



**GUIDO GUSTAVO HUMADA GONZÁLEZ**

**DIMENSIONAMENTO DE PARCELAS  
EXPERIMENTAIS: PROPOSIÇÃO DE MÉTODO  
DE ESTIMAÇÃO E APLICAÇÕES**

**LAVRAS – MG**

**2016**

**GUIDO GUSTAVO HUMADA GONZÁLEZ**

**DIMENSIONAMENTO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS:  
PROPOSIÇÃO DE MÉTODO DE ESTIMAÇÃO E APLICAÇÃO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Doutor.

Orientador  
Dr. Augusto Ramalho de Moraes

**LAVRAS – MG**

**2016**

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

Humada González, Guido Gustavo.

Dimensionamento de parcelas experimentais : Proposição de  
método de estimação e aplicações / Guido Gustavo Humada  
González. – Lavras : UFLA, 2017.

112 p. : il.

Tese(doutorado)–Universidade Federal de Lavras, 2016.

Orientador(a): Augusto Ramalho de Moraes.

Bibliografia.

1. Coeficiente de precisão experimental. 2. Modelo logarítmico.  
3. Modelo segmentado. 4. Precisão experimental. 5. Regressão não  
linear. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

**GUIDO GUSTAVO HUMADA GONZÁLEZ**

**DIMENSIONAMENTO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS:  
PROPOSIÇÃO DE MÉTODO DE ESTIMAÇÃO E APLICAÇÃO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Doutor.

APROVADA em 29 de novembro de 2016.

Dr. Joel Augusto Muniz	UFLA
Dr. Marcelo Ângelo Cirillo	UFLA
Dr. Paulo Tácito Gontijo Guimarães	EPAMIG
Dr. Líder Ayala Aguilera	UNA

Orientador

Dr. Augusto Ramalho de Morais

**LAVRAS – MG**

**2016**

Patria querida somos tu esperanza  
Somos la flor del bello porvenir  
Volverá tu antigua bien andanza  
Con su fama relucir...

Y en los anales de tu noble historia  
Te lo juramos va nuestro valor  
A escribir la página de gloria  
Del honor, del honor, del honor...

Si por desgracia el clarín de las batallas  
Nos llama un día a cumplir el gran deber  
Serán allá nuestros pechos las murallas  
Que detendrán las afrentas a tu ser...

Libre serás oh patria amada,  
Mientras tengamos el rubí  
De nuestra sangre derramada  
Triunfante allá en Curupayty  
El lema del valor  
Que siempre ha de seguir  
La raza paraguaya  
Es Vencer o Morir !!

## AGRADECIMENTOS

A ti, Deus, agradeço pela vida, família e amigos. Peço-te que conduzas meu caminho, para que eu seja feliz.

À minha família, especialmente aos meus pais, exemplo de honestidade e simplicidade. Obrigado por tudo o que fizeram por mim a vida toda.

À Universidade Federal de Lavras e ao Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, pela oportunidade concedida para a realização do doutorado.

Ao Instituto de Biotecnologia Agrícola (INBIO), pela concessão da bolsa de estudos.

Ao Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT), pela concessão da bolsa de pesquisa.

Ao Professor Dr. Augusto Ramalho de Moraes, pela orientação, paciência e disposição que sempre me dedicou em todo o doutorado.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária; especialmente ao João D. Scalon, Joel A. Muniz e Marcelo Â. Cirillo, por afastarem de mim o receio e o medo das coisas que eu pudesse não compreender, levando-me, por fim, a assimilá-las.

Ao Professor Dr. Líder Ayala Aguilera por apontar-me caminhos, mas deixando sempre que caminhe com meus próprios pés.

Aos meus irmãos de coração, Gilberto Liska e Juliano Bortolini. No futuro, quando meus filhos olharem as fotos antigas e perguntarem quem são essas pessoas, responderei, com orgulho, que são meus grandes amigos.

A todas as pessoas que, de alguma forma, participaram da realização deste sonho.

## RESUMO GERAL

O uso de modelos matemáticos para a estimação do tamanho da parcela experimental é uma prática que pode auxiliar na escolha do melhor método de exploração visando a otimização dos recursos disponíveis pelo pesquisador. Os modelos matemáticos mais utilizados são as funções não lineares que possibilitam sintetizar a curva de variabilidade, coeficiente de variação e coeficiente de precisão experimental, produto do agrupamento das parcelas simuladas a partir do ensaio de uniformidade em um pequeno conjunto de parâmetros que permitem estimar o tamanho adequado da parcela experimental. Dentre os métodos mais utilizados para esse fim, destacam-se os métodos da máxima curvatura modificada e os de regressão bissegmentado com resposta platô. Novos métodos estão sendo propostos com a finalidade de atingir duas necessidades básicas: estimar resultados coerentes do ponto de vista prático e melhorar a qualidade de ajuste. Assim, o objetivo da pesquisa é propor a utilização do modelo logarítmico modificado com resposta platô para estimação do tamanho ótimo de parcela em experimento com a cultura do arroz e compará-lo com os métodos da máxima curvatura modificada, o modelo linear com resposta platô e o modelo quadrático com resposta platô, bem como propor a incorporação do coeficiente de precisão experimental como medida de variabilidade no dimensionamento de parcelas experimentais. Objetiva-se também propor a aplicação do modelo logarítmico modificado com resposta platô na estimação do tamanho amostral para diferentes cultivares de soja. Os resultados mostram que a utilização do coeficiente de precisão experimental na estimação do tamanho ótimo de parcelas melhora a qualidade de ajuste dos modelos utilizados. O modelo logarítmico modificado com resposta platô pode ser utilizado para a estimação do tamanho ótimo de parcelas experimentais. O modelo logarítmico modificado com resposta platô proposto mostra-se como adequado para estimação do tamanho mínimo de amostra em cultivares de soja. De modo geral, sugere-se utilizar ao menos 59 plantas por parcela para avaliar a produção por planta em parcelas experimentais na cultura da soja.

Palavras-chave: Coeficiente de precisão experimental, Modelo logarítmico, Modelo segmentado, Precisão experimental, Regressão não linear.

## GENERAL ABSTRACT

The use of mathematical models to estimate the size of the experimental plot is a practice that can help in choosing the best method of exploration in order to optimize the resources available to the researcher. The most used mathematical models are the nonlinear functions that make it possible to synthesize the curve of variability, coefficient of variation and experimental precision coefficient, product of the grouping of the simulated plots from the uniformity test in a small set of parameters that allow estimating the ideal size of the experimental plot. Among the methods most used for this purpose are the methods of maximum modified curvature and those of bissegmented regression with plateau response. New methods are being proposed to achieve two basic needs: to estimate coherent results from a practical point of view and to improve the quality of fit. Thus, the objective of the research is to propose the use of the modified logarithmic model with plateau response for estimation of the optimal plot size in rice crop experiment and compare it with the modified maximum curvature methods, the linear model with plateau response and The quadratic model with plateau response, as well as propose the incorporation of the coefficient of experimental precision as a measure of variability in the experimental plot design. The objective of this study was to propose the application of the modified logarithmic model with plateau response in the estimation of sample size for different soybean cultivars. The results show that the use of the experimental precision coefficient in the estimation of the optimum plot size improves the quality of adjustment of the models used. The modified logarithmic model with plateau response can be used to estimate the optimal size of experimental plots. The modified logarithmic model with proposed plateau response is shown to be adequate for estimating the minimum sample size in soybean cultivars. In general, it is suggested to use at least 59 plants per plot to evaluate the yield per plant in experimental plots in the soybean crop.

**Keywords:** Experimental precision coefficient, Logarithmic model, Segmented model, Experimental precision, Nonlinear regression.



## SUMÁRIO

PRIMERA PARTE	20
1 INTRODUÇÃO GERAL	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1 Precisão experimental.....	13
2.2 Tamanho ótimo da parcela experimental.....	15
2.2.1 Tamanho de parcela em experimentos agrícolas.....	17
2.2.2 Tamanho de parcela estimados em experimentos com arroz.....	17
2.2.3 Tamanho de parcela utilizados em pesquisas com arroz.....	17
2.3 Tamanho de amostras utilizadas em pesquisa com soja.....	20
2.4 Métodos de estimação de tamanho ótimo de parcelas.....	22
2.4.1 Método da máxima curvatura modificado (MMCM).....	23
2.4.2 Modelo linear segmentado com resposta platô (MLRP).....	25
2.4.3 Modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQRP).....	26
2.5 Método de estimação dos parâmetros dos modelos.....	27
2.6 Critérios de avaliação dos modelos.....	29
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	30
SEGUNDA PARTE - ARTIGOS	36
ARTIGO 1	37
INCORPORAÇÃO DO COEFICIENTE DE PRECISÃO EXPERIMENTAL E DO MODELO LOGARÍTMICO MODIFICADO NO DIMENSIONAMENTO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS	37
1 INTRODUÇÃO	40
2 MATERIAL E MÉTODOS	44

3 RESULTADOS	51
4 CONCLUSÃO	59
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	59
ARTIGO 2	63
MODELO LOGARITMICO MODIFICADO NA ESTIMAÇÃO DE TAMANHO DE AMOSTRA PARA AVALIAÇÃO DE CULTIVARES DE SOJA	63
1 INTRODUÇÃO	66
2 MATERIAL E MÉTODOS	69
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	78
4 CONCLUSÃO	84
REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS	85
ANEXOS	89

## **PRIMERA PARTE**

## 1 INTRODUÇÃO GERAL

Para atender a crescente demanda mundial de alimentos é necessário elevar a produção de maneira sustentável. O Brasil tem potencial suficiente para ajudar no atendimento a essa demanda, tanto em função da disponibilidade de terras aptas para agricultura, ainda não exploradas no país, quanto em tecnologia para aumentar o rendimento da cultura. Em ambas as situações, programas de melhoramento (que buscam adaptar novas cultivares em terras agriculturáveis ainda não utilizadas) são fundamentais para que a demanda de alimentos possa ser atendida, bem como executar experimentos para avaliá-los.

Para a escolha de variedades promissoras e obtenção de resultados confiáveis, é necessária a realização de experimentos com alta precisão que sejam capazes de detectar variações cada vez menores entre os tratamentos, visto que a tendência é que as diferenças entre as novas cultivares diminuam. Aumentar o número de repetições é o método mais geral e eficiente na obtenção de experimentos com boa precisão. Além disso, o acréscimo das repetições melhora a capacidade de um teste estatístico detectar diferenças entre as estimativas das médias dos tratamentos. No entanto, o aumento indefinido do número de repetições acarreta em custos elevados dos ensaios e área experimental demasiadamente grande para os experimentos em campo.

Por isso, no planejamento experimental deve-se combinar o número de repetições com a escolha criteriosa de um tamanho adequado de parcela. A maioria das técnicas de obtenção de tamanho ótimo de parcelas são baseadas em ensaios de uniformidade. Na avaliação das dimensões adequadas das parcelas experimentais podem ser utilizados modelos de regressão não lineares para relacionar as medidas de variabilidade experimentais e os possíveis tamanhos de parcelas. Dentre as medidas de variabilidade utilizadas para a estimação do tamanho ótimo de parcela, destacam-se a variância entre parcelas e o coeficiente

de variação. Pimentel Gomes (1991) propôs outra medida de variabilidade: o coeficiente de precisão experimental, ressaltando que tal medida é mais informativa que o coeficiente de variação por considerar o número de repetições. Destaca-se que não existem na literatura trabalhos envolvendo o uso do coeficiente de precisão experimental para o problema de determinação do tamanho ótimo de parcela.

A estimação do tamanho de parcela é algo complexo em função da quantidade de variáveis envolvidas no processo. Desse modo, diferentes métodos (a maioria baseados em ensaios de uniformidade) foram propostos e são utilizados com relativa eficiência, conforme a situação em que são aplicados. Dentre os mais utilizados, destacam-se: método da máxima curvatura modificada, o modelo linear segmentado com resposta platô e o modelo quadrático segmentado com resposta platô. Esses métodos, em algumas situações, apresentam problemas de subestimação do tamanho ótimo ou de qualidade de ajuste.

Diante da importância em melhorar as técnicas de planejamento experimental, como estimar o tamanho ótimo de parcela, da deficiência metodológica de métodos que incluam o coeficiente de precisão experimental e da necessidade de modelos que forneçam estimativas de tamanho ótimo de parcela mais realistas, este trabalho tem por objetivo: i) propor o modelo logarítmico modificado com resposta platô na estimação do tamanho ótimo de parcela em ensaio com arroz, e ii) estimar o tamanho de amostra para avaliação de cultivares de soja.

Entre os objetivos específicos, destacam-se:

Incorporar o coeficiente de precisão experimental na estimação do tamanho ótimo de parcela.

Propor a aplicação do modelo logarítmico modificado com resposta platô na estimação do tamanho amostral para diferentes cultivares de soja.

Comparar a eficácia do modelo logarítmico modificado com resposta platô com os métodos da máxima curvatura modificada, do modelo linear platô e do modelo quadrático platô.

O trabalho está organizado em formato de artigo, sendo constituído por partes que se compõem da seguinte forma:

A primeira parte é composta de uma introdução geral, dos objetivos e, na sequência, é exposto o referencial teórico para fundamentação do que é proposto nos artigos.

A segunda parte é constituída por dois artigos:

O primeiro artigo se consistiu da incorporação do coeficiente de precisão experimental e do modelo logarítmico modificado com resposta platô no dimensionamento de parcelas experimentais.

O segundo artigo consistiu em propor o modelo logarítmico modificado com resposta platô na estimação do tamanho de amostra para avaliação de cultivares de soja.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Precisão experimental**

A experimentação agrícola no melhoramento genético, assim como em outras áreas correlatas, deve ser bem conduzida, pois a precisão experimental caracteriza a qualidade da inferência nos resultados. Quando os experimentos apresentam baixa precisão, pequenas diferenças na avaliação de caracteres agrônômicos podem não ser detectadas e os ensaios podem ser descartados de maneira incorreta, incorrendo assim no denominado erro tipo II, ou seja, não rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa. Tal precisão pode ser melhorada,

quando se consegue amenizar alguns efeitos como temperatura, umidade e solo. Desses, o efeito da heterogeneidade do solo, fator possível de ser manipulado, é o que mais prejudica a precisão de um experimento (GOMEZ;GOMEZ, 1984).

Os efeitos da heterogeneidade do solo sobre a precisão experimental vêm de longa data e têm sido amplamente discutidos (SMITH, 1938; HATHEWAY, 1961; MEIER;LESSMAN, 1971). Em geral, a heterogeneidade do solo 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 culturas, dos insetos, das doenças, das ervas daninhas, dos adubos aplicados, as espécies ou genótipos cultivados e a irrigação (GOMEZ; GOMEZ, 1984; FEIJO et al., 2006).

Nesse contexto, além da heterogeneidade do solo, assim como seu efeito e o do clima, outros fatores também influenciam na precisão experimental, por citar: a heterogeneidade do material experimental, como manejo, profundidade de plantio e diferenças genéticas, o número de repetições e o tamanho e forma das parcelas. Com a redução da variabilidade desses fatores é possível minimizar o erro experimental e, por consequência, aumentar a precisão das inferências realizadas nos ensaios.

O erro experimental é a medida de variação existente entre as observações das unidades experimentais, tratadas igualmente, em todo experimento. Segundo Brito et al. (2012), uma outra alternativa para a redução do erro experimental é a utilização de um bom planejamento do experimento, visando ao controle das variações estranhas aos tratamentos que ocorrem na área experimental.

Um dos problemas enfrentados no planejamento de um experimento é determinar o número de repetições dos tratamentos ensaiados. O aumento do

número de repetições é o método geral e eficiente para aumentar a precisão dos experimentos; as repetições melhoram a capacidade de um teste estatístico detectar diferenças menores entre as estimativas das médias dos tratamentos (PIMENTEL-GOMES, 1994; VELINI et al., 2006). Entretanto, para não elevar os custos ou aumentar demasiadamente a exigência em área experimental, deve-se combinar o número de repetições, o tamanho da parcela e a escolha dos genótipos (MARTIN et al., 2004).

A utilização de tamanho adequado da parcela e o planejamento adequado do experimento contribuem com a obtenção de resultados com melhor precisão e qualidade (MORAIS et al., 2014; CARGNELUTTI FILHO et al., 2015). A escolha criteriosa de um tamanho adequado de parcela influi na redução do efeito da variabilidade experimental sobre os resultados experimentais melhorando a precisão, reduzindo o erro experimental, aumentando as chances de se detectar diferenças entre os tratamentos (MUNIZ et al., 2009). Portanto, as estimativas do tamanho de unidade experimental requerida para se detectar diferenças significativas entre médias de tratamentos são determinantes para melhoria da precisão experimental de forma a assegurar as extrapolações dos resultados dos experimentos (SMIDERLE et al., 2014).

## **2.2 Tamanho ótimo da parcela experimental**

Na área da experimentação agropecuária, a determinação do tamanho das unidades básicas é um dos fatores que está relacionado à redução do erro experimental.

Alguns outros fatores importantes para determinar o tamanho adequado são: tipo de cultura, quantidade de tratamentos, variabilidade entre indivíduos dentro da parcela experimental, tecnologia utilizada no cultivo, os custos por



unidade básica e a disponibilidade de recursos econômicos e de área (FEDERER, 1963).

A heterogeneidade das parcelas, mediante diversos fatores, tais como, variação da fertilidade do solo, nivelamento, drenagem, textura e estrutura do solo, constitui-se numa das principais causas de erro experimental. Além disso, a preparação ou o manejo do solo para a implementação do experimento também pode contribuir para aumentar o erro (STORCK et al., 2012).

Segundo Oliveira et al. (2011) a variabilidade dentro da unidade experimental básica diminui com o aumento do tamanho da parcela, mas, ao se atingir o tamanho ótimo, o ganho em precisão reduz rapidamente com o acréscimo de mais área à parcela. O tamanho ótimo da parcela deve equilibrar precisão e custos.

Segundo Storck et al. (2012) a parcela experimental é a unidade básica de informação sobre a qual a experimentação se fundamenta. No caso da experimentação agrícola, essa parcela pode ter diversos tamanhos, formas e, ainda, constituir-se de um número diferente de plantas. As parcelas devem ter o número de plantas adequado que permita a estimação precisa das características que são de interesse para o pesquisador.

O tamanho e forma das parcelas não podem ser generalizados, mesmo para uma mesma cultura, pois podem variar com o solo, o manejo, a cultura e com os próprios tratamentos, devendo ser determinados para cada cultura e cada local em que ocorram condições climáticas e do solo diferentes das que já foram determinadas (OLIVEIRA; ESTEFANEL, 1995).

### **2.2.1 Tamanho de parcela em experimentos agrícolas**

Diferentes resultados foram obtidos nos estudos de tamanho de parcela nas diversas culturas anuais e perenes no Brasil, como por exemplo: em ensaios com feijoeiro, Smiderle et al. (2014) utilizou 60 plantas ou área de 3m<sup>2</sup>; em experimentação in vitro, 12 explantes, (MORAIS et al., 2014); em estudos com mucuna cinza, 16 plantas, equivalentes a 8m<sup>2</sup> de área útil (CAGNELUTTI FILHO et al., 2014); em experimentos com girassol, seis plantas com área de 3,74m<sup>2</sup>, (SOUSA et al., 2015); em ensaios com mamona, oito plantas, 5,76m<sup>2</sup>, (PALUDO et al., 2015);

Tal diferença de tamanhos possivelmente ocorreu em razão das distintas culturas estudadas, assim como das diversas características consideradas nas análises e dos diferentes métodos de estimação utilizados.

### **2.2.2 Tamanho de parcela estimados em experimentos com arroz**

Estudos referentes à determinação do tamanho de parcela na cultura do arroz mostram grande divergência nos resultados. Vieira (1996) determinou parcelas com tamanho de 1,44m<sup>2</sup> a 4,74m<sup>2</sup>; unidades básicas de 1,71m<sup>2</sup> a 7,48m<sup>2</sup> foram estimadas por Paranaíba et al. (2009); parcela de forma retangular de 6m x 12m (72m<sup>2</sup>) foi estimado por Masood et al. (2012); unidades experimentais básicas de 15m<sup>2</sup> a 20m<sup>2</sup> foram determinadas por Vargas e Navarro et al. (2014).

### **2.2.3 Tamanho de parcela utilizados em pesquisas com arroz**

O arroz (*Oryza sativa*) é plantado em dois grandes ecossistemas, o de terras altas e o de várzeas, englobando todos os sistemas de cultivo de arroz no

Brasil, sendo o irrigado por inundação e o de terras altas os principais. (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGRPECUÁRIA - EMBRAPA, 2016).

Em ambos os ecossistemas, existem semelhanças na dimensão (área) da unidade experimental básica adotada pelos pesquisadores nos trabalhos de pesquisa conduzidos com a cultura, sendo que esses valores variam de 4m<sup>2</sup> a 22m<sup>2</sup> de área.

O tamanho de parcela experimental utilizado em ensaios com arroz sequeiro varia de 4m<sup>2</sup> a 16,80m<sup>2</sup>. Arf et al. (2002) utilizaram parcelas constituídas por sete linhas de 6,0 m de comprimento no espaçamento de 0,40 m entre linhas, totalizando 16,8 m<sup>2</sup> de área, com a finalidade de avaliar o rendimento de benefício, de inteiros e grãos quebrados dos cultivares IAC 201, Guarani e Carajás em função do preparo do solo e da irrigação por aspersão. Para avaliar o efeito da adubação nitrogenada e potássica em cobertura na cultura de arroz de terras altas, Farinelli et al. (2004) utilizaram parcelas experimentais de 5 m de comprimento por 2,25 m de largura, com cinco linhas espaçadas de 0,45 m, totalizando assim 11,25m<sup>2</sup>.

Sousa et al. (2007), utilizando 25 cultivares melhoradas, desenvolvidas pelos programas de melhoramento genético do arroz sequeiro no Brasil, durante o período compreendido entre 1950 e 2001, utilizaram unidades experimentais básicas de 12,50m<sup>2</sup>. Dias et al. (2010), visando avaliar a resposta da cultura do arroz de sequeiro à adubação com N, P e K, conduziram o ensaio experimental em parcelas de 6m x 3m (18m<sup>2</sup> de área) com espaçamento de 0,40m entre fileiras.

Gitti et al. (2011), com o objetivo avaliar o efeito da aplicação de subdoses de glyphosate, na época da diferenciação floral, sobre o desenvolvimento, componentes de produção e produtividade do arroz de terras

altas irrigado por aspersão, empregaram parcelas de 12,24m<sup>2</sup> constituídas por seis linhas de 4,0 m de comprimento, espaçadas 0,34 m entre si.

Em ensaios planejados com arroz irrigado, a área da unidade experimental básica que recebera o tratamento de interesse variam de 5m<sup>2</sup> a 20m<sup>2</sup>. Por exemplo, Pedro Junior et al. (1995), objetivando analisar o efeito da temperatura do ar e da radiação solar na produtividade de arroz irrigado, utilizaram unidades experimentais básicas de 10,50m<sup>2</sup>.

Fleitas et al. (2001), avaliando as respostas ao nitrogênio de três cultivares de arroz com características distintas, empregaram parcelas experimentais constituídas por 10 linhas de 5 m de comprimento, com espaçamento entre linhas de 0,40 m (20m<sup>2</sup> de área).

Fageria e Santos (2007), com vista a avaliar os efeitos da adubação verde em conjunto com o adubo químico sobre a produtividade de arroz irrigado, em solo de várzea, conduziram o experimento em parcelas de 15m<sup>2</sup> espaçadas em 0,20m entre fileiras.

Cordeiro et al. (2011), na avaliação de populações de arroz irrigado conduzidas por seleção recorrente, utilizaram parcelas formadas de quatro linhas de cinco metros de comprimento e espaçamento entre linhas de 0,25m, equivalentes a área 5m<sup>2</sup> de área.

Kischel et al. (2011), com a finalidade de verificar o efeito de baixo e alto nível de nitrogênio em cultivares de arroz irrigado, cultivados em solos de várzea úmida, conduziram o ensaio em parcelas de 6,80m<sup>2</sup> de área e espaçamento de 0,40m entre linhas.

Cargnelutti Filho et al. (2012), em experimento de campo para avaliar a adequação das estatísticas acurácia seletiva e valor do teste F para genótipo, como medidas do grau de precisão experimental, e determinar o número de medições (repetições) necessário à predição do desempenho de genótipos de arroz irrigado, utilizaram parcelas de cinco metros de comprimento e plantas

dispostas em fileiras espaçadas em 0,17cm e 0,20cm, ou seja, unidades experimentais básicas de 8m<sup>2</sup> e 10m<sup>2</sup>, respectivamente.

### **2.3 Tamanho de amostras utilizadas em pesquisa com soja**

A determinação do tamanho de amostra é importante em qualquer experimento científico, pois se o tamanho da amostra for menor do que necessário, serão obtidas estimativas pouco precisas que podem levar a comprometer as inferências.

Em programas de melhoramento genético de soja, são avaliados diversos caracteres em vários genótipos visando à seleção de genótipos superiores. Para isso, nos ensaios, a mensuração em todas as plantas da área útil da unidade experimental é adequada para estimar o caráter em avaliação. Contudo, é comum a medição em uma parte das plantas da unidade experimental (amostra) para minimizar o uso de tempo, recursos financeiros e humanos (CARGNELUTTI FILHO et al., 2009).

A relação entre os erros experimental (variação entre as parcelas) e amostral (variação dos indivíduos dentro da parcela) permite inferir quanto à adequabilidade do aumento do número de repetições ou do tamanho de amostra para melhoria da precisão experimental. Quando o erro experimental é significativamente superior ao erro amostral, considera-se adequado o aumento do número de repetições do ensaio; caso contrário, pode-se melhorar a precisão experimental aumentando-se, também, o tamanho de amostra (RAMALHO et al., 2012; STORCK et al., 2012).

O tamanho da amostra em experimentação agrícola é um dos principais problemas a ser definido pelos pesquisadores; a sua determinação depende do grau de precisão que é desejado e da homogeneidade dos elementos populacionais (CAMPOS, 1985; STUKER;BOFF,1988).

A amostragem é uma técnica amplamente utilizada no estudo de populações, dentre as vantagens que este processo proporciona, destaca-se, o menor custo e rapidez na obtenção e na análise dos dados. Porém, utilizando-se a amostragem, os resultados estarão sujeitos a um certo grau de incerteza por considerar apenas uma parte da população. Esses erros podem ser reduzidos trabalhando-se com instrumentos de medida mais precisos e com uma amostra dimensionada para a precisão desejada (LÚCIO et al., 2003; STORCK et al., 2012).

Na área de planejamento experimental, pesquisas para estudar o tamanho de amostra têm sido realizadas em diversas culturas, tais como o sorgo (CATAPATTI et al., 2008); a pimenta (SILVA et al., 2011); o feijão (HAESBAERT ET AL., 2011); a mamoneira (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012); o milho (TOABE et al., 2015).

A amostragem de seis plantas por parcela para avaliar a altura de planta na maturação, a altura de inserção de primeira vagem, o número de nós por planta, o número de ramos por planta e o número de vagens por planta são comuns em ensaios de soja (Cargnelutti Filho et al. 2009); existe na literatura vários trabalhos realizados para a estimação de tamanho de amostras de determinados caracteres agronômicos na cultura da soja apresentando divergências nos resultados. Por exemplo, Estefanel et al. (1984), para determinar o tamanho de amostra de onze características agronômicas em experimento com soja, afirmaram que o tamanho de amostra varia, segundo a característica avaliada, de 5 plantas a 62 plantas.

Cargnelutti Filho et al. (2009), visando estimar o tamanho de amostra necessária para avaliar caracteres de genótipos de soja, concluíram que para avaliação de caracteres em soja, o tamanho de amostra em soja deve ser, pelo menos, 12 plantas por unidade experimental.

Matsuo et al. (2012), em ensaios com soja para estimar parâmetros genéticos e o tamanho ótimo das amostras para comprimento do hipocótilo e do epicótilo, determinaram que o tamanho amostral adequado varia de 45 a 73 plantas.

Essas pesquisas reforçam o afirmado por Estefanel (1984), que em experimentos com a cultura da soja, concluíram que não se pode utilizar o mesmo tamanho de amostra para avaliar, com a mesma precisão, diferentes características agronômicas da soja. Embora existam estudos de dimensionamento amostral para determinados caracteres agronômicos em soja, não existem registros de pesquisas realizadas com a finalidade de determinar o tamanho adequado de amostra para avaliar a produtividade da soja, utilizando modelos lineares tradicionalmente utilizados no dimensionamento de parcelas experimentais.

#### **2.4 Métodos de estimação de tamanho ótimo de parcelas**

A estimação do tamanho de parcela é algo complexo em função da quantidade de variáveis envolvidas no processo. Desse modo, diferentes métodos foram propostos e são utilizados com relativa eficiência, conforme a situação em que são aplicados.

Existem, na literatura, diferentes métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais. Cada método possui suas peculiaridades sendo uns derivados e aprimorados de outros. A maior parte deles fornece resultados distintos entre si para determinação do tamanho ótimo de parcela.

A maioria das técnicas de obtenção de tamanho ótimo de parcelas é baseada em métodos que utilizam ensaios de uniformidade. Um ensaio de uniformidade consiste no cultivo de uma área experimental em toda a sua extensão com uma única espécie na qual se realizam os manejos mais uniformes

possíveis, mantendo-se assim a maior parte das fontes de variabilidade constantes. Em seguida, a área é dividida em pequenas sub-parcelas, de mesmo tamanho, chamadas unidades experimentais básicas (UEB), nas quais se determinam as variáveis de interesse como a produção, de tal maneira que esta mesma produção das parcelas próximas possa ser somada para formar parcelas de diferentes tamanhos com base nas quais são obtidos a variância e o coeficiente de variação, que são utilizados para medir a variabilidade daquela situação experimental (RAMALHO et al., 2012; STORCK et al., 2012).

A estimativa do tamanho ótimo de parcela pode ser realizada pelas metodologias de: Smith, da informação relativa, de Hatheway, de Pimentel Gomes, de inspeção visual da curvatura máxima, da curvatura modificada, entre outros. Métodos mais recentes como o do modelo linear segmentado com resposta platô e do modelo quadrático segmentado com resposta platô tem demonstrado eficiência para determinar o tamanho ótimo de parcela (PARANAÍBA, et al., 2009; PEIXOTO et al., 2011; BRITO et al., 2012; SMIDERLE, et al., 2014; SOUSA et al., 2015)

Os principais métodos de estimação de tamanho ótimo de parcela experimental são descritos a continuação.

#### **2.4.1 Método da máxima curvatura modificado (MMCM)**

Proposto por Lessman e Atkins (1963) para determinar o tamanho ótimo de parcela para experimentos de produção de sorgo granífero. Pode ser visto como um aperfeiçoamento e modificação do método da máxima curvatura, a partir da combinação dos métodos de inspeção visual da máxima curvatura com o de Smith. O MMCM, mediante regressão, determina uma equação que relaciona o coeficiente de variação entre as parcelas com o tamanho de parcela. A função é definida por:



$$CV_{(X)} = \frac{A}{X^B} + \varepsilon_x, \quad (2.1)$$

em que  $CV_{(X)}$  é o coeficiente de variação entre as parcelas de tamanho  $X$ ;  $X$  representa o número de unidades experimentais básicas agrupadas;  $A$  representa o coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica;  $B$  é equivalente a  $b/2$  ( $b$ =índice de heterogeneidade do solo) e  $\varepsilon_x$  representa o erro associado ao  $CV_{(X)}$ , independente, normalmente distribuído, com média zero e variância constante.

A função possibilita explicar a relação entre coeficiente de variação ( $CV$ ) e tamanho da parcela, permitindo determinar algebricamente o ponto no qual a curvatura é máxima. Tendo-se um modelo não linear, pois as derivadas parciais são funções de pelo menos um dos parâmetros, pode-se estimar os parâmetros via algoritmo de *Gauss-Newton* (RITZ; STREIBIG; 2008).

O tamanho ótimo de parcela é determinado utilizando a expressão (MEIER; LESSMAN, 1971):

$$X_0 = \left[ \frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}}, \quad (2.2)$$

em que  $X_0$  é o valor da abscissa correspondente ao ponto de máxima curvatura, ou seja, o estimador do tamanho ótimo de parcela, em número de unidades básicas,  $\hat{A}$  e  $\hat{B}$  são as respectivas estimativas dos parâmetros  $A$  e  $B$ .

O método de máxima curvatura modificada é um dos mais utilizados em estudos para determinar tamanho ótimo de parcela. Todavia, pelo fato de o aumento do tamanho (após  $X_0$ ) promover ganho significativo na precisão experimental, esse método tende a subestimar o tamanho ótimo. Segundo Chaves (1985), o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura deve ser interpretado como o limite mínimo de tamanho de parcela e não como o tamanho ótimo. Essa interpretação concorda com o trabalho original de Lessman

& Atkins (1963), que propuseram a notação de ponto crítico e não de ponto ótimo.

#### 2.4.2 Modelo linear segmentado com resposta platô (MLRP)

O MLRP é composto por dois segmentos, o primeiro descreve uma reta decrescente até determinada altura  $P$ , que é o platô. A partir desse ponto, o vetor assume valor constante de  $P$ , que é o segundo segmento.

No contexto do dimensionamento de parcelas experimentais Paranaíba et al. (2009), partindo de um ensaio de uniformidade, propuseram a utilização do MLRP para a estimação do tamanho ótimo de parcela. O método baseia-se na expressão:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon_x & \text{se } X \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_x & \text{se } X > X_0 \end{cases} \quad (2.3)$$

em que:

$CV_{(X)}$  representa o coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho  $X$ ;  $X$  é o número de unidades básicas experimentais agrupadas;  $X_0$  é o parâmetro relativo ao tamanho ótimo de parcelas para os quais o modelo linear se transforma em um platô, em relação á abscissa;  $CVP$  representa o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô (junção do segmento linear e platô);  $\beta_0$  é o intercepto do segmento linear;  $\beta_1$  representa o coeficiente angular do segmento linear;  $\varepsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_{(X)}$ , normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

O tamanho ótimo é determinado por:

$$X_0 = \frac{\widehat{CVP} - \widehat{\beta}_0}{\widehat{\beta}_1} \quad (2.4)$$

em que  $\widehat{CVP}$ ,  $\widehat{\beta}_0$  e  $\widehat{\beta}_1$  são as respectivas estimativas dos parâmetros  $CVP$ ,  $\beta_0$  e  $\beta_1$ .

### 2.4.3 Modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQRP)

De maneira análoga ao método anterior este também utiliza dados de um ensaio de uniformidade e é composto por dois segmentos (quadrático e platô), para valores de  $X \leq X_0$  é descrito por um modelo quadrático (parábola) e para valores de  $X > X_0$  é descrito por uma constante (platô). O ponto de junção dos dois segmentos (quadrático e platô) representa o tamanho ótimo de parcela.

Segundo Peixoto et al. (2011) o MQRP é definido pela expressão:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X^2 + \varepsilon_x & \text{se } X \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_x & \text{se } X > X_0 \end{cases} \quad (2.5)$$

em que  $CV_{(X)}$  representa o coeficiente de variação entre os totais para parcelas com  $X$  UEB;  $CVP$  é o coeficiente de variação no ponto de junção dos dois segmentos (platô);  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros do polinômio do 2º grau;  $X_0$  representa o tamanho ótimo de parcela;  $\varepsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_{(X)}$ , independente, normalmente distribuído, com média zero e variância constante.

O estimador do tamanho de parcela é:

$$\widehat{X}_0 = \frac{-\widehat{\beta}_1}{2\widehat{\beta}_2} \quad (2.6)$$

em que  $\widehat{\beta}_1$  e  $\widehat{\beta}_2$  são as respectivas estimativas dos parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$ .

Os métodos baseados em modelos segmentados (linear e quadrático) são considerados não lineares nos parâmetros, portanto as estimativas de seus parâmetros são obtidas utilizando o método de *Gauss-Newton* (RITZ; STREIBIG, 2008).

Os métodos com resposta platô utilizados no contexto do dimensionamento de parcelas experimentais consistem basicamente em ajustar um modelo segmentado (linear ou quadrático) com resposta platô aos coeficientes de variação obtidos para os diferentes tamanhos de parcelas em um ensaio de uniformidade.

Os métodos descritos podem fornecer resultados distintos mesmo quando se utiliza um mesmo conjunto de dados, diferindo ou não a característica agrônômica estudada. Por esse motivo, sempre que possível, é necessário utilizar mais de um método para que sejam supridas as informações a partir do que se explora em cada um deles.

## 2.5 Método de estimação dos parâmetros dos modelos

Segundo Gallant (1987), o método dos mínimos quadrados é utilizado na estimação dos parâmetros em modelos não lineares da mesma maneira que em modelos lineares. Entretanto, para o sistema de equações normais não lineares, uma solução explícita não existe e, portanto, esta solução deve ser obtida por meio de processos iterativos.

Reforçando esta ideia, Souza (1998) afirma que o processo de estimação de um parâmetro de um modelo não linear pode ser obtido pela minimização da soma de quadrado dos erros, obtendo-se um sistema de equações normais não

lineares, o qual não apresenta uma solução explícita para a estimativa do parâmetro, que é obtida por processos iterativos.

O algoritmo de *Gauss-Newton* é um dos métodos mais utilizados para obtenção das estimativas de mínimos quadrados dos parâmetros de um modelo de regressão não linear. Este método realiza a regressão dos resíduos em relação às primeiras derivadas parciais do modelo não linear em relação aos parâmetros, até que haja convergência (BATES; WATTS, 1988; FERREIRA, 2016).

A não convergência do algoritmo é um dos problemas que o pesquisador pode encontrar que impossibilita a obtenção das estimativas dos parâmetros e, conseqüentemente a determinação do tamanho ótimo de parcela; esse problema pode acontecer em casos de oscilações na trajetória esperada da curva do coeficiente de variação ou do coeficiente de precisão experimental devido a perdas de plantas por efeito de plantas daninhas, pragas, doenças, heterogeneidade de solo, clima desfavorável, erro humano, etc.

O sucesso na convergência de um algoritmo para um método iterativo no processo de estimação não linear está diretamente associado ao uso de valores iniciais adequados ao procedimento numérico; o sucesso em termos de convergência não é garantido por qualquer método. A falha no processo de convergência depende da distância do valor inicial em relação à resposta correta e do grau de parametrização da função resposta relativamente ao conjunto de dados utilizados (SOUZA, 1998; GALLANT, 1987).

À vista disso, pode-se afirmar que uma escolha sensata de valores iniciais para cada um dos parâmetros no método numérico utilizado é de vital importância para obtenção de estimativas que convirjam para resultados plausíveis e interpretáveis.

## 2.6 Critérios de avaliação dos modelos

Uma vez obtidas as estimativas dos parâmetros dos modelos, segue-se com a avaliação da qualidade de ajuste desses modelos com a finalidade de indicar aquele que melhor representa o comportamento dos dados analisados.

A escolha do melhor modelo para a situação, no entanto, pode ser uma tarefa difícil. Existem diversos avaliadores de qualidade de ajuste calculados de diferentes maneiras, que priorizam diferentes características em suas avaliações. A escolha do modelo deve contar não somente com resultados de avaliadores, mas também com o conhecimento a respeito do objeto em estudo.

Dentre as diversas metodologias que existem para avaliá-lo, destacam-se o coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ) e do critério de informação Akaike (*AIC*).

Um critério para a seleção de um modelo ótimo é escolher o modelo que tem o coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ) máximo.

O  $R_a^2$  é representado por (RENCHER; SCHAALJE, 2008):

$$R_a^2 = 1 - \left( \frac{n-1}{n-p} \right) \frac{SQR}{SQT} \quad (2.7)$$

em que  $n$  é o número de observações;  $p$  representa o número de parâmetros do modelo; *SQT* é a soma quadrados total e *SQR* representa a soma de quadrados do resíduo.

Quanto maior o coeficiente de determinação ajustado, melhor a qualidade do modelo ajustado.

Já o Critério de informação Akaike (*AIC*), proposto por Akaike (1974), é uma estatística utilizada para comparação da qualidade de ajuste de modelo

baseado no máximo da função de verossimilhança, sendo este dependente do número de parâmetros do modelo em estudo. Assim, o valor do *AIC* é calculado por:

$$AIC = -2\log L(\hat{\theta}) + 2p \quad (2.8)$$

em que  $L(\hat{\theta})$  é o valor máximo da função de verossimilhança do modelo em  $\hat{\theta}$  e  $p$  é o número de parâmetros do modelo a serem estimados. Quanto menor o valor de *AIC*, melhor a qualidade de ajuste do modelo analisado.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARF, O. et al. Preparo do solo, irrigação por aspersão e rendimento de engenho do arroz de terras altas. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.59, n.2, p.321-326, 2002.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Boston, v.19, n.6, p.716-723, 1974.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. New York: John Willey, 1988. 334p.

BRITO M. C. et al. Estimação do tamanho ótimo de parcela via regressão antitônica. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v.30, n.3, p.353-366, 2012.

CAMPOS, H. **Estatística e Experimentação Agronômica – amostragem I**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1985. 17 p.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra de caracteres de genótipos de soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.39, n.4, p.1174-1182, 2009.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Medidas de precisão experimental e número de repetições em ensaios de genótipos de arroz irrigado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 3, p. 336-343, 2012.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de parcela para avaliar a massa de plantas de mucuna cinza. **Comunicata Scientiae**, Piauí, v.5, n.2, p. 196-204, 2014.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de parcela e número de repetições em ervilha forrageira. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.45, n.7, p.1174-1182, 2015.

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, 2008.

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

CORDEIRO, A. C. et al. Avaliação de populações de arroz irrigado conduzidas por seleção recorrente em várzea de Roraima. **Revista Agroambiente**, Boa Vista, v.5, n.3, p.182-187, 2011.

DIAS, A. F.; SILVA, F. N.; MAIA, S. S. Resposta do arroz de sequeiro à adubação com npk em solos do município de Ji-Paraná/Rondonia. **Revista Verde**, Pombal, v.5, n.3, p.120-124, 2010.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Ecosistemas**. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/arroz/arvore/CONT000g1wcnzza02wx5ok0ha2lipwbeel46.html>>. Acesso em: 10/10/2016.

ESTEFANEL, V. et al. Tamanho de amostra para estimar características agronômicas da soja. **Revista Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v.14, n.3 – 4, p.221-229. 1984.

FARINELLI, R. et al. Características agronômicas de arroz de terras altas sob plantio direto e adubação nitrogenada e potássica. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, p.447-454, 2004.

FEDERER, W. T. **Experimental desing: theory and application**. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Macmillan Company, 1963. 544p.



FEIJO, S. et al. Heterogeneidade do solo e de tamanho de amostra antes e após cultivos com abobrinha italiana em estufa plástica. **Ciencia Rural**. Santa Maria, v. 36, n.6, p. 1744-1748, 2006.

FERREIRA, D. F. **Recursos computacionais utilizando o R**. Disponível em: < [http://www.dex.ufla.br/~danielff/r\\_resources.html](http://www.dex.ufla.br/~danielff/r_resources.html)>. Acesso em: 10/10/2016.

FLEITAS, J.G. et al. Resposta de cultivares de arroz irrigado ao nitrogênio. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.58, n.3, p.573-579, 2001.

FRAGERIA, N. K.; SANTOS, A. B. Resposta do arroz irrigado à adubação verde e química no Estado de Tocantins. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.11, n.4, p.387-392, 2007.

GALLANT, A. R. **Nonlinear statistical models**. New York: J. Wiley, 1987. 601p.

GITTI, D. C. et al. Glyphosate como regulador de crescimento em arroz de terras altas. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v.41, n.4, p.500-507, 2011.

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

HAESBAERT, F. M. et al. Tamanho de amostra para experimentos com feijão-de-vagem em diferentes ambientes. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.41, n.1, p.38-44, 2011.

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

KISCHEL, E. et al. Efeito do nitrogênio em genótipos de arroz cultivados em várzea úmida do Estado do Tocantins. **Revista Ceres**, Viçosa, v.58, n.1, p.84-89, 2011.

LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v.3, n.5, p.477-481, 1963.

- LÚCIO, A.D. et al. Tamanho da amostra e método de amostragem para avaliação de características do pimentão em estufa plástica. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v.21, p.180-184, 2003.
- MARTIN, T.N. et al. Definição de plano experimental para comparação de cultivares de milho em áreas limitadas. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, v. 3, n. 3, p. 325-332, 2004.
- MASOOD, M.A.; RAZO, I.; YASSEN, M. Estimation of optimum field size and shape paddy yield trial. **Pakistan Journal of Agricultural Research**, Lahore, v.25, n.4, p.280-287, 2012.
- MATSUO, E. et al. Estimates of the genetic parameters, optimum sample size and conversion of quantitative data in multiple categories for soybean genotypes. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.34, n.3, p.265-273, 2012.
- MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica Hochst.* **Crop Science**, Madison, v.11, n.5, p.648-650. 1971.
- MORAIS, A. R. et al. Estimação do tamanho de parcela para experimento com cultura de tecidos em videira. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n.1, p.113-124, 2014.
- MUNIZ, J. A. et al. Determination of the size of experimental plots in eucalyptus grandis hill populations using linear plots. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.33, n.4, p.1002-1010, 2009.
- OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 2, p. 205-208, 1995.
- OLIVEIRA, G. M. V. et al. Tamanho e forma de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus*. **Revista Cerne**, Lavras, v.17, p.327-338, 2011.
- PALUDO, A. L. et al. Tamanho de parcela e número de repetições para mamoneira em diferentes espaçamentos entre plantas. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 28, n. 4, p. 253 -258, 2015.

PARANAIBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: Proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de biometria**, São Paulo, v.27, n.2, p.255-268, 2009.

PEDRO JÚNIOR, M.J. Estimativa da produtividade de arroz irrigado por inundação em função da temperatura do ar e da radiação solar. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.52, n.1, p.96-100, 1995.

PEIXOTO, A. P.; FARIA, G.A.; MORAIS, A.R. Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.41, n.11, p.1907-1913, 2011.

PIMENTEL-GOMES, F. A importância do número de repetições nos experimentos. **Revista de Agricultura**, Piracicaba, v.69, n.3, p.243-245, 1994.

RAMALHO, M.A.P. et al. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. 3 ed. Lavras: Editora UFLA, 2012. 305p.

RENCHER, A. C.; SCHAALJE, G. C. **Additional Models: In: Linear Models in Statistics**. 2nd ed. John Wiley & Sons, Inc. Hoboken New Jersey. pp:507-517, 2008.

RITZ, C, STREIBIG, J. C. **Nonlinear regression with R**. New York: Springer Science, 2008. 151p.

SILVA, A.R.; REGO, E. R.; CECON, P. R. Tamanho de amostra para caracterização morfológica de frutos de pimenteira. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, 2011.

SMIDERLE, É. C. et al. Tamanho de parcelas experimentais para a seleção de genótipos na cultura do feijoeiro. **Comunicata Scientiae**, Piauí, v.5, n.1, p.51-58, 2014.

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

SOUZA, G. da S. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear**, Brasília: EMBRAPA, 1998. 405p.

SOUZA, M. A. et al. Progresso genético do melhoramento de arroz de terras altas no período de 1950 a 2001. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v.42, n.3, p.371-376, 2007

SOUSA, R. P. et al. Tamanho ótimo de parcela para avaliação do rendimento de grãos do girassol. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. Campina Grande, v.19, n.1, p.21–26, 2015.

STORCK, L. et al. **Experimentação vegetal**. 3.ed. Santa Maria: UFSM, 2012. 198p.

STUKER, H., BOFF, P. Tamanho da amostra na avaliação da queima acinzentada em canteiros de cebola. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 16, n.1, p. 10-13, 1998.

TOABE, M. et al. Dimensionamento amostral para estimação de coeficientes de correlação em híbridos de milho, safras e níveis de precisão, **Bragantia** Brasília, v.74, n.1, 2015.

VARGAS, J. C.; NAVARRO, J. R. Determination of adequate plot size, using the maximum curvature method, for rice (*oryza sativa*) trials, in bagaces, Guanacaste. **InterSedes**. San José, v.15 p.128-144, 2014.

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**, Viçosa, v.24, n.3, p.435-442, 2006.

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

**SEGUNDA PARTE - ARTIGOS**



**ARTIGO 1**

**INCORPORAÇÃO DO COEFICIENTE DE PRECISÃO  
EXPERIMENTAL E DO MODELO LOGARÍTMICO MODIFICADO NO  
DIMENSIONAMENTO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS**

**Guido Gustavo Humada González et al.,**

**LAVRAS – MG  
2016**

**RESUMO**

Uma eficiente comparação de tratamentos depende da precisão experimental. Um método adequado para aumentar a precisão experimental é considerar no planejamento do experimento o tamanho ótimo para as parcelas experimentais. Na literatura há diversos métodos para obter o tamanho ótimo de parcelas experimentais, tais como o da máxima curvatura modificada e os modelos linear e quadrático segmentado com resposta platô. No entanto, nem sempre esses métodos apresentam resultados coerentes e praticáveis. O objetivo deste trabalho é propor a utilização do modelo logarítmico modificado com resposta platô para estimação do tamanho ótimo de parcela em experimento com a cultura do arroz e compará-lo com os métodos da máxima curvatura modificada, o modelo linear com resposta platô e o modelo quadrático com resposta platô, bem como propor a incorporação do coeficiente de precisão experimental como medida de variabilidade no dimensionamento de parcelas experimentais. Os métodos apresentados foram aplicados à cultura de arroz (*Oryza sativa* L.). Os resultados obtidos indicam que o uso do *CPE* melhora a qualidade de ajuste dos modelos. O modelo logarítmico modificado mostra-se adequado para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais. A estimativa de tamanho ótimo de parcela, considerando o coeficiente de precisão experimental e o modelo logarítmico modificado com resposta platô, é de 10m<sup>2</sup> para a cultura de arroz, valor coerente com os utilizados na prática e semelhantes aos valores determinados pelos outros métodos existentes.

Palavras-chave: Medidas de variabilidade, Modelo segmentado, Precisão experimental, Regressão não linear, Unidade experimental básica.

### ABSTRACT

An efficient comparison of treatments depends on the experimental precision. A suitable method to increase experimental precision is to consider in the planning of the experiment the plot size optimum for the experimental plots. In the literature there are several methods to obtain the plot size optimum, such as the modified maximum curvature method and segmented linear and quadratic models with plateau response. However, these methods are not always consistent and feasible. Thus, the objective of this research is to propose the modified logarithmic model with plateau response (MLMP) in the estimation of the plot size optimum with rice crop and compare it with modified maximum curvature method, segmented linear and quadratic models with plateau response. In addition, it is suggested to use the coefficient of experimental precision as measures of variability. The methods proposed were applied to the rice crop (*Oryza sativa* L.). The results showed that the coefficient of experimental precision improves the goodness of fit of the models used. The MLMP is adequate to estimate plot size optimum. The plot size optimum estimate, considering CPE, is 10m<sup>2</sup> for experiments with rice, a plot size consistent with those used in practice and similar to the values determined by other usual methods.

**Keywords:** Measure of variability, Segmented model, Experimental precision, Nonlinear regression, Basic experimental unit.



## 1 INTRODUÇÃO

Para obtenção de resultados confiáveis é necessária a realização de experimentos com alta precisão que seja capaz de detectar variações entre os tratamentos. Uma das técnicas para minimizar o erro experimental e aumentar a precisão dos experimentos consiste na utilização de parcelas com tamanhos adequados.

Na avaliação das dimensões adequadas das parcelas experimentais pode-se utilizar modelos de regressão não lineares para relacionar as medidas de variabilidade experimentais e os possíveis tamanhos de parcelas. Dentre as medidas de variabilidade utilizadas para a estimação do tamanho ótimo de parcela ( $X_0$ ), destaca-se o coeficiente de variação ( $CV$ ), definido como o quociente entre desvio padrão em relação à média geral do experimento (STORCK et al. 2012).

Pimentel Gomes (1991) propôs outra medida de variabilidade: o coeficiente de precisão experimental, que foi definido por  $CPE = CV / \sqrt{r}$ , sendo  $CV$  o coeficiente de variação experimental e  $r$  o número de repetições do experimento. Uma vez que o número de repetições influi na correta avaliação dos ensaios, o  $CPE$  poderia ser uma estatística mais conveniente do que o  $CV$  em casos que envolvem ensaios com número de repetições diferentes. Destaca-se que não existe na literatura trabalhos envolvendo o uso do  $CPE$  para o problema de determinação do tamanho de parcela.

A estimação de  $X_0$  é algo complexo em função da quantidade de variáveis envolvidas no processo. Desse modo, diferentes métodos foram propostos e são utilizados com relativa eficiência, conforme a situação em que são aplicados. Dentre as mais utilizadas, destacam-se: o método da máxima curvatura modificada, o modelo linear segmentado platô e o modelo quadrático

segmentado platô (MEIER;LESSMAN, 1971; PARANAÍBA et al., 2009; PEIXOTO et al., 2011; BRITO et al., 2012).

Lessman e Atkins (1963) propuseram o método da máxima curvatura modificada (MMCM) para estimação do tamanho de parcela. O método utiliza um modelo que relaciona o coeficiente de variação entre as parcelas com o tamanho de parcela, sendo representado por:  $CV_{(X)} = A/X^B + \varepsilon_x$ , em que  $CV_{(X)}$  é o coeficiente de variação entre as parcelas de tamanho  $X$ ;  $X$  representa o número de unidades experimentais básicas agrupadas;  $A$  representa o coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica;  $B$  é equivalente a  $b/2$  ( $b$ =índice de heterogeneidade do solo) e  $\varepsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_{(X)}$ , independente, normalmente distribuído, com média zero e variância constante.

O ponto de máxima curvatura (tamanho ótimo) é obtido com a utilização do estimador (MEIER; LESSMAN, 1971):  $X_0 = \left[ \hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1) / \hat{B} + 2 \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}}$ , em que  $X_0$  representa o tamanho ótimo de parcela, em número de unidades básicas,  $\hat{A}$  e  $\hat{B}$  são as respectivas estimativas dos parâmetros  $A$  e  $B$ .

O MMCM apresenta limitações que podem comprometer os resultados. Paranaíba et al. (2009) afirmam que, se o número de unidades experimentais básicas (UEB) for pequeno, a qualidade de ajuste do método fica prejudicada. Além disso, Brito et al. (2012) e Henriques-Neto et al. (2009) encontraram problemas de subestimação no tamanho ótimo de parcela.

Dentre os modelos segmentados utilizados para estimação do tamanho de parcela ( $X_0$ ), destaca-se o modelo linear com resposta platô proposto por Paranaíba et al. (2009). O modelo é dado por:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases}, \quad (1)$$

em que  $CV_{(X)}$  representa o coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho  $X$ ;  $X$  é o número de unidades básicas experimentais agrupadas;  $X_0$  é o parâmetro relativo ao tamanho ótimo de parcelas para o qual o modelo linear se transforma em um platô, em relação à abscissa;  $CVP$  representa o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô (junção do segmento linear e platô);  $\beta_0$  é o intercepto do segmento linear;  $\beta_1$  representa o coeficiente angular do segmento linear;  $\varepsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_{(X)}$ , normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

O estimador para o tamanho ótimo de parcela é dado pela expressão  $\hat{X}_0 = (\widehat{CVP} - \hat{\beta}_0) / \hat{\beta}_1$ , em que  $\hat{\beta}_0$ ,  $\hat{\beta}_1$  e  $\widehat{CVP}$  representam os valores das estimativas dos parâmetros do modelo (1).

Outro modelo utilizado na estimação de  $X_0$  é o modelo quadrático segmentado platô. Segundo Peixoto et al. (2011) o modelo é representado por:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (2)$$

em que  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros a serem estimados do primeiro segmento e os demais componentes do modelo tem definições idênticas aos do modelo (1).

O estimador de  $X_0$  é representado por:  $\hat{X}_0 = -\hat{\beta}_1 / 2\hat{\beta}_2$ . Considerando o ponto de vista prático, os modelos segmentados fornecem resultados mais adequados, com estimativas maiores para  $X_0$ , em relação ao MMCM

(PARANAÍBA et al., 2009; BRITO et al., 2012). Porém, critérios estatísticos, como o coeficiente de determinação ajustado, indicam que a qualidade de ajuste do MMCM é superior aos modelos segmentados.

Na tentativa de melhorar a precisão das estimativas em diferentes áreas de conhecimento, outros modelos foram propostos, como o caso do modelo logarítmico com resposta platô (MLOG), proposto por Gonçalves et al. (2012) para analisar dados em experimentação animal. O MLOG revelou-se eficiente na obtenção das estimativas do platô e sua abscissa. Esse modelo foi definido por:

$$y_i = \begin{cases} (b \log(X_i + a) + \varepsilon_i) & \text{se } X_i < X_0 \\ P + \varepsilon_i & \text{se } X_i \geq X_0 \end{cases} \quad (3)$$

em que  $y_i$  é a variável de resposta;  $X_i$  é a  $i$ -ésima dose adicionada;  $a$  e  $b$  são parâmetros do modelo;  $X_0$  é a dose ótima;  $P$  é o platô e  $\varepsilon_i$  é o erro associado a observação  $y_i$ , normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante. Destaca-se que o MLOG foi utilizado apenas em pesquisas na área de experimentação animal. Não foram encontradas, na literatura consultada, informações do seu uso no dimensionamento de  $X_0$ .

Diante da importância em estimar o tamanho ótimo de parcela, da deficiência metodológica de métodos que incluam o coeficiente de precisão experimental e da necessidade de modelos que forneçam estimativas de  $X_0$  mais precisas, este trabalho tem por objetivo: i) propor a utilização do modelo logarítmico modificado com resposta platô para estimação do tamanho ótimo de parcela e compará-lo com os métodos da máxima curvatura modificada, o modelo linear com resposta platô e o modelo quadrático com resposta platô; ii) propor a incorporação do coeficiente de precisão experimental como medida de variabilidade no dimensionamento de parcelas experimentais.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

É apresentada a continuação uma descrição geral do experimento e, os métodos e modelos utilizados para a estimação do tamanho ótimo de parcela. Para tal efeito foi considerado um ensaio de uniformidade formado por um gride  $r \times c$  de unidades experimentais básicas, com  $r$  linhas e  $c$  colunas.

### 2.1 Material

Os dados utilizados neste trabalho foram extraídos de Gomez e Gomez (1984) e são oriundos de um ensaio de uniformidade com arroz irrigado, variedade IR8 (Tabela 1, ANEXO D).

O experimento foi conduzido em uma área de 38x20m com espaçamento de 20 x 20cm. Nenhum fertilizante foi aplicado e o manejo do experimento foi realizado de forma uniforme. Uma linha de 1m foi retirada de cada lado para descartar o efeito de bordadura, restando, assim, uma área efetiva de 36x18m. Nessa área, parcelas de 1m<sup>2</sup> foram consideradas como unidades experimentais básicas (UEB), sendo realizada a colheita e pesagem da produção de grãos (g/m<sup>2</sup>) em cada uma das unidades básicas.

Apesar dos dados terem sido coletados em um *gride* original 36x18 = 648 UEB, foram utilizadas apenas as 10 primeiras linhas e 10 colunas, resultando em um *gride* de 10x10 com 100 UEB de 1m<sup>2</sup>. Cada unidade experimental básica foi formada por cinco linhas de 1m de comprimento e espaçadas de 0,2m entre linhas, perfazendo 1 m<sup>2</sup> de área da UEB, totalizando

assim 100m<sup>2</sup> de área total do experimento. Detalhes desse experimento estão disponíveis em Gomez e Gomez (1984).

Com as UEB dispostas em 10 linhas e 10 colunas, elas foram combinadas para obtenção de diferentes tamanhos de parcelas (Figura 1). Portanto, as 100 UEB foram agrupadas formando oito estruturas com tamanho de parcelas diferentes (Tabela 1), formados por  $X_1$  unidades básicas de comprimento (colunas) e  $X_2$  unidades básicas de largura (linhas). Os diferentes tamanhos de parcela foram simuladas pelo agrupamento de unidades contíguas, de modo que  $X_1 * X_2$  correspondem a  $X$ , que é o tamanho da parcela em número de unidades básicas.

Tabela 1 Estruturas de agrupamento de UEB, formatos, tamanho da parcela em UEB, número total de UEB e área de cada tamanho de parcela para o ensaio de uniformidade com arroz.

<b>Estrutura</b>	<b>Formato (<math>X_1 * X_2</math>)</b>	<b>Tamanho da parcela (UEB)</b>	<b>Número total de UEB</b>	<b>Área (m<sup>2</sup>)</b>
1	1x1	1	100	1
2	1x2;2x1	2	50	2
3	2x2	4	25	4
4	1x5;5x1	5	20	4
5	2x5;5x2; 1x10;10x1	10	10	10
6	2x10;10x2	20	5	20
7	5x5	25	4	25
8	5x10;10x5	50	2	50

Desta maneira, estabeleceram-se os seguintes parâmetros:  $N$  = número de parcelas, com  $X$  unidades experimentais básicas (UEB) de tamanho calculado por  $N = 100/X$ ;  $M_{(x)}$  = média das parcelas com  $X$  UEB;  $V_{(x)}$  = variância entre parcelas com  $X$  UEB;  $VU_{(x)} = V_{(x)}/X^2$ , variância por UEB, calculada entre as

parcelas de  $X$  UEB;  $CV_{(x_i)}$  é o coeficiente de variação e  $CPE_{(x_i)}$  é o coeficiente de precisão experimental, respetivamente, entre as parcelas de  $X$  unidades básicas de tamanho.

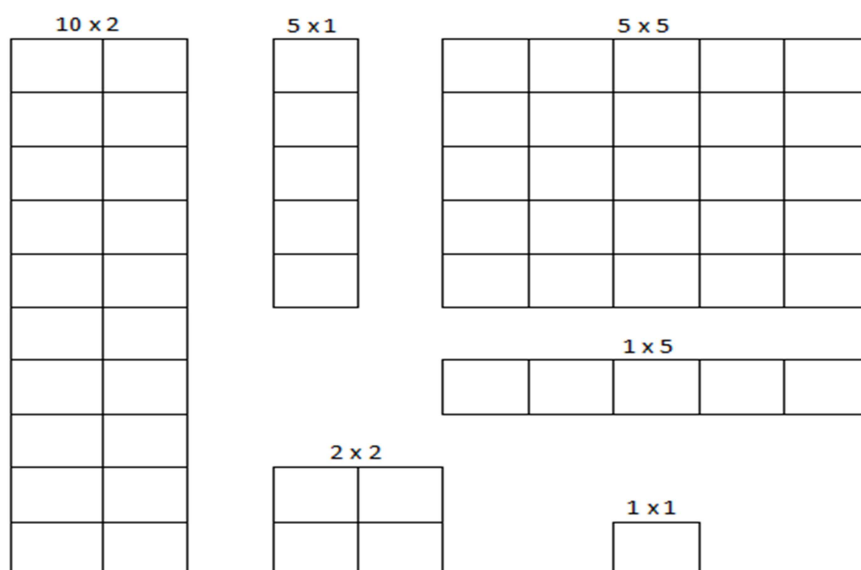


Figura 1 Esquema com alguns agrupamentos de unidades experimentais básicas adjacentes para a formação de diferentes tamanhos de parcelas de um ensaio de uniformidade.

Para tamanhos de parcelas iguais, mas com forma diferente, foi calculado o coeficiente de variação e o coeficiente de precisão experimental médios. Em seguida à obtenção das medidas de variabilidade para cada um dos oito tamanhos de parcelas foram estimados os tamanhos ótimos de parcelas utilizando-se os métodos da máxima curvatura modificada, do modelo linear segmentado com resposta platô, do modelo quadrático segmentado com resposta platô e do modelo logarítmico modificado com resposta platô utilizando como variáveis de resposta os coeficientes de variação ( $CV$ ) e de precisão experimental ( $CPE$ ).

## 2.2 Métodos

Na tabela 2 são apresentados os modelos tradicionalmente utilizados no dimensionamento de parcelas experimentais e que foram ajustados a dados originados a partir do ensaio de uniformidade com a cultura de arroz.

Tabela 2 Descrição do método da máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear segmentado platô (MLRP) e modelo quadrático segmentado platô (MQRP) com seus respectivos estimadores de tamanhos ótimos de parcela ( $X_0$ ) utilizados em ensaio de uniformidade com a cultura de arroz.

Método	Modelo	Estimador de $X_0$
MMCM	$MV_{(x_i)} = A / X^B + \varepsilon_i$	$\hat{X}_0 = \left[ \frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}}$
MLRP	$MV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ MVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases}$	$\hat{X}_0 = \frac{\widehat{CVP} - \hat{\beta}_0}{\hat{\beta}_1}$
MQRP	$MV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ MVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases}$	$\hat{X}_0 = \frac{-\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2}$

$A$  e  $B$  representam os parâmetros do MMCM.

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$  são os parâmetros dos modelos segmentados.

$MV_{(x_i)}$  é a medida de variabilidade entre as parcelas de tamanho  $X_i$ .

$X_i$  representa o número de unidades experimentais básicas agrupadas.

$X_0$  é o tamanho ótimo de parcela.

$MVP$  representa a medida de variabilidade no ponto correspondente ao platô.

$\hat{A}, \hat{B}, \hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \widehat{MVP}$  e  $\hat{X}_0$  são as respectivas estimativas de  $A, B, \beta_0, \beta_1, \beta_2, MVP$  e  $X_0$ .

$\varepsilon_i$  é o erro associado ao  $MV_{(x_i)}$ , normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.



### Modelo logarítmico modificado com resposta platô

Com a finalidade de buscar uma melhoria de qualidade de ajuste e estimativas do tamanho de parcela mais coerentes com as situações práticas, foi proposta a utilização do modelo logarítmico modificado com resposta platô, MLMP, representado por:

$$MV_{(X_i)} = \begin{cases} \beta_0 \log(X_i + \beta_1) + \beta_2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ MVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (4)$$

em que  $MV_{(X_i)}$  representa a medida de variabilidade (coeficiente de variação ou coeficiente de precisão experimental) entre totais de parcelas de tamanho  $X_i$  UEB;  $X_i$  é o número de unidades experimentais básicas grupadas;  $MVP$  é a medida de variabilidade no ponto de junção dos dois segmentos;  $\beta_0$  representa o coeficiente angular, mede o aumento ou redução em  $MV_{(i)}$  para cada aumento de uma unidade em  $X_i$ ;  $\beta_1$  minimiza o efeito do logaritmo, possibilitando que a passagem da fase decrescente para a fase de resposta constante aconteça de uma maneira mais suave;  $\beta_2$  é uma constante, sempre positiva, incide na altura do platô, permite que o ponto de junção entre os dois segmentos assumam valor positivo;  $X_0$  é tomado como o tamanho ótimo de parcela a ser estimado;  $\varepsilon_i$  representa o erro aleatório associado a  $MV_{(X_i)}$ , normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

Uma forma alternativa de definição para este modelo é por meio da utilização de uma variável binária ( $Z_{X_i}$ ); assim, o modelo de (4) fica:

$$MV_{(X_i)} = [\beta_0 \log(X_i + \beta_1) + \beta_2]Z_{X_i} + [MVP(1 - Z_{X_i})] + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que:

$$Z_{X_i} = \begin{cases} 1 & \text{se } X_i \leq X_0 \\ 0 & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (6)$$

Assumindo a continuidade do modelo em  $X_0$ , tem-se a igualdade:

$$\hat{\beta}_0 \log(X_0 + \hat{\beta}_1) + \hat{\beta}_2 = \widehat{MVP}$$

$$\log(X_0 + \hat{\beta}_1) = \frac{\widehat{MVP} - \hat{\beta}_2}{\hat{\beta}_0}$$

$$X_0 + \hat{\beta}_1 = \exp^{\frac{\widehat{MVP} - \hat{\beta}_2}{\hat{\beta}_0}}$$

Logo, o tamanho ótimo de parcela é obtido pelo seguinte estimador:

$$\hat{X}_0 = \exp^{\frac{\widehat{MVP} - \hat{\beta}_2}{\hat{\beta}_0}} - \hat{\beta}_1.$$

Na figura 2, observa-se a representação gráfica do modelo proposto que relaciona a medida de variabilidade ( $MV$ ) com o tamanho de parcela  $X$ .

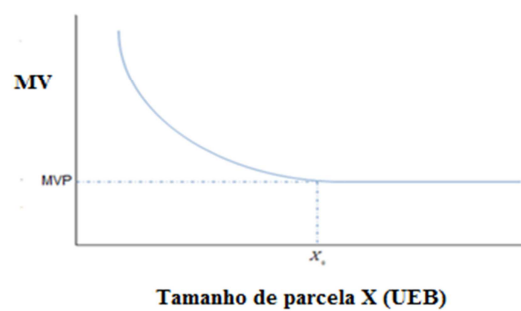


Figura 2 Representação gráfica do modelo logarítmico modificado platô (MLMP).

Como  $X_0$  pode ser escrito em função de  $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  e  $MVP$ , o modelo logarítmico proposto é um modelo indexado por quatro parâmetros, sendo classificado como um modelo não linear.

As derivadas parciais do MLMP, em sua forma alternativa, com relação aos parâmetros ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  e  $MVP$ ), são dadas por:

$$\frac{\partial MV_{x_i}}{\partial \beta_0} = \log(X_0 + \beta_1) Z_{x_i};$$

$$\frac{\partial MV_{x_i}}{\partial \beta_1} = \left( \frac{\beta_0}{X_0 + \beta_1} \right) Z_{x_i};$$

$$\frac{\partial MV_{x_i}}{\partial \beta_2} = Z_{x_i};$$

$$\frac{\partial MV_{x_i}}{\partial MVP} = 1 - Z_{x_i}$$

Logo, o modelo logarítmico com resposta platô é considerado um modelo não linear nos parâmetros, pois duas derivadas parciais  $\frac{\partial MV_{x_i}}{\partial \beta_0}$  e

$\frac{\partial MV_{x_i}}{\partial \beta_1}$  são funções dos próprios parâmetros.

O estimador do coeficiente de precisão experimental adaptado para a estimação de tamanho ótimo de parcelas experimentais é:

$$\widehat{CPE} = \frac{\widehat{CV}}{\sqrt{n}} \quad (7)$$

em que:  $\widehat{CPE}$  representa o coeficiente de precisão experimental entre as parcelas de  $X$  unidades básicas de tamanho;  $\widehat{CV}$  é o coeficiente de variação entre as parcelas de  $X$  unidades básicas de tamanho e  $n$  representa o número de unidades básicas vizinhas agrupadas.

A estimação dos parâmetros dos modelos utilizados foi feita pelo método dos mínimos quadrados, sendo que a solução do sistema de equações não lineares foi obtida por meio do processo iterativo de Gauss-Newton (RITZ; STREIBIG, 2008). Para tal, foi utilizado o procedimento *nls* no programa estatístico R (R CORE TEAM, 2016).

O diagnóstico sobre a qualidade de ajuste dos modelos aos dados foi feito com base no coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ). Esse critério, em pesquisas agropecuárias recentes, mostrou-se adequado para a seleção de modelos não lineares que apresentam melhor ajuste (FERNANDES et al, 2014; PEREIRA, et al 2014; TEIXEIRA NETO, et al. 2016).

O  $R_a^2$  é representado por:  $R_a^2 = 1 - ((n-1)/(n-p))(SQR/SQT)$ , em que  $n$  é o número de observações;  $p$  representa o número de parâmetros do modelo;  $SQT$  é a soma quadrados total e  $SQR$  representa a soma quadrados do resíduo. Quanto maior o  $R_a^2$ , melhor a qualidade do modelo ajustado.

### 3 RESULTADOS

Verifica-se que os valores das medidas de variabilidade ( $MV$ ) apresentaram uma grande variação, de 0,35 a 8,19% (Tabela 3). Constatou-se também, que esses valores diminuíram à medida que se aumentou o tamanho da

parcela (aumento da largura e/ou do comprimento). Esta relação mostra uma tendência de decréscimo não linear com incremento no tamanho da parcela ( $X_0$ )

Tabela 3 Valores de tamanho de parcela ( $X$ ) em número de unidades básicas (UEB), coeficiente de variação ( $CV_{x_i}$ ) e coeficiente de precisão experimental ( $CPE_{x_i}$ ), número total de UEB e área da parcela da variável produção de grãos de arroz.

$X(\text{UEB})$	$(CV_{x_i})$ (%)	$(CPE_{x_i})$ (%)	Número Total de UEB	Área ( $\text{m}^2$ )
1	8,19	8,19	100	1
2	6,94	4,91	50	2
4	6,09	3,05	25	4
5	5,08	2,27	20	5
10	4,22	1,33	10	10
20	3,53	0,79	5	20
25	3,44	0,69	4	25
50	2,47	0,35	2	50

Comprova-se a existência de tendência de relação inversa entre o tamanho da UEB e o  $MV$ , concordando com Henriques Neto et al. (2004), que, trabalhando com experimentos de campo com trigo, determinaram que o maior coeficiente de variação foi observado no menor tamanho de parcela, verificando-se redução dos  $CV$ 's, com taxa diferenciada de decréscimo, com o aumento da UEB.

Os resultados do experimento para a estimativa do tamanho ótimo de parcela em arroz estão apresentados na Tabela 4. As  $MV$  médias para a característica produtividade foram obtidas para cada tamanho de parcela sem levar em consideração suas formas.

Tabela 4 Valores do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do tamanho ótimo de parcela ( $X_0$ ) e da medida de variabilidade no ponto do platô ( $MVP$ ) obtidos pelos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para a característica agrônômica produtividade de grãos de arroz.

Modelo	Medidas de variabilidade	$R_a^2$	$X_0$	$MVP$
MMCM	<i>CV</i>	98,31	1,71	7,17
	<i>CPE</i>	99,80	2,77	3,78
MLRP	<i>CV</i>	89,60	11,57	3,20
	<i>CPE</i>	92,91	5,79	0,80
MQRP	<i>CV</i>	89,46	14,86	3,22
	<i>CPE</i>	93,53	7,73	0,83
MLMP	<i>CV</i>	89,87	17,87	3,14
	<i>CPE</i>	96,82	9,64	0,79

Os tamanhos de parcela variaram de 1,71 unidades básicas a 17,87 UEB, utilizando o *CV* como medida de variabilidade, mostrando grande diferença existente entre os métodos.

A Figura 3 descreve o comportamento do *CV* em função dos tamanhos de parcela ( $X$ ) em números de unidades básicas. Observa-se que o menor tamanho ótimo de parcela ( $X$ ) foi estimado pelo método MMCM e, o maior, pelo método proposto MLMP. Mesmo apresentando o maior tamanho ótimo de parcela, com relação às estimativas da *CV* no ponto de tamanho ótimo, a estimativa do método proposto não diferiu expressivamente das estimativas dos métodos com resposta platô, MLRP e MQRP.

É fato que o tamanho da parcela afeta diretamente a precisão experimental. A variabilidade entre as parcelas decresce com o aumento do número de UEB, mas, uma vez atingido o tamanho ideal, o ganho em precisão diminui rapidamente com o acréscimo de UEB. Por isso, a partir de certo tamanho ótimo de parcela, não se compensa aumentar o tamanho da parcela, visto que o ganho em precisão é muito pequeno. Nesses casos, a utilização de

métodos mais eficientes para determinar o tamanho ótimo de parcela pode ajudar a otimizar os recursos e as necessidades do pesquisador

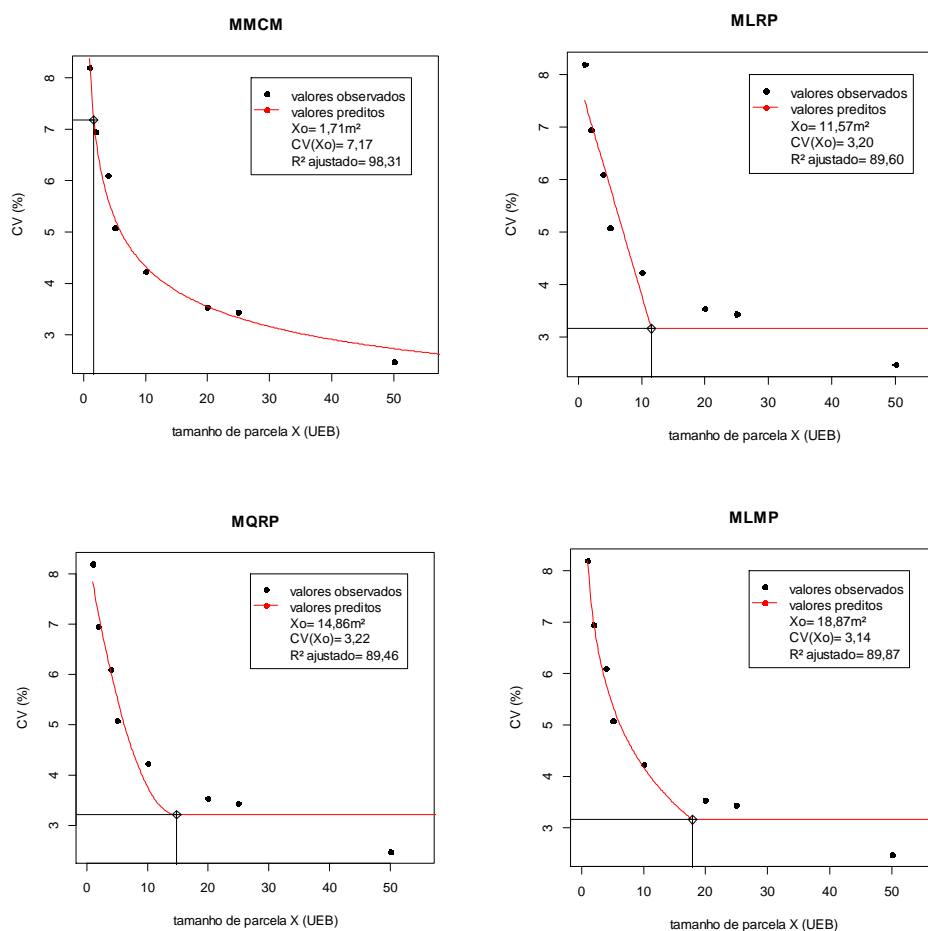


Figura 3 Tamanho ótimo de parcela com seu respectivo valor do coeficiente de variação ( $CV$ ) no ponto de tamanho ótimo e coeficiente de determinação ajustado estimados via máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear platô (MLRP), modelo quadrático platô (MQRP) e modelo logarítmico modificado platô (MLMP) para dados de produção de arroz.

Já, na figura 4, pode-se observar o comportamento do  $CPE$  em relação aos tamanhos de parcela, bem com, o tamanho ótimo ( $X_0$ ), estimado pelos

quatro diferentes métodos. Também para esta medida de variabilidade, os tamanhos ótimos variaram bastante, de 2,77 UEB a 9,64UEB, mas já com menor discrepância entre os métodos.

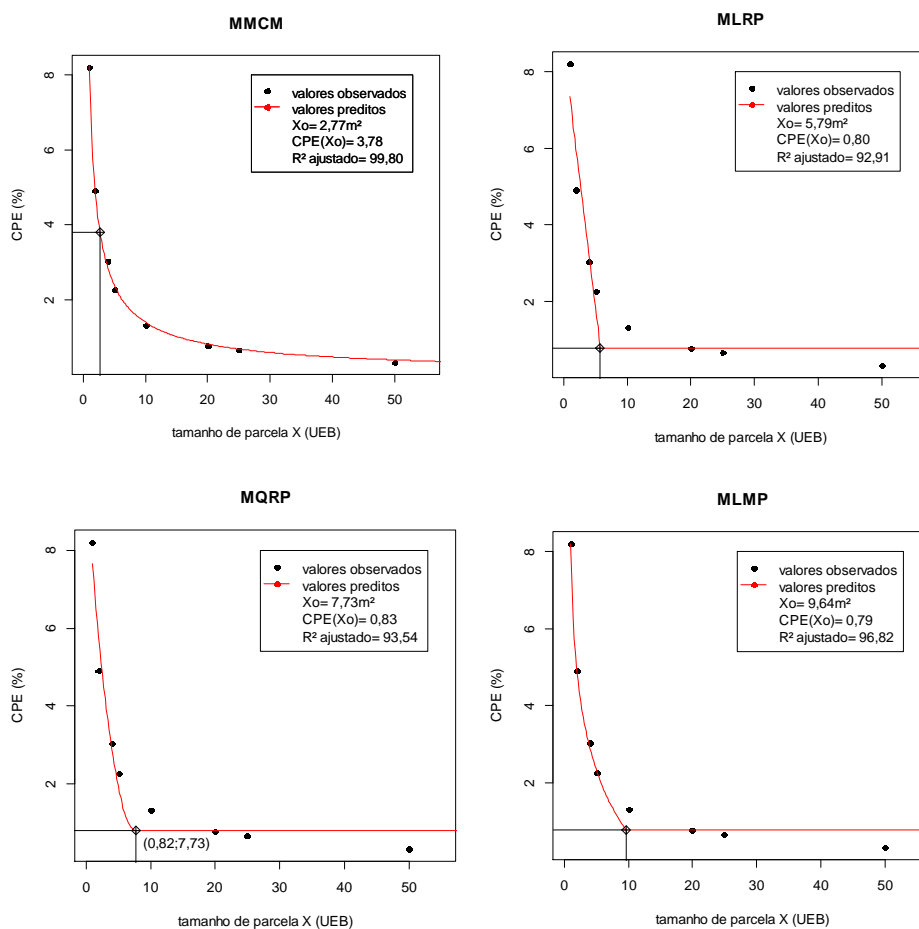


Figura 4 Tamanho ótimo de parcela com seu respectivo valor do coeficiente de precisão experimental (CPE) no ponto de tamanho ótimo e coeficiente de determinação ajustado estimados via máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear platô (MLRP), modelo quadrático platô (MQRP) e modelo logarítmico modificado platô (MLMP) para dados de produção de arroz.



Observa-se que os valores  $X_0$  são diferentes em todos os métodos e para as medidas de variabilidade  $CV$  e  $CPE$ . Além disso, o MMCM estimou o menor valor referente à  $X_0$ , independente de considerar  $CV$  ou  $CPE$ . Esses resultados concordam com Paranaíba et al. (2009), Brito et al. (2012) e Henriques-Neto et al. (2009), os quais, em experimentos de campo com diversas culturas, também encontraram problemas de subestimação do MMCM na determinação do tamanho ótimo de parcela.

Destaca-se ademais que a utilização do coeficiente de precisão experimental minimiza essa subestimação do MMCM, o que é importante, dado que o método da máxima curvatura modificada apresentou o melhor ajuste aos dados em estudo. Portanto, há indícios de que o uso do  $CPE$  pode ser considerado uma alternativa válida para minimizar o decorrente problema de subestimação das estimativas de  $X_0$  obtidas pelo MMCM.

A verificação de que parcelas menores e maior número de repetições são mais eficientes no aproveitamento da área experimental foi amplamente discutida em pesquisas de Lorentz et al. (2010), Storck et al. (2012), Cargnelutti Filho et al. (2014a) e Cargnelutti Filho et al. (2014b).

A vantagem do uso de parcelas de menor tamanho é maior em áreas experimentais mais homogêneas, ou seja, com índice de variabilidade próximo de zero. Nessa situação, os experimentos devem ser estruturados com parcelas menores e com maior número de repetições (LIN; BINNS, 1986).

Portanto, o uso do  $CPE$  no MMCM para a estimação de  $X_0$ , como uma estratégia para o melhor aproveitamento da área experimental e para aumentar o número de repetições, é interessante, principalmente, em ensaios conduzidos em áreas onde o solo apresenta baixo índice de heterogeneidade.

Os modelos segmentados estimaram tamanhos de parcela maiores em relação ao MMCM. O modelo linear platô estimou  $X_0$  igual a 12m<sup>2</sup> de área, já

por meio do MQRP o  $X_0$  estimado é 15m<sup>2</sup> e, considerando o MLMP, o valor do tamanho ótimo de parcela estimado é 18m<sup>2</sup>. Esses resultados reforçam o fato de que o método da máxima curvatura subestima o tamanho ótimo de parcela.

Com relação à aplicação na cultura do arroz (*Oryza sativa*), esta é conduzida em dois grandes ecossistemas, que são o de terras altas e o de várzeas, englobando todos os sistemas de cultivo de arroz no Brasil, sendo, entre os principais, o irrigado por inundação e o de terras altas (EMBRAPA, 2016). Em ambos os ecossistemas, existem semelhanças na dimensão (área) da unidade experimental básica adotada pelos pesquisadores nos trabalhos de investigação conduzidos com a cultura; esses valores variam de 4m<sup>2</sup> a 22m<sup>2</sup> de área.

Essa tendência se mantém ao longo dos anos e pode ser corroborada nos trabalhos de Souza et al. (2007), que, analisando 25 cultivares melhoradas, desenvolvidas pelos programas de melhoramento genético do arroz no Brasil, durante o período compreendido entre 1950 e 2001, utilizaram unidades experimentais básicas de 12,50m<sup>2</sup>; Balbinot Júnior et al. (2003), 4,0m<sup>2</sup> e espaçamento de 0,20m entre linhas; Weber et al. (2003), 15m<sup>2</sup> e linhas espaçadas de 0,17m.

Já em pesquisas recentes, Fidelis et al. (2012) utilizaram UEB's espaçadas de 0,34m com 6,8m<sup>2</sup> de área; Sartori et al. (2013) usaram parcelas de 4,5m<sup>2</sup> com espaçamento de 0,17m entre linhas; Fidelis et al. (2015) utilizaram parcelas espaçadas de 0,45m (9m<sup>2</sup> de área); Sheuermann e Eberhardt, (2010) trabalharam com parcelas experimentais de 10m<sup>2</sup>, espaçadas de 0,20m entre linhas; Dario et al. (2012) conduziram ensaios experimentais em parcelas de 21,42m<sup>2</sup> de área e 0,17m de espaçamento entre linhas.

Analisando o modelo proposto (MLMP), quando utilizado o CPE na estimação de  $X_0$ , verifica-se que a estimativa de  $X_0$  é 10m<sup>2</sup>. Já utilizando o CV, o MLMP estimou uma parcela ótima de 18m<sup>2</sup>. Em ambos os casos, os valores estimados pelo MLMP podem ser considerados adequados, uma vez que

estimam valores de  $X_0$  semelhantes aos utilizados normalmente em experimentos com arroz e próximos aos valores estimados pelos modelos já consagrados MLRP e MQRP, no problema de dimensionamento de parcelas experimentais.

Analisando o critério de avaliação dos modelos, nota-se que os modelos apresentam bom ajuste aos dados. Verifica-se ainda um fato importante: em todos os modelos, a utilização do *CPE* acarreta no aumento dos valores do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ). Em geral, o MMCM e o MLMP apresentaram os melhores valores no critério analisado, o que confirma que o MLMP, além de estimar tamanhos de parcelas semelhantes aos métodos de estimação existentes, apresenta bom ajuste aos dados (Figuras 2 e 3).

Por outro lado, os métodos MLRP e MQRP tiveram qualidade de ajuste inferior à dos modelos MMCM e MLMP, pois apresentaram as menores estimativas de coeficiente de determinação ajustado. Essas afirmações concordam com os resultados encontrados por Paranaíba et al. (2009) e Brito et al. (2012), que, em experimentos com arroz e mamoeiro, respectivamente, haviam verificado que a qualidade de ajuste do MLRP é inferior à estimada no MMCM.

Dentre os modelos segmentados utilizados, o modelo logarítmico modificado platô apresentou a melhor qualidade de ajuste aos dados analisados. No MLMP, a passagem da fase decrescente para a fase constante se dá de maneira mais suave, fato compatível com o comportamento da medida de variação quando ela se aproximar ao tamanho ótimo de parcela.

## 4 CONCLUSÃO

O modelo logarítmico modificado com resposta platô pode ser utilizado para a estimação do tamanho ótimo de parcelas experimentais.

A utilização do coeficiente de precisão experimental proporcionou aumento da qualidade no ajuste, em todos os modelos utilizados.

O método da máxima curvatura modificada subestima o tamanho ótimo de parcela. Contudo, essa subestimação é minimizada com o uso do coeficiente de precisão experimental.

O emprego do coeficiente de precisão experimental produz diferença expressiva no tamanho ótimo de parcela estimado pelos modelos segmentados, o que pode ser importante para o pesquisador em caso de dispor de recursos físicos, financeiros e humanos limitados.

Considerando o coeficiente de precisão experimental, em experimentos com a cultura do arroz, recomendam-se parcelas com 3 a 10m<sup>2</sup> de área, dependendo do modelo utilizado.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Ecossistemas**. Disponível em:  
<<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/arroz/arvore/CONT000g1wcnzza02wx5ok0ha2lipwbeel46.html>>. Acesso em 10/10/2016.

BALBINOT JUNIOR, A. A. et. al. Competitividade de cultivares de arroz irrigado com cultivar simuladora de arroz-vermelho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.38, n.1, p.53-59, 2003.

BRITO M. C. et al. Estimação do tamanho ótimo de parcela via regressão antitônica. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v.30, n.3, p.353-366, 2012.

CARGNELUTTI FILHO, A.et. al. Precisão experimental relacionada a tamanhos de parcelas, números de tratamentos e repetições em nabo forrageiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.49, p.428-439, 2014a.

CARGNELUTTI FILHO, A. et. al. Planejamentos experimentais em nabo forrageiro semeado a lanço e em linha. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v.30, p.677-686, 2014b.

DARIO, J. A. et al. Adubação foliar na fase reprodutiva do arroz irrigado. **Revista Brasileira de Agrociência**, Pelotas, v.18, n. 1-4, p.68-80, 2012.

FERNANDES, T. J. et al. Seleção de modelos não lineares para a descrição das curvas de crescimento do fruto do cafeeiro. **Coffee Science**, Lavras, v.9, n.2, p.207-215, 2014.

FIDELIS, R. et al. Avaliação de genótipos de arroz irrigado de várzea sob diferentes adubações com fósforo. **Revista Agrarian**, Goiânia, v.5, n.18, p.319-324, 2012.

FIDELIS, R. et al. Eficiência no uso e resposta de cultivares de arroz à aplicação de fósforo em solos de terras altas. **Revista Agrarian**, Goiânia, v.8, n.29, p.225-234, 2015.

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

GONÇALVES, R.P. et al. Ajuste de modelos de platô de resposta via regressão isotônica. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.42, n.2, p.354-359, 2012.

HENRIQUES NETO, D. et al. Tamanho de parcela para avaliação da produção em trigo irrigado, sob dois sistemas de plantio. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 86-93, 2009.

HENRIQUES NETO, D. et al. Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, p.517-524, 2004.

LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v.3, n.5, p.477-481, 1963.

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**, Madison, v.78, p.531-534, 1986.

LORENTZ, L.H. et. al. Plot size and experimental precision for sunflower production. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.67, p.408-413, 2010.

TEIXEIRA NETO, F. B. et. al. Ajustes de curva de crescimento em bovinos nelore da região norte do Brasil. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, Salvador, v.17, n.1, p.26-36, 2016.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica Hochst.* **Crop Science**, Madison, v.11, n.5, p.648-650. 1971.

MORAIS, A. R. et al. Estimativa do tamanho de parcela para experimento com cultura de tecidos em videira. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n.1, p.113-124, 2014.

PARANAIBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: Proposição de métodos de estimativa. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v.27, n.2, p.255-268, 2009.

PEIXOTO, A. P.; FARIA, G.A.; MORAIS, A.R. Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.41, n.11, p.1907-1913, 2011.

PEREIRA, A.A. et. al. Descrição do crescimento vegetativo do cafeeiro cultivar Rubi MG 1192, utilizando modelos de regressão. **Coffee Science**, Lavras, v.9, n.2, p.266-274, 2014.

PIMENTEL-GOMES, F. A. **O índice de variação, um substituto vantajoso do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1991. 4p. (Circular técnica, 178).

R CORE TEAM (2016). **R: A language and environment for statistical computing**, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.

RITZ, C, STREIBIG, J. C. **Nonlinear regression with R**. New York: Springer Science, 2008. 151p.

SARTORI, G. M. et al. Rendimento de grãos e eficiência no uso de água de arroz irrigado em função da época de semeadura. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.43, n.3, p.397-403, 2013.

SHEUERMANN, K. K.; EBERHARDT, D. S. Avaliação de fungicidas para o controle da brusone de panícula na cultura do arroz irrigado. **Revista de Ciências Agroveterinárias**. Lages, v.10, n.1, p. 23-28, 2010.

SOUZA, M. A. et al. Progresso genético do melhoramento de arroz de terras altas no período de 1950 a 2001. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v.42, n.3, p.371-376, 2007.

STORCK, L. et al. **Experimentação vegetal**. 3.ed. Santa Maria: UFSM, 2012. 198p.

WEBER, L.; MARCHEZAN, E.; MARZARI, V. Cultivares de arroz irrigado e nutrientes na água de drenagem em diferentes sistemas de cultivos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.33, n.1, p.27-33, 2003.



**ARTIGO 2**

**MODELO LOGARITMICO MODIFICADO NA ESTIMAÇÃO DE  
TAMANHO DE AMOSTRA PARA AVALIAÇÃO DE CULTIVARES DE  
SOJA**

**Guido Gustavo Humada González et al.,**

**LAVRAS – MG  
2016**



## RESUMO

Nos experimentos agrícolas, geralmente mensura-se uma característica de interesse agrônômico que está associada ao problema de pesquisa. Um método para estimar o parâmetro associado à característica de interesse é a mensuração em todas as plantas da área útil da parcela experimental. No entanto, por limitações de tempo, recursos humanos e financeiros, utiliza-se a amostragem de plantas dentro da parcela. Em situações desse tipo, para evitar ou minimizar possíveis erros amostrais, é importante trabalhar com amostras que sejam representativas da população analisada. Para isso, é vital estabelecer, da melhor forma possível, o tamanho amostral adequado, que permitirá estimar os parâmetros com nível de precisão desejado. Este trabalho tem por objetivo propor a aplicação do modelo logarítmico modificado com resposta platô na estimação do tamanho amostral para avaliação da produção de oito cultivares de soja e verificar se diferentes tamanhos da unidade experimental básica afetam as estimativas do tamanho da amostra. Os resultados apontam que o modelo logarítmico modificado com resposta platô mostra-se como adequado para estimação do tamanho mínimo de amostra. A determinação do tamanho de amostra com unidades experimentais básicas constituídas por uma planta é mais adequada por utilizar menor número de plantas por parcela. De modo geral, sugere-se utilizar ao menos 59 plantas por parcela para avaliar a produção por planta em parcelas experimentais na cultura da soja.

Palavras-chave: Dimensionamento amostral, Erro amostral, Máxima curvatura modificada, Modelo logarítmico, Regressão não linear.

## ABSTRACT

In agricultural experiments, a agronomic variable of interest is usually measured. One method to estimate the parameter associated with the agronomic characteristic of interest is to measure all plants in the useful area of the experimental plot. However, due to limitations of time, human and financial resources, it is recommended to use plant sampling within plots. In these situations, to minimize possible sample errors, it is important to work with samples that are representative of the population. For this, it is essential to define, in the better possible way, the appropriate sample size which will enable to estimate the parameters. The objective of this research is to propose the modified logarithmic model with plateau response (MLMP) in the estimation of sample size to evaluate the production of eight soybean cultivars and verify that differents basic experimental unit sizes affects the estimates of the sample size. The results showed that the MLMP is suitable to estimate the minimum sample size. The determination of sample size with basic experimental units constituted by a plant is more adequate because it uses fewer plants per plot. In general, it is suggested to use at least 59 plants per plot to evaluate the yield per plant in experimental plots in the soybean crop.

Keywords: Sample size, Sample error, Modified maximum curvature, Logarithmic model, Nonlinear regression.

## 1 INTRODUÇÃO

Em experimentação, as variações existentes entre as parcelas de um mesmo tratamento, devido às repetições, geram o erro experimental, que deve ser minimizado para diferenciar os efeitos dos tratamentos e evitar incorrer no denominado erro tipo II.

Dentre as alternativas para melhorar a precisão experimental e aumentar as chances de detectar diferenças entre os tratamentos destaca-se a escolha criteriosa do tamanho de parcela (MUNIZ et al. 2009; MORAIS et al. 2014).

É clássico, nos experimentos agrícolas, mensurar uma característica de interesse agrônomo que está associada ao problema de pesquisa. Uma técnica para estimar, por exemplo, a média da característica de interesse é a mensuração em todas as plantas da área útil da parcela experimental. No entanto, por limitações de disponibilidade de tempo, mão de obra qualificada e recursos financeiros, em muitas ocasiões, utiliza-se a amostragem de plantas dentro da parcela (CARGNELUTTI FILHO et al., 2010).

Desta forma, as técnicas de amostragem viabilizam a coleta de dados sem a necessidade de conhecer todo o universo pesquisado. Stevenson (1986) menciona que o objetivo da amostragem é fazer generalizações sobre todo um grupo sem precisar examinar cada um de seus elementos. Nesse contexto, o uso de amostragem gera um erro dentro da parcela e esse está em função do tamanho de amostra utilizado, portanto, amostras subdimensionadas podem resultar na redução da precisão dos experimentos, podendo até invalidar o trabalho.

Em situação desse tipo, com vista a minimizar possíveis erros amostrais, é importante trabalhar com amostras que sejam representativas da população analisada. Para isso, é vital estabelecer, da melhor forma possível, o tamanho de amostra adequado que permitirá estimar os parâmetros associados às variáveis agrônomicas de interesse com nível de precisão desejado (BARBETTA et al.,

2014). Segundo Gomez e Gomez (1984) a diferença entre o valor estimado na amostra e o valor do parâmetro na população denomina-se erro amostral ou de amostragem.

Conforme Fonseca e Martins (1996), o tamanho amostral de uma população normal finita pode ser calculado por:

$$n = \frac{z^2 \sigma^2 N}{e^2 (N - 1) + z^2 \sigma^2} \quad (1)$$

em que  $n$  é o tamanho da amostra;  $z$  representa o quantil da curva normal padrão, fixado um nível de confiança  $100 (1 - \alpha)\%$ ;  $\sigma$  é o desvio padrão da população;  $e$  representa o erro máximo tolerável da estimativa (erro amostral);  $N$  é o tamanho da população.

É possível dimensionar uma amostra aleatória simples aplicando a formula (1), porém necessita-se do conhecimento prévio da variância da população e do grau de precisão desejado e do erro da estimativa (esses últimos geralmente fixados pelo pesquisador).

Quando não se dispõem de informações sobre a variabilidade da população a ser amostrada deve-se realizar uma pré-amostragem, em pequena escala, a fim de que se possam obter estimativas dos parâmetros populacionais, que serão usadas na obtenção do melhor tamanho da amostra. A amostra mais adequada, segundo Rozane et al. (2011), é aquela que representa da melhor forma possível a área a ser avaliada, com a quantidade mínima de unidades experimentais para atender ao objetivo proposto.

Uma metodologia alternativa para estimar o tamanho adequado da amostra, e evitar estabelecer um valor arbitrário e subjetivo para o erro amostral, consiste em analisar as parcelas experimentais individualmente como um ensaio de uniformidade (identificando a posição dos indivíduos que compõem a parcela) e, posteriormente, utilizar os métodos tradicionalmente utilizados na

estimação do tamanho ótimo de parcelas experimentais. Essa técnica permitirá a determinação do número de plantas que representará o tamanho amostral adequado. Nesse contexto, o método da máxima curvatura modificada e, mais recentemente, os modelos segmentados, linear e quadrático, com resposta platô, vêm sendo utilizado com sucesso no dimensionamento do tamanho de amostra (PENATI et al. 2005; MOURA et al. 2008; BRITO et al. 2012).

O número de pesquisas conduzidas envolvendo estimativas relacionadas ao tamanho amostral é bem extenso e apresentam diferentes resultados. Como por exemplo: em ensaios com sorgo, Catapatti et al. (2008) estimaram amostras com tamanho de 15 a 25 plantas; em experimentos com pimenta, 14 frutos, (SILVA et al., 2011); em estudos com feijão, 22 a 28 plantas, (HAESBAERT et al., 2011); em mamoneira, 96 plantas, (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012); em experimentação com milho, 120 a 375 plantas, (TOEBE et al., 2015).

Embora existam estudos de dimensionamento amostral para determinados caracteres agrônômicos em soja (ESTEFANEL et al., 1984; CARGNELUTTI FILHO et al., 2009; MATSUO et al., 2012), não existem registros de pesquisas realizadas com a finalidade de determinar o tamanho de amostra adequado para avaliar a produção de plantas de soja envolvendo modelos de regressão não lineares.

Em função do exposto e visando contribuir com o aumento da precisão experimental em pesquisas futuras com a cultura da soja, definiu-se como objetivo deste trabalho: i) propor a aplicação do modelo logarítmico modificado com resposta platô na estimação do tamanho amostral para diferentes cultivares de soja e compará-los com os métodos da máxima curvatura modificada, do modelo linear segmentado com resposta platô e do modelo quadrático segmentado com resposta platô; ii) estimar o tamanho de amostra para avaliação da produção por planta de oito cultivares de soja; iii) avaliar se diferentes

tamanhos da unidade experimental básica afetam as estimativas do tamanho da amostra.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

O experimento de avaliação da produtividade de oito cultivares de soja, que foi utilizado na estimação do tamanho amostral, foi realizado no período de dezembro a março, no ano agrícola 2013/2014, na fazenda experimental da Universidade Federal de Lavras – UFLA –, localizada no município de Lavras, Minas Gerais, a 21°14' de latitude sul, 45°00' de longitude oeste e altitude média de 918 m. Segundo a classificação climática de Köppen, o clima é do tipo Cwa, subtropical, temperado chuvoso (mesotérmico), com inverno seco, verão chuvoso e temperatura do mês mais quente maior que 22°C (Dantas et al., 2007).

O ensaio foi conduzido no delineamento em blocos casualizados, com três repetições, sendo os tratamentos constituídos por oito cultivares de soja, especificados na Tabela 1. Cada parcela experimental foi formada por quatro fileiras de cinco metros de comprimento, com espaçamento de 0,5m entre fileiras e densidade de semeadura de 12 plantas por metro linear.

Tabela1 Nome do cultivar e procedência do material experimental utilizado em experimento de campo com cultivares de soja.

	Cultivar	Procedência
A	TMG 1181	82 CF
B	ANTA 82	90 GFI
C	TMG 1176	78GFI
D	BMX POTENCIA	74 SUL
E	BRS MG 760 SRR	82 EARR
F	BRS MG 820 RR	86 EARR
G	BRS MG 752 S	66 EUCC
H	BRS MG 810 C	84 EUCC

## 2.1 Estimação do tamanho da amostra

Para estimar o tamanho da amostra, para cada cultivar em cada uma das três repetições foi montado um *gride* 4 x 40 de unidades experimentais básicas (UEB) formada por quatro linhas (as quatro fileiras da parcela) e 40 colunas (as plantas dentro de cada fileira), conforme ilustrado na figura 1.

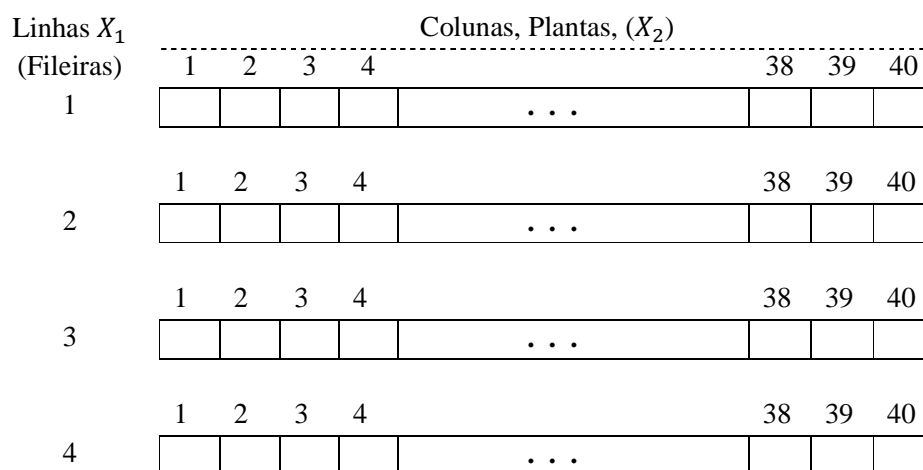


Figura 1 Esquema de uma parcela mostrando as quatro fileiras com suas respectivas plantas.

Desse modo, cada UEB foi formada por uma planta. Em cada UEB foi avaliada a produção de grãos, em gramas por planta. Em cada uma das repetições das cultivares, utilizando-se as 160 plantas (dispostas em quatro fileiras e 40 colunas), foram simuladas diferentes tamanhos de amostra, as quais foram formadas por  $X_1$  unidades básicas de largura (linhas) e  $X_2$  unidades básicas de comprimento (colunas). Os tamanhos de amostra foram simulados pelo agrupamento de UEB contíguas, de modo que  $X_1 * X_2$  correspondesse ao

tamanho da amostra, com  $X$  UEB, e de maneira que  $X$  (número de UEB por amostra simulada) fosse divisor do número total de UEB, formando assim vários tamanhos de amostras, conforme ilustrado na tabela 2.

Tabela 2 Estruturas de agrupamento de UEB, formatos, tamanho de amostra em UEB, número total de UEB e área de cada tamanho de amostra para o ensaio com soja considerando UEB's formadas por uma planta.

<b>Estrutura</b>	<b>Formato</b> ( $X_1 * X_2$ )	<b>Tamanho da parcela</b> (UEB)	<b>Número total de UEB</b>	<b>Área</b> (m <sup>2</sup> )
1	1x1	1	160	0,041
2	1x2;2x1	2	80	0,083
3	2x2;1x4;4x1	4	40	0,166
4	5x1	5	32	0,207
5	2x4;4x2;8x1	8	20	0,332
6	1x10;5x2	10	16	0,415
7	4x4;8x2	16	10	0,664
8	5x4;10x2;20x1	20	8	0,830
9	10x4;20x2;40x1	40	4	1,660
10	20x4;40x2	80	2	3,320

Com a finalidade de verificar se o tamanho da UEB tem alguma influencia na medida de variabilidade e, portanto, no tamanho ótimo ou mínimo da amostra consideram-se, também, UEB formadas por duas e quatro plantas, cujas estruturas de agrupamentos das UEB estão apresentadas nas tabelas 3 e 4, respetivamente.

Desta maneira, estabeleceram-se as seguintes quantidades:  $N$  é o número de amostras com  $X$  UEB, que pode ser formada por uma, duas ou quatro plantas. No caso de UEB formadas por uma planta tem-se  $N = 160/X$ , para UEB de duas e quatro plantas, tem-se, respetivamente  $N = 80/X$  e  $N = 40/X$ ;  $M_{(x)}$  é a média das amostras com  $X$  UEB;  $V_{(x)}$  é a variância entre amostras com  $X$  UEB;  $VU_{(x)}$



$= V_{(x)} / X^2$ , variância por UEB, calculada entre as amostras de  $X$  UEB;  $CV_{(x)}$  é o coeficiente de variação entre as amostras de  $X$  unidades básicas.

Tabela 3 Estruturas de agrupamento de UEB, formatos, tamanho da amostra em UEB, número total de UEB e área de cada tamanho de parcela para o ensaio com soja considerando UEB's formadas por duas plantas.

<b>Estrutura</b>	<b>Formato</b> ( $X_1 * X_2$ )	<b>Tamanho da parcela</b> (UEB)	<b>Número total de UEB</b>	<b>Área</b> (m <sup>2</sup> )
1	1x1	1	80	0,083
2	1x2;2x1	2	40	0,166
3	2x2;1x4;4x1	4	20	0,332
4	5x1	5	16	0,415
5	2x4;4x2	8	10	0,664
6	1x10;5x2	10	8	0,830
7	4x4	16	5	1,328
8	5x4;10x2;20x1	20	4	1,660
9	10x4;20x2	40	2	3,320

Ressalta-se que o valor de  $N$  depende do tamanho de UEB adotado e varia segundo o número de plantas adicionadas nas fileiras. No caso de UEB's formadas por uma planta o valor de  $N$  é 160 e para as UEB's constituídas por duas (Tabela 3) e quatro (Tabela 4) plantas o número total de observações é reduzido, respectivamente, a 80 e 40.

Tabela 4 Estruturas de agrupamento de UEB, formatos, tamanho da amostra em UEB, número total de UEB e área de cada tamanho de parcela para o ensaio com soja considerando UEB's formadas por quatro plantas.

<b>Estrutura</b>	<b>Formato</b> ( $X_1 * X_2$ )	<b>Tamanho da amostra</b> (UEB)	<b>Número total de UEB</b>	<b>Área</b> (m <sup>2</sup> )
1	1x1	1	40	0,166
2	1x2;2x1	2	20	0,332
3	2x2;1x4	4	10	0,664
4	5x1	5	8	0,83
5	5x2;10x1	10	4	1,66

---

6	5x4;10x2	20	2	3,32
---	----------	----	---	------

---

## 2.2 Métodos de estimação do tamanho ótimo da amostra

O tamanho da amostra foi estimado pelos métodos da máxima curvatura modificada, do modelo linear com resposta platô, do modelo quadrático com resposta platô e do modelo logarítmico modificado com resposta platô, os quais são descritos na sequência.

### Método da máxima curvatura modificado

Proposto por Lessman e Atkins (1963), o método da máxima curvatura modificada (MMCM) relaciona, por meio de uma equação, o coeficiente de variação experimental ( $CV$ ) com o tamanho da amostra  $X$ . A equação de regressão utilizada foi:

$$CV_{(X)} = \frac{A}{X^B} + \varepsilon_x \quad (2)$$

em que:

$CV_{(X)}$  é o coeficiente de variação entre as amostras de tamanho  $X$ ;  $X$  é o número de UEB agrupadas;  $A$  representa o coeficiente de variação para amostras de uma UEB;  $B$  é equivalente a  $b/2$ , sendo  $b$  o índice de heterogeneidade do solo;  $\varepsilon_x$  é o erro experimental associado ao  $CV_{(X)}$ , calculado com  $X$  UEB, considerados como normalmente distribuídos, independentes, com média zero e variância constante.

O tamanho ótimo de amostra foi determinado utilizando-se a expressão (MEIER & LESSMAN, 1971):

$$X_0 = \left[ \frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}} \quad (3)$$

em que  $X_0$  é o valor da abscissa correspondente ao ponto de máxima curvatura, sendo definido como o estimador do tamanho ótimo da amostra;  $\hat{A}$  e  $\hat{B}$  são as respectivas estimativas dos parâmetros  $A$  e  $B$ .

### Modelo linear com resposta platô

Proposto por Paranaíba et al. (2009), esse modelo possui dois segmentos: o primeiro descreve uma reta decrescente, até uma determinada altura  $P$  que é o platô. A partir desse ponto, o valor de  $CV_{(x_i)}$  assume valor constante  $CVP$ , que é o segundo segmento.

O modelo linear com resposta platô (MLRP) utilizado foi apresentado por:

$$CV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (4)$$

em que:  $CV_{(x_i)}$  representa a medida de variabilidade entre totais de amostras de tamanho  $X_i$ ;  $X_i$  é o número de unidades básicas agrupadas;  $X_0$  é o tamanho de amostra em unidades básicas;  $CVP$  representa o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô;  $\beta_0$  é o intercepto do segmento linear;  $\beta_1$  é o coeficiente angular do segmento linear e  $\varepsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_{(x_i)}$ , considerados como normalmente distribuídos, independentes, com média zero e variância constante.

O tamanho ótimo da amostra foi determinado utilizando-se o estimador dado pela expressão  $\hat{X}_0 = (\widehat{CVP} - \hat{\beta}_0) / \hat{\beta}_1$ , em que  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$  e  $\widehat{CVP}$  representam os valores das estimativas dos parâmetros do modelo (4).

### Modelo quadrático com resposta platô

O modelo quadrático com resposta platô (MQRP) (PEIXOTO et al., 2011) foi representado por:

$$CV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (5)$$

em que  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros a serem estimados do primeiro segmento (quadrático) e os demais componentes do modelo tem definições idênticas aos do modelo (4).

O tamanho ótimo da amostra foi determinado usando-se o estimador:  $\hat{X}_0 = -\hat{\beta}_1 / 2\hat{\beta}_2$ , em que  $\hat{\beta}_1$  e  $\hat{\beta}_2$  são as estimativas dos parâmetros do modelo (5).

### Modelo logarítmico modificado com resposta platô

O modelo logarítmico modificado com resposta platô é definido por:

$$CV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 \log(X_i + \beta_1) + \beta_2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (6)$$

em que:

$CV_{(X_i)}$  representa o coeficiente de variação entre totais de amostras de tamanho  $X_i$  UEB;  $X_i$  é o número de unidades básicas agrupadas;  $CVP$  é o coeficiente de variação no ponto de junção dos dois segmentos;  $\beta_0$  representa o coeficiente angular, mede o aumento ou redução em  $CV_{(X_i)}$  para cada aumento de uma unidade em  $X_i$ ;  $\beta_1$  minimiza o efeito do logaritmo, possibilita que a passagem da fase decrescente para a fase constante aconteça de uma maneira mais suave;  $\beta_2$  é uma constante, sempre positiva, incide na altura do platô permitindo que o ponto de junção entre os dois segmentos assumam valor positivo;  $X_0$  é tomado como o tamanho de amostra a ser estimado;  $\varepsilon_i$  representa o erro aleatório associado ao modelo, normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

O tamanho ótimo da amostra foi determinado usando-se o estimador  $\hat{X}_0 = \exp((\widehat{CVP} - \widehat{\beta}_2) / \widehat{\beta}_0) - \widehat{\beta}_1$  em que  $\widehat{CVP}$ ,  $\widehat{\beta}_1$  e  $\widehat{\beta}_2$  são as estimativas dos parâmetros do modelo logarítmico modificado com resposta platô (6).

A estimação dos parâmetros dos modelos utilizados foi feita pelo método dos mínimos quadrados, sendo que a solução do sistema de equações não lineares foi obtida por meio do processo iterativo de Gauss-Newton (RITZ; STREIBIG, 2008). Para tal, foi utilizado o procedimento *nls* no programa estatístico R (R CORE TEAM, 2016).

### **Critérios de avaliação dos modelos**

O diagnóstico sobre a qualidade de ajuste dos modelos utilizados foi feito com base no coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ) e no critério de informação de Akaike (AIC).

O coeficiente de determinação ajustado foi calculado usando-se a expressão (RENCHEER; SCHAALJE, 2008).

$$R_a^2 = 1 - \left( \frac{n-1}{n-p} \right) \frac{SQR}{SQT} \quad (7)$$

em que  $n$  é o número de observações;  $p$  é o número de parâmetros do modelo;  $SQT$  é a soma de quadrados total e  $SQR$  é a soma de quadrados do resíduo.

Quanto maior for o coeficiente de determinação ajustado, melhor a qualidade do modelo ajustado.

O Critério de informação Akaike ( $AIC$ ), proposto por Akaike (1974), é uma estatística para comparação da qualidade de ajuste de modelo baseado no máximo da função de verossimilhança, sendo este dependente do número de parâmetros do modelo em estudo. Assim, o valor do  $AIC$  foi calculado por:

$$AIC = -2 \log L(\hat{\theta}) + 2p \quad (8)$$

em que  $L(\hat{\theta})$  é o valor máximo da função de verossimilhança do modelo em  $\hat{\theta}$  e  $p$  é o número de parâmetros do modelo em avaliação. Para esta estatística, considera-se que quanto menor o valor de  $AIC$ , melhor a qualidade de ajuste do modelo analisado.

### **Erro da estimativa para população finita**

Na avaliação da representatividade dos tamanhos amostrais, foi adotado como critério o erro da estimativa da média para população finita. Sendo que, quanto menor for o erro, maior é a representatividade da parcela experimental. O

erro da estimativa foi calculado considerando o tamanho de amostra estimada. Para tamanhos de amostras maiores que 30 plantas, consideraram-se o cálculo do erro amostral baseado na distribuição normal padrão (BUSSAB; MORETTIN, 2013), sendo utilizada a expressão:

$$e = z \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \quad (9)$$

em que  $e$  representa o erro máximo tolerável da estimativa (erro amostral);  $z$  representa o quantil da curva normal padrão, fixado um nível de confiança 100  $(1 - \alpha)\%$ ;  $\sigma$  é o desvio padrão populacional;  $N$  é o número de valores que compõem a população finita;  $n$  representa o tamanho da amostra.

Quando o tamanho da amostra é menor que 30 plantas, utilizou-se o cálculo do erro amostral baseado na distribuição t de Student. Logo, o cálculo do erro amostral é dado por:

$$e = t \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \quad (10)$$

em que  $e$  é o erro máximo tolerável da estimativa (erro amostral),  $t$  é o quantil da distribuição t de Student fixado um nível de confiança 100  $(1 - \alpha)\%$  com  $n-1$  graus de liberdade,  $s$  representa o desvio padrão amostral e os demais componentes da equação (10) tem definições idênticas aos da expressão (9).

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Considerando o fato de o material analisado ser plantas, todos os valores referentes às estimativas do tamanho de amostra foram aproximados para o maior número inteiro mais próximo, sendo arredondados para cima.

Analisando o comportamento do coeficiente de variação (*CV*) nas diversas cultivares e repetições (Tabela 1 a 3, ANEXO A), verifica-se que os valores do *CV* apresentaram uma grande variação, de 1,3% (Tabela 3, ANEXO A) a 78,7% (Tabela 1, ANEXO A), mostrando a existência de grande variação nesse conjunto de dados, o que o torna adequado para o propósito do trabalho. Constatou-se, também, que esses valores diminuíram à medida que se aumentou o tamanho da amostra (aumento da largura e/ou do comprimento), ou seja, existe uma relação inversa entre o coeficiente de variação e o tamanho da amostra (Tabela 1 a 3, NEXO A; Figura 1 a 8, ANEXO B). Este resultado concorda com Catapatti et al. (2008), que, na avaliação de tamanho de amostra e número de repetições em genótipos de milho-pipoca, afirmaram que quanto maior o tamanho de amostra, menor o valor do coeficiente de variação.

Observa-se também a diminuição expressiva da amplitude dos valores de *CV*'s em relação ao agrupamento das UEB para a formação das novas UEB com duas e quatro plantas. Por exemplo, para a cultivar TMG 1181 e UEB formadas por uma (1) planta, o *CV* variou de 10,9% a 68,2% (Tabela 1, ANEXO A); para UEB formadas por duas (2) plantas, o *CV* teve uma redução de 10,9% a 48,6% (Tabela 2, ANEXO A); já para UEB formadas por quatro (4) UEB, a variação do *CV* foi de 10,9% a 34,9% (Tabela 3, ANEXO A); reforçando e confirmando resultados obtidos por Durner (1989), de que parcelas maiores apresentam menor variabilidade.

Em relação às estimativas do erro amostral da média para os diversos tamanhos amostrais, verifica-se (Tabela 1 a 8, ANEXO C) que, independente da cultivar, modelo e repetição, o erro amostral aumenta à medida que a UEB é formada pelo agrupamento de duas ou mais plantas. Por exemplo, para a cultivar TMG 1181 e modelo logarítmico modificado platô (MLMP), os valores dos erros amostrais são de 4,6 plantas; 7,6 plantas e 22,4 plantas (Tabela 1, ANEXO C) quando as UEB são formadas respectivamente por (1) uma, (2) duas e (4)



quatro plantas. Esses resultados indicam que as UEB formadas por uma planta são mais representativas do que aquelas constituídas pelo agrupamento de duas ou mais plantas, uma vez que as UEB formadas por (1) uma planta apresentam menor erro amostral.

Stevenson (1986) menciona que o objetivo da amostragem é fazer generalizações sobre todo um grupo sem precisar examinar cada um de seus elementos; portanto, para não comprometer as inferências em relação ao população analisada, a amostra deve ser a mais representativa possível, o que é verificado em UEB's formadas por uma planta.

Ainda considerando o acréscimo de plantas nas UEB e as tabelas mencionadas anteriormente, percebe-se, na maioria dos casos, a redução dos valores do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ). Com efeito, os modelos ajustaram-se melhor aos dados provenientes do caso de quando as UEB foram formadas por (1) uma planta (Figura 1 a 8, ANEXO B). Agregando este resultado com o obtido da estimativa do erro amostral da média, induz-se que os modelos ajustados aos dados provenientes de UEB formados por uma planta são mais fidedignos. Pois, apresentam melhor qualidade de ajuste pelos valores do  $R_a^2$  e a amostra considerada é mais representativa por causa dos menores valores do erro amostral.

Evidentemente a estrutura das UEB também influenciará na estimação do tamanho amostral. Avaliando os resultados dos tamanhos de amostra ( $X_0$ ), obtidos pelos quatro métodos utilizados, verifica-se que os menores valores são encontrados quando as UEB são formadas por quatro plantas (Tabelas 1 a 8, ANEXO C). Contudo, deve-se ressaltar que a área e o número de plantas de uma UEB são diferentes para os três casos avaliados (Tabela 2 a 4). Tendo como exemplo um tamanho de amostra  $X_0$  igual a 8 UEB, tem-se que o tamanho amostral dessa parcela será igual a 8, 16 ou 32 plantas, se a UEB for constituída

por (1) uma, (2) duas ou (4) quatro plantas, respectivamente. Raciocínio análogo pode ser feito para a área da parcela amostrada, obtendo os valores 0,332; 0,664 e 1,328m<sup>2</sup>.

Transformando os tamanhos de amostra estimados em número de plantas (Tabelas 1 a 8, ANEXO C) verifica-se que, na maioria dos casos, as parcelas formadas por UEB de (1) uma planta são as que apresentam o menor tamanho. Logo, no experimento avaliado, constatou-se que agrupar duas ou mais plantas para constituírem uma UEB acarreta em maiores erros e tamanhos amostrais, o qual é um resultado pouco desejável. Por isso, as discussões dos tamanhos amostrais para os modelos e cultivares avaliados serão restritos aos dados de (1) uma planta por UEB.

Os resultados da qualidade de ajuste dos modelos: máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear com resposta platô (MLRP), modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP), Tabela 1 a 8, ANEXO C, indicam que, quando as UEB são formadas por (1) planta, os modelos segmentados MLRP e MQRP apresentaram os piores valores de  $R_a^2$  e  $AIC$ . Tal resultado é concordante com os obtidos por de Souza et al. (2015), na avaliação do tamanho ótimo de parcelas para avaliação do rendimento de grãos do girassol, por Brito et al. (2012), que estimaram o tamanho ótimo de parcela do mamoeiro em diversas épocas da formação de mudas, e por Silva et al. (2012), que determinaram o tamanho ótimo de parcelas em experimentos com rabanete para as variáveis massa e diâmetro de raiz.

Com base nos avaliadores de qualidade de ajuste de modelos, pelas estimativas de  $R_a^2$  e  $AIC$ , destacam-se os métodos MMCM e MLMP e, entre esses dois, com base no erro amostral, destaca-se o MLMP.

Contudo, apesar do modelo MMCM apresentar melhor ajuste em relação aos modelos MLRP e MQRP, os valores do coeficiente de variação no tamanho

mínimo de amostra estimado são menores para o modelo MLMP ao invés do MMCM, sugerindo que este último modelo pode não ser o mais indicado na estimação do tamanho amostral para avaliação das cultivares. Além disso, os tamanhos amostrais estimados pelo MMCM foram menores que os fornecidos pela maioria dos métodos utilizados, concordando assim com o encontrado por Moura (2008), que, em experimentos para determinação de tamanho de amostra em melão híbrido, afirmou que os valores obtidos pelo MMCM são pequenos, ou seja, esse método pode subestimar o tamanho de amostra.

Segundo Brito et al. (2012), o valor do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo ainda é elevado no MMCM, pois a região imediatamente superior ao ponto de máxima curvatura ainda reduz consideravelmente os valores do coeficiente de variação.

Conforme Chaves (1985), o MMCM é um dos modelos mais utilizados na determinação de tamanho ótimo de parcelas ou amostral. Todavia, pelo fato do aumento do tamanho da amostra promover ganho significativo na precisão experimental, visto que o vértice da curva do coeficiente de variação tende a ocorrer na região de amostras reduzidas, esse método tende a subestimar o tamanho ótimo de parcela ou tamanho amostral.

Comparando os resultados das estimativas dos tamanhos amostrais encontrados nas Tabelas (1 a 8, ANEXO C), verifica-se que o MMCM fornece os menores valores. Entretanto, de acordo com as afirmações de Chaves (1985), Silva et al. (2003), Moura (2008), Brito et al. (2012) e de Moraes et al. (2014), o MMCM subestima o tamanho de parcela, neste caso o tamanho de amostra. Por este fato e também pelo método MMCM apresentar os maiores valores de CVP em relação ao MLMP, considerar-se-á que as melhores estimativas de tamanho amostral são aquelas estimadas pelo MLMP.

Na Tabela 5 são apresentadas as estimativas dos tamanhos amostrais para as oito cultivares de soja, obtida pelo MLMP com UEB formadas por uma

planta. Os valores de cada repetição foram arredondados para o maior inteiro mais próximo. Para cada tamanho amostral tem-se o coeficiente de variação no tamanho amostral estimado, expressas em porcentagem, em parênteses.

Nota-se que as cultivares apresentaram tamanhos amostrais diferentes, provavelmente devido às características genéticas de cada uma. Estes valores devem ser vistos como tamanho mínimo da amostra, pois sabe-se que a medida de variabilidade (CV) ainda pode-se ser reduzida caso se considere amostras maiores.

Tabela 5. Estimativas do tamanho mínimo de amostra e do coeficiente de variação no tamanho mínimo (em parêntesis) para avaliação da produção de oito cultivares de soja, obtidas pelo modelo logarítmico com resposta platô (MLMP), e para unidade básica (UEB) de uma, duas e quatro plantas.

Cultivar	Tamanho da UEB		
	1	2	4
TMG 1181	28 (11,9)	22 (10,5)	7 (14,9)
ANTA 82	35 (10,8)	25 (10,9)	10 (14,1)
TMG 1176	59 (8,4)	22 (11,9)	11 (13,1)
BMX POTENCIA	29 (14,6)	20 (13,5)	10 (18,4)
BRS MG 760 SRR	35 (16,0)	23 (14,7)	12 (18,6)
BRS MG 820 RR	33 (14,2)	19 (16,3)	8 (15,6)
BRS MG 752 S	32 (7,9)	17 (8,9)	10 (9,3)
BRS MG 810 C	36 (4,1)	20 (6,6)	10 (7,1)

Considerando UEB formadas por (1) uma planta, esses valores médios variaram de 28 plantas na cultivar TMG 1181 a 59 plantas na cultivar TMG 1176. Esses resultados discordam e são menores do que aquele determinado por Estefanel et al. (1984), que, em experimento com soja, concluíram que o

tamanho amostral para avaliar a produtividade da cultura é 62 plantas; este fato, possivelmente seja devido aos diferentes genótipos das cultivares, já que é esperado que os materiais experimentais usados atualmente apresentem variabilidade menor. Com base nas diferentes estimativas obtidas em função das diversas cultivares, pode-se inferir que o tamanho mínimo da amostra não pode ser generalizada para todas as situações e estes resultados são concordantes com outras já apontados como em Oliveira e Estefanel (1995), mesmo para uma mesma cultura.

Assim, a utilização de número mínimo adequado de plantas por parcela é uma técnica decisiva para a obtenção de informações concisas e seguras, com conseqüente melhoria da qualidade dos experimentos. Para UEBs formadas por uma planta não se deve utilizar menos do que 28 plantas por parcela para se fazer a avaliação da produção de grãos por planta da cultivar TMG 1181 e, no contexto geral, sugere-se utilizar ao menos 59 plantas.

#### **4 CONCLUSÃO**

Os métodos da máxima curvatura modificada e o modelo logarítmico modificado com resposta platô apresentam as melhores qualidade de ajuste.

O modelo logarítmico modificado com resposta platô proposto mostra-se como adequado para estimação do tamanho mínimo de amostra.

O tamanho mínimo da amostra é de 28 plantas para cultivar TMG 1181 e de 59 plantas na cultivar TMG 1176, de acordo com o modelo logarítmico modificado com resposta platô e unidade experimental básicas de uma planta.

A determinação do tamanho de amostra com unidades experimentais básicas constituídas por uma planta é mais adequada por utilizar menor número de plantas por parcela.

De modo geral, sugere-se utilizar ao menos 59 plantas por parcela para avaliar a produção por planta em parcelas experimentais na cultura da soja.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Boston, v.19, n.6, p.716-723, 1974.
- BARBETTA, P.A. **Estatística aplicada às ciências sociais**, 9.ed., Florianópolis: UFSC, 2014. 320p.
- BRITO, M. C. M.. et al. Estimación do tamanho ótimo de parcela via regressão antitônica. **Revista Brasileira de Biometria**, v.30, p.353-366, 2012.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística Básica**. 8. ed., São Paulo: Saraiva, 2013. 548p.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra de caracteres de genótipos de soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.39, n.4, p.1174-1182, 2009.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra e relações lineares de caracteres morfológicos e produtivos de crambe. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 11, p. 2262-2267, 2010.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de mamoneira. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v.33, n.3, p. 953-962, maio/jun. 2012.
- 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, 2008.
- CHAVES, L. J. Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays L.*) . 1985. 148f. **Tese** (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1985.

DANTAS, A.A.A.; CARVALHO, L. G.; FERREIRA, E. Classificação e tendências climáticas em Lavras, MG. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, vol.31, n.6, p.1862-1866, 2007.

DURNER, E. F. OPS: computer program for estimating optimum plot size for field research. **Hortscience**, Amsterdam, v.24, n.6, p.1040, 1989.

ESTEFANEL, V. et al. Tamanho de amostra para estimar características agronômicas da soja. **Revista Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v.14, n.3 – 4, p.221-229. 1984.

FONSECA, J.S.; MARTINS, G.A. **Curso de estatística**. 6.ed. São Paulo: Atlas, 1996. 320p.

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

HAESBAERT, F. M. et al. Tamanho de amostra para experimentos com feijão-de-vagem em diferentes ambientes. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.41, n.1, p.38-44, 2011.

LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v.3, n.5, p.477-481, 1963.

MATSUO, E. et al. Estimates of the genetic parameters, optimum sample size and conversion of quantitative data in multiple categories for soybean genotypes. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.34, n.3, p.265-273, 2012.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica Hochst*. **Crop Science**, Madison, v.11, n.5, p.648-650. 1971.

MORAIS, A. R. et al. Estimação do tamanho de parcela para experimento com cultura de tecidos em videira. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n.1, p.113-124, 2014.

MOURA, K. H. Determinação do tamanho da amostra para avaliação de híbridos de melão amarelo. 2008. 55f. **Dissertação** (Mestrado em Agronomia), Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Mossoró, 2008.

MUNIZ, J. A. et al. Determination of the size of experimental plots in eucalyptus grandis hill populations using linear plots. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.33, n.4, p.1002-1010, 2009.

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

PARANAIBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: Proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v.27, n.2, p.255-268, 2009.

PEIXOTO, A. P.; FARIA, G.A.; MORAIS, A.R. Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.41, n.11, p.1907-1913, 2011.

PENATI, M. A. et al. Número de amostras e relação dimensão: formato da moldura de amostragem para determinação da massa de forragem de gramíneas cespitosas. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v.34, n.1, p.36-46, 2005.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2016. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.

RENCHE, A. C.; SCHAALJE, G.B. **Additional Models: In: Linear Models in Statistics**. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc. Hoboken. pp:507-517, 2008.

RITZ, C.; STREIBIG, J. C. **Nonlinear regression with R**. New York: Springer-Verlag, 2008. 151p.

ROZANE, D.E. et al. Dimensionamento do número de amostras para avaliação da fertilidade do solo. **Semina: Ciências Agrárias** Londrina, v.32, p.111-118, 2011.

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**, Viçosa, v.27, n.5, p.669-676, 2003.



SILVA, A.R.; REGO, E. R.; CECON, P. R. Tamanho de amostra para caracterização morfológica de frutos de pimenteira. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, 2011.

SILVA, L. F. de O. et al. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com rabanetes. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 59, n. 5, p. 624-629, 2012.

SOUSA, R. P. et al. Tamanho ótimo de parcela para avaliação do rendimento de grãos do girassol. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.19, n.1, p.21–26, 2015.

STEVENSON, W. J. **Estatística aplicada à administração**. São Paulo: Harper&Row, 1986. 461p.

TOEBE, M. et al. Dimensionamento amostral para estimação de coeficientes de correlação em híbridos de milho, safras e níveis de precisão. **Bragantia** Brasília, v.74, n.1, p.16-24, 2015.

## ANEXOS

## ANEXO A

Tabela 1 Estimativa do coeficiente de variação ( $CV_{(X)}$ ) em porcentagem em função de diferentes tamanhos de amostra ( $X$ ), em número de unidades experimentais básicas, relativa à produção de oito cultivares de soja, para unidades básicas formadas por uma planta.

Tamanho da amostra ( $X$ )	Cultivares							
	A	B	C	D	E	F	G	H
1	68,2	66,2	73,4	70,1	73,8	78,7	59,9	59,8
2	48,5	47,7	54,5	51,1	53,3	56,8	42,6	41,3
4	34,0	34,7	41,1	37,0	39,9	40,7	29,6	27,7
5	34,6	33,0	38,5	37,5	39,8	39,2	28,0	24,9
8	25,1	25,4	30,7	29,7	30,7	31,1	21,4	19,1
10	24,3	24,6	28,4	27,2	31,7	30,4	19,1	17,2
16	17,6	18,8	23,3	20,3	22,4	23,8	16,0	13,7
20	17,4	18,5	21,1	20,2	24,2	21,2	13,6	11,1
40	12,9	13,5	14,2	17,6	19,5	17,5	8,8	6,4
80	10,9	8,1	8,4	11,6	12,5	10,9	7,0	1,8

Tabela 2 Estimativa do coeficiente de variação ( $CV_{(X)}$ ) em porcentagem em função de diferentes tamanhos de amostra ( $X$ ), em número de unidades experimentais básicas, relativa à produção de oito cultivares de soja, para unidades básicas formadas por duas plantas.

Tamanho da amostra ( $X$ )	Cultivares							
	A	B	C	D	E	F	G	H
1	48,6	47,9	55,0	52,3	54,1	59,3	43,1	41,3
2	34,6	35,4	41,7	39,3	41,4	42,4	29,9	27,5
4	25,1	25,3	30,7	29,7	30,7	31,1	21,4	19,2
5	22,9	26,0	25,8	31,1	33,0	32,5	18,9	17,4
8	17,6	19,1	23,3	20,3	22,4	23,8	16,0	13,7
10	17,8	19,9	19,6	23,1	27,5	23,6	13,1	11,6
16	11,4	13,5	14,8	11,8	13,7	9,2	10,5	10,7
20	12,9	13,8	14,2	17,6	19,5	17,5	8,8	6,5
40	10,9	8,3	8,4	11,6	12,5	10,9	7,0	2,0

Tabela 3 Estimativa do coeficiente de variação ( $CV_{(X)}$ ) em porcentagem em função de diferentes tamanhos de amostra ( $X$ ), em número de unidades experimentais básicas, relativa à produção de oito cultivares de soja, para unidades básicas formadas por quatro plantas.

Tamanho da amostra ( $X$ )	Cultivares							
	A	B	C	D	E	F	G	H
1	34,9	37,4	42,0	40,3	43,8	45,1	30,9	27,4
2	25,9	26,0	30,9	31,3	33,5	34,0	21,6	18,8
4	17,6	19,0	23,3	20,3	22,4	23,8	16,0	13,4
5	18,7	19,2	19,6	26,2	30,3	22,1	14,1	11,9
10	14,9	12,8	15,0	21,2	24,1	18,3	9,4	6,4
20	10,9	8,3	8,4	11,6	12,5	10,9	7,0	1,3

## ANEXO B - Figuras

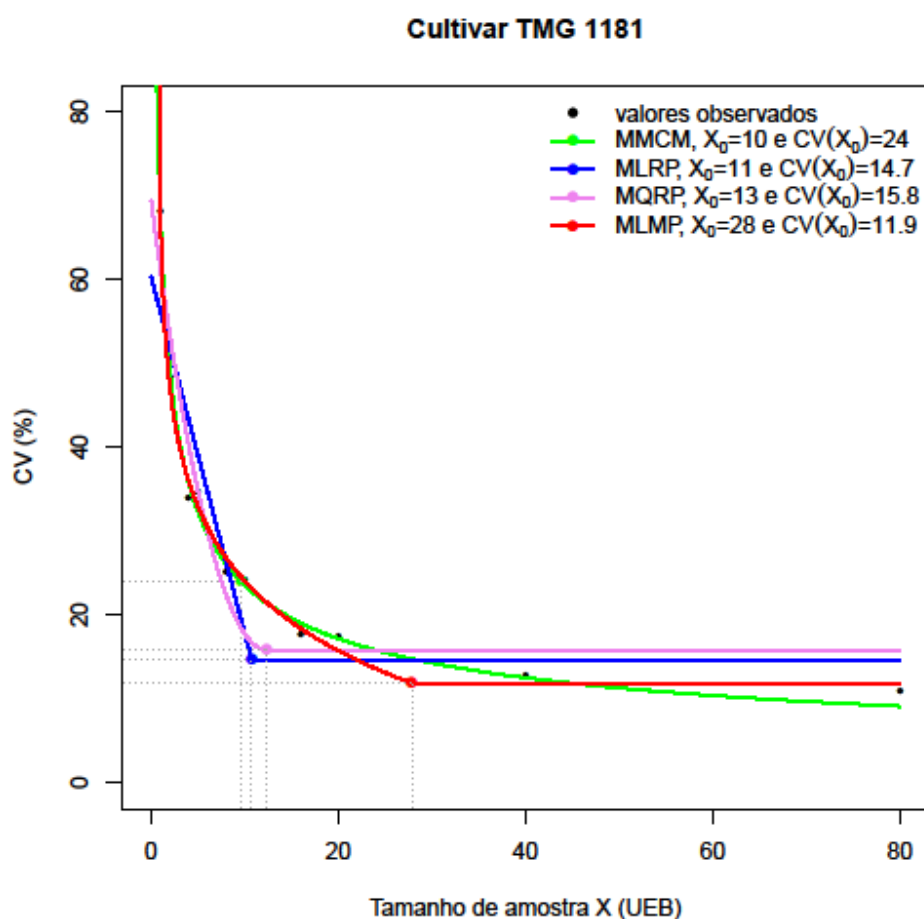


Figura 1 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja TMG 1181.

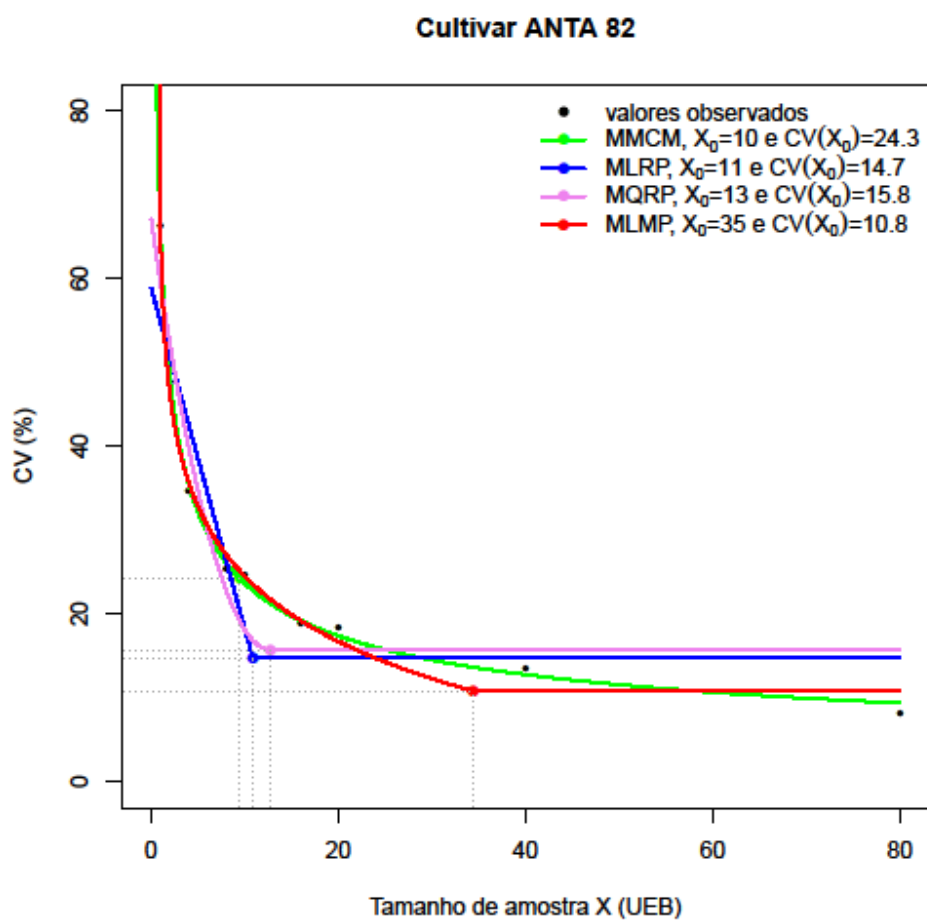


Figura 2 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja ANTA 82.

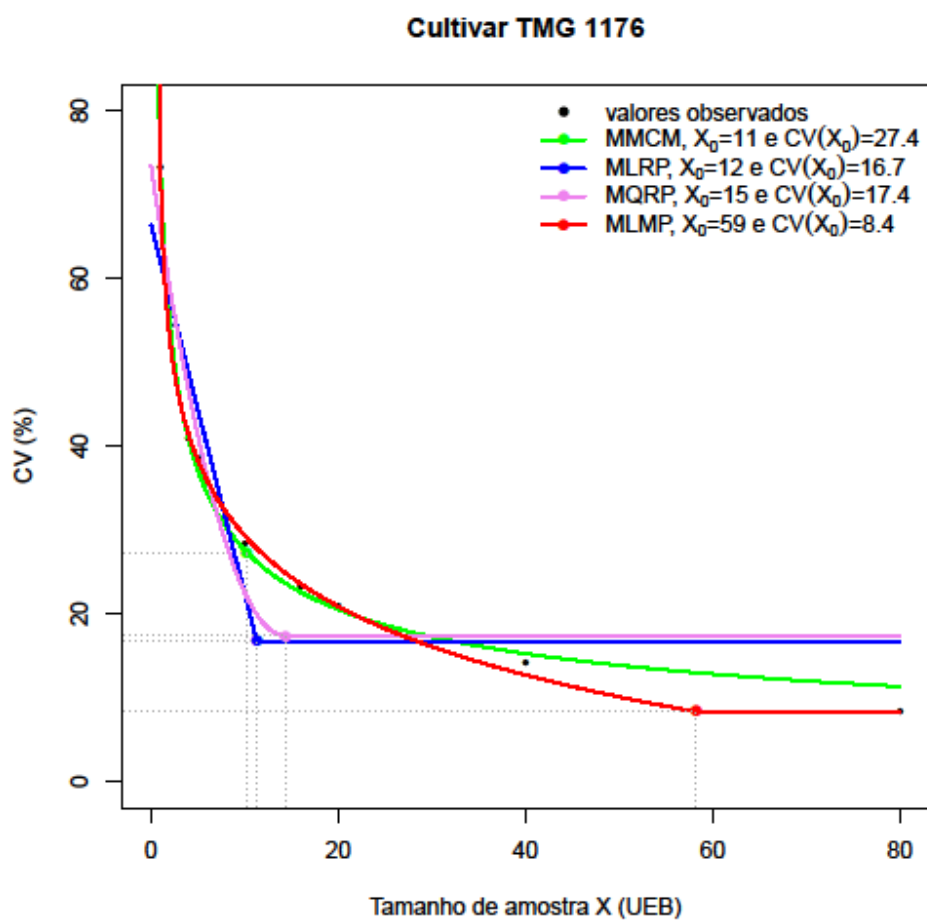


Figura 3 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja TMG 1176.

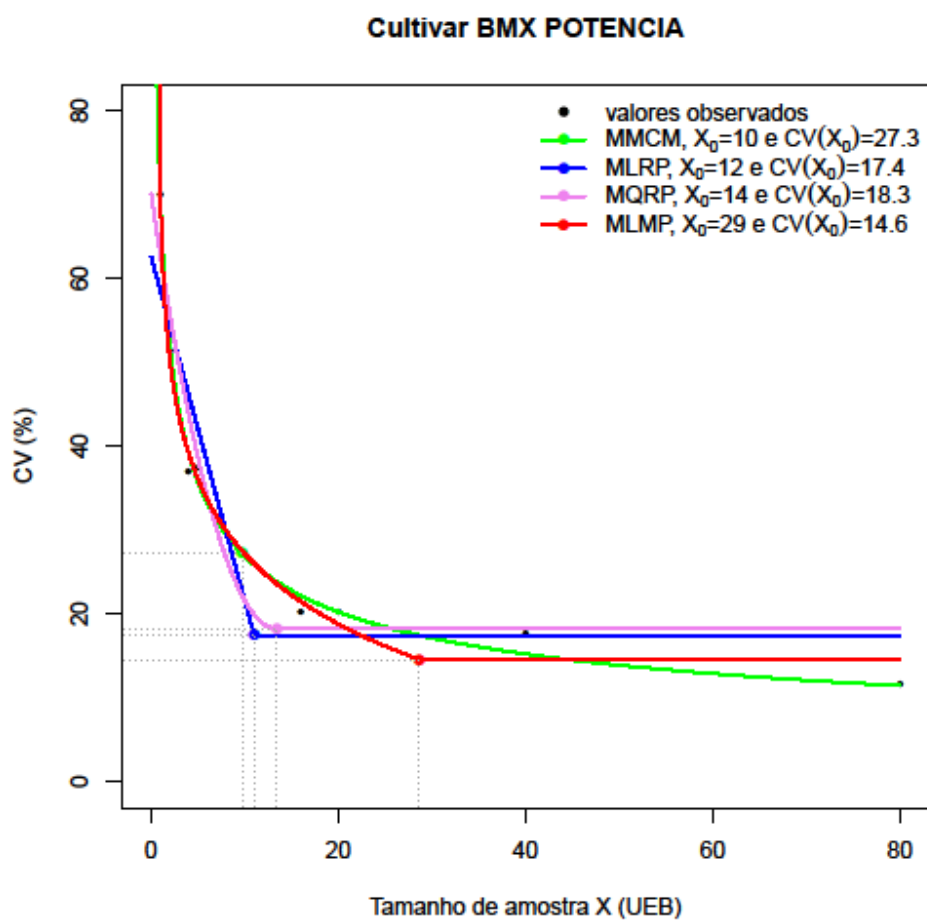


Figura 4 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja BMX POTENCIA.

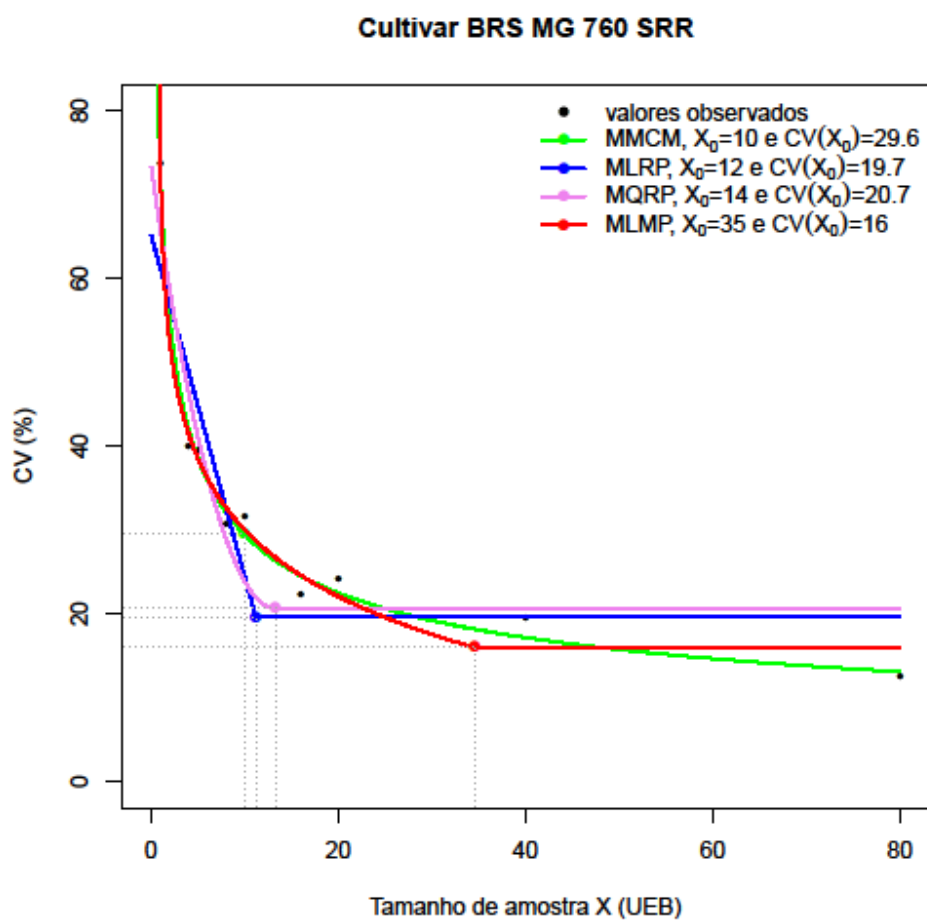


Figura 5 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja BRS MG 760 SRR.



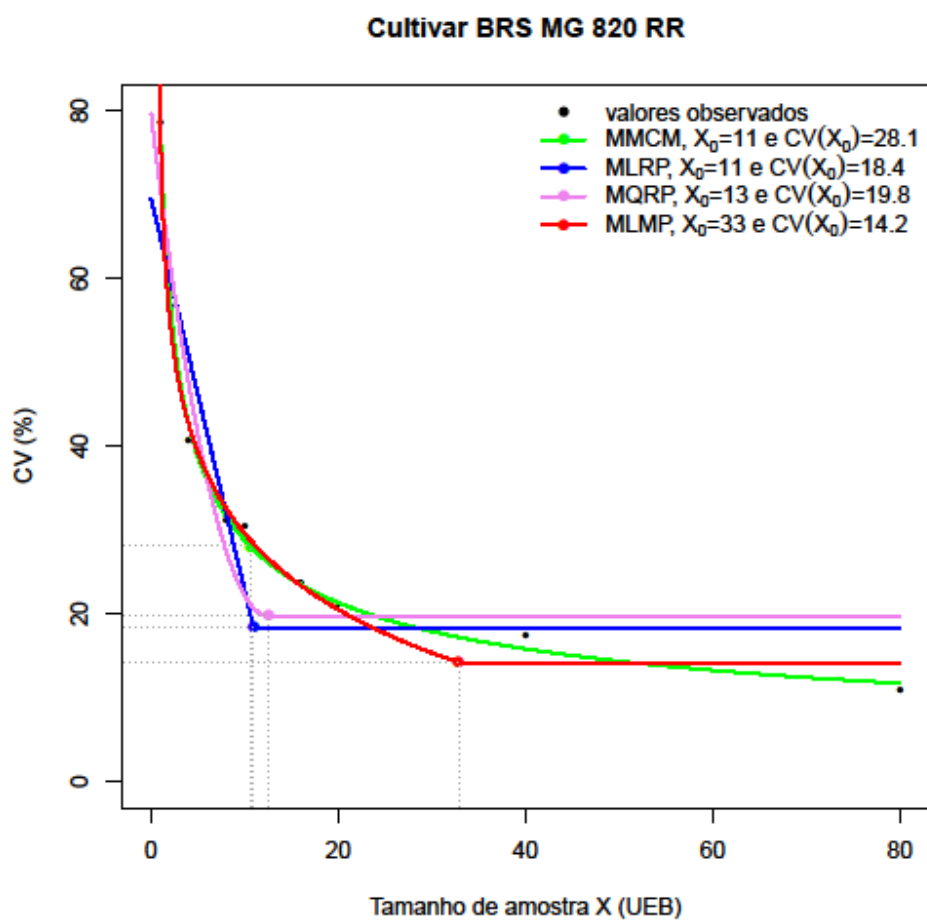


Figura 6 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja BRS MG 820 RR.

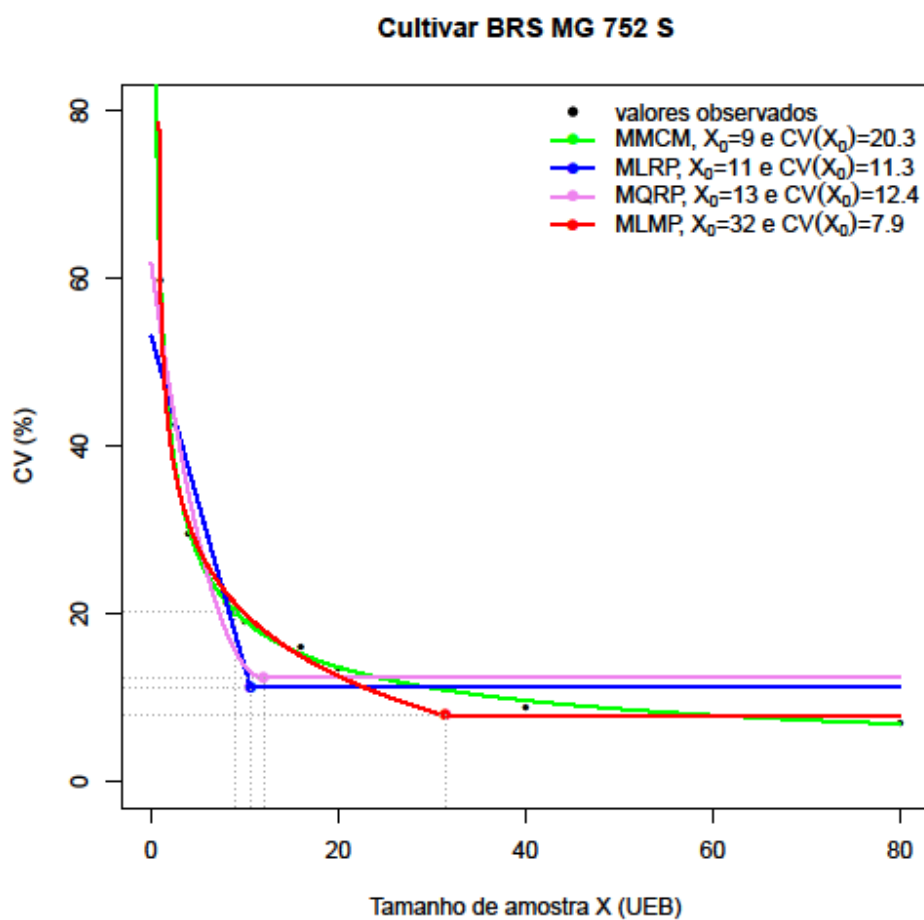


Figura 7 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja BRS MG 756 S.

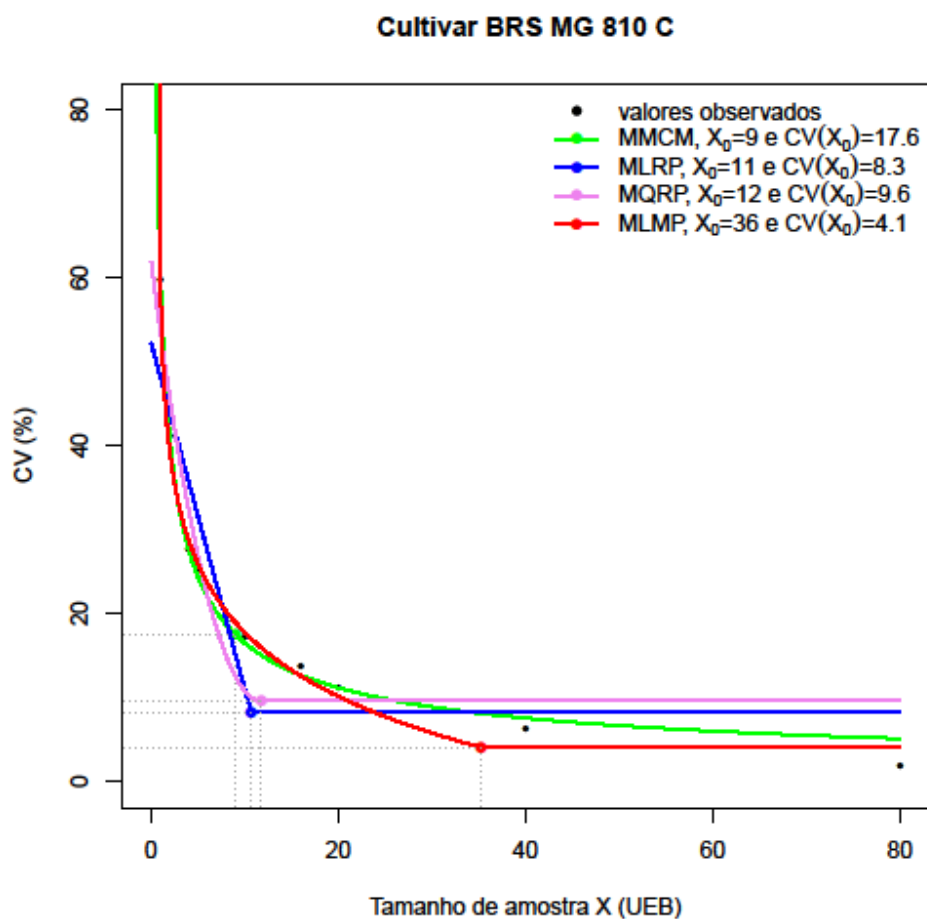


Figura 8 Estimativas do tamanho ótimo da amostra ( $X_0$ ) e do coeficiente de variação no ponto de tamanho ótimo,  $CV(X_0)$  em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção por planta da cultivar de soja BRS MG 810 C.

## ANEXO C

Tabela 1 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja TMG 1181, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimação	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	98,6	42,6	10	24,0	8,7
	MLRP	84,4	81,8	11	14,7	8,1
	MQRP	87,9	66,6	13	15,8	7,8
	MLMP	98,2	46,5	28	11,9	4,6
2	MMCM	96,9	35,3	8	18,9	15,3
	MLRP	86,1	57,3	9	12,8	15,2
	MQRP	89,6	52,6	10	13,6	12,8
	MLMP	96,8	39,4	22	10,5	7,6
4	MMCM	93,2	26,1	6	17,1	26,9
	MLRP	83,3	36,0	6	12,9	25,9
	MQRP	82,2	33,3	7	13,55	25,5
	MLMP	45,3	36,5	7	14,9	22,4

Tabela 2 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja ANTA 82, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimção	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	98,4	44,7	10	24,3	9,7
	MLRP	83,1	72,1	11	14,7	9,3
	MQRP	85,8	67,8	13	15,8	8,6
	MLMP	96,7	51	35	10,8	4,4
2	MMCM	96,6	43,1	8	20,2	15,3
	MLRP	82,3	58,7	9	13,3	14,5
	MQRP	85,6	56,1	13	13,1	11,3
	MLMP	90,8	37,3	25	10,9	7,0
4	MMCM	98,3	21,4	7	16,1	27,6
	MLRP	85,9	36,6	7	11,4	27,7
	MQRP	80,7	35,7	9	10,8	21,5
	MLMP	39,4	38,2	10	14,1	19,8

Tabela 3 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja TMG 1176, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimação	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	98,5	45,3	11	27,4	9,3
	MLRP	82,8	74,4	12	16,7	7,7
	MQRP	85,4	70,2	15	17,4	7,3
	MLMP	96,8	52,2	59	8,4	3,9
2	MMCM	96,4	45,6	9	21,1	14,7
	MLRP	83,6	61,8	10	13,5	13,6
	MQRP	86,7	57,4	13	13,4	11,1
	MLMP	90,5	51,5	22	11,9	8,4
4	MMCM	92,8	30,0	7	17,2	25,5
	MLRP	85,8	38,1	7	11,7	28,0
	MQRP	81,0	36,8	10	11,1	19,9
	MLMP	51,4	35,8	11	13,1	13,8

Tabela 4 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja BMX POTENCIA, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimação	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	96,2	49,5	10	27,3	6,3
	MLRP	83,5	71,1	12	17,4	5,6
	MQRP	86,5	66,8	14	18,3	5,3
	MLMP	95,8	52,0	29	14,6	3,0
2	MMCM	88,4	50,3	8	22,7	10,6
	MLRP	79,6	61,4	12	13,7	8,0
	MQRP	80,1	58,4	15	14,3	6,8
	MLMP	78,3	55,9	20	13,5	5,4
4	MMCM	70,6	36,2	6	21,2	19,3
	MLRP	46,1	42,7	7	16,4	17,5
	MQRP	35,4	41,6	7	17,2	17,4
	MLMP	17,9	43,5	10	18,4	13,2

Tabela 5 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja BRS MG 760 SRR, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimção	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	97,0	49,6	10	29,6	8,4
	MLRP	81,1	73,4	12	19,7	7,7
	MQRP	84,0	69,2	14	20,7	7,2
	MLMP	96,2	51,5	35	16,0	3,7
2	MMCM	91,0	51,2	8	24,8	14,1
	MLRP	82,7	59,3	11	15,9	11,8
	MQRP	82,2	57,0	14	16,3	10,0
	MLMP	89,4	51,5	23	14,7	6,6
4	MMCM	76,1	35,1	7	23,3	30,0
	MLRP	56,3	42,5	6	20,2	43,8
	MQRP	42,6	41,7	7	20,4	26,0
	MLMP	23,4	44,2	12	18,6	16,3



Tabela 6 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja BRS MG 820 RR, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimação	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	98,2	49,2	11	28,1	8,8
	MLRP	84,5	74,2	11	18,4	10,0
	MQRP	85,6	71,0	13	19,8	8,4
	MLMP	97,3	51,7	33	14,2	4,1
2	MMCM	94,1	48,1	9	23,6	14,6
	MLRP	78,4	64,7	11	16,0	13,1
	MQRP	80,0	61,7	13	16,4	11,1
	MLMP	86,1	55,8	19	16,3	8,4
4	MMCM	90,1	31,2	8	19,2	23,8
	MLRP	81,2	37,6	6	14,6	26,6
	MQRP	76,5	33,4	8	11,6	24,0
	MLMP	51,2	31,4	8	15,6	20,5

Tabela 7 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja BRS MG 752 S, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimção	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	98,7	42,3	9	20,3	6,1
	MLRP	84,6	70,0	11	11,3	5,7
	MQRP	87,9	65,0	13	12,4	5,5
	MLMP	98,4	43,8	32	7,9	2,7
2	MMCM	97,9	35,4	8	15,9	10,1
	MLRP	85,5	56,3	8	10,2	9,4
	MQRP	89,3	51,6	10	10,3	8,3
	MLMP	96,5	32,8	17	8,9	5,5
4	MMCM	95,8	25,7	6	13,1	17,1
	MLRP	90,2	32,8	7	8,2	15,5
	MQRP	88,5	30,5	9	8,3	11,7
	MLMP	59,1	33,6	10	9,3	11,6

Tabela 8 Estimativas do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ), do critério de informação de Akaike ( $AIC$ ), do tamanho de amostra ( $X_0$ ), do coeficiente de variação no tamanho de amostra ( $CVP$ ) e do erro amostral ( $EA$ ) em função dos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear com resposta platô (MLRP), do modelo quadrático com resposta platô (MQRP) e do modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP) para dados de produção da cultivar de soja BRS MG 810 C, em três diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas, UEB.

Tamanho de UEB (planta)	Métodos de Estimação	Estatísticas				
		$R_a^2$	$AIC$	$X_0$	$CVP$	$EA$
1	MMCM	98,8	41,4	9	17,6	8,4
	MLRP	82,3	72,5	11	8,3	8,7
	MQRP	86,0	68,0	12	9,6	7,1
	MLMP	97,5	48,3	36	4,1	3,5
2	MMCM	97,2	38,2	8	13,8	13,4
	MLRP	81,8	58,5	9	8,2	12,6
	MQRP	83,0	55,8	11	8,0	10,3
	MLMP	90,3	45,2	20	6,6	6,8
4	MMCM	92,6	28,6	6	9,9	21,2
	MLRP	88,1	33,3	7	3,9	17,5
	MQRP	86,0	31,2	13	2,4	10,9
	MLMP	43,0	37,0	10	7,1	13,9

**ANEXO D**Tabela 1 Produção de grãos (g/m<sup>2</sup>) de um ensaio de uniformidade com arroz variedade IR8.

842	844	808	822	979	954	965	906	898	856
803	841	870	970	943	914	916	836	858	926
773	782	860	822	932	971	765	875	853	936
912	887	815	937	844	661	841	844	809	778
874	792	803	793	818	799	767	855	792	858
908	875	899	788	867	790	831	757	751	774
875	907	921	963	875	880	898	802	874	928
891	928	871	875	865	777	738	796	855	901
823	784	754	873	764	775	752	753	720	798
785	794	764	822	714	748	724	717	736	724

## ANEXO E

**PROGRAMA 1E:** Rotina utilizada para obtenção das estimativas dos parâmetros dos métodos utilizados para obtenção do tamanho ótimo de parcela em experimento com arroz.

**#ARROZ, VARIEDADE IC8**

```
#####
```

```
##considerando o coeficiente de variação (CV)
```

```
#####
```

```
x<-c(1,2,4,5,10,20,25,50);x
```

```
cv<-c(8.1942, 6.9458, 6.0975, 5.0855, 4.2196, 3.5304, 3.4435, 2.4734);cv
```

```
#####MODELO LOGARÍTMICO MODIFICADO PLATÔ
```

```
mlog <- nls(cv~(b*log(x + a) + c)*(x < x0) + (b*log(x0 + a) + c)*(x >= x0),
start=list(b = -30, a = -0.9,c = 35, x0 = 5), control=list(maxiter = 100, tol =
0.00001, minFactor = 0,00001),trace=F)
summary(mlog)
```

```
##tamanho ótimo de parcela (X0)
```

```
X0<-coef(mlog)[4];X0
```

```
##coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (cvp)
```

```
Cvp<-coef(mlog)[1]*log(coef(mlog)[4]+coef(mlog)[2])+coef(mlog)[3];cvp
```

```
SQE<-summary(mlog)$sigma^2*summary(mlog)$df[2];SQE
```

```
SQT<-var(cv)*(length(cv)-4) ;SQT # 4=número de parâmetros
```

```
sqtrat<-SQT-SQE;sqtrat #soma quadrado tratamento
```

```
R2<-1-SQE/SQT;R2 #coeficiente de determinação
```

```
N=8 #número de observações
```

```
p=4 #número de parâmetros
```

```
##Coeficiente de determinação ajustado r2a
```

```
r2a<- 1- (((n-1)/(n-p))*(1-R2));r2a
```

```
#####
#####considerando o coeficiente de precisão experimental (CPE)
#####

x<-c(1,2,4,5,10,20,25,50);x
cpe<-c(8.1942/sqrt(1), 6.9458/sqrt(2), 6.0975/sqrt(4), 5.0855/sqrt(5),
4.2196/sqrt(10), 3.5304/sqrt(20), 3.4435/sqrt(25), 2.4734/sqrt(50));cpe

#####MODELO LOGARÍTMICO MODIFICADO PLATÔ

mlog <- nls(cpe~(b*log(x + a) + c)*(x < x0) + (b*log(x0 + a) + c)*(x >= x0),
start=list(b = -30, a = -0.9,c = 35, x0 = 5), control=list(maxiter = 100, tol =
0.00001, minFactor = 0,00001),trace=F)
summary(mlog)

##tamanho ótimo de parcela (X0)
X0<-coef(mlog)[4];X0

##coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (cvp)
cpp<-coef(mlog)[1]*log(coef(mlog)[4]+coef(mlog)[2])+coef(mlog)[3];cpp

SQE<-summary(mlog)$sigma^2*summary(mlog)$df[2];SQE
SQT<-var(cpe)*(length(cpe)-4) ;SQT # 4=número de parâmetros
sqtrat<-SQT-SQE;sqtrat #soma quadrado tratamento
R2=1-SQE/SQT ;R2 #coeficiente de determinação
n=8 #número de observações
p=4 #número de parâmetros

#####Coeficiente de determinação ajustado r2a
r2a<- 1- (((n-1)/(n-p))*(1-R2));r2a

#####PLOT MODELO LOGARITMICO MODIFICADO PLATO

##considerando o coeficiente de precisão experimental (CPE)
Nnew<-10000
```

```

xnew<-seq(1,2000, length=nnew)
ynew<-predict(mlog, list(x=xnew))
plot(x,cpe, xlab='tamanho de parcela X (UEB)',ylab='CPE (%)',
xlim<-c(0.5,55), pch=16)
lines(xnew, ynew, col="red")
title("MLMP")
legend(27,8,legend=c("valores observados","valores preditos","Xo=
9,64m²","CPE(Xo)= 0,79","R² ajustado= 96,82"), lty = c(0,1,0,0,0),
pch<-c(16,16,16,16,16), col=c("black","red","white","white","white"))
segments(X0,-3,X0,cpp,lty=1,col="Black")
segments(-3,cpp,X0,cpp,lty=1,col="black")
points(X0,cpp,pch=9)

```

**PROGRAMA 2 E:** Rotina utilizada para obtenção das estimativas dos parâmetros dos métodos utilizados para obtenção do tamanho de amostra em experimento com cultivares de soja.

#### **##SOJA, CULTIVAR TMG 1181 e UEB formadas por uma planta**

```

#cultivar1181
X<-c(1,2,4,5,8,10,16,20,      40,80);x
cv<-c(68.19666667, 48.47666667,33.93666667,      34.63333333, 25.14,
      24.3, 17.61, 17.36666667, 12.92333333, 10.86333333);cv

```

#### **#####MODELO LOGARÍTMICO MODIFICADO PLATÔ**

```

mlog <- nls(cv~(b*log(x + a) + c)*(x < x0) + (b*log(x0 + a) + c)*(x >= x0),
start=list(b = -30, a = -0.5,c = 55, x0 = 30),
control=list(maxiter = 100, tol = 0.00001, minFactor = 0,00001),trace=F)
summary(mlog)

```

#### **#tamanho de amostra**

```

X0<-coef(mlog)[4];X0

```

**#coeficiente de variação no tamanho de amostra**

```
Cvp<-coef(mlog)[1]*log(coef(mlog)[4]+coef(mlog)[2])+coef(mlog)[3];cvp
```

```
SQE<-summary(mlog)$sigma^2*summary(mlog)$df[2];SQE
```

```
SQT<-var(cv)*(length(cv)-4) ;SQT# 4- número de parâmetros
```

```
sqtrat<-SQT-SQE;sqtrat #soma quadrado tratamento
```

```
R2<-1-SQE/SQT;R2
```

```
n=10 #número de observações
```

```
p=4 #número de parâmetros
```

**#####coeficiente de determinação ajustado e AIC**

```
r2a<-1- (((n-1)/(n-p))*(1-R2));r2a
```

```
AIC(mlog)
```

**#####PLOT MODELO LOGARITMICO MODIFICADO PLATO**

```
Nnew<-10000
```

```
xnew<-seq(1,2000, length=nnew)
```

```
ynew<-predict(mlog, list(x=xnew))
```

```
plot(x,cv, xlab='tamanho de amostra X (UEB)',ylab='CV (%)',
      xlim=c(0.5,90), ylim=c(0.5,70), pch=16)
```

```
lines(xnew, ynew, col="red")
```

```
title("MLMP (Cultivar TMG 1181)")
```

```
points(X0,cvp,pch=9)
```

```
segments(X0,-3,X0,cvp,lty=1,col="Black")
```

```
segments(-3,cvp,X0,cvp,lty=1,col="black")
```