parcela para melhorar a precisão experimental. Nos ensaios em que o valor de  $b$  está contido na classe  $b \geq 0,7$ , devemos adequar a estratégia de precisão, aumentando o tamanho de parcela e mantendo o número de repetições.

De acordo com as respostas do instrumento de pesquisa, os ensaios do ciclo precoce e superprecoce, categoria estadual são instalados próximos na área experimental. A oscilação nos valores de heterogeneidade possivelmente deve-se a fontes, tais como: a adubação ser realizada sem análise prévia do solo, mesma fonte de variação que Cruz Alta; e, a distribuição da adubação e a condução dos tratos culturais serem realizados na linha de cultivo e não por blocos, a adubação não é realizada toda no mesmo dia. Johnson *et al.* (1996) também obteve como fonte de heterogeneidade da área a aplicação de fertilizantes na linha de cultivo.

Utilizou-se época de semeadura (Tabela 6) não recomendada para o local (Anexo 2), o que também é considerado fonte de heterogeneidade da área. A época de semeadura não recomendada gera heterogeneidade das condições ambientais resultando em heterogeneidade da área experimental, interferindo no comportamento das cultivares (DUARTE & PATERNIANI, 1999).



## 4.1.3. Pelotas

Para todos os ensaios realizados neste local, não houve efeito significativo para blocos (Tabela 18), o uso do delineamento não foi adequado. O CV% (Tabela 18) é considerado alto, variando de 17,6 a 19,4%; apenas no ano 2003/04 ciclo superprecoce indicada que o CV% é considerado médio (15,3%) (LÚCIO, 1997).

**Tabela 18** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Pelotas, RS.

Ano	Ciclo e Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	1229895	1133620	5,7	18,5	0,002	0,97
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	192182	1512799	7,0	17,6	-0,086	1,83
2003/04	Precoce/Estadual	9	16684	1462349	6,2	19,4	-0,025	2,26
2003/04	Precoce/Indicada	30	1686412	1191663	6,1	18,0	0,015	0,89
2003/04	Superprecoce/Indicada	12	2622008	882314	6,1	15,3	0,109	0,65
Média					6,2	17,3		1,32

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

Dos cinco ensaios conduzidos, houve maior frequência dos valores de heterogeneidade entre os anos em quatro ensaios, em que  $\hat{b}$  está contido na classe  $b \geq 0,7$  (Tabela 18). Conforme a classificação de Lin & Binns (1986), quando os valores de heterogeneidade se encontram nesta classe é necessário aumentar o tamanho de parcela devido ao alto grau de heterogeneidade da área. Esse resultado concorda 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 devem ser menores. A maior área de cada parcela faz com que haja maior capacidade de homogeneização dos resultados experimentais, reduzindo a variância entre parcelas (GOMEZ & GOMEZ, 1984).

No ensaio do ano agrícola 2003/04, ciclo superprecoce, categoria indicada, o valor de heterogeneidade está contido na classe  $0,3 < b < 0,7$ , o pesquisador deve planejar uma combinação adequada entre número de repetições e tamanho de

parcela, sem alterar as dimensões da área experimental. A média de  $\hat{b}$  para este local ( $b = 1,32$ ) caracteriza alta heterogeneidade da área experimental.

As possíveis fontes de variação na heterogeneidade e sua oscilação no ano e entre os anos (Tabela 18), segundo as respostas do instrumento de pesquisa (Anexo 1), podem estar relacionadas a dois fatores: o tipo de solo do local de instalação dos ensaios, por ser solo hidromórfico, apresenta ao longo da área diferenças de densidade e de umidade, logo a disposição dos ensaios deve ser de maneira que minimize essas diferenças mas, como não ocorre, essa fonte de erro pode causar heterogeneidade da área que é potencializada pelo número de cultivares instaladas nos ensaios (Tabela 1). Como os ensaios de ciclo precoce e superprecoce, categoria estadual e indicada são instalados próximos, e o número de cultivares de ciclo precoce, tanto estadual como indicada, é maior do que o ciclo superprecoce de mesma categoria, é necessário maior área disponível para a instalação, aumentando assim a heterogeneidade da área; e, a distribuição manual da adubação de cobertura ser realizada por apenas uma pessoa, em área relativamente extensa pode causar heterogeneidade na aplicação, o que gera diferença na distribuição dos nutrientes, aumentando assim a heterogeneidade da área experimental.

#### 4.1.4. Santa Maria

O efeito de blocos variou nos anos, apenas no ano 2004/05, o uso do bloqueamento foi adequado. O coeficiente de variação (CV%) médio foi de 13,4% (Tabela 19), sendo a precisão experimental classificada como média (LÚCIO, 1997).

[

**Tabela 19** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Santa Maria, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Indicada	27	549666	917053	6,0	15,9	-0,015	1,15
2002/03	Superprecoce/Indicada	18	350310	2725204	7,8	21,1	-0,051	1,69
2003/04	Precoce/Indicada	26	454964	707730	7,0	12,0	-0,014	1,13
2003/04	Superprecoce/Indicada	16	691326	450242	8,0	8,3	0,032	0,86
2004/05	Precoce/Indicada	30	10354608*	1727139	8,6	15,2	0,14	0,52
2004/05	Superprecoce/Indicada	12	16497100*	485850	8,5	8,2	0,733	0,11
Média					7,65	13,4		0,91

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

Houve maior freqüência dos valores de heterogeneidade nos anos e entre os anos 2002/03 e 2003/04, sendo que os valores de  $\hat{b}$  persistiram na classe  $b \geq 0,7$  (Tabela 19), devendo aumentar o tamanho de parcela para melhorar a precisão. Assis *et al.* (1993) avaliando tamanho de parcela para mandioca, constatou que para o  $b \geq 0,7$ , o coeficiente de variação diminui com o aumento do tamanho das parcelas, porém o decréscimo foi mais acentuado quando se aumentou a parcela no sentido de sua largura. Este fato sugere que as parcelas mais largas e quadradas são mais eficientes do que parcelas de mesma área, mas com formato comprido e estreito;

No ano 2004/05, ciclo superprecoce, categoria indicada, o valor de  $b$  está contido na classe,  $b \leq 0,3$ , devendo-se aumentar o número de repetições, para melhorar a precisão experimental. Resende & Souza Júnior (1997), em condução de experimentos para a seleção de progênies de milho, em solo fértil, verificaram que o aumento no número de repetições mostrou-se mais eficiente que o aumento no tamanho de parcela para elevar o progresso genético.

As possíveis fontes de heterogeneidade entre os ensaios (Tabela 19), segundo as respostas do instrumento de pesquisa (Anexo 1), pode estar relacionada à época (Tabela 12) não recomendada de semeadura (Anexo 2). De acordo com Duarte & Paterniani (1998), a adaptação e a produção da cultura na região depende da época de semeadura, pois a disponibilidade hídrica nos diferentes estádios da cultura proporciona melhores condições de rendimento. A oscilação dos valores de

heterogeneidade, também pode ser efeito do manejo não ser realizado pela mesma pessoa, sendo que cada um possui maneiras diferentes de condução das práticas agrícolas. As pessoas se diferenciam quanto ao modo, qualidade e quantidade na condução do manejo.

Outra possível fonte de variação é a quantidade aplicada de adubo na cobertura. Quanto maior a quantidade de fertilizantes aplicados (Tabela 12) e de forma homogênea, melhores são as condições da área experimental, proporcionando à planta condições ótimas para seu desenvolvimento, e esta interação permite maior homogeneidade da área, reduzindo os valores de *b*. De acordo com Lopes (1993), a heterogeneidade do solo pode ser minimizada por condições de maior fertilidade.

A realização de irrigações também pode ser considerada fonte de heterogeneidade, tanto no caso de proporcionar a planta condições ótimas, interagindo com a adubação, como na diferença da capacidade de retenção de água no solo. Estudos sobre a variabilidade das propriedades físicas do solo podem variar entre pontos relativamente próximos de uma mesma área, de forma significativa e sem causa visual aparente, modificando a capacidade de retenção de água ao longo da área experimental (BECKETT & WEBSTER, 1971). A distribuição da água, pela sobreposição dos aspersores, também pode ser fonte de variação nos valores de heterogeneidade da área.

#### 4.1.5. Vacaria

Não há informação sobre os dados de condução dos ensaios de 2002/03. Igualmente a Nicolau Vergueiro, em Vacaria não houve efeito significativo para blocos em dois ensaios para o mesmo ciclo e categoria e em anos diferentes (Tabela 20). Observa-se que nos ensaios com maior interação bloco x cultivar (QMe), o efeito de bloco foi significativo, sugerindo comportamentos distintos entre as cultivares de ciclo precoce e superprecoce, conforme a variabilidade do bloco. A diferença entre o número e tipos de cultivares de ciclo precoce e superprecoce instaladas nos ensaios pode também ter influenciado na interação bloco x cultivar. O CV% é considerado médio para todos os ensaios (Tabela 20).

**Tabela 20** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclassa ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $b$ ), em Vacaria, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2003/04	Precoce/Estadual	40	17458055*	1669013	8,6	14,9	0,191	0,42
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	2810223	1068369	7,5	13,8	0,153	0,63
2004/05	Precoce/Estadual	32	2682556*	461170	5,5	12,5	0,131	0,53
2004/05	Superprecoce/Estadual	17	947399	288419	5,2	10,3	0,118	0,62
Média					6,7	12,9		0,55

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

Em todos os ensaios conduzidos, os valores de heterogeneidade estão contidos na classe  $0,3 < b < 0,7$  (Tabela 20), devendo-se realizar uma combinação entre tamanho de parcela e número de repetições, sem alterar as dimensões da área. Federer (1955) afirma que se os valores de  $\hat{b}$  estiverem na classe  $0,3 < b < 0,7$ , pode-se tomar o dobro ou a metade da área ótima estimada, pois a variabilidade não afetará os resultados.

#### 4.1.6. Veranópolis

Dos oito ensaios realizados, apenas dois não obtiveram efeito significativo para blocos (Tabela 21). Para os ensaios no ano agrícola 2004/05, não foi realizada a colheita devido à baixa precipitação ocorrida no período, segundo informações obtidas na reunião dos condutores dos ensaios de cultivares de milho, realizada no dia quatro de setembro de 2007, nesta cidade. A média dos CV% nos ensaios é 11,8%, classificado como médio.

**Tabela 21** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $b$ ), em Veranópolis, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	3588622*	891524	9,4	10,0	0,077	0,63
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	11571365*	675393	8,4	9,7	0,59	0,19
2002/03	Precoce/Indicada	27	586459	1451005	8,1	14,7	-0,022	1,26
2002/03	Superprecoce/Indicada	18	407856*	737399	9,8	8,7	-0,025	1,19
2003/04	Precoce/Estadual	40	11470480*	922803	8,5	11,2	0,222	0,38
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	5842780*	1271455	6,8	16,5	0,285	0,46
2003/04	Precoce/Indicada	26	3763556*	508587	7,5	9,5	0,197	0,45
2003/04	Superprecoce/Indicada	16	236780	1165380	7,7	13,9	-0,052	1,55
Média					8,3	11,8		0,76

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

No ano 2002/03, para os ciclos na categoria indicada, o valor da heterogeneidade está contido na classe  $b \geq 0,7$ , deve-se alterar a estratégia de precisão, aumentando o tamanho de parcela.

No ano 2003/04, apenas para o ciclo superprecoce, categoria indicada que o valor de  $b$  não persistiu na classe  $0,3 < b < 0,7$  (Tabela 21). O valor médio de  $b$  (0,76) caracteriza alta heterogeneidade da área e baixa correlação entre parcelas, Koch & Rigney (1951), relatam que valores de  $\hat{b}$  iguais ou próximos a um, as unidades básicas constituintes de parcelas não estão correlacionadas.

Segundo as informações obtidas no questionário aplicado aos condutores, os ensaios não são instalados todos os anos na mesma área experimental, o que torna inviável para a análise da freqüência nos valores de  $b$ , pois cada local apresenta heterogeneidade diferentes com relação à estrutura, umidade e fertilidade do solo, entre outros fatores. A disposição dos ensaios também pode ser considerada fonte de variação nos valores de  $\hat{b}$ , já que o local onde são instalados os ensaios apresenta diferença de declividade, diferentes gradientes de fertilidade e umidade, que são potencializados através da distribuição da adubação. Outras possíveis fontes de heterogeneidade são: a adubação é realizada sem análise prévia do solo e, a condução dos tratamentos culturais é realizada por três a quatro pessoas. Souza *et al.* (2004) constataram que a variabilidade do solo com relação à distribuição de

fertilizantes é maior em solos irregulares (com declividade) do que em solos com forma linear. Florinsky *et al.* (2002) e Vaida & Pal (2002) encontraram relação de atributos químicos com diferentes posições ao longo da área experimental que apresentava declividade.

## 4.2. Locais sem o instrumento de pesquisa – questionário.

Os locais abaixo foram discutidos sem a utilização do instrumento de pesquisa (Anexo 1).

### 4.2.1. Aratiba

Pelos valores da análise de variância (Tabela 22), houve efeito significativo para blocos em quatro dos seis ensaios, nestes o uso do bloqueamento foi adequado. O coeficiente de variação (Tabela 22) é considerado médio para todos os anos do ciclo precoce, categoria estadual; para o ciclo superprecoce, categoria estadual, no ano agrícola de 2002/03 o CV% é considerado baixo (8,8%); médio (11,6%) no ano agrícola de 2003/04; e, alto (18,3%) para 2004/05.

**Tabela 22** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $b$ ), em Aratiba, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\rho$	$b$
2002/03	Precoce/Estadual	36	4639068*	1010289	7,7	13,0	0,090	0,60
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	740666	579779	8,6	8,8	0,025	0,91
2003/04	Precoce/Estadual	40	28518544*	381894	6,1	10,0	0,648	0,11
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	7883086*	695208	7,1	11,6	0,534	0,24
2004/05	Precoce/Estadual	32	50948	545729	4,2	17,4	-0,029	1,67
2004/05	Superprecoce/Estadual	17	6301201*	505704	3,8	18,3	0,403	0,29
Média					6,25	13,2		0,63

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

Para este local, no ano, 2003/04 entre os ciclos, o coeficiente de heterogeneidade foi menor ou igual a 0,3, para melhorar a precisão, o aumento no número de repetições parece ser mais eficiente que o aumento no tamanho de parcela. Além disso, parcelas experimentais excessivamente grandes tornam o trabalho difícil e oneroso (STORCK & UITDEWILLIGEN, 1980; VIEIRA, 1996). O mesmo ocorreu no ano 2004/05, para o ciclo superprecoce, categoria estadual ( $b = 0,29$ ).

Considerando que os ensaios foram instalados na mesma época, com a semeadura e adubação realizadas no mesmo dia para os dois ciclos, segundo os relatórios anuais enviados para a FEPAGRO, as possíveis fontes de heterogeneidade, pode ser devido a diversos fatores, tais como: o número de cultivares instaladas para esse ciclo ser maior do que as do ciclo superprecoce, necessitando assim de maior área experimental, aumentando a heterogeneidade através dos atributos físicos, químicos, mineralógicas e biológicos do solo.

Na execução dos ensaios, determinadas técnicas de manejo são fundamentais para a redução da variabilidade, dentre elas: o uso de desbaste, controle de plantas daninhas, material experimental uniforme e tratos culturais uniformes (STORCK *et al.*, 2000), este local a adubação de base e de cobertura variaram de ano para ano nos ensaios (Tabela 2) sem informações de análise prévia do solo.

A precipitação (Tabela 2) que variou entre os anos, sendo menor no ano de 2004/05, também atua como fonte de variabilidade, através do volume de chuvas, capacidade de armazenamento e infiltração do solo, características essas que dependem do tipo de solo do local e, não são iguais em toda a área experimental.

#### 4.2.2. Erechim

O efeito de blocos variou nos anos e entre eles. Pelos valores da análise de variância (Tabela 23), o efeito significativo para blocos foi apenas nos anos 2003/04 e 2004/05 para o ciclo precoce estadual. Dos seis ensaios realizados neste local, quatro deles obtiveram efeito não significativo para blocos (Tabela 23). O CV% do ciclo precoce e superprecoce, categoria estadual no ano de 2004/05 é considerado



alto (21,8% e 20,2%) respectivamente, nos outros ensaios o CV% é considerado médio (Tabela 23).

**Tabela 23** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Erechim, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	1570505	806921	5,2	17,2	0,092	0,58
2002/03	Superprecoces/Estadual	11	71197	1197809	5,4	20,2	0,088	0,75
2003/04	Precoces/Estadual	40	8175300*	161572	9,8	13,0	0,320	0,31
2003/04	Superprecoces/Estadual	9	3028010	1613140	9,8	12,9	-0,009	1,05
2004/05	Precoces/Estadual	32	9931265*	618393	3,6	21,8	0,025	0,82
2004/05	Superprecoces/Estadual	17	531155	626457	5,1	15,4	-0,093	2,14
Média					6,5	16,7		0,94

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

O coeficiente de heterogeneidade entre os anos 2002/03 e 2003/04, no ciclo precoce (Tabela 23) está contido na classe  $0,3 < b < 0,7$ . Nos outros quatro ensaios, o valor de  $\hat{b}$  está contido na classe  $b \geq 0,7$  (Tabela 23), sendo recomendado alterar a estratégia experimental e devido ao alto grau de heterogeneidade, deve se aumentar o tamanho de parcela. Segundo Le Clerg (1967) e Storck & Uitdewilligen (1980), que apontam a heterogeneidade do solo como principal fator ambiental que provoca variação em experimentos em campo, sugerindo a utilização de parcelas de maior tamanho em áreas experimentais heterogêneas.

As possíveis fontes de heterogeneidade pode ser devido à adubação de base e de cobertura terem sido modificadas nos anos. A área experimental, muitas vezes, possui grandes extensões e, somando-se a isso, a heterogeneidade horizontal e vertical, naturais do solo, faz com que critérios de adubação devam ser seguidos com maior rigor possível.

### 4.2.3. Não me Toque

De 12 ensaios realizados apenas um (Tabela 24) obteve efeito significativo para blocos. O CV% (Tabela 24) variou de baixo (5,2%) a médio (16,1%) segundo Lúcio (1997). A média do CV% para a categoria indicada foi de 11,7% e da categoria estadual de 10,2%, caracterizando média precisão dos ensaios para este local.

**Tabela 24** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclassa ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Não me Toque, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	2627838	1292492	10,9	10,4	0,027	0,81
2002/03	Superprecoces/Estadual	11	1139723	523734	10,4	7,0	0,096	0,71
2002/03	Precoces/Indicada	27	3350358	113168	10,9	9,7	0,073	0,67
2002/03	Superprecoces/Indicada	18	1834259	2842867	10,5	16,0	-0,020	1,14
2003/04	Precoces/Estadual	40	36394	420657	9,8	6,6	-0,023	1,66
2003/04	Superprecoces/Estadual	9	8458	785035	9,4	9,4	-0,123	3,00
2003/04	Precoces/Indicada	26	102107	253079	9,6	5,2	-0,023	1,27
2003/04	Superprecoces/Indicada	16	1507941	545886	9,7	7,6	0,099	0,67
2004/05	Precoces/Estadual	32	58542*	455590	4,7	14,4	-0,028	1,58
2004/05	Superprecoces/Estadual	17	1053281	481334	5,1	13,5	0,065	0,75
2004/05	Precoces/Indicada	30	509021	566490	4,6	16,1	-0,002	1,02
2004/05	Superprecoces/Indicada	12	1017651	482981	4,3	15,9	0,084	0,74
Média					8,3	11,0		1,17

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

O coeficiente de heterogeneidade persistiu em apenas dois ensaios (Tabela 24), onde valor de  $\hat{b}$  está contido na classe  $0,3 < \hat{b} < 0,7$ . Em todos os outros ensaios, os valores de  $\hat{b}$  estão contidos na classe  $\hat{b} \geq 0,7$ , indicando alto grau de heterogeneidade da área (Tabela 24).

A oscilação dos valores de  $\hat{b}$  pode ser devido à época (Tabela 5) não recomendada de semeadura (Anexo 2), quando a semeadura é realizada na época desfavorável para a cultura, pode interferir no crescimento e/ou desenvolvimento da

planta e, a soma térmica acumulada para a cultura completar seu ciclo pode retardar ou antecipar a sua permanência no campo, dependendo das condições de temperatura no período. A disponibilidade de água para a planta também é alterada quando a época de semeadura é desfavorável, na interação temperatura x disponibilidade de água deve-se considerar que a planta busca um ajuste entre a absorção de água e a transpiração, e quando as condições ambientais não auxiliam nesse ajustamento, significa o início do processo de estresse, ou seja, condições críticas para a planta, em que ela fica mais suscetível ao ataque de pragas e doenças.

A mudança na adubação de base e de cobertura e a precipitação ocorrida nos anos agrícolas (Tabela 5), como possíveis fontes de variação na heterogeneidade, já foram comentadas nos locais anteriores.

#### 4.2.4. Palmeira das Missões

Pelos valores da análise de variância (Tabela 25), dos quatro ensaios realizados, em apenas um o efeito de blocos foi significativo, o mesmo ocorrido e comentado na cidade de Vacaria. O CV% é considerado baixo para a maioria dos ensaios, variando de 8,4 a 9,3% (Tabela 25), para o ano agrícola 2004/05, ciclo precoce, categoria estadual o CV% é médio (12,1%).

**Tabela 25** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $b$ ), em Palmeira das Missões, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2003/04	Precoce/Estadual	40	2092420	866054	10,1	9,2	0,770	0,77
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	5935926*	703788	10,0	8,4	0,304	0,30
2004/05	Precoce/Estadual	32	344204	417781	5,3	12,1	-0,005	1,05
2004/05	Superprecoce/Estadual	17	3978	274502	5,6	9,3	-0,061	2,47
Média					7,7	9,7		1,14

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

Apenas no ano 2003/04, o valor de  $\hat{b}$  está contido na classe  $b \leq 0,3$  (Tabela 25), o ideal para o próximo ensaio é aumentar o número de repetições. Rossetti (2002) relata que com o aumento no número de repetições, usando parcelas pequenas, há diminuição da área experimental, do número de plantas necessárias, portanto, dos custos operacionais, além disso, obtém-se maior precisão experimental.

Nos demais ensaios, os valores de heterogeneidade estão contidos na classe  $b \geq 0,7$  (Tabela 25), indicando alto grau de heterogeneidade da área, com isso, deve-se aumentar o tamanho de parcela. O valor médio de  $\hat{b}$  é de 1,14. Martin *et al.* (2005), relata que o coeficiente de heterogeneidade médio dos experimentos com milho foi de 1,14, indicando que as parcelas vizinhas não são fortemente correlacionadas, fazendo com que as parcelas experimentais devam ser maiores para que elas não se localizem em solos muito contrastantes.

#### 4.2.5. Passo Fundo

Pelos valores da análise de variância (Tabela 26), somente para o ano 2004/05, categoria indicada, o efeito de blocos foi significativo, semelhante ao discutido para a cidade de Vacaria, Não me Toque e Palmeira das Missões. O CV% para a categoria estadual (Tabela 26) varia de baixo (7,5 %) a alto (19,5%).

**Tabela 26** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Passo Fundo, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	437590	438293	8,9	7,5	-0,000	1,00
2002/03	Precoce/Indicada	27	1113687	593788	8,7	8,8	0,031	0,82
2002/03	Superprecoce/Indicada	18	1135257	198944	8,8	5,0	0,207	0,47
2003/04	Precoce/Estadual	40	498040	3105657	9,5	18,6	-0,021	1,49
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	320354	86846	9,6	9,7	-0,075	1,42
2003/04	Precoce/Indicada	26	664589	323354	9,9	5,7	0,039	0,79
2003/04	Superprecoce/Indicada	16	49993	781741	10,1	8,7	-0,062	1,97
2004/05	Precoce/Estadual	32	288463	285080	2,9	18,1	0,001	0,99
2004/05	Superprecoce/Estadual	17	529348	404840	3,2	19,5	0,017	0,91
2004/05	Precoce/Indicada	30	1312230*	235160	3,4	14,2	0,138	0,52
2004/05	Superprecoce/Indicada	12	4372335*	269236	3,6	14,3	0,559	0,21
Média					7,1	11,8		0,96

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

O coeficiente de heterogeneidade oscilou de 0,21 a 1,97 (Tabela 26). Apenas no ano 2004/05, para o ciclo superprecoce, categoria indicada, o valor de  $\hat{b}$  está contido classe  $b \leq 0,3$  (Tabela 26), caracterizando a homogeneidade da área e a relação entre parcelas adjacentes. Segundo Smith (1938), isto poderia ser explicado a partir da diminuição de uma possível heterogeneidade mais expressiva devido à aplicação de fertilizantes na área na época do plantio, com o que concordam Ramalho *et al.* (2000). Como consequência destes resultados pode-se recomendar a utilização de parcelas menores e aumentar o número de repetições.

Em apenas dois ensaios, no ano 2002/03 ciclo superprecoce, categoria indicada e no ano 2004/05, ciclo precoce de mesma categoria, os valores de  $b$  estão contidos na classe  $0,3 < b < 0,7$  (Tabela 26), o pesquisador deve adotar uma combinação entre número de repetições e tamanho de parcela, para melhorar a precisão experimental.

Nos demais ensaios, o valor de  $b$  está contido na classe  $b \geq 0,7$ , indicando alto grau de heterogeneidade da área, que pode ser minimizado pelo aumento do tamanho de parcela. O tamanho de parcela experimental é um aspecto de grande relevância na determinação do conjunto de técnicas estatístico-experimentais adequadas ao processo de seleção (CHAVES, 1985). Assim, de acordo com Oliveira

& Estefanel (1995) e Viana (1999), o tamanho e a forma das parcelas não podem ser generalizados, pois variam com o solo, as condições climáticas e a cultura.

#### 4.2.6. Rio Pardo

O efeito de bloco variou nos anos e entre anos. No ano 2004/05, dos quatro ensaios realizados, apenas o ciclo precoce, categoria indicada houve efeito significativo para blocos (Tabela 27). Para os ensaios de cultivares da categoria indicada, a média dos CVs% foi 14,4%, e para a categoria estadual foi 16,6%, caracterizando média precisão dos ensaios.

**Tabela 27** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasses ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $b$ ), em Rio Pardo, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\rho$	$b$
2002/03	Precoce/Estadual	36	1530513	1580586	7,0	17,8	-0,001	1,01
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	1169877	2270277	7,1	21,3	-0,049	1,26
2002/03	Precoce/Indicada	27	379077	1703546	6,7	19,5	-0,030	1,44
2003/04	Precoce/Estadual	40	21538753*	2352629	9,4	16,3	0,170	0,45
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	36345587*	1312577	9,8	11,6	0,747	0,12
2003/04	Precoce/Indicada	26	35629186*	1634324	9,0	14,2	0,444	0,23
2003/04	Superprecoce/Indicada	16	28637731*	1493494	10,2	11,9	0,531	0,21
2004/05	Precoce/Estadual	32	446421	1017007	5,6	17,9	-0,017	1,23
2004/05	Superprecoce/Estadual	17	826130	449271	4,4	15,0	0,047	0,80
2004/05	Precoce/Indicada	30	11984875*	682933	5,8	14,2	0,355	0,28
2004/05	Superprecoce/Indicada	12	984644	580376	5,8	12,1	0,055	0,81
Média					7,34	15,6		0,71

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

No ano 2002/03, para todos os ensaios, o valor da heterogeneidade está contido na classe  $b \geq 0,7$ , caracterizando alta heterogeneidade da área. No ano 2003/04, os valores estão contidos na classe  $b \leq 0,3$  (Tabela 27) em três dos quatro ensaios realizados, sendo necessário alterar o número de repetições para os próximos ensaios. Quanto ao número de repetições, Chaves (1985) mostrou que

fixando-se a área total ocupada por progênie no ensaio, e minimizando o tamanho de parcela, o máximo de ganho de seleção é conseguido aumentando-se o número de repetições. Segundo Eberhart (1970), maiores progressos são conseguidos pelo aumento do número de repetições dependendo do tipo de progênie utilizada.

No ano 2004/05, dos quatro ensaios realizados, em três deles os valores de heterogeneidade estão contidos na classe  $b \geq 0,7$  (Tabela 27), considerando os mesmos critérios mencionados nos ensaios do ano 2002/03.

A oscilação da heterogeneidade nas classes pode ser devido à baixa precipitação e a adubação de base que variou de ano para ano, já que a heterogeneidade do solo é consequência dos fatores ambientais, genéticos e do manejo da área, todas as fontes de variabilidade no valor de  $b$  já foram mencionadas e discutidas nos locais anteriores.

#### 4.2.7. Roca Sales

O efeito de blocos variou entre os anos, sendo não significativo em 2002/03 e significativo em 2003/04, o que pode ser efeito das variações climáticas, das variações entre os anos e número de cultivares. O CV% na maioria dos ensaios é considerado baixo (Tabela 28), variando de 6,1 a 8%, no ano agrícola 2003/04, ciclo precoce, categoria estadual o CV% foi 15,3%, considerado médio segundo Lúcio (1997).

**Tabela 28** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QMb), quadrado médio do erro (QMe), rendimento de grãos ( $t\ ha^{-1}$ ), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\rho$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em Roca Sales, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QMb	QMe	Rend	CV(%)	$\rho$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	461556	350637	8,9	6,7	0,008	0,93
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	6331550	322000	9,3	6,1	0,080	0,76
2003/04	Precoce/Estadual	40	6905753*	1454803	7,8	15,3	0,085	0,60
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	1787488*	369318	7,6	8,0	0,299	0,44
Média					8,4	9,0		0,68

\*Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

No ano 2002/03, os valores de heterogeneidade estão contidos na classe  $b \geq 0,7$ , caracterizando alto grau de heterogeneidade da área, sendo necessário aumentar o tamanho de parcela para reduzir o erro experimental. Para o ano 2003/04, os valores de  $b$  estão contidos na classe  $0,3 < b < 0,7$  (Tabela 18).

#### 4.2.8. São Borja

Pelos valores da análise de variância no ano 2002/03, houve efeito significativo para blocos apenas para o ciclo precoce (Tabela 29). O CV% é considerado médio para a maioria dos ensaios, variando de 16,0 a 16,6%, no ano agrícola 2003/04, ciclo superprecoce, categoria estadual o CV% foi superior a 20% (Tabela 29), indicando baixa precisão dos ensaios.

**Tabela 29** - Ano agrícola, ciclo/categoria, número de genótipos (ng), quadrado médio do bloco (QM<sub>b</sub>), quadrado médio do erro (QM<sub>e</sub>), rendimento de grãos (t ha<sup>-1</sup>), coeficiente de variação (CV%), estimativa do coeficiente de correlação intraclasse ( $\hat{\rho}$ ) e do coeficiente de heterogeneidade ( $\hat{b}$ ), em São Borja, RS.

Ano	Ciclo/Categoria	ng	QM <sub>b</sub>	QM <sub>e</sub>	Rend	CV(%)	$\hat{\rho}$	$\hat{b}$
2002/03	Precoce/Estadual	36	2017929*	472495	4,2	16,0	0,083	0,62
2002/03	Superprecoce/Estadual	11	993843	522798	4,3	16,6	0,075	0,76
2003/04	Precoce/Estadual	40	8622	248622	3,0	16,5	-0,024	1,90
2003/04	Superprecoce/Estadual	9	1733578*	234113	2,3	20,8	0,415	0,33
Média					3,4	17,5		0,90

Efeito significativo em nível de 5% de probabilidade de erro.

Os valores de  $\hat{b}$  oscilaram nos anos e entre anos (Tabela 29), na classe  $b \geq 0,7$ , entre os anos 2002/03 e 2003/04. Já para os ensaios do ano 2002/03 ciclo precoce estadual e no ano 2003/04, ciclo superprecoce de mesma categoria, os valores estão contidos na classe  $0,3 < b < 0,7$ .



### 4.3. Tamanho de parcela e número de repetições

Para todos os ensaios, de maneira geral, foi estipulado o plano experimental através dos valores de heterogeneidade obtidos (HATHEWAY, 1961), estimando-se o tamanho de parcela e o número de repetições para os ensaios de cultivares de milho nos diferentes locais (Tabela 30). Fixando o valor do coeficiente de variação (CV%) em 13,2%, que é a média dos 97 ensaios, com valores de  $b$  igual a 0,2; 0,5; 0,8, o número de repetições igual a 2; 3; 4; 5 e 6, e o tamanho de parcela de: 0,5 (uma fileira de cinco metros de comprimento); 1 (duas fileiras de cinco metros de comprimento) e 1,5 (três fileiras de cinco metros de comprimento) e os valores de  $t_1 = 2,021$  e  $t_2 = 0,85$  com 45 graus de liberdade.

Para  $b = 0,2$  (Tabela 30), observamos que o ideal é aumentarmos o número de repetições para quatro, pois reduz a diferença verdadeira entre duas médias dos tratamentos, ou seja, melhora a discriminação entre as cultivares. Estes valores confirmam a caracterização das classes de Lin & Binns (1986), em que os valores de  $b$  menores do que 0,3 indicam a necessidade de aumentar o número de repetições do que o tamanho de parcela, para melhorar a precisão experimental. Concordando com Muniz *et al.* (1999), que na estimativa do número de repetições para os ensaios de blocos ao acaso, concluíram que é melhor usar oito repetições e parcelas quadradas com nove plantas, com o CV% do experimento foi fixado em 10%, a diferença requerida entre os cinco tratamentos foi 12%. Simplicio *et al.* (1996) utilizando a mesma metodologia, encontraram oito repetições, parcelas retangulares, CV% de 11% e a diferença entre os tratamentos de 15%.

Para a estimativa de  $b = 0,5$ , que segundo a classificação de Lin & Binns (1986) sugere realizar uma combinação entre o tamanho de parcela e o número de repetições, os valores da tabela 30, confirmam que com um CV% de 13,2%, a diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos ( $d$ ) reduz na mesma proporção se aumentar tanto o tamanho de parcela quanto o número de repetições.

Quando fixamos o valor de  $b = 0,8$  ou seja, na classe  $b \geq 0,7$ , as diferenças verdadeiras entre duas médias de tratamentos são melhor detectadas quando aumentamos o tamanho de parcela. Muniz *et al.* (1999) fixaram o CV% e o número de repetições e verificaram que o tamanho de parcela reduz com o aumento das diferenças reais requeridas entre as médias dos tratamentos. Simplicio *et al.* (1996)

para o valor de  $b = 0,71$ , indicam que parcelas adjacentes possuem baixo grau de correlação, devido o valor estar próximo a um. Para  $d = 5\%$ ;  $CV\% = 5\%$  e  $r = 4$ , em ensaios com cinco tratamentos, deverão usar parcelas retangulares com oito plantas. Para  $d$  e  $r$  fixos, o tamanho de parcela aumentou com a variação ambiental representada pelo CV, mostrando que parcelas maiores podem reduzir a variação entre as mesmas. Para um experimento com 10 tratamentos,  $d = 5\%$ ,  $CV\% = 5\%$  e  $r = 6$  e  $8$ , dever ser adicionadas duas e três unidades, respectivamente, para se obter uma parcela (2 x 3) com seis unidades básicas.

**Tabela 30** - Diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos ( $d$ ) expressas em percentagem, estimada pelo método de Hatheway, para diferentes valores de  $b$  (0,2; 0,5 e 0,8); com  $CV = 13,2\%$ ; com 0,5; 1,0 e 1,5 tamanho de parcela; e número de repetições igual a 2;3; 4; 5 e 6, no caso de um experimento com 23 genótipos.

Número de repetições	Tamanho de parcela		
	0,5 (4 m <sup>2</sup> )	1,0 (8 m <sup>2</sup> )	1,5 (12 m <sup>2</sup> )
<b>b=0,2</b>			
2	40,6	37,9	36,4
3	33,2	30,9	29,7
4	28,7	26,8	25,7
5	25,7	24,0	23,0
6	23,4	21,9	21,0
<b>b = 0,5</b>			
2	45,1	37,9	34,2
3	36,8	30,9	27,9
4	31,9	26,8	24,2
5	28,5	24,0	21,6
6	26,0	21,9	19,8
<b>b = 0,8</b>			
2	50,2	37,9	32,2
3	40,8	30,9	26,3
4	35,4	26,8	22,8
5	31,6	24,0	20,4
6	28,9	21,9	18,6

#### 4.4. Considerações gerais

Os valores de  $b$  foram estimados segundo a metodologia de Lin & Binns (1996) para todos os ensaios e, em 14 ensaios (14,4%) tiveram os valores de  $b$  estimados menores do que 0,3, que são casos em que se deve usar maior número de repetições e tamanho de parcelas menores, a fim de maximizar a precisão nas áreas experimentais. Em 53 casos (54,6%), o  $b$  foi maior do que 0,7, situação em que a variação no tamanho de parcela é mais importante para aumentar a precisão experimental. Em 30 casos (30,9%), a estimativa de  $b$  estava na classe  $0,3 < b < 0,7$ , sendo que nesses, o pesquisador deverá encontrar uma combinação entre número de repetições e tamanho de parcela para os próximos ensaios. Em 29 (29,9%) casos, os valores de  $b$  ultrapassaram o máximo teórico ( $b=1$ ). O valor médio de  $b$ , entre os locais e ciclos nos diferentes anos, variou de 0,11 (Aratiba e Santa Maria) até 3,00 (Não me Toque), e a média geral de  $b$  dos ensaios foi 0,86.

Em locais como Aratiba, Cruz Alta, Palmeira das Missões, Passo Fundo, Rio Pardo, Santa Maria e Veranópolis, os coeficientes de heterogeneidade ( $b$ ), nos ensaios dos diferentes experimentos, tiveram uma amplitude de variação, que foi de uma condição de alta homogeneidade ( $b \leq 0,3$ ) até alta heterogeneidade ( $b \geq 0,7$ ), isto significa grandes variações na área experimental, entre repetições de um mesmo ensaio, e entre ensaios.

Considerando que o número de repetições usados na rede de ensaios é baixo (somente três), difícil de reduzir, pode-se pensar em manter o número de repetições e aumentar o tamanho de parcela de duas pra três fileiras de cinco metros de comprimento. Esta solução contempla os casos em que os valores do coeficiente de heterogeneidade é maior do que 0,3, ou seja, 85% dos casos (Tabela 31).

**Tabela 31-** Número de ensaios (N), frequência (F) e percentagem (F%) de ensaios com coeficiente de heterogeneidade ( $b$ ) maior do que 0,3 em diferentes locais do RS no período de 2002 a 2005.

Local	N	F	F %
Aratiba	6	3	50%
Cruz Alta	12	9	75%
Erechim	6	6	100%
Não me Toque	12	12	100%
Roca Sales	4	4	100%
São Borja	4	4	100%
Santa Maria	6	5	83%
Vacaria	4	4	100%
Veranópolis	8	7	87%
Nicolau Vergueiro	4	4	100%
Palmeira das Missões	4	3	75%
Passo Fundo	11	10	91%
Pelotas	5	5	100%
Rio Pardo	11	7	64%
<b>Total</b>	<b>97</b>	<b>83</b>	<b>85%</b>

## **5. CONCLUSÕES**

O delineamento experimental deve ser adequado à área experimental; existem variações nas estimativas do coeficiente de heterogeneidade do solo, tanto dentro de cada local, como entre os diferentes ciclos e categoria de cultivares; e, na maioria dos ensaios o valor do coeficiente de heterogeneidade da área experimental foi considerado alto, sugerindo-se aumentar o tamanho de parcela e não reduzir o número de repetições.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADDELMAN, S. Variability of treatments and experimental units in the design and analysis of experiments. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 331, p. 1095-1108, 1970.

ALVES, S. M. F.; SERAPHIN, J. C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 2, p. 105-111, fev. 2004.

AMARAL, A. M. do; MUNIZ, J. A.; SOUZA, M. de. Avaliação do coeficiente de variação como medida da precisão na experimentação em citros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 32, n. 12, p. 1221-1225, dez. 1997.

ASSIS, J. P. *et al.* Tamanho e forma de parcela para experimentos com mandioca. **Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 24, p. 11-17, jun/dez. 1993

BAKKE, O. A. **Tamanho e forma de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1988.

BASTOS, E. **Guia para o cultivo do milho**. São Paulo : Icone, 1987. 190 p.

BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. **Soils and Fertilizers**, Wallingford, v. 34, p. 1-15, 1971.

BERTOLUCCI, F. L. G. **Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies do feijoeiro**. 1990. 150f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, 1990.

BONNOT, F. Dispositifs expérimentaux et taille des parcelles dans les essais de sélection sur plantes perennes. In: **Traitements statistiques des essais de sélection: stratégies d'amélioration des plantes pérennes**. Actes du séminaire de biométrie et génétique quantitative, Montpellier: CIRAD, 1995. p. 161-172.

CAMPOS, H. de. **Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar**. Piracicaba: Fealq, 1984.

CHAVES, L. J. **Tamanho de parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)**. 1985. 148f. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1985.

CHAVES, L. J.; MIRANDA FILHO, J. B. Plot size for progeny selection in maize (*Zea mays* L.). **Theoretical and Applied Genetics**, Ludhiana, v. 84, n. 7-8, p. 963-970, september, 1992.

CORDEIRO, C. M. T.; MIRANDA, J. E. C.; CAMPOS, J. Tamanho de parcelas e número de repetições em experimento de batata. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 17, n. 9, p. 1341-1348, 1982.

COTTERILL, P. P.; JAMES, J. Number of offspring and plot sizes required for progeny testing. **Silvae Genetica** v. 23, n. 6, p. 203-208, 1984.

COX, D. R. **Planning of experiments**. New York: John Wiley & Sons, 1958. 308p.

COX, D. R.; SNELL, E. J. Applied statistics, principles and examples. London: Chapman and Hall, 1981. 189p.

CRUZ, C. D. **Programa Genes (Versão Windows)**: aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa: UFV. 2001

DAGNELIE, P. **Théorie et méthodes statistiques**. Paris: Agronomiques de Gembloux, v. 2, 248p, 1977.

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

DE LA LOMA, J. L. **Experimentación agrícola**. México: Hispano Americana, 1966. 500p.

DUARTE, A. P.; PATERNIANI, M. E. A. G. Z. (Coords.). **Cultivares de milho no Estado de São Paulo: resultados das avaliações regionais IAC/CATI/EMPRESAS – 1998/99**. Campinas: Instituto Agrônomo, 1999. p.1-5 (Documentos IAC, 66).

DUARTE, A.P.; PATERNIANI, M.E.A.G.Z. (Coords.). **Cultivares de milho no Estado de São Paulo: resultados das avaliações regionais** IAC/CATI/EMPRESAS – 1997/98. Campinas: Instituto Agrônomo, 1998. 81p. (Documentos IAC, 62).

EBERHART, S. A. **Factors affecting efficiencies of breeding methods**. Paris: African Soils, v. 15, p. 669-680, 1970.

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

ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I. A. B.; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2, 1987, Londrina. **Anais...**Londrina: DME/CCE/Universidade Estadual de Londrina, 1987. p.115-131.

FEDERER, W. T. **Plot or pen technique**. In: Experimental design. NewYork, The Macmillan, 1955. Chap. 3, p. 58-85.

FEHR, W. R. **Principles of cultivar development**. New York: Macmillan, 1987. 736p.

FISHER, R. A. **The design of experiments**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1935. 248p.

FLORINSKY, I. V. *et al.* Prediction of soil properties by digital terrain modelling. **Environmental Modelling & Software**, Oxford, v.17, n.3, p.295-311, 2002.

GARCIA, C. H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: Ipef, 1989. 12p. (Circular Técnica, 171).

GENEZI, A.; LAHAV, C.; PUTLER, J. Determination of optimal plot size in banana experiments. **Fruits**. Paris, v. 35, n. 1, p. 25-28, 1980.

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



GUPTON, C. L. Estimates of optimum plot size and shape from uniformity data in burley (*Nicotiana tabacum* L.). **Agronomy Journal**, v. 64, p. 687-682, 1982.

GUZMAN, G. A. B. *et al.* Estudo do tamanho e forma ideal da unidade amostral na avaliação da disponibilidade de matéria seca em pastagens. I – Método da máxima curvatura do coeficiente de variação. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v. 21, n. 3, p. 396-405, 1992.

HAAPANEN, M. Effect of plot size and shape on the efficiency of progeny test. **Silva Fennica**, v. 26, n. 4, p. 201-209, 1992.

HALLAUER, A. R. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. **Agronomy Journal**, v. 56, p. 493-497, 1964.

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

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

HATHEWAY, W. H.; WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, v. 14, p. 207-222, 1958.

HAYES, H. K.; IMMERS, F. K. **Metodos fitotécnicos**: procedimientos científicos para mejorar las plantas cultivadas. 3. ed. Buenos Aires: Acme Agency, 1951. 560p.

IGUE, T.; SOUZA, M. D.; NAGAI, V. Tamanho da parcela mais conveniente para experimentação de campo de arroz. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v. 24, n. 11, p. 1150-1153, 1972.

JAGGARD, K. W. The size and shape of plots in sugar-beet experiments. **Annals of Applied Biology**, v. 80, p. 351-357, 1975.

JOHNSON, G. *et al.* Spatial and temporal analysis of weed populations using geostatistics. **Weed Science**, Champaign, v. 44, n. 3, p. 704-710, 1996.

KEMPTHORNE, O. **An introduction to genetic statistics**. New York: J. Wiley, 1957. 545p.

KNAPP, E. B.; CEBALLOS, H. C.; PANDEY, S. Uso de análise espacial em áreas de avaliação para estresse de nutriente em milho. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE ESTRESSE AMBIENTAL: o milho em perspectiva, 1, 1992, Belo Horizonte. **Anais...** Sete Lagoas : EMBRAPA/CNPMS, 1995. 449p. p. 97-106.

KOCH, E. J.; RIGNEY, J. A. A. Method of estimating optimum plot size from experimental data. **Agronomy Journal**, v. 43, n. 17-21, p. 17-21, 1951.

LE CLERG, E. L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K.J. (Ed.) **Plant breeding**. Ames, Iowa State University Press. 1967. p.243-314.

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

LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot size and numbers of replications and of plots per block. **Agronomy Journal**, v. 78, p. 531-534, 1986.

LIN, C. S.; BINNS, M. R. Working rules for determining the plot size and numbers of plots per block in field experiments. **Journal of Agricultural Science**, v. 103, n. 17-21, p. 11-15, 1984.

LIN, C.S.; MORRISON , M. J.; BINN, M. R. Persistence of a field heterogeneity index. **Canadian Journal of Plant Science**, v. 76, n. 27, p. 245-250, 1996.

LOO – DRINKS, J.; TAUER, C. Statistical efficiency of six progeny test field designs on three loblolly pines (*Pinus taeda* L.). **Canadian Journal of Forestry Research** v. 17: p. 1066-1070, 1987.

LOPES, S. J. **Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de milho**. 1993. 72f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1993.

LOPES, S. J. *et al.* Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. v. 40, n. 6, p. 525-530, jun. 2005.

LOPES, S. J.; STORCK, L. Heterogeneidade do solo sob diferentes adubações na cultura do milho. **Ciência Rural**, v. 28, n. 3, p. 361-366, 1998.

LOVE, K. R. **Experimental methods in agricultural research**. Porto Rico: Agricultural Experiment Station of the University, 1943. 253p.

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

LUGO, C. F. Tamanho de parcela experimental y su forma. **Revista Facultad Agronomia**, v. 9, p 55-74, 1977.

MALUF, J. R. T. *et al.* **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Passo Fundo, v. 9, n. 3, p. 460-467, 2001.

MARKUS, M. **Elementos de estatística aplicada**. Porto Alegre : UFRGS / Departamento de Estatística, 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 em Agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1999.

MARTIN, T. N. **Contribuição das bases genéticas de milho para o plano experimental**. 2003. 86f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2003.

MARTIN, T. N. *et al.* Bases genéticas de milho e alterações no plano experimental. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 40, n. 1, p. 35-40, 2005.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size testing yield in *Crambe abyssinica* Hordnt. **Crop Science**, v. 11, p. 648-650, 1971.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Instituto Nacional de Meteorologia. Porto Alegre, 2007.

MIRANDA FILHO, J. B. **Melhoramento e produção do milho**. In: Princípios de experimentação e análise estatística. Campinas: Fundação Cargill, 1987. v. 2, p. 765-794.

MUNDSTOCK, C. M.; SILVA, P. R. F. O cultivo do milho para altos rendimentos. **Revista SEED News**, Pelotas, maio-junho, 2007. Disponível em: <<http://www.seednews.inf.br/portugues/seed103/artigocapa103a.shtml>>. Acesso em: 19 dez. 2007.

MUNIZ, J. A. *et al.* Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill. II-Parcelas Quadradas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 23, n. 2, p. 446-453, abril/jun, 1999.

NAMKOONG, G.; SQUILLACE, A. E. Problems in estimating genetic variance by Shrikhande's method. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 19, p. 74-77, 1970.

OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, v. 25, n. 2, p. 205-208, 1995.

OMETTO, J. C. **Bioclimatologia Vegetal**. São Paulo: Ceres, 1981. 400p.

PALOMINO, E. C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho de amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 35, n. 7, p. 1433-1439, 2000.

PEARCE, S. L.; MOORE, C. S. Reduction of experimental error in perennial crops using adjustment by neighboring plots. **Experimental Agriculture**, Cambridge, Inglaterra, v. 12, n. 3, p. 267-272, 1976.

PENATI, M. A.; CORSI, M. Condições técnicas para localização e instalação da exploração leiteira. In: SIMPÓSIO SOBRE PRODUÇÃO ANIMAL, 10, 1998, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz, 1998. p. 7-55.

PEREIRA, L. R. *et al.* **Cultivares**. In: Indicações técnicas para a cultura de milho no Estado do Rio Grande do Sul. Porto Alegre: FEPAGRO; EMBRAPA TRIGO; EMATER/RS; FECOAGRO/RS, 2001. Cap. 8. p. 74-84.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de Estatística experimental**. 13. ed. Piracicaba: USP, 1990. 467p.

PIMENTEL GOMES, F. O problema do tamanho de parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, n. 12, p. 1507-1512, dez. 1984.

PIMENTEL GOMES, F.; COUTO, H. T. Z. O tamanho ótimo de parcelas experimentais para ensaios com eucaliptos. **Piracicaba: IPEF**, n. 31, p. 75-77, dez. 1985.

PIMENTEL GOMES, F. P. O problema do tamanho ótimo de parcelas experimentais: relação entre o coeficiente b de Smith e o coeficiente de correlação intraclasse ( $\rho$ ). **Revista de Agricultura**, v. 77, p. 385-389, 2002.

RAMALHO, M. A. P. *et al.* Estimativa do tamanho da parcela para os experimentos com a cultura do feijão. **Ciência e Prática**, v. 1, n. 1, p. 5-12, 1977.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. de. **A experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Edufla, 2000. 326p.

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. de. **Genética biométrica e estatística no melhoramento de plantas perenes**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. 975p.

RESENDE, M. D. V. de. **Seleção de genótipos de milho (*Zeamays L.*) em solos contrastantes**. 1989. 212f. Dissertação (Mestrado em Melhoramento de Plantas) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1989.

RESENDE, M. D. V.; SOUZA JUNIOR, C. L. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. v. 32, n. 8, p. 781-788, 1997.

ROSSETTI, A. G. Influência da área da parcela e no número de repetições na precisão experimental com arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. v. 37, n. 4, p. 433-438, 2002.

ROSSETTI, A. G.; BARROS, L. M.; ALMEIDA, J. I. L. Tamanho ótimo de parcelas para experimentos de campo com cajueiro-anão precoce. **Pesquisa Brasileira Agropecuária**, Brasília, v. 31, n. 12, p. 843-852, dez. 1995.

ROSSETTI, A. G.; PIMENTEL-GOMES, F. Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 18, p. 444-487, 1983.

SCAPIM, C. A.; CARVALHO, C. G. P. de; CRUZ, C. D. Uma proposta de classificação dos coeficientes de variação para a cultura de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 30, n. 5, p. 683-686, maio. 1995.

SHRIKHANDE, V. J. Some considerations in designing experiments on coconut trees. **Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics**, New Delhi, v. 9, p. 82-99, 1957.

SILVA, J. G. C. A consideração da estrutura das unidades em inferências derivadas do experimento. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 34, n. 6, p. 911-925, jun, 1999.

SILVA, R. L. *et al.* Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, v. 27, n. 5, p. 669-676, 2003.

SIMPLICIO, E. *et al.* Size determination for experimental plots of *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden Populations. I-Rectangulares plots. **Cerne**, v. 2, n. 1, p 53-65, 1996.

SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, v. 28, p. 1-23, 1938.

SIQUEIRA, A. L. **Uso da transformação em análise de variância e análise de regressão**. 1983. 154f. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1983.

SOUZA, L. S. *et al.* Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, n. 3, p. 367-372, 1997

SOUZA, Z. M. *et al.* Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 6, p. 1763-1771, nov-dez, 2004.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3. ed. New York: McGraw Hill Book, 1997. 666p.

STORCK, L. *et al.* **Experimentação vegetal**. Santa Maria: UFSM, 2000. 198p.

STORCK, L.; LOPES, S. J. **Experimentação II**. Santa Maria: UFSM/Departamento de Fitotecnia, 1997. 197p.

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, v. 19, n. 2, p. 269-282, 1980.

STORCK, L. *et al.* Tamanho ótimo de parcela em experimentos com milho relacionados a metodologias. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v. 5, n. 1, p. 48-57, 2006.

SWALLOW, W. H. Statistical approaches to studies involving perennial crops. **HortScience**, Alexandria, v. 16, n. 5, p. 634-636, 1981.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA. **Estrutura e apresentação de monografias, dissertações e teses**. 6. ed. Santa Maria: 2006. 67p.

VAIDYA, P. H.; PAL, D. K. Microtopography as a factor in the degradation of Vertisols in central India. **Land Degradation Development**, Sussex, v. 13, n. 5, p. 429-445, 2002.

VARGAS, M. A. **Eficiência da seleção visual e determinação do tamanho de parcela e do número de repetições, para avaliação da produtividade de grãos em famílias S1 e S3 de milho (*Zea mays* L.)**. 1996. 95f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1996.

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. **Melhoramento e produção de milho**. 2. ed. Campinas: Fundação Cargill, 1987. v. 1, cap. 5, p. 137-214.

VENEGAS, V. H. A., GUIMARÃES, P. T. G., CARRARO, I. M. Efeito da variabilidade de plantas de café dentro da parcela. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 27, n. 149, p. 1-16, 1980.

VIANA, A. E. S. **Estimativa do tamanho de parcela e característica do material de plantio em experimentos com *Manihot esculenta* Crantz.** 1999. 132f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1999.

VIEIRA, N. E. **Tamanho e forma de parcela experimental para avaliação de genótipos de arroz (*Oriza sativa* L.) de sequeiro.** 1996. 98f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 1996.

WIKIPÉDIA: A ENCICLOPÉDIA LIVRE. Brasil, 2001. Disponível em: <<http://www.wikipedia.org/>>. Acesso em: 26 dez. 2007.

WILK, M. B.; KEMPTHORNE, O. **Analysis of variance: Preliminary tests, pooling, and linear models - Derived linear models and their use in the analysis of randomized experiments.** Ohio: Wright Air Development Center/Wright-Patterson Air Force Base, 1956. v. 2, 126 p. (Technical Report, 55-244).



## 7. ANEXOS

**Anexo 1** – Instrumento de pesquisa (questionário) enviado aos condutores dos ensaios de milho.

LOCAL: \_\_\_\_\_

1) Os ensaios são realizados sempre na mesma área?

Sim.

Desconheço a informação.

Não. Como é a distribuição da área? \_\_\_\_\_

2) São realizadas análises de solo antes da instalação dos ensaios para fins de adubação?

Sim.

Desconheço a informação

Não, como são calculadas as doses para a formulação do adubo? \_\_\_\_\_

3) No período de inverno, são realizados experimentos na área que será destinada aos ensaios?

Sim. Que tipo de experimento, com que cultura? \_\_\_\_\_

Desconheço a informação.

Não.

4) Os tratamentos culturais são realizados por blocos?  Sim

Desconheço a informação.

Não, como são realizados? \_\_\_\_\_

4.1) Esses tratamentos culturais são realizados pela mesma pessoa?

Sim

Desconheço a informação.

Não. Por quantas pessoas? \_\_\_\_\_

5) Há dados de precipitação pluvial do local?

Não.

Sim, é possível o repasse destes dados do período de 2001 a 2005?  Sim

Não.

6) São realizadas irrigações?

Sim, que critério é adotado para realizar as irrigações? \_\_\_\_\_

Desconheço a informação.

Não.

7) São realizadas adubações de cobertura?

( ) Sim, como é feita a aplicação e quantas vezes? \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

8) A área experimental apresenta heterogeneidade?

( ) Sim. Que tipo? \_\_\_\_\_

( ) Desconheço a informação.

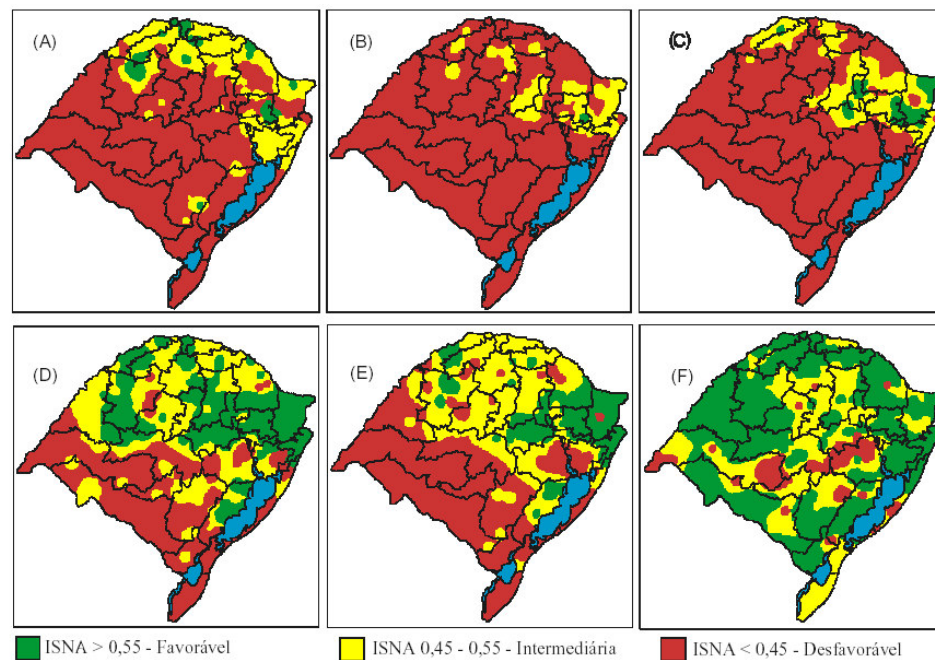
( ) Não.

9) Com base nos resultados dos anos anteriores, você acha necessário o uso do bloqueamento ( Blocos) na sua área experimental? \_\_\_\_\_

Se não, o que levou a essa decisão? \_\_\_\_\_

10) Desde que ano, os ensaios de milho nesse local estão sob sua orientação? \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_



Fonte: MALUF, J. R. T. *et al.* (2001).

**Anexo 2** – Caracterização de riscos climáticos por deficiência hídrica (ISNA—Coeficiente de Satisfação das Necessidades de Água) para cultivares de milho com ciclo de 140 dias no estado do Rio Grande do Sul, considerando a capacidade de água disponível (CAD) de 35 mm, nas épocas de semeadura de 15 de agosto (A), 15 de setembro (B), 15 de outubro (C), 15 de novembro (D), 15 de dezembro (E) e 15 de janeiro (F).

