



**MARIA LUIZA MAES**

**ESTRATÉGIA EXPERIMENTAL PARA  
AVALIAÇÃO DE HÍBRIDOS DE MILHO**

**LAVRAS-MG**

**2015**

**MARIA LUIZA MAES**

**ESTRATÉGIA EXPERIMENTAL PARA AVALIAÇÃO DE HÍBRIDOS  
DE MILHO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas – Mestrado Profissional, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. Magno Antônio Patto Ramalho

Coorientador

Dr. Heyder Diniz Silva

**LAVRAS - MG**

**2015**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca  
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Maes, Maria Luiza.

Estratégia experimental para avaliação de híbridos de milho /  
Maria Luiza Maes. – Lavras : UFLA, 2015.

55 p. : il.

Dissertação (mestrado profissional) – Universidade Federal de  
Lavras, 2015.

Orientador: Magno Antônio Patto Ramalho.

Bibliografia.

1. Tamanho de parcela. 2. Efeito de bordadura. 3. Acurácia. 4.  
Melhoramento de milho. I. Universidade Federal de Lavras. II.  
Título.

**MARIA LUIZA MAES**

**ESTRATÉGIA EXPERIMENTAL PARA AVALIAÇÃO DE HÍBRIDOS  
DE MILHO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas – Mestrado Profissional, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 31 de agosto de 2015.

Dr. José Airton Rodrigues Nunes      UFLA

Dr. Heyder Diniz Silva                  MONSANTO

Dr. Magno Antônio Patto Ramalho  
Orientador

**LAVRAS - MG**

**2015**

*A Deus que sempre esteve comigo, dando-me forças nesta jornada.*

*OFEREÇO*

*Aos meus pais, Mariza Helena Maes e Luiz Alfredo Maes, minha base;  
ao meu filho Benjamin Fernando Garcia Maes que é a luz da minha vida e  
ao Cleyton Fernando Garcia, pela paciência, compreensão e apoio.*

*DEDICO*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por ter me concedido a vida;

Aos meus pais Mariza Helena Maes e Luiz Alfredo Maes, que são minha base e meu exemplo, juntamente com meu irmão Junior, minha cunhada Carla e meus sobrinhos Miguel e Otávio, por terem literalmente me aguentado e me apoiado nos momentos que sempre precisei;

Ao meu namorado Cleyton pelos momentos de estresse em que estive ao meu lado sempre com palavras otimistas e mantendo o bom humor;

Um agradecimento especial a um ser que mudou minha vida em 360°, meu lindo bebê Benjamin que é a luz da minha vida;

À Universidade Federal de Lavras, pela formação, suporte e oportunidade, por ter oferecido a modalidade do Mestrado Profissional;

Ao Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, pela oportunidade de realizar o curso de mestrado;

Ao meu orientador, professor Magno Antônio Patto Ramalho pela orientação, ensinamentos, atenção, por ser um exemplo para mim e sempre estar apto a me ajudar;

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, em especial aos professores Magno, José Airton e João Cândido, pelas oportunidades e pelas valiosas trocas de conhecimentos;

Aos alunos que fazem parte do Núcleo de Estudos de Genética e Melhoramento de Plantas, pelo suporte seja nas dúvidas com a dissertação ou nas monitorias e, pela amizade, em especial à Mari;

À secretária do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, Lilian, por toda paciência que teve comigo;

À MONSANTO pela oportunidade em poder fazer o mestrado dando todo o apoio e auxílio de que necessitei;

Ao meu coorientador Heyder, pelos conhecimentos, puxões de orelha, confiança e por acreditar em mim para a realização desse mestrado;

Ao meu gestor Márcio A. V. Rezende pela oportunidade, confiança, apoio e dispensa das minhas atividades profissionais para a realização do mestrado;

Às amigas que estiveram comigo nessa jornada, Maria Stella Araújo, Ana Paula Rizzato e Viviane Oliveira; passamos por muitas batalhas nesse mestrado, agradeço pelo companheirismo que tivemos;

Às minhas mosqueteiras: Sara C. Pires, Ana Paula Gomes, Priscila N. Rangel e Sheila Moraes, pelo apoio, conversas e momentos de alegria;

Aos meus amigos André Figueiredo e Guilherme Ferrauda pelo apoio e conversas;

Ao Fernando Toledo por todo apoio, suporte e ajuda que me forneceu;

E, por fim, agradeço a todos que contribuíram de forma direta ou indireta para que eu conseguisse atingir meu objetivo. Na verdade essa vitória não é só minha, mas sim um trabalho em equipe feito por todos.

Aos professores e amigos da Universidade Federal de Uberlândia, Marcelo Tavares, Ednaldo Guimarães, Rogério Pinto e Lúcio Araújo;

Meus sinceros agradecimentos a todos. Sozinhos não somos ninguém...

Muito obrigada!

*“If money is your hope for independence you will never have it. The only real security that a man will have in this world is a reserve of knowledge, experience, and ability.”*

Henry Ford

## RESUMO

Para se continuar tendo progresso genético no melhoramento de milho é preciso ter a condução dos experimentos a mais precisa possível. Entre os fatores que afetam a precisão experimental o tamanho das parcelas é um dos mais importantes. Como a arquitetura dos híbridos de milho é constantemente modificada, é importante identificar o tamanho ótimo das parcelas frequentemente. Esse experimento foi realizado com o objetivo de propor o número de plantas na avaliação de híbridos simples de milho, se há necessidade de bordadura nos experimentos e se as diferentes linhas das parcelas afetam o desempenho dos híbridos. Para isso, foram utilizados dados de um experimento em que foram avaliados seis híbridos simples comerciais no delineamento de blocos casualizados, com três repetições e parcelas de quatro linhas, com 40 plantas por linha. A colheita foi realizada por planta georreferenciada em cada linha/parcela. Os dados da produtividade de grãos g/planta foram submetidos à análise de variância considerando as 160 plantas por parcela. Considerando também o efeito da bordadura em relação às duas centrais – área útil – e também considerando cada linha das parcelas. Fez-se uso da reamostragem para se avaliar o diferente número de plantas na parcela variando de 2 a 159 plantas. Para cada tamanho de parcela foram efetuadas 1000 reamostragens sendo realizadas as análises de variância, e estimada a acurácia e a coincidência na identificação dos dois melhores híbridos identificados na parcela padrão (160 plantas). Conclui-se que nos experimentos de híbridos simples de milho não há necessidade de bordadura e o desempenho dos híbridos não varia em função das linhas das parcelas. As estimativas da acurácia e a coincidência dos experimentos em identificar os dois melhores híbridos são muito grandes, em relação ao emprego de 160 plantas, a partir de parcelas com 50. Em geral, a variação dentro das parcelas é sempre inferior à observada entre parcelas. Portanto, para reduzir custos e melhorar a eficiência dos programas de melhoramento de milho, as parcelas de avaliação de híbrido simples não necessitam ter mais do que 50 plantas.

Palavras-chave: Tamanho da parcela. Efeito de bordadura. Acurácia. Melhoramento de Milho.

## ABSTRACT

In order to obtain genetic progress for corn breeding it is necessary to conduct the experiments as precisely as possible. Among the factors that affect experimental precision, the size of the plots is one of the most important. As corn hybrid architecture is constantly modified, it is important to frequently identify the optimum size of the plots. This experiment was conducted with the objective of proposing the number of plants for evaluating simple corn hybrids, as well as the need of borders in the experiment, and if the distinct plot lines affect hybrid performance. To do this, we used data obtained from an experiment in which we evaluated six simple commercial hybrids, in a randomized block design, with three replicates and four lines of 40 plants each. Harvesting was conducted per georeferenced plant in each line/plot. Grain productivity data (g/plant) were submitted to variance analysis, considering all 160 plants per plot. We also considered the effect of the border in relation to both centrals – useful area – and each line within the plots. Resampling was conducted in order to evaluate the different number of plants within the plot, ranging from two to 159 plants. For each plot size, we conducted 1000 resamplings, performing variance analyses and estimating the accuracy and coincidence in identifying the two best hybrids from the standard plot (160 plants). We conclude that, in the experiments with simple corn hybrids, there is no need for borders, and hybrid performance does not vary in function of plot lines. The accuracy and coincidence estimates for identifying the two best hybrids are large in relation to the employment of 160 plants, based on plots with 50 plants. In general, the variance within the plots is always inferior to that observed between plots. Therefore, to reduce and improve the efficiency of corn breeding programs, the plots for evaluating simple hybrids have no need for more than 50 plants.

Keywords: Plot size. Border effect. Accuracy. Corn breeding.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Equação de regressão da estimativa da acurácia seletiva (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações.....	33
Gráfico 2	Equação de regressão da estimativa de $V_d/V_e$ (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações .....	37
Gráfico 3	Equação de regressão da percentagem de coincidência com os dois melhores tratamentos (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações .....	38
Gráfico 4	Equação de regressão da percentagem de coincidência com pelo menos um dos dois melhores tratamentos (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações .....	39

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Esquema da análise de variância para o delineamento em blocos casualizados completos.....	28
Tabela 2	Resumo da Análise da Variância da produtividade de grãos de milho (g/planta).....	31
Tabela 3	Produtividade média de grãos de milho (g/planta) obtidas na avaliação de híbridos simples comerciais .....	32
Tabela 4	Resumo da análise de variância (P-valor) da produtividade de grãos de milho, em g/planta. Análise realizada visando verificar o efeito de linhas na parcela e o efeito de bordadura.....	32
Tabela 5	Equações de regressão linear entre acurácia (y) e o número de plantas por parcela (x). Equações obtidas em diferentes intervalos de números de plantas por parcela .....	34
Tabela 6	Porcentagem da quantidade de zeros obtidos nos valores de acurácia com diferentes número de plantas por parcela. Dados de 1000 simulações .....	35
Tabela 7	Limite de variação e porcentagem de estimativas inferior a 0,6 nas estimativas da acurácia obtidas com diferentes número de plantas por parcela.....	36
Tabela 8	Equações de regressão linear entre $V_d/V_e$ (y) e o número de plantas por parcela (x). Equações obtidas em diferentes intervalos de números de plantas por parcela .....	37

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	13
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	15
<b>2.1</b>	<b>O milho, origem e presença no Brasil</b> .....	15
<b>2.2</b>	<b>A precisão experimental e o sucesso no melhoramento</b> .....	17
<b>2.3</b>	<b>Simulação na experimentação agrícola e melhoramento</b> .....	22
<b>3</b>	<b>MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	26
<b>3.1</b>	<b>Local</b> .....	26
<b>3.2</b>	<b>Condução do experimento</b> .....	26
<b>3.3</b>	<b>Análises Estatísticas</b> .....	27
<b>3.4</b>	<b>Processo de amostragem</b> .....	30
<b>4</b>	<b>RESULTADOS</b> .....	31
<b>5</b>	<b>DISCUSSÕES</b> .....	40
<b>6</b>	<b>CONCLUSÕES</b> .....	46
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	47

## 1 INTRODUÇÃO

A produtividade média com a cultura do milho no Brasil, a despeito da existência de inúmeras informações tecnológicas, ainda é baixa, 5,2 ton/ha (COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO, 2015). Existem vários fatores que afetam o desempenho de uma espécie cultivada, entre eles a diversidade de manejo utilizada pelos agricultores e de condições ambientais no momento do cultivo. Assim, a produtividade de milho no Brasil para ser incrementada necessariamente irá exigir a adoção das tecnologias disponíveis pela maioria dos agricultores e a disponibilidade de novas cultivares melhores que as pré-existentes.

Na obtenção de novas cultivares no Brasil, estão envolvidas inúmeras empresas privadas e algumas públicas. Essas empresas avaliam milhares de híbridos anualmente em várias condições ambientais visando à identificação dos melhores para serem recomendados aos agricultores. O sucesso dessa recomendação passa necessariamente pela existência de boa precisão experimental durante as inúmeras avaliações desses híbridos. Isto porque quanto maior a precisão maior a chance do experimento classificar, corretamente, os híbridos em função das diferenças genotípicas realmente existentes.

A precisão experimental é assim o termômetro do sucesso dos melhoristas e tem despertado a atenção dos biometristas desde os trabalhos pioneiros de Fisher em 1931 a respeito dos princípios básicos da experimentação. Nesses mais de oitenta anos após o trabalho de Fisher, inúmeras publicações foram dedicadas à discussão dos fatores que afetam a precisão experimental (PATERNIANI; MIRANDA FILHO, 1987; RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA 2012; STEEL; TORRIE; DICKEY 1997). Nessas publicações é comentada que a precisão depende da heterogeneidade do solo, manejo da cultura, da distribuição dos agentes que causam os estresses bióticos e

da técnica experimental propriamente dita. Neste último aspecto devem ser considerados vários fatores, tais como: o delineamento experimental, o número de repetições, o tamanho e forma das parcelas.

A procura do tamanho ideal das parcelas experimentais tem recebido grande atenção porque ela não só afeta a precisão como também o custo dos experimentos. Várias pesquisas foram realizadas ao longo do tempo, utilizando diferentes metodologias para identificar o tamanho ótimo de parcela em milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011; MARTIN et al., 2005a). Contudo, os híbridos disponíveis foram modificados ao longo do tempo no Brasil, isto é, ocorreram mudanças expressivas na altura e no ciclo das plantas. Portanto, é desejável obter informações a respeito do tamanho das parcelas com certa frequência para acompanhar as alterações que ocorrem em função das estratégias de manejo da cultura e dos programas de melhoramento.

Com as facilidades computacionais disponíveis atualmente, os trabalhos de simulação tornaram-se mais frequentes nos programas de melhoramento (DIAS, 2013; FERREIRA, 1995; MENDES et al., 2014; MORAES, 2013; TOLEDO et al., 2013). Uma das áreas em que a simulação ainda tem muito a contribuir é na avaliação de alternativas visando à melhoria da precisão experimental, entre elas a escolha do tamanho ideal das parcelas.

Dentro deste contexto, foi realizada essa pesquisa visando à obtenção de informações a respeito do número de plantas que deve conter as parcelas experimentais, para das avaliações de híbridos de milho recomendados recentemente, utilizando a simulação computacional e, também estudar o efeito da posição de linha bem como o uso de bordadura.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 O milho, origem e presença no Brasil

O milho (*Zea mays* L.) é uma espécie da família das Poaceae (antiga Gramineae), e o único cereal nativo do Novo Mundo com importância comercial expressiva atualmente. As evidências arqueológicas indicam que seja uma planta originária da área central da Mesoamérica, onde hoje se localiza o México e a Guatemala. O mais antigo registro de uma espiga de milho foi encontrado no México, e datava de 9.000 anos atrás. O ancestral genealógico do milho é o teosinto (*Zea mays* subsp. Mexicana) um capim robusto de ocorrência natural na América Central conhecido como “alimento dos deuses” pelos maias. Por meio da seleção visual no campo de características como a produtividade, a resistência a doenças e para a presença de sabugo que continha mais fileiras de sementes, o teosinto sofreu sucessivas seleções artificiais e após milhares de anos chegou à planta de milho que conhecemos hoje (CONSELHO DE INFORMAÇÕES SOBRE BIOTECNOLOGIA, 2006). Atualmente, das mais de 300 raças de milho cultivadas no mundo, praticamente todas tiveram sua origem nos trabalhos pioneiros de seleção pelas civilizações pré-colombianas.

O milho já era o alimento base de muitas culturas americanas devido as suas qualidades nutricionais. Esse uso contínuo contribuiu para que o milho seja, hoje, extensivamente utilizado como alimento humano, ou ração animal, encontrando-se espalhado por uma vasta região do globo, em altitudes que vão desde o nível do mar até 3.000 metros. O milho ocupa, portanto, uma posição de destaque entre as plantas cultivadas atualmente pelo homem.

Quando da descoberta do Brasil, o milho já existia sendo cultivado pelos indígenas. Contudo, não se tem informações de como ele chegou ao Brasil, provavelmente vindo por intercâmbio de nativos da América Central. E até o

final do século XIX as descrições do cultivo de milho eram escassas, e um dos primeiros relatos a esse respeito foi de Hunnicutt (1924), no livro “O milho sua cultura e aproveitamento no Brasil”, o qual relata dados relativos à área cultivada e produção do milho no Brasil em 1920. Nessa época já eram cultivados aproximadamente 3 milhões de hectares, e uma produção de 4,99 milhões de toneladas, o que posicionava o Brasil como o segundo maior produtor de milho, sendo superado apenas pelos Estados Unidos. Hunnicutt (1924) salientava também a importância de o milho ser semeado em praticamente todos os municípios brasileiros, fato que pôde ser explicado pela procura sempre crescente desta cultura para ração animal. O autor ressalta ainda que o milho apresentava grande falta de uniformidade e que para melhorar a produtividade era necessário melhorar as sementes que eram utilizadas.

Atualmente, o milho é a terceira cultura mais cultivada no mundo e o cereal mais produtivo por área semeada, e sua produção mundial foi de aproximadamente 989 milhões de toneladas na safra 2014/15 (UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE, 2015). No Brasil, foram colhidos cerca de 15,5 milhões de hectares na mesma safra, o que posicionou o país como o terceiro no ranking mundial em área colhida, com uma produção total (1ª e 2ª safras) de aproximadamente 80,2 milhões de toneladas (produtividade: 5,17 t ha<sup>-1</sup>), e o segundo maior exportador mundial de milho. Em aproximadamente uma década o Brasil saiu de uma produção de milho de quase 35 milhões de toneladas, numa área semeada de aproximadamente 12,3 milhões de hectares, para mais de 80 milhões de toneladas em 15,5 milhões de hectares (CONSELHO DE INFORMAÇÕES SOBRE BIOTECNOLOGIA, 2006). Um aumento na área de cultivo de milho em cerca de 30% correspondeu a um aumento na produção em mais de 200%, demonstrando o grande crescimento da qualidade tecnológica da cultura do milho no Brasil.

## 2.2 A precisão experimental e o sucesso no melhoramento

Devido à importância econômica e estratégica do milho, as pesquisas são realizadas para explorarem todo o seu potencial de produtividade. Neste sentido, são conduzidos anualmente vários experimentos com a cultura do milho, investigando diversos aspectos da fisiologia, morfologia, tolerância a estresses bióticos e abióticos, e a produtividade de grãos. O sucesso desses experimentos dependem do rigor com que eles são conduzidos.

As empresas públicas e privadas 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 distintos ambientes. O tempo médio de substituição de um genótipo no mercado é de aproximadamente dois anos (STORCK et al., 2000). As variedades, ou híbridos de milho, lançados no mercado sofrem uma substituição anual de aproximadamente 48% e 58%, respectivamente, para os genótipos de ciclo precoce e superprecoce, e ao final de quatro safras anuais apenas 15% dos genótipos permanecem nos ensaios de competição.

A obtenção dos melhores híbridos exige resultados precisos dos experimentos, pois existem efeitos ambientais sobrepostos aos efeitos genéticos dos híbridos avaliados, o que torna necessária a separação da variação genética da variação ambiental. Esta separação das variações pode ser obtida por meio do planejamento experimental adequado para o ambiente onde ocorrerá a condução experimental, e conferindo qualidade ao experimento (HALLAUER; CARENA; MIRANDA FILHO, 2010). É importante que os experimentos de competição entre os híbridos avaliados tenham uma precisão experimental adequada para que as inferências e recomendações, em relação aos caracteres em avaliação, tenham confiabilidade.

O planejamento da análise de um experimento deve ser acompanhado de um modelo estatístico apropriado para a situação experimental. Este modelo estatístico deve representar todas as fontes de variação presentes no experimento que deve ter um número adequado de repetições, que tem sido investigado na cultura do milho por diversos autores (CARGNELUTTI FILHO; STORCK; GUADAGNIN, 2010; CATAPATTI et al., 2008; OLIVEIRA et al., 2005; VELINI et al., 2006); outros critérios experimentais da cultura do milho, abordando parâmetros relacionados ao tamanho ideal de parcela (ALVES; SERAPHIN, 2004; MARTIN et al., 2005a; SOUZA SOBRINHO et al., 2004; STORCK et al., 2006), às bordaduras das parcelas (CARGNELUTTI FILHO et al., 2003; CONCEIÇÃO; SILVA; MACHADO, 1993), ao tamanho de amostra a ser coletada (MARTIN et al., 2005b; SILVA et al., 1993; STORCK et al., 2007) e à correção da produtividade das parcelas experimentais (SCHIMILDT; KRAUSE; CRUZ, 2006), foram consideradas eficientes procedimentos para aumentar a precisão experimental. O pesquisador deve, portanto, checar fatores que envolvam os critérios da técnica experimental, tais como, o delineamento, locais de instalação dos ensaios, número de repetições, tamanho e a forma de parcela. De maneira geral, esses critérios implicam uma melhoria da precisão por meio de um planejamento e condução experimental com elevada qualidade.

O erro experimental pode ser avaliado por meio de estatísticas como o coeficiente de variação experimental (C<sub>Ve</sub> - %) e a diferença mínima significativa em percentagem da média do experimento (DMS - %), e quanto menores os valores destas estatísticas, maior será a precisão obtida no experimento e, como consequência, esse será capaz de identificar menores diferenças entre estimativas de médias como significativas caso elas existam. Atualmente o emprego do CV é muito criticado e tem sido sugerido o emprego da acurácia seletiva ( $r_{g\hat{g}}$ ) que reflete muito mais o que os melhoristas almejam, isto é, a representação do genótipo pelo fenótipo (RESENDE; DUARTE 2007).

Cuidados na instalação e condução dos experimentos melhoram a precisão dos resultados, reduzindo o erro experimental e aumentando as chances de se detectar diferenças entre genótipos testados (PEARCE; MOORE, 1976; SWALLOW, 1981). A precisão experimental está, portanto, intimamente relacionada ao erro experimental, que é uma medida da variação não controlada que ocorre nos experimentos (CHAVES, 1985).

A estimativa de um erro experimental é afetada por diversos fatores do planejamento experimental, como o tamanho de parcela adequada à variabilidade das unidades experimentais; a análise estatística e, o não atendimento das pressuposições do modelo estatístico da análise de variância. Consequentemente, os experimentos devem ser planejados, de tal forma que, caso exista variação entre os tratamentos, esta seja detectada pela análise estatística, de forma que o erro experimental, estimado pelas repetições de um mesmo tratamento deva ser o mínimo (FEHR, 1987; STORCK et al., 2000).

Com relação ao tamanho da parcela experimental, diversos estudos têm contribuído para determinar por meio da heterogeneidade do solo, da natureza do material experimental, do número de tratamentos e repetições, de questões práticas e do custo do experimento qual seu tamanho ideal (CHAVES, 1985; BERTOLUCCI, 1980; STORCK; UITDEWILLIGEN, 1980). O tamanho de parcela é, portanto, uma característica particular de cada experimento, e apesar de poder variar segundo diversos fatores e critérios, a heterogeneidade do solo é o fator mais influente do tamanho de parcela (BERTOLUCCI, 1980; STORCK; UITDEWILLIGEN, 1980). A precisão que se deseja em um experimento pode não ser alcançada em função do tamanho e forma das parcelas inadequadamente selecionados, e também pelo número de repetições insuficiente (SOUZA et al., 2004), pois a heterogeneidade do solo não é conhecida na maioria das situações.

Para a cultura de milho vários métodos de determinação do tamanho de parcela foram estudados e resultou que o tamanho ótimo deveria ser uma linha

de cinco metros de comprimento ou de duas linhas de 2,5 metros (STORCK; UITDEWILLIGEN, 1980); e para a obtenção de máximo ganho esperado com a seleção de genótipos de milho foi indicado o uso de 20 a 25 plantas por parcela (RESENDE, 1989). No entanto, quando for considerada a avaliação de famílias de meios-irmãos um maior número de plantas de milho deve ser considerado para melhoria da precisão experimental, sendo este benefício maior quando as plantas são distribuídas em duas ou três linhas do que numa única linha, para um mesmo número de plantas, consequência da competição entre plantas de mesmo genótipo (PALOMINO; RAMALHO; FERREIRA, 2000). Em experimentos de competição de genótipos de milho foi observado que o tamanho ideal de parcela varia conforme os genótipos avaliados (MARTIN, 2003).

Como foi observado por Bakke (1988), para uma mesma espécie vegetal, o formato e o tamanho de parcela experimental variam, não só pelas características morfológicas da planta, mas também pelas variáveis que se objetiva avaliar, pelo local e época do experimento, existindo, quase sempre, uma relação inversa entre o tamanho de parcela e o erro experimental. Portanto, aumentando o tamanho de parcela acarreta na redução da variação entre elas (STELL; TORRIE; DICKEY, 1997), o que, no entanto, não é proporcional; em outras palavras, pouco ganho em precisão foi obtido com o incremento no tamanho de parcelas já suficientemente grandes (LE CLERG; LEONARD; CLARK, 1962). Foi também observado que devido à correlação entre parcelas vizinhas, o aumento de seu tamanho, no sentido do comprimento e/ou da largura, provocou um decréscimo do coeficiente de variação do experimento (MARKUS, 1974; RAMALHO et al., 1977). O formato retangular de parcelas baseia-se nos resultados de diversos métodos de determinação de tamanho ótimo de parcelas experimentais, que geralmente apresenta menor coeficiente de variação com parcelas retangulares (BAKKE, 1988), além de tornar a operação de colheita mecanizada mais eficiente (PENATI; CORSI, 1998). Por esses

motivos, a recomendação mais frequente em relação ao tamanho e forma de parcelas experimentais indica o uso de parcelas retangulares e pequenas, em detrimento das parcelas quadradas e grandes, sendo parcelas retangulares indicadas quando a área experimental é heterogênea, especialmente em função de algumas características relacionadas ao solo (CHAVES, 1995). Nessa situação o uso de formato retangular pode tornar as parcelas mais homogêneas entre si, apesar de aumentar a heterogeneidade dentro da parcela.

Outro aspecto da técnica experimental relacionado à precisão dos resultados, e que constitui um dos princípios básicos da experimentação científica, refere-se ao número de repetições (PIMENTEL-GOMES, 1990). Apesar de o princípio das repetições referir-se ao uso de mais de uma unidade experimental por tratamento, não é rara a existência de experimentos com parcelas grandes, com poucas repetições, com o intuito de se obter um maior estande e uma maior facilidade de manejo. O uso de repetições se justifica pela estimativa do erro experimental, dado pela variação entre as repetições ou unidades experimentais de um mesmo tratamento; e pela estimativa mais precisa da média de um tratamento. Na experimentação agrícola é comum a variabilidade intrínseca das parcelas a campo, principalmente devido às diferenças de fertilidade natural do solo, e o uso de repetições tende a contrabalançar essas diferenças existentes entre as unidades experimentais. Quanto maior for o número de repetições, portanto, mais fidedigna será a estimativa do erro experimental, havendo 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 se tornar impraticável (DAGNELIE, 1977; ROSSETI, 2002).

A partir dos resultados da análise de variância de 286 ensaios de cultivares de milho tem sido recomendada a utilização de três ou quatro repetições (CARGNELUTTI FILHO; STORCK; GUADAGNIN, 2010). O

dimensionamento do número de repetições, a partir das análise de variâncias, é uma técnica de análise que minimiza custos e aproveita os dados experimentais existentes para redefinição ou manutenção de planejamentos experimentais.

O número de repetições está diretamente relacionado à precisão dos resultados de um experimento, e isso ocorre, pois o erro padrão da média de um tratamento é dado por  $\sigma/\sqrt{r}$ , em que  $\sigma$  é o desvio padrão residual, estimado a partir do quadrado médio do resíduo da análise de variância e  $r$  o número de repetições (RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA, 2012; STEEL; TORRIE, 1960) proporcionando médias mais precisas com o aumento do número de repetições (RESENDE; SOUZA JÚNIOR, 1997). Outras correntes de pensamento sugerem que o número de repetições de um experimento deve ser dimensionado de forma que proporcione no mínimo dez graus de liberdade para o resíduo (BATISTA, 1996; ROSSETI, 2001).

### **2.3 Simulação na experimentação agrícola e melhoramento**

A simulação consiste em construir um sistema que imite a realidade tendo como finalidade averiguar o que aconteceria no sistema real caso tivessem sido efetuadas alterações de interesse no seu funcionamento (DACHS, 1988). De acordo com Ferreira (1995), um dos benefícios de usar a simulação é que se pode criar diversas bases de dados para que possa certificar o comportamento para analisar determinado problema com menor custo e maior rapidez. No ambiente simulado consegue-se inserir ou extrair dados e, conseqüentemente, analisar o que acontecerá em cada uma das situações. No ambiente real muitas das opções de alterações são inviáveis de serem avaliadas, seja devido gerar custos elevados, pelos longos períodos para gerar novas bases dependendo da situação a ser avaliada ou pela incerteza da direção e sentido das respostas,

fatores estes que podem conduzir a um dano irreparável a este sistema (FERREIRA, 2001).

Ao usar uma técnica de simulação deve-se ficar atento aos possíveis erros que poderão vir a ser cometidos, como os erros provindos de problemas com os levantamentos amostrais, escolha inadequada das distribuições de probabilidade nos eventos de natureza aleatória, simplificação inadequada da realidade e erros de implementação dos sistemas simulados. Para isso, faz-se necessário o uso de métodos de validação que objetiva fazer o sistema simulado operar nas condições do sistema real e verificar através de testes de hipóteses e outras análises estatísticas afim de certificar se os resultados observados na simulação condizem com os observados no sistema real.

Uma das técnicas de simulação mais usada é a Simulação de Monte Carlo, a qual considera todas as categorias de problemas ou de sistemas que têm base probabilística ou estocástica. No melhoramento, pode ser usada a escolha a ser realizada pelo melhorista entre dois distintos estimadores de um parâmetro genético permitindo fornecer informações de qual seria o estimador ideal. Outra situação que a simulação ajuda é na comparação de um novo procedimento ou técnica em relação a outras já existentes e até mesmo consagradas.

Segundo Ferreira (1995), o uso da simulação deve ser encarado pelos geneticistas e melhoristas como uma alternativa para a resolução de seus problemas, detecção e comprovação de técnicas estatísticas mais eficientes, comparação de métodos de melhoramento, avaliação de viabilidade de uso da seleção assistida por marcadores, entre outras possibilidades. Sendo seu uso só justificado caso a solução desses problemas seja obtida de forma mais rápida e com menor custo, além de facilitar a interpretação.

Diversos trabalhos foram feitos com o objetivo de comparar a eficiência dos métodos de melhoramento, Casali e Tigchelaar (1975) compararam por simulação cinco métodos de melhoramento para plantas autógamas (*bulk* –

população - , genealógico e o descendente de uma única semente (SSD) e combinações deles). Foram considerados 20 blocos de dois alelos com efeitos iguais e sem dominância, ligação ou epistasia. Além disso, consideraram diversas herdabilidades variando de 0,10 a 0,75. Como resultados, obtiveram que o método genealógico foi o mais efetivo com alta (0,75) e moderada (0,50) herdabilidades. Com baixa (0,25) e muito baixa (0,10) herdabilidades o SSD derivou na  $F_6$  a melhor linhagem.

São intensivos os estudos utilizando simulação computacional afim de mostrar a viabilidade do uso da seleção assistida por marcadores moleculares no melhoramento genético de plantas. As simulações realizadas modelam os sistemas genéticos certamente mais simplificadas que o sistema real (FERREIRA, 1995). Entretanto, as restrições impostas não prejudicam de forma a inviabilizar as inferências realizadas ou a qualidade das mesmas. Trabalhos reais utilizando a seleção assistida permitirão que sejam validados os resultados obtidos nos sistemas simulados. Tendo assim, a simulação seu uso justificado no melhoramento.

Jangarelli e Euclides (2010) simularam diferentes tamanhos populacionais para estimar os valores fenotípicos na seleção assistida por marcadores para características quantitativas com valores de herdabilidade de 0,10; 0,40 e 0,70. Realizaram a análise de agrupamento com os desempenhos fenotípicos visando à detecção de QTL e, após essa análise procederam com a simulação de três genomas (cada qual com uma única característica cuja distinção estava no valor da herdabilidade) e das populações base e inicial. Cada população inicial foi submetida à seleção assistida por marcadores por 20 gerações consecutivas, em que os genitores selecionados acasalavam-se seletivamente, entre os melhores e os piores. Os autores concluíram que essa estratégia seletiva de acasalamento mostrou-se eficiente na redução do número de indivíduos requeridos em uma população para mapeamento de QTL.

Existem muitos trabalhos em várias culturas com o uso de simulação para estimar o tamanho de parcela a partir de métodos de reamostragem. Segundo Moura (2008), esses métodos são técnicas/processos computacionalmente incisivos de reamostragem, os quais amostras sucessivas são retiradas do próprio conjunto de dados. Em cada amostra são obtidas as estimativas dos parâmetros de interesse, empregando os mesmos estimadores usados no conjunto de dados originais. De acordo com Oliveira (2011), os métodos de reamostragem quando usado o próprio banco de dados para gerar as  $n$  amostras, tentam realizar o que seria desejável na prática, ou seja, repetir a experiência de amostrar  $n$  vezes. Sendo assim, tem-se essa amostra observada como se representasse toda a população (SILVA JUNIOR, 2005). Essa metodologia foi empregada em diversos trabalhos com várias culturas distintas, como cana-de-açúcar (LEITE et al., 2009); melão (DIAS, 2013; MOURA, 2008); eucalipto (MENDES et al., 2014); tabaco (TOLEDO et al., 2013); mamão (LIMA et al., 2007); sorgo (LOPES et al., 2005); milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011; MARTIN et al., 2005a); café (MORAES, 2013) entre outros.

### **3 MATERIAL E MÉTODOS**

#### **3.1 Local**

O experimento foi conduzido na estação experimental da Monsanto no município de Uberlândia, estado de Minas Gerais. Segundo os dados da estação meteorológica de observação de superfície automática do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET localizado no presente município a 875 metros de altitude, 18°55'02''S de latitude e 48°15'20''W de longitude, durante o período de plantio à colheita, a temperatura mínima média diária foi de 20,3°C; a temperatura média foi de 25,1°C e a temperatura máxima média foi de 30°C com uma precipitação média diária de 5,17 milímetros. Sendo o solo da estação experimental classificado como limo arenoso da subclasse fino arenoso.

#### **3.2 Condução do experimento**

Foram avaliados seis híbridos simples de milho comerciais. O delineamento foi de blocos casualizados completos com três repetições. Cada parcela possuía quatro fileiras de 10 metros de comprimento espaçadas de 50 cm, ou seja, parcela de 20 metros quadrados. A semeadura foi mecanizada, sendo distribuídas em 1 metro linear 4 sementes, totalizando 40 plantas em cada fileira e, conseqüentemente, 160 plantas em cada parcela.

A semeadura foi realizada no dia 20/10/2012 e a colheita manual em 19/03/2013, perfazendo um ciclo de 150 dias. As plantas foram individualmente colhidas e obtido o peso dos grãos da espiga por planta. Sendo cada planta geocodificada de acordo com a disposição no campo. No presente trabalho, adotou-se uma umidade de colheita padrão de 15,5%. Dessa forma, foi coletada

a unidade de colheita a partir de uma amostra composta por plantas da parcela. Essa correção foi realizada a partir do seguinte estimador

$$Peso_{ijk} = \frac{PU_{ijk} \times (100 - U_{ij})}{84,5}$$

Em que:

$Peso_{ijk}$ : peso corrigido para a umidade de 15,5%, em gramas, da planta k da parcela que recebeu o híbrido i no bloco j.

$PU_{ijk}$ : peso obtido no momento da colheita, em gramas, da planta k da parcela que recebeu o híbrido i no bloco j.

$U_{ij}$ : umidade de colheita da amostra composta das plantas da parcela referente ao híbrido i no bloco j, em porcentagem.

### 3.3 Análises Estatísticas

Os dados da produtividade de grãos por planta foram analisados utilizando o seguinte modelo estatístico:

$$y_{ijk} = \mu + h_i + b_j + e_{(ij)} + d_{(ij)k}$$

Em que:

$y_{ijk}$ : valor observado referente à planta k do híbrido i no bloco j;

$\mu$ : constante inerente a todas as observações;

$h_i$ : efeito do híbrido i, com  $i = 1, 2, \dots, t$  ( $t = 6$ );

$b_j$ : efeito do bloco j, com  $j = 1, 2, \dots, r$  ( $r = 3$ ) e  $b_j \sim N(0, V_b)$ , sendo  $V_b$  o componente de variância associada ao efeito de blocos;

$e_{(ij)}$ : é o erro experimental, com  $e_{(ij)} \sim N(0, V_e)$ , sendo  $V_e$  o componente de variância entre as parcelas que receberam os mesmos híbridos em diferentes repetições;

$d_{(ij)k}$ : efeito da planta k dentro da parcela ij, com  $k = 1, 2, \dots, 160$  e  $d_{(ij)k} \sim N(0, V_d)$ , sendo  $V_d$  a o componente de variância entre plantas dentro da parcela;

O esquema da análise de variância adotada é mostrado na Tabela 1. As componentes de variância foram estimadas pelo método dos momentos a partir das esperanças matemáticas dos quadrados médios (E(QM)). (RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA, 2012).

Tabela 1 Esquema da análise de variância para o delineamento em blocos casualizados completos

Fonte de Variação	GL	QM	E(QM)
Bloco	$r - 1$	QMB	$V_d + nV_e + ntV_b$
Híbridos	$t - 1$	QMT	$V_d + nV_e + nr\phi_h$
Erro	$(r - 1)(t - 1)$	QME	$V_d + nV_e$
Dentro	$(n - 1)rt$	QMD	$V_d$

Sendo  $\phi_h = \frac{\sum(h_i - \bar{h})^2}{t-1}$  um componente quadrático associado ao efeito de tratamentos.

Calculou-se o coeficiente de variação experimental (CVe - %) para verificar a precisão do experimento, a partir da fórmula:

$$CVe(\%) = \frac{\sqrt{QME/n}}{\bar{x}} \times 100$$

Sendo: QME – o quadrado médio do erro, n – número de observações e  $\bar{x}$  a média da produtividade dos híbridos.

Estimou-se a acurácia seletiva ( $r_{g\hat{g}}$ ) pelo estimador, em que F é a estatística F de Snedecor calculada ao testar o efeito de híbridos.

$$r_{g\hat{g}} = \sqrt{1 - \frac{1}{F}}$$

As médias dos híbridos foram agrupadas por meio do teste de Scott Knott (RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA, 2012) com um nível de significância de 20%.

Procedeu-se também à análise de variância considerando o efeito de linha dentro da parcela em duas situações: considerando as linhas individualmente ou agrupadas. Para o agrupamento das linhas consideraram-se as duas centrais como área útil e as duas marginais como bordadura. O modelo para analisar as duas situações é:

$$y_{ijq} = \mu + h_i + b_j + hb_{ij} + l_q + hl_{iq} + bl_{jq} + e_{ijq}$$

Em que:

$y_{ijq}$ : valor observado referente ao efeito da linha (posição da linha e, bordadura ou área útil) k que recebeu o híbrido i no bloco j;

$\mu$ : constante inerente a todas as observações;

$h_i$ : efeito do híbrido i, com  $i = 1, 2, \dots, t$  ( $t = 6$ );

$b_j$ : efeito do bloco j, com  $j = 1, 2, \dots, r$  ( $r = 3$ ) e  $b_j \sim N(0, V_b)$ , sendo  $V_b$  o componente de variância associada ao efeito de blocos;

$(hb)_{ij}$ : erro inerente à interação entre o bloco j e o híbrido i;

$l_q$ : efeito da linha  $q$ , com  $k = 1, 2, 3, 4$ ;

$(hl)_{iq}$ : é a interação entre os efeitos dos híbridos e posição da linha;

$(bl)_{jq}$ : erro inerente à interação entre o bloco  $j$  e a linha  $q$ ;

$e_{ijq}$ : é o erro experimental, com  $e_{ijq} \sim N(0, V_e)$ , sendo  $V_e$  o componente de variância entre as parcelas que receberam os mesmos híbridos em diferentes repetições.

### 3.4 Processo de reamostragem

Para estimar o tamanho de parcela ótimo foi usado o método de reamostragem pela Unidade Básica de cada parcela experimental, no caso uma planta. Esta metodologia foi aplicada com o auxílio de um algoritmo, o qual sorteava o número de plantas (sem reposição) em cada parcela do experimento e, em seguida, executava uma análise de variância para a parcela reamostrada. Esse algoritmo foi executado no programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2014) e já foi utilizado de forma semelhante em outros trabalhos com o mesmo objetivo (MORAES, 2013; TOLEDO, 2013).

Foram considerados tamanhos de parcelas variando de 2 a 159 plantas, sendo essas plantas selecionadas ao acaso sem substituição. O processo foi realizado 1000 vezes para cada tamanho de parcela. Para a realização deste processo computacional, o algoritmo considerou um arranjo de blocos ao acaso na base de dados e selecionou “ $k$ ” plantas de cada parcela, realizou a análise de variância e armazenou os componentes  $V_e$  (variância entre as parcelas que receberam os mesmos híbridos em diferentes repetições),  $V_d$  (variância entre plantas dentro da parcela), o valor da estatística  $F$  para os tratamentos e identificou os dois tratamentos com melhor desempenho em cada experimento. Todas as análises foram executadas utilizando o software R.

#### 4 RESULTADOS

A precisão com que o experimento foi realizado foi alta, tanto quando se considera o coeficiente de variação experimental ( $CVe = 5,5\%$ ) como a acurácia ( $r_{g\hat{g}} = 0,77$ ). Mesmo considerando que foi avaliado um pequeno número de híbridos, foi detectada diferença significativa entre eles ( $p \leq 0,105$ ) conforme Tabela 2. O desempenho médio dos híbridos é mostrado na Tabela 3. Observe que o teste de Scott Knott (1974) agrupou os seis híbridos em dois grupos, tendo no grupo de melhor performance os híbridos D e F.

Tabela 2 Resumo da Análise da Variância da produtividade de grãos de milho (g/planta)

<b>Fontes de Variação</b>	<b>GL</b>	<b>QM</b>	<b>F</b>	<b>P-valor</b>
Repetição	2	9813	0,82	0,469
Híbridos	5	29794	2,49	0,103
Erro	10	11989		
Dentro	2645	3120010		
Média		163,92		
$r_{g\hat{g}}$		0,77		
$CVe$ (%)		5,5%		

Na análise de variância considerando o efeito da posição de linhas, constatou-se que a posição da linha não afetou o desempenho médio dos híbridos, bem como, não se detectou interação linhas x híbridos. Também na análise de variância para verificar o efeito da bordadura não se constatou diferença significativa no contraste parcela com bordadura vs parcela sem bordadura ( $p \leq 0,83$ ), o mesmo ocorreu na interação desse contraste com os híbridos, isto é, não foram encontradas diferenças significativas entre B x H (Tabela 4).

Tabela 3 Produtividade média de grãos de milho (g/planta) obtidas na avaliação de híbridos simples comerciais

<b>Tratamentos</b>	<b>Médias</b>
D	175,89 a
F	168,82 a
B	164,12 b
C	162,98 b
A	160,20 b
E	151,49 b

Médias seguidas de mesma letra pertencem ao mesmo grupo pelo teste de Scott & Knott (1974) a um nível de 20% de probabilidade.

Tabela 4 Resumo da análise de variância (P-valor) da produtividade de grãos de milho, em g/planta. Análise realizada visando verificar o efeito de linhas na parcela e o efeito de bordadura

<b>Fontes de Variação</b>	<b>GL</b>	<b>p-valor</b>	<b>Fontes de Variação</b>	<b>GL</b>	<b>p-valor</b>
Repetição (R)	2	0,05	Repetição (R)	2	0,50
Híbridos (H)	5	0,05	Híbridos (H)	5	0,05
R x H (Erro a)	10		R x H (Erro a)	10	
Linha (L)	3	0,99	Útil vs Bordadura (B)	1	0,83
L x R (Erro b)	6		B x R (Erro b)	2	
L x H	15	0,45	B x H	5	0,24
L x R x H (Erro c)	30		B x R x H (Erro c)	10	

Nas simulações envolvendo diferentes números de plantas (unidades básicas) nas parcelas, foram obtidas diferentes estimativas sendo uma delas a acurácia. Na Gráfico 1 é mostrada a equação de regressão das estimativas de  $r_{g\hat{g}}$  considerando a média dos valores, obtidas nas 1000 simulações realizadas, considerando os diferentes número de plantas nas parcelas. Veja que a equação ajustada foi a partir do modelo de Gompertz (ECHEVERRI, 2010; LAIRD, 1966). Este modelo não possui parâmetro que indica o ponto de inflexão da curva, mas visualmente percebe-se que a curva muda sua inclinação por volta de 50 plantas, sendo a estimativa de acurácia seletiva média nessa condição de

0,70, que representa mais de 90% da acurácia obtida com a parcela padrão (0,77).

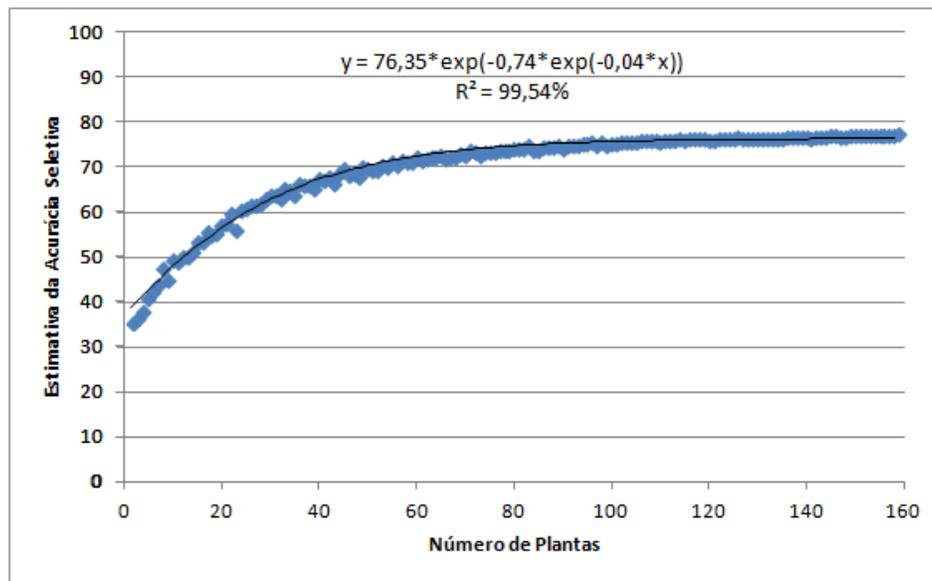


Gráfico 1 Equação de regressão da estimativa da acurácia seletiva (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações

Em uma análise mais detalhada verificou-se que o incremento em  $r_{g\hat{g}}$  com o aumento do tamanho da parcela foi mais expressivo no início. Por essa razão foi estimada a regressão linear entre o número de plantas (x) e a estimativa da acurácia (y) para diferentes intervalos de tamanho de parcela. Observa-se na Tabela 5 que no intervalo de 2 a 20 plantas o coeficiente de regressão linear (b) foi o maior. Em relação ao possível valor de mudança de curvatura, isto é, 0,70, o incremento foi de 1,69% para cada incremento de uma planta na parcela. Constatou-se também que no intervalo de 2 a 50, tiveram aumentos significativos, enquanto que para parcelas com mais de 50 plantas esses aumentos foram muito pequenos.

Tabela 5 Equações de regressão linear entre acurácia (y) e o número de plantas por parcela (x). Equações obtidas em diferentes intervalos de números de plantas por parcela

<b>Número de Plantas por Parcela</b>	<b>Equação da Regressão Linear</b>	<b>b/0,70*</b>	<b>R<sup>2</sup> (%)</b>
2 - 20	$y = 1,18x + 34,88$	1,69	95,4
21 - 159	$y = 0,11x + 63,09$	0,16	78,8
2 - 50	$y = 0,65x + 41,27$	0,93	91,4
51 - 159	$y = 0,06x + 68,69$	0,09	87,4

\* 0,70 é a acurácia obtida para 50 plantas.

Nas 1000 simulações realizadas era esperado que uma certa proporção iria apresentar teste de F inferior a 1. Desse modo foi estimada a proporção de experimentos, em cada tamanho da parcela, em que F foi menor que 1. Novamente verificou-se que a maior proporção ocorreu nas parcelas com o menor número de plantas. Veja, contudo, que acima de 50 plantas/parcela foi encontrada uma baixa percentagem (2,3%) de parcelas com a estimativa de F inferior a 1 (Tabela 6). A percentagem de casos em que a estimativa da acurácia foi menor que 0,6, ou 60%, considerada uma condição de precisão média, foi praticamente nula a partir de 130 plantas (Tabela 7), entretanto parcelas com 50 plantas tiveram em 18,4% das simulações a acurácia menor do que 0,6.

Tabela 6 Percentagem da quantidade de zeros obtidos nos valores de acurácia com diferentes números de plantas por parcela. Dados de 1000 simulações

<b>Número de plantas/parcela</b>	<b>% da quantidade de Zero na Acurácia</b>
2	45,0%
5	37,6%
10	26,2%
15	20,0%
20	15,6%
25	11,3%
...	...
50	2,3%
...	...
100	0,0%
159	0,0%

Como foram avaliados híbridos simples, isto é, todas as plantas são genotipicamente iguais, a variação entre plantas dentro da parcela ( $V_d$ ) ou entre parcelas que recebeu os mesmos híbridos em diferentes repetições ( $V_e$ ) é só devida ao ambiente. A comparação entre  $V_d$  e  $V_e$  é útil para se avaliar o efeito da relação  $V_d/V_e$ . Observe que em todos os casos a relação  $V_d/V_e$  foi menor que 1, indicando que a variação dentro da parcela foi menor do que entre (Gráfico 2).

Nota-se também que a relação  $V_d/V_e$  decresceu com o aumento do número de plantas por parcela. Analogamente ao que foi realizado com a acurácia foi estimada a equação de regressão linear entre  $V_d/V_e$ , com o incremento no número de plantas a intervalos regulares. Observe que a alteração de estimativa de  $b$  só foi expressiva até 50 plantas. A partir desse número de plantas por parcela a estimativa de  $b$  foi praticamente nula (Tabela 8).

Tabela 7 Limite de variação e percentagem de estimativas inferior a 0,6 nas estimativas da acurácia obtidas com diferentes números de plantas por parcela

<b>Número de plantas</b>	<b>LI</b>	<b>LS</b>	<b>Menor que 0,6</b>
2	0,00	0,97	65,5%
10	0,00	0,97	48,4%
20	0,00	0,97	39,3%
30	0,00	0,96	29,1%
40	0,00	0,97	22,6%
50	0,00	0,92	18,4%
60	0,00	0,94	14,5%
70	0,00	0,93	11,6%
80	0,00	0,90	6,4%
90	0,30	0,90	5,5%
100	0,41	0,90	3,3%
107	0,50	0,88	0,8%
110	0,32	0,89	1,7%
120	0,54	0,87	0,8%
130	0,55	0,87	0,1%
140	0,62	0,87	0,0%
150	0,69	0,84	0,0%
159	0,72	0,81	0,0%

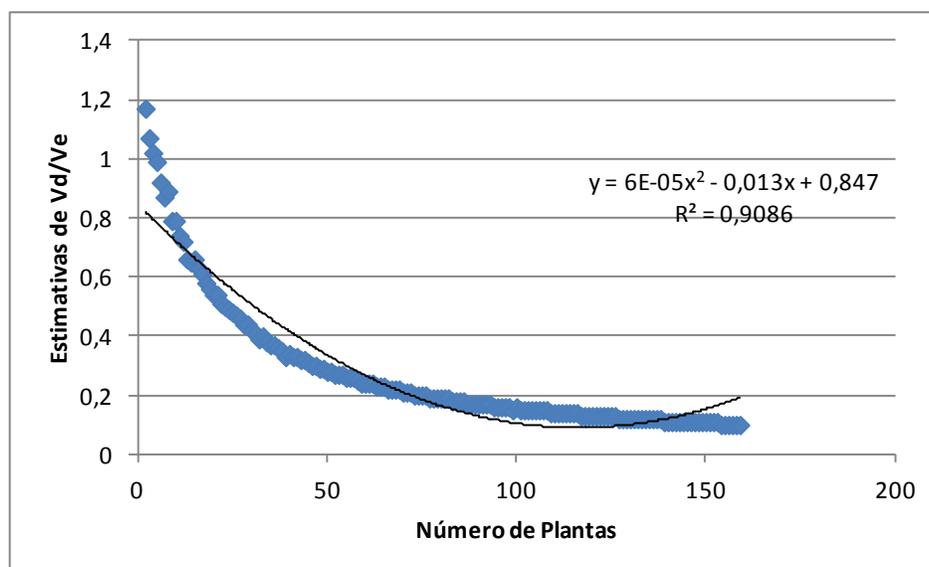


Gráfico 2 Equação de regressão da estimativa de  $V_d/V_e$  (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações

Tabela 8 Equações de regressão linear entre  $V_d/V_e$  (y) e o número de plantas por parcela (x). Equações obtidas em diferentes intervalos de números de plantas por parcela

Número de Plantas por Parcela	Equação da Regressão Linear	R <sup>2</sup> (%)
2 - 20	$y = -0,019x + 0,996$	95,4
21 - 159	$y = -0,0024x + 0,4278$	83,0
2 - 50	$y = -0,0154x + 0,9386$	88,1
51 - 159	$y = -0,0015x + 0,3169$	92,8

Verificaram-se nas 1000 simulações de cada tamanho de parcela os dois melhores híbridos. A partir dessa informação foi estimada a coincidência com os dois melhores identificada na parcela de maior tamanho (160 plantas). Os percentuais de coincidência variaram de acordo com o tamanho da parcela (Gráfico 3). Observou-se, contudo, que a partir de 40 plantas a coincidência dos grupos dos dois melhores híbridos já era maior ou pelo menos igual a 88%.

Quando se considerou a coincidência de pelo menos um dos dois melhores híbridos nas duas primeiras posições nota-se que a partir de parcelas com 15 plantas quase 100% os dois melhores híbridos, D e F, continuaram sendo os melhores das 1000 simulações para cada tamanho de parcela (Gráfico 4).

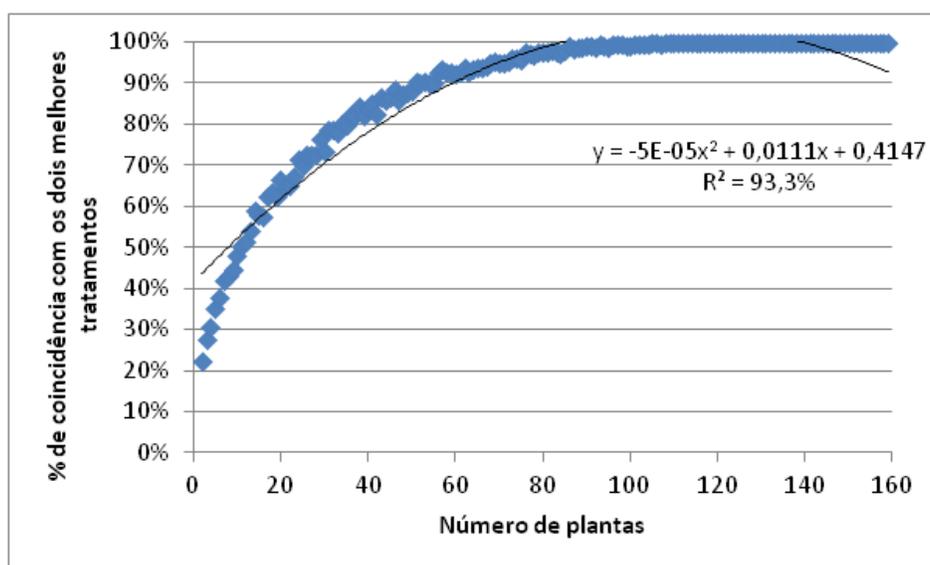


Gráfico 3 Equação de regressão da percentagem de coincidência com os dois melhores tratamentos (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações

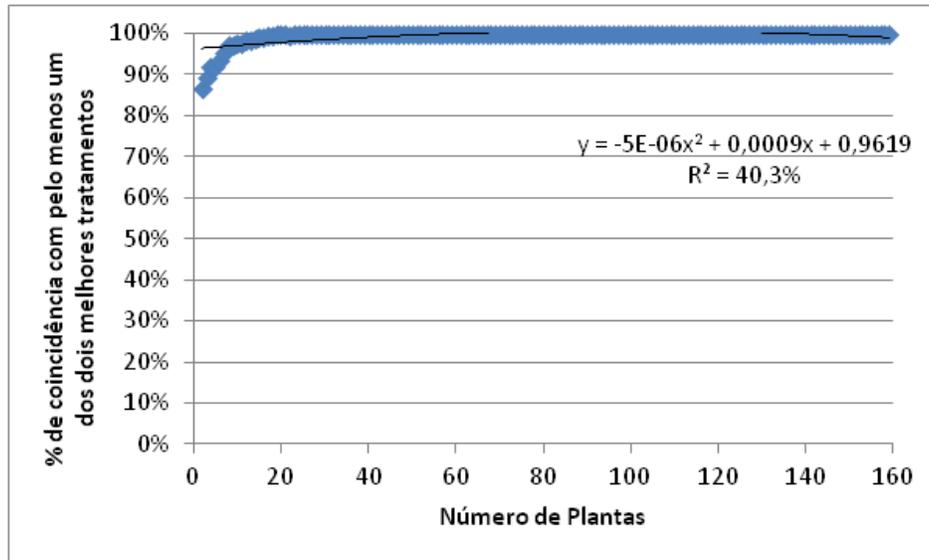


Gráfico 4 Equação de regressão da percentagem de coincidência com pelo menos um dos dois melhores tratamentos (y) em relação ao número de plantas por parcela (x). Dados médios de 1000 simulações

## 5 DISCUSSÕES

O coeficiente de variação experimental (CVe%) tem sido amplamente utilizado como medida de precisão. Nesse experimento a estimativa obtida foi 5,5%. Segundo Pimentel-Gomes (1990), um CVe(%) é considerado baixo, elevada precisão, se seu valor é inferior a 10%; médio, quando varia de 10% a 20%; alto, quando varia de 20% a 30% e, muito alto, quando superior a 30%. Assim o experimento pode ser considerado de alta precisão. Contudo, o CVe tem sido muito criticado como indicador da precisão experimental, sobretudo, quando se compara precisão de experimentos que avaliaram caracteres diferentes. Adicionalmente a média do experimento tem uma influência muito grande na estimativa, contribuindo para que a interpretação da precisão fique prejudicada, por essa razão outras alternativas têm sido procuradas.

Uma outra medida de precisão é a acurácia seletiva  $r_{g\hat{g}}$ . Ela estima a representatividade dos genótipos por meio do fenótipo, ou seja, quanto maior o valor do  $r_{g\hat{g}}$  maior é a correspondência entre o fenótipo e o genótipo. Em realidade esse é o maior anseio dos melhoristas: ter no fenótipo um ótimo indicador dos genótipos (BERNARDO, 2002). Neste experimento, a estimativa de acurácia seletiva foi de grande magnitude (0,77) indicando uma alta precisão experimental, segundo o critério de Resende e Duarte (2007). Segundo eles, a acurácia seletiva varia entre 0 e 1 podendo ser classificada como muito alta (valor acima de 0,90), alta (valor entre 0,70 e 0,90), moderada (valor entre 0,50 e 0,70) e baixa (valor menor do que 0,50). A acurácia seletiva ( $r_{g\hat{g}}$ ) é estimada em função da estatística F de Snedecor, que é obtida pela razão entre o quadrado médio de tratamentos e o quadrado médio do erro obtido na análise de variância. Assim se o quadrado médio do erro é de pequena magnitude relativo ao de tratamento a acurácia será elevada, indicando que a precisão do experimento foi grande. Entretanto, se os tratamentos avaliados não diferem, o quadrado médio

de tratamentos será de pequena magnitude o mesmo ocorrendo com o teste de F. Depreende-se que nesta última situação mesmo sendo o quadrado médio do erro de pequena magnitude a estimativa da acurácia obtida irá contribuir para inferir que a precisão é baixa. Assim a acurácia deve ser utilizada com essa ressalva.

Um outro aspecto a ser comentado é com relação ao nível de significância, para se inferir se os tratamentos diferem ou não. A hipótese de nulidade é que as médias dos tratamentos não sejam diferentes, essa hipótese é testada com um determinado nível de probabilidade de sua rejeição ou não. O nível de probabilidade adotado tem sido de 5% (alfa 0,05). Se  $H_0$  for rejeitada, quando verdadeira, tem-se o erro denominado tipo I. Também pode ocorrer de aceitar a hipótese  $H_0$ , quando ela é falsa. Esse é o erro tipo II, que não é considerado nos testes. O pesquisador controla apenas o erro tipo I, fixando o valor de alfa. Neste trabalho, adotou-se para comparação de médias o nível de significância de 20% (alfa=0,2); isso porque, foram avaliados um número pequeno de híbridos e com três repetições, nesse caso, o número de graus de liberdade do resíduo foi muito pequeno e só diferenças muito grandes entre os híbridos poderiam ser detectadas se fosse utilizado o alfa de 5%. Comentários a esse respeito foram feitos por Kang e Magari (1996) dizendo que o nível de significância deve ser escolhido pelos pesquisadores levando em consideração as situações em que os experimentos foram realizados. Esses mesmos autores mostraram que considerando diferenças entre médias variando de 1 a 1,4 ton/ha, no caso do milho, com alfa igual a 0,25, o erro tipo II seria praticamente 0, esse mesmo comentário foi realizado por Krause (2005) avaliando experimentos com a cultura do feijoeiro.

Para verificar a necessidade de bordadura foi realizada a análise de variância considerando as linhas laterais sendo a bordadura da parcela e, as duas linhas centrais como a área útil. Assim, conclui-se que não era necessário o uso de bordadura por não ter sido encontrada nenhuma diferença significativa. Um

fato importante foi a interação bordadura e híbrido não ter sido significativa. Pode-se inferir que o comportamento dos híbridos foi semelhante com ou sem o uso de bordadura. Esses resultados são consistentes com alguns outros resultados presentes em trabalhos com a cultura do milho (CARGNELUTTI FILHO; CONCEIÇÃO; SILVA; MACHADO, 1993; STORCK; GUADAGNIN, 2003) e outras espécies (ANDRADE et al., 2006; KRAUSE; RAMALHO; ABREU, 2007; MENDES et al., 2014).

De maneira semelhante realizou-se a análise de variância para o efeito da linha dentro da parcela, mais uma vez não foram encontradas diferenças significativas tanto na produção média dos híbridos quanto na interação linha x híbridos, ou seja, o desempenho dos híbridos coincidiu independente da posição da linha dentro da parcela. Resultados semelhantes foram relatados por Krause, Ramalho e Abreu (2007) com a cultura do feijoeiro, Toledo et al. (2013) com tabaco. Segundo Krause (2005), o desempenho médio das linhagens de feijão não foi influenciado pela linha que foi utilizada na tomada do dado experimental e também não afetou a classificação das linhagens como ocorreu nesse trabalho. Um fato que foi comentado por Fehr (1987) é que quando a parcela tem maior número de linhas, menor será a competição intergenotípica e melhor a precisão. Contudo, as evidências obtidas nesse trabalho é que a parcela na avaliação de híbridos simples de milho pode ter uma linha apenas. Outras pesquisas, no entanto, mostram que o emprego de duas ou três linhas, para um mesmo número de plantas por parcela é melhor (PALOMINO; RAMALHO; FERREIRA, 2000).

A respeito dos métodos estudados para identificar o melhor tamanho de parcelas, os mais usados são o método da reamostragem, o método da curvatura máxima pelo coeficiente de variação e o método do modelo linear segmentado com platô. Sendo essas metodologias empregadas com o uso de métodos computacionais em diversas culturas, como cana-de-açúcar (LEITE et al., 2009); melão (MOURA, 2008; DIAS, 2013); eucalipto (MENDES et al., 2014); tabaco

(TOLEDO et al., 2013); mamão (LIMA et al., 2007); sorgo (LOPES et al., 2005); milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011; MARTIN et al., 2005a); café (MORAES, 2013) entre outros.

Não foi encontrado nenhum relato em que fosse utilizada a simulação da estimativa da acurácia relativa, com diferentes números de plantas nas parcelas, como foi realizado nesse trabalho. Pelo exposto anteriormente, essa estimativa é uma boa medida da precisão experimental quando existem diferenças significativas entre os genótipos, como ocorreu nesse trabalho. Ao plotar os valores médios, provindos das 1000 simulações, para cada tamanho de parcela, identificou-se a tendência da acurácia sendo que o valor aumenta à medida que a quantidade de plantas em cada parcela aumenta. O comportamento desses dados resultou numa equação ajustada pelo modelo de Gompertz e o possível ponto que ocorre a mudança de curvatura é com 50 plantas, sendo a estimativa de acurácia seletiva média nessa condição de 0,70. Em uma análise mais detalhada verificou-se que o incremento em  $r_{g\hat{g}}$  com o aumento do tamanho da parcela foi mais expressivo no início. Contudo, nas parcelas com mais de 50 plantas esses aumentos foram muito pequenos. A partir dessa análise, pode-se inferir que o incremento da acurácia não é mais expressivo a partir de 50 plantas por parcela. Algumas pesquisas com a cultura do milho no Brasil mostraram que o tamanho ideal da parcela seria de cinco metros de comprimento ou de duas linhas de 2,5 metros (STORCK; UITDEWILLIGEN, 1980), o que concorda com o que foi obtido nesse trabalho. Já Resende (1989) avaliou progênies de meios-irmãos, em solo de cerrado e dois níveis de alumínio, constatou que 20 a 25 plantas por parcela proporcionaram maior ganho esperado com a seleção.

Em algumas situações, especialmente quando se utilizou parcelas menores, a acurácia foi nula, devido à estimativa F de Snedecor ter sido menor do que 1. Nas simulações com duas plantas por parcela das 1000 amostras, mais de 45% mostraram estimativas de  $r_{g\hat{g}}$  nulas. Contudo, essa proporção decresceu

rapidamente e, a partir de 50 plantas por parcela a proporção de amostras com  $r_{g\hat{g}} = 0$  foi praticamente nula. Observou-se também que o número de simulações com  $r_{g\hat{g}}$  menor que 0,6 foi relativamente baixa, ou seja, a partir desse número de plantas os experimentos tiveram condição de precisão média. Vale ressaltar que para 50 plantas/parcela a acurácia variou de 0,00 a 0,92, o que segundo Resende e Duarte (2007) pode ser classificada como média a alta, isto é, novamente sugere-se o uso de parcelas com 50 plantas.

A relação  $V_d/V_e$  permite avaliar as condições em que a variação ambiental é maior e, essa proporção varia de acordo com o número de plantas na parcela. Como foram avaliados híbridos simples, isto é, todas as plantas são genotipicamente iguais, a variação entre plantas dentro da parcela ( $V_d$ ) ou entre parcelas que recebeu os mesmos híbridos em diferentes repetições ( $V_e$ ) é só devido ao ambiente (RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA, 2012). No entanto a  $V_e$  para algumas situações pode ser devida à amostragem genética deficiente, o que contribuiu para a variação entre as parcelas que receberam o mesmo tratamento nas diferentes repetições não ser somente ambiental. A comparação entre  $V_d$  e  $V_e$  é, portanto útil para se avaliar o efeito da relação  $V_d/V_e$ . Observe que em todos os casos a relação  $V_d/V_e$  foi menor que 1, indicando que a variação dentro da parcela foi menor do que entre. Assim, a relação  $V_d/V_e$  decresceu com o aumento do número de plantas por parcela e, para parcelas com 50 plantas demonstrou um decréscimo de 0,02 a cada planta inserida na parcela, de maneira semelhante, verificaram-se as relações médias entre a variância dentro ( $V_d$ ) e a variância entre ( $V_e$ ) parcelas obtidas para os diferentes números de plantas para as parcelas simuladas analisadas para variável produtividade (g/planta). Análises semelhantes foram realizadas por Moraes (2013), Toledo et al. (2013) entre outros.

Um dos modos de reduzir a variação dentro das parcelas, sobretudo quando se utiliza híbridos simples é reduzir a heterogeneidade dentro da parcela,

por meio do emprego de uma maior quantidade de fertilizante, sobretudo realizando uma distribuição mais uniforme dos fertilizantes. Como atualmente são utilizados implementos que realizam essa distribuição muito uniforme, a estimativa de  $V_d$  é reduzida, e a precisão experimental é incrementada.

Finalmente o que se almeja em todos os experimentos é identificar as diferenças genotípicas reais entre os híbridos avaliados. No presente trabalho, os híbridos D e F estiveram no grupo dos mais produtivos quando se utilizou a parcela de maior tamanho, 160 plantas. Procurou-se então, verificar a proporção das simulações em cada tamanho de parcelas em que esses dois híbridos foram os dois de maiores médias.

Os percentuais de coincidência variaram com o tamanho da parcela, sendo que essa taxa de coincidência aumentou com o incremento no número de plantas na parcela. Entretanto, a partir de 50 plantas a coincidência dos grupos dos dois melhores híbridos já era maior ou pelo menos igual a 88%. Quando se considerou a coincidência de pelo menos um dos dois melhores híbridos nas duas primeiras posições nota-se que a partir de parcelas com 15 plantas quase 100% continuaram sendo os melhores (D ou F) das 1000 simulações para cada tamanho de parcela.

Com base nos resultados obtidos, pode-se inferir que não é necessário o uso de bordadura como também a produtividade dos híbridos não se difere na posição da linha dentro da parcela. Uma parcela com 50 plantas, além de possuir alta precisão experimental (valores de acurácia alta) sendo semelhante à parcela padrão (160 plantas), também consegue identificar diferença entre os híbridos. O emprego de parcelas menores além da redução no custo do experimento permite maior flexibilidade no número de repetições a serem utilizadas ou no número de híbridos testados. Desse modo, os melhoristas estão sempre à procura de estratégias experimentais que racionalizem o seu trabalho.

## 6 CONCLUSÕES

- a) Nos experimentos de híbridos simples de milho não há necessidade de bordadura e o desempenho dos híbridos não varia em função das linhas da parcelas;
- b) As estimativas da acurácia são praticamente as mesmas das obtidas com parcelas contendo 160 plantas a partir das simulações com 50 plantas;
- c) A variação dentro das parcelas é sempre inferior à observada entre parcelas;
- d) A coincidência dos experimentos em identificar os dois melhores híbridos é muito grande a partir de parcelas com 50 plantas;
- e) Para reduzir custos e melhorar a eficiência dos programas de melhoramento de milho, as parcelas de avaliação de híbrido simples não necessitam ter mais do que 50 plantas.

## REFERÊNCIAS

- 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. 2, p. 1221-1225, jan. 1997.
- ANDRADE, H. B.; M. A. P. et al. Alternativas para atenuar a diferença de estande nos experimentos de avaliação de clones de *Eucalyptus urophylla*. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, p. 11–18, jan./fev. 2006.
- BAKKE, O. A. **Tamanho e forma de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.
- BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. **Experimentação agrícola**. 3. ed. Jaboticabal: Editora da Funep, 245 p.
- BATISTA, J. B. **Princípios sobre delineamentos em experimentação agrícola**. 1996. 66 p. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização em Estatística) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 1996.
- BEARSOTI, E. **Simulação de seleção recorrente assistida por marcadores moleculares em espécies autógamas**. 1997. 230 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.
- BERNARDO, R. **Breeding for quantitative traits in plants**. Woodbury: Stemma Press, 2002. 368 p.
- BERTOLUCCI, F. L. G. **Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies do feijoeiro**. 1980. 150 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1980.

BRIEGER, F. G. Estudos experimentais sobre a origem do milho. **Anais da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz**, São Paulo, v. 1, p. 225-278, 1944.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. A precisão experimental relacionada ao uso de bordaduras nas extremidades das fileiras em ensaios de milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 33, n. 4, p. 607-614, jul./ago. 2003.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de parcela ótimo em milho com comparação de dois métodos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 11, p. 1890-1898, nov. 2011.

CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; GUADAGNIN, J. P. Número de repetições para a comparação de cultivares de milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 5, p. 1023-1030, maio 2010.

CASALI, V. W. D.; TIGCHELAAR, E. C. Computer simulation studies comparing pedigree, bulk, and single seed descent selection in self pollinated populations. **Journal of the American Society for Horticultural Science**, Alexandria, v. 100, n. 4, p. 364-367, 1975.

CATAPATTI, T. R. et al. Tamanho de amostra e número de repetições para avaliação de caracteres agronômicos em milho pipoca. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, n. 3, p. 855-862, maio/jun. 2008.

CHAVES, L. J. **Tamanho de parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)**. 1985. 148 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramentos) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1985.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Levantamentos de safra: 9º levantamento grãos safra 2014/15**. Brasília: CONAB, 2015. 109 p. Disponível em: <[http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/15\\_06\\_11\\_09\\_00\\_38\\_boletim\\_graos\\_junho\\_2015.pdf](http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/15_06_11_09_00_38_boletim_graos_junho_2015.pdf)>. Acesso em: 26 maio 2015.

CONCEIÇÃO, M. M. da; SILVA, P. S. L.; MACHADO, A. A. Efeitos de bordadura e amostragem em experimentos de híbridos de milho. **Ciência Agrônômica**, Jaboticabal, v. 24, n. 1, p. 63-69, jul./dez. 1993.

CONSELHO DE INFORMAÇÕES SOBRE BIOTECNOLOGIA. **Guia do milho:** tecnologia do campo à mesa. São Paulo: CIB, 2006. 16 p. Disponível em: <[http://www.cib.org.br/pdf/guia\\_do\\_milho\\_CIB.pdf](http://www.cib.org.br/pdf/guia_do_milho_CIB.pdf)>. Acesso em: 12 jun. 2015.

DACHS, J. N. W. **Estatística computacional:** uma introdução ao Turbo Pascal. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1988. 236 p.

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

DIAS, K. O. das G. **Estratégias de planejamento experimental no melhoramento de *Brachiaria ruziziensis*.** 2013. 65 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

ECHEVERRI, A. M. L. **Uso de modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Guzará criados em pastoreiro extensivo.** 2010. 49 p. Dissertação (Mestrado em Ciência Animal) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.

EDWARDS, M. D.; PAGE, N. J. Evaluation of marked-assisted selection through computer simulation. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 88, n. 3, p. 376-382, June 1994.

FEDERER, W. T. **Experimental design.** 3. ed. New York: Oxford & IBH Press, 1977. 591 p.

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

FERREIRA, D. F. **Eficiência de métodos de mapeamento de locos quantitativos (QTLs) e da seleção assistida por marcadores moleculares através de simulação.** 1995. 210 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

FERREIRA, D. F. **Recursos genéticos e melhoramento:** plantas. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. 1183 p.

FRASER, A. S. Simulation of genetic systems by automatic digital computers: I. introduction. **Australian Journal of Biological Science**, Austrália, v. 10, n. 2, p. 484-491, 1957a.

FRASER, A. S. Simulation of genetic systems by automatic digital computers: II. effects. **Australian Journal of Biological Science**, Austrália, v. 10, n. 2, p. 492-499, 1957b.

HALLAUER, A. R.; CARENA, M. J.; MIRANDA FILHO, J. B. **Quantitative genetics in maize breeding**. Ames: Iowa State University Press, 2010. 468 p.

HUNNICUTT, B. H. **O milho**: sua cultura e aproveitamento no Brasil. Rio de Janeiro: Livraria Editora Leite Ribeiro, 1924. 243 p.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA. Caracterização das variáveis climáticas do município de Uberlândia-MG. **Agritempo**, São Paulo, 2015. Disponível em: <<http://www.agritempo.gov.br/>>. Acesso em: 01 maio 2015.

JANGARELLI, M.; EUCLYDES, R. F. Otimização do tamanho de população sob acasalamento seletivo na seleção assistida por marcadores moleculares. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 39, n. 12, p. 2625-2631, dez. 2010.

KANG, M. S.; MAGARI, R. New development in selection for phenotypic stability in crop breeding. In: KANG, M. S.; GAUCH, H. G. (Ed.). **Genotype by environment interaction**. Boca Raton: CRC Press, 1996. p. 1-14.

KRAUSE, W. **Alternativas para melhorar a eficiência dos experimentos de valor de cultivo e uso (VCU) na cultura do feijoeiro**. 2005. 63 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2005.

KRAUSE, W.; RAMALHO, M. A. P.; ABREU, Â. de F. B. Alternativas para melhorar a eficiência dos experimentos de valor de cultivo e uso na cultura do feijoeiro. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 54, n. 312, p. 199-205, mar./abr. 2007.

LAIRD, A. K. Dynamics of relative growth. **Growth**, Philadelphia, v. 29, n. 3, p. 249-263, Sept. 1966.

LANDE, R.; THOMPSON, R. Efficiency of marker-assisted selection in improvement of quantitative traits. **Genetics**, New York, v. 124, n. 3, p. 743-756, Mar. 1990.

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

LEITE, M. S. O. et al. Sample size for full sib family evaluation in sugarcane. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 12, p. 1562-1574, dez. 2009.

LIMA, J. F. et al. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com plantas de mamoeiro em casa de vegetação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n. 5, p. 1411-1415, set./out. 2007.

LOPES, S. J. **Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de cultivares de milho**. 1993. 72 p. Mestrado (Dissertação 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**, Brasília, v. 40, n. 6, p. 525-530, jun. 2005.

LOPES, S. J.; STORCK, L. A precisão experimental para diferentes manejos na cultura do milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 1, p. 49-53, 1995.

LÚCIO, A. D. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. 1997. 62 p. Mestrado (Dissertação em Agronomia) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1997.

MARKUS, M. **Elementos de estatística aplicada**. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 1974. 329 p.

MARTIN, T. N. **Contribuição das bases genéticas de milho para o plano experimental**. 2003. 86 p. 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**, Brasília, v. 40, n. 1, p. 35-40, jan. 2005a.

MARTIN, T. N. et al. Plano amostral em parcelas de milho para avaliação de atributos de espigas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 6, p. 1257-1262, nov./dez. 2005b.

MENDES, M. H. S. et al. Experimental strategies for clonal eucalyptus. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 63, n. 1-2, p. 32-38, 2014.

MORAES, B. F. X. **Tamanho de parcela e de amostra na avaliação da produtividade de grãos de café arábica**. 2013. 97 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

MOURA, K. H. S. **Determinação do tamanho da amostra para avaliação de híbridos de melão amarelo**. 2008. 56 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Fitotecnia) – Universidade Federal do Semi-Árido, Mossoró, 2008.

NASS, L. L. et al. **Recursos genéticos e melhoramento: plantas**. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. 1183 p.

OLIVEIRA, G. M. V. et al. Tamanho de parcelas experimentais para *Eremanthusery thropappus*. **Revista Cerne**, Lavras, v.17, n.3, p. 327-338, jul./set. 2011.

OLIVEIRA, G. M. V. **Tamanho de parcelas experimentais para Eremanthusery thropappus**. 2011. 120 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2011.

OLIVEIRA, S. J. R. et al. Substituindo o uso de bordaduras laterais por repetições em experimentos com milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 1, p. 10-15, fev. 2005.

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, v. 35, n. 7, p. 1433-1439, jul. 2000.

PATERNIANI, E.; MIRANDA FILHO, J. B. Melhoramento de populações. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. (Ed.). **Melhoramento e produção de milho**: volume 1. Campinas: Fundação Cargill, 1987. p. 217-264.

PEARCE, S. L.; MOORE, C. S. Reduction of experimental error in perennial crops using adjustment by neighboring plots. **Experimental Agriculture**, Cambridge, 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.

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

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Core Team, 2014.

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

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Editora da UFLA, 2012. 303 p.

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

RESENDE, M. D. V.; DUARTE, J. B. Precisão e controle de qualidade em experimentos de avaliação de cultivares. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 37, n. 3, p. 182-194, set. 2007.

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

ROSSETI, A. G. Influência da área da parcela e do número de repetições na precisão de experimentos com arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 4, p. 433-438, abr. 2002.

ROSSETI, A. G. Precisão experimental e tamanho da área de experimentos de campo com fruteiras e outras plantas perenes arbóreas em função da unidade experimental e do número de repetições. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 23, n. 3, p. 704-708, dez. 2001.

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, fev. 1995.

SCHIMILDT, E. R.; KRAUSE, W.; CRUZ, C. D. Melhoria na eficiência dos experimentos de indicação de cultivares de milho. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 30, n. 1, p. 72-80, jan./fev. 2006.

SCOTT, A. J.; KNOTT, M. Cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. **Biometrics**, Washington, v. 30, n. 3, p. 507-512, Sept. 1974.

SILVA JUNIOR, W. V. **Probabilidade de cobertura dos intervalos de confiança assintótico, p-bootstrap, para alguns parâmetros da distribuição Weibull**. 2005. 94 p. Monografia (Graduação em Estatística) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2005.

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

SILVA, P. S. L. et al. Métodos de amostragem e tamanho da amostra para alguns caracteres do milho. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 24, n. 1-2, p. 5-10, jul./dez. 1993.

SOUZA SOBRINHO, F. et al. Tamanho de parcela e necessidade de bordadura em avaliações de cultivares de milho para silagem. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, v. 3, n. 1, p. 45-51, 2005.

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. **Principles and procedures of statistics**. New York: Mc Graw Hill Book, 1960. 481 p.

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. 666 p.

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

STORCK, L. et al. Sample size for single, double and triple hybrid corn ear traits. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 64, n. 1, p. 30-35, jan./fev. 2007.

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

STORCK, L.; LOPES, S. J. **Experimentação II**. Santa Maria: Editora da UFSM, 1997. 197 p.

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 Sulriogradense**, Porto Alegre, v. 19, n. 2, p. 269-282, dez. 1980.

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

TOLEDO, F. H. R. B. et al. Experimental strategies in carrying out on VCU for tobacco crop I: plot design and size. **Genetics and Molecular Research**, Oxford, v. 12, n. 3, p. 3766-3774, Sept. 2013.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Grain**: world markets and trade. Ottawa: USDA, 2015. Disponível em: <[https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/grain .pdf](https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/grain.pdf)>. Acesso em: 17 jun. 2015.

VELINI, E. D. et al. Interferência de plantas daninhas na cultura do milho: I - efeito do número de repetições sobre a precisão dos resultados obtidos. **Planta Daninha**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 3, p. 435-442, jul./set. 2006.

ZHANG, W.; SMITH, C. Computer simulation of marker-assisted selection utilizing linkage disequilibrium. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 83, n. 6-7, p. 813-820, 1992.

ZHANG, W.; SMITH, C. Simulation of marker-assisted selection utilizing linkage disequilibrium: the effects of several additional factors. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 86, n. 4, p. 492-496, May 1993.