

Modelo logarítmico modificado e coeficiente de precisão experimental no dimensionamento de parcelas experimentais

Modified logarithmic model and experimental precision coefficient in the design of experimental plots

DOI: 10.34188/bjaerv6n4-030

Recebimento dos originais: 05/08/2023

Aceitação para publicação: 30/09/2023

Guido Gustavo Humada González

Doutor em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras-UFLA
Universidad San Carlos
Rua Alfredo Seiferheld 4989. Asunción – PY
gustavohumad@hotmail.com

Augusto Ramalho de Moraes

Doutor em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade de São Paulo – USP
Universidade Federal de Lavras
Avenida central UFLA. Lavras - MG
armorais@des.ufla.br

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. Por isso, objetivou-se neste trabalho propor o uso do coeficiente de precisão experimental (*CPE*) no dimensionamento das unidades experimentais básicas e um novo método para a estimação de tamanho ótimo de parcela: o modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP). 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 e a estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais. O MLMP mostra-se adequado para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais. A estimativa de tamanho ótimo de parcela, considerando o *CPE*, é de 9,64m² para a cultura de arroz, valor coerente com os utilizados na prática e semelhantes aos valores determinados pelos outros métodos existentes.

Palavras-chave: Coeficiente de variação, 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. Therefore, the objective of this research was to propose the coefficient experimental precision (*CPE*) in the estimation of plot size and a new model: modified logarithmic model with plateau response (MLMP). The methods proposed were applied to the rice crop (*Oryza sativa* L.). The *CPE* in the

estimation of the plot size optimum improves the goodness of fit of the models used. The results show that the MLMP is adequate to estimate plot size optimum because the estimated values are consistent with those obtained by traditional methods. The plot size optimum estimate, considering CPE, is 9.64m² for experiments with rice, a plot size consistent with those used in practice and similar to the values determined by other usual methods.

Keywords: Coefficient of variation, Segmented model, Experimental precision, Nonlinear regression, Basic experimental unit.

1 INTRODUÇÃO

No planejamento de qualquer experimento é especificado o número de repetições dos tratamentos ensaiados, sendo esta fase de elevada relevância para a qualidade do experimento (STORCK et al., 2006). 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 (PIMENTEL-GOMES, 1994; VELINI et al., 2006).

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. Sendo assim, ao utilizar parcelas experimentais com dimensionamento adequado tem-se melhor precisão experimental e otimização no uso de recursos físicos, humanos e financeiros disponíveis pelo pesquisador.

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 determinada espécie na qual se realizam os manejos o mais uniforme possível, 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 a produção das parcelas próximas possa ser somadas 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., 2005; STORCK et al., 2011; LÚCIO et al., 2010).

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, destaca-se o coeficiente de variação (*CV*) experimental, amplamente conhecido e definido como o quociente entre desvio padrão em relação à média geral do experimento. Pimentel Gomes (1991) propôs outra medida de variabilidade, o índice de variação (*IV*), posteriormente denominado coeficiente de precisão experimental, o qual 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 coeficiente de variação em casos que envolvem experimentos com número de repetições diferentes. Destaca-se que não existe 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 as mais utilizadas, destacam-se: método da máxima curvatura modificada, o modelo linear segmentado com resposta platô e o modelo quadrático segmentado com resposta platô (MEIER; LESSMAN, 1971; PARANAÍBA et al., 2009; PEIXOTO et al., 2011; BRITO et al., 2012).

Na tentativa de melhorar a qualidade de ajuste dos modelos em diferentes áreas de conhecimento, novos 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, especificamente para avaliar a deposição de zinco na tíbia de aves machos em função de doses de zinco. O MLOG revelou-se eficiente na obtenção das estimativas do platô e sua abscissa. Esse modelo possui dois segmentos, dos quais o primeiro descreve uma curva crescente ou decrescente até uma determinada altura *P* que é o platô, e a partir desse ponto, o valor Y_i assume valor constante *P* que é o segundo segmento, o qual foi definido por:

$$y_i = \begin{cases} (b \log(X_i + a) + \varepsilon_i) & \text{se } X_i < X_0 \\ P + \varepsilon_i & \text{se } X_i \geq X_0 \end{cases} \quad (5)$$

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 ε_i é o erro associado a observação y_i , normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

Destaca-se que esse modelo de dose resposta foi utilizado apenas para resolver problemas na área de experimentação animal. Não foram encontradas, na literatura consultada, informações da sua utilização em estudos relacionados a dimensionamento de parcelas experimentais.

Diante da importância em estimar o tamanho ótimo de parcela, da deficiência metodológica de métodos baseados em ensaios de uniformidade que incluam a medida de variabilidade coeficiente de precisão experimental e da necessidade de modelos que forneçam estimativas de tamanho ótimo de parcela mais realistas, objetivou-se com este trabalho propor um novo método de estimação de tamanho ótimo de parcela, o modelo logarítmico modificado segmentado com resposta platô (MLMP), e comparar, considerando o ponto de vista estatístico e prático, a sua eficiência com os métodos MMCM, MLRP e MQRP. Também foi proposto a utilização do coeficiente de precisão experimental.

2 MATERIAL E MÉTODOS

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.

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 1m² foram consideradas como unidades experimentais básicas (UEB), sendo realizada a colheita e pesagem da produção de grãos (g/m²) 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 1m². Cada unidade experimental básica foi formada por cinco linhas de 1m de comprimento e espaçadas de 0,2m entre linhas, perfazendo 1 m² de área da UEB, totalizando assim 100m² 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.

Estrutura	Formato ($X_1 * X_2$)	Tamanho da parcela (UEB)	Número total de UEB	Área (m^2)
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.

Para tamanhos de parcelas iguais, mas com forma diferente, foi calculado o coeficiente de variação e o coeficiente de precisão experimental médios; os quais estão apresentados na tabela 2, na qual também se encontra os diferentes tamanhos da parcela em UEB, o número de unidade básicas e a área de cada tipo de parcela.

Tabela 2 Valores de tamanho de parcela (X) em número de unidades básicas (UEB), coeficiente de variação e coeficiente de precisão experimental, número total de UEB e área da parcela da variável produção de grãos de arroz.

X(UEB)	(CV_{X_i}) (%)	(CPE_{X_i}) (%)	Número Total de UEB	Área (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

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).

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

$$CPE = \frac{CV}{\sqrt{n}} \quad (6)$$

em que: CPE representa o coeficiente de precisão experimental entre as parcelas de X unidades básicas de tamanho; 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.

Métodos

1. Modelo logarítmico modificado com resposta platô (MLMP)

O modelo logarítmico modificado com resposta platô proposto para o ajuste dos dados de produtividade de arroz é representado por:

$$MV_{(X_i)} = \begin{cases} \beta_0 \log(X_i + \beta_1) + \beta_2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ MVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (7)$$

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; β_0 representa o coeficiente angular, mede o aumento ou redução em $MV_{(i)}$ para cada aumento de uma unidade em X_i ; β_1 minimiza o efeito do logaritmo, possibilita que a passagem da fase decrescente para a fase de resposta constante aconteça de uma maneira mais suave, β_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; ε_i representa o erro aleatório associado a $MV_{(X_i)}$, normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

2. Outros métodos de estimação

No processo de estimação do tamanho ótimo de parcela também foram considerados os seguintes métodos:

Método da máxima curvatura modificada

O método da máxima curvatura modificada (MMCM) utiliza um modelo que relaciona o coeficiente de variação entre as parcelas com o tamanho de parcela, sendo representado por:

$$CV_{(x_i)} = \frac{A}{X^B}, \quad (10)$$

em que $CV_{(x_i)}$ é o coeficiente de variação entre as parcelas de tamanho X_i , X_i representa o número de unidades experimentais básicas agrupadas, A representa o coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica e B é equivalente a $b/2$ (b =índice de heterogeneidade do solo) a serem estimados.

Segundo Meier e Lessman (1971) o ponto de máxima curvatura, que corresponde ao tamanho ótimo de parcela é obtido utilizando o estimador:

$$X_0 = \left[\frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}}, \quad (11)$$

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

Modelo linear segmentado com resposta platô

Segundo Paranaíba et al. (2009) o modelo linear segmentado com resposta platô é dado por:

$$MV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ MVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases}, \quad (12)$$

em que MV_{X_i} representa a medida de variabilidade entre totais de parcela de tamanho X_i ; X_i é o número de unidades experimentais básicas grupadas; X_0 é o tamanho ótimo de parcela em unidades básicas; MVP representa a medida de variabilidade no ponto correspondente ao platô; β_0 é o intercepto do segmento linear; β_1 é o coeficiente angular do segmento linear e ε_i é o erro associado ao $MV_{(x_i)}$, normalmente distribuído, independente, com média zero e variância constante.

O estimador para o tamanho ótimo de parcela é dado pela expressão $X_0 = (MVP - \hat{\beta}_0) / \hat{\beta}_1$, em que $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ e MVP representam os valores das estimativas dos parâmetros do modelo (12).

Modelo quadrático segmentado com resposta platô

Segundo Peixoto et al. (2011) o modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQRP) é dado por:

$$MV_{(x_i)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ MVP + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (13)$$

em que: β_0 , β_1 e β_2 são os parâmetros a serem estimados do primeiro segmento (quadrático) e os demais componentes do modelo tem definições idênticas aos do modelo (12).

O tamanho ótimo de parcela é estimado por: $X_0 = -\beta_1 / 2\beta_2$.

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. Esse critério, em pesquisas agropecuárias recentes, mostrou-se adequado para a seleção de modelos não lineares que apresentam melhor ajuste aos dados de interesse (FERNANDES et al, 2014; PEREIRA, et al 2014; TEIXEIRA NETO, et al. 2016).

O R_a^2 é representado por:

$$R_a^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \frac{SQR}{SQT} \quad (14)$$

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 coeficiente de determinação ajustado, melhor a qualidade do modelo ajustado.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Verifica-se que os valores dessas medidas de variabilidade (MV) apresentaram uma grande variação, de 0,35 a 8,19% (Tabela 2). Constatou-se também, que esses valores diminuiram à medida que se aumentou o tamanho da parcela (aumento da largura e/ou do comprimento), mas, no caso do coeficiente de variação, esta relação mostra uma tendência de decréscimo não linear com incremento no tamanho da parcela.

Comprova-se a existência de tendência de relação inversa entre o tamanho da UEB e o MV , concordando com Henriques Neto et al. (2004), os quais 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.

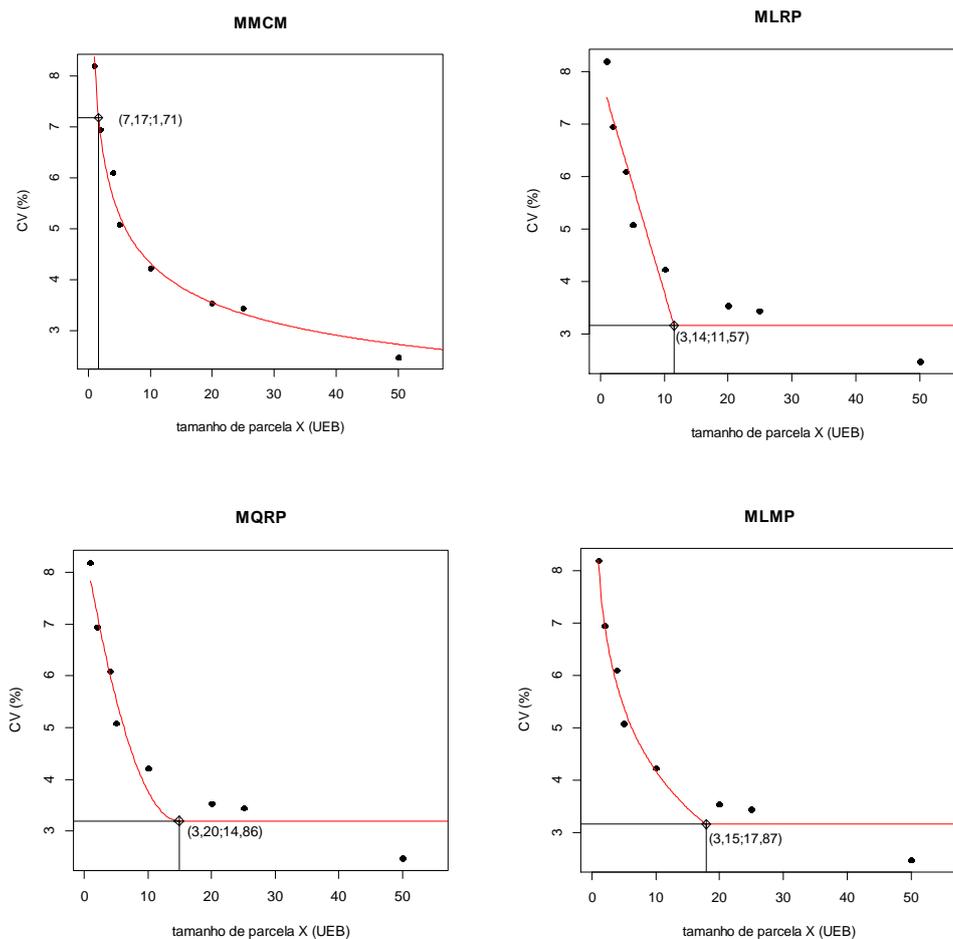
Os resultados do experimento para a estimativa do tamanho ótimo de parcela em arroz estão apresentados na Tabela 3. As MV médias para a característica produtividade foram obtidas para cada tamanho de parcela sem levar em consideração suas formas.

Tabela 3 Valores do coeficiente de determinação ajustado, do tamanho ótimo de parcela e da medida de variabilidade no ponto do platô 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	CV	98,31	1,71	7,17
	CPE	99,80	2,77	3,78
MLRP	CV	89,60	11,57	3,14
	CPE	92,91	5,79	0,79
MQRP	CV	90,46	14,86	3,20
	CPE	93,53	7,73	0,82
MLMP	CV	89,87	17,87	3,15
	CPE	96,82	9,64	0,79

Na Figura 2 são apresentados o comportamento do *CV* em função dos tamanhos ótimos de parcela (*X*); encontram-se, também, o tamanho ótimo de parcela (X_0) com seus respectivos coeficientes de variação no ponto do tamanho ótimo, estimados pelos quatro métodos (MMCM, MLRP, MQRP, MLMP).

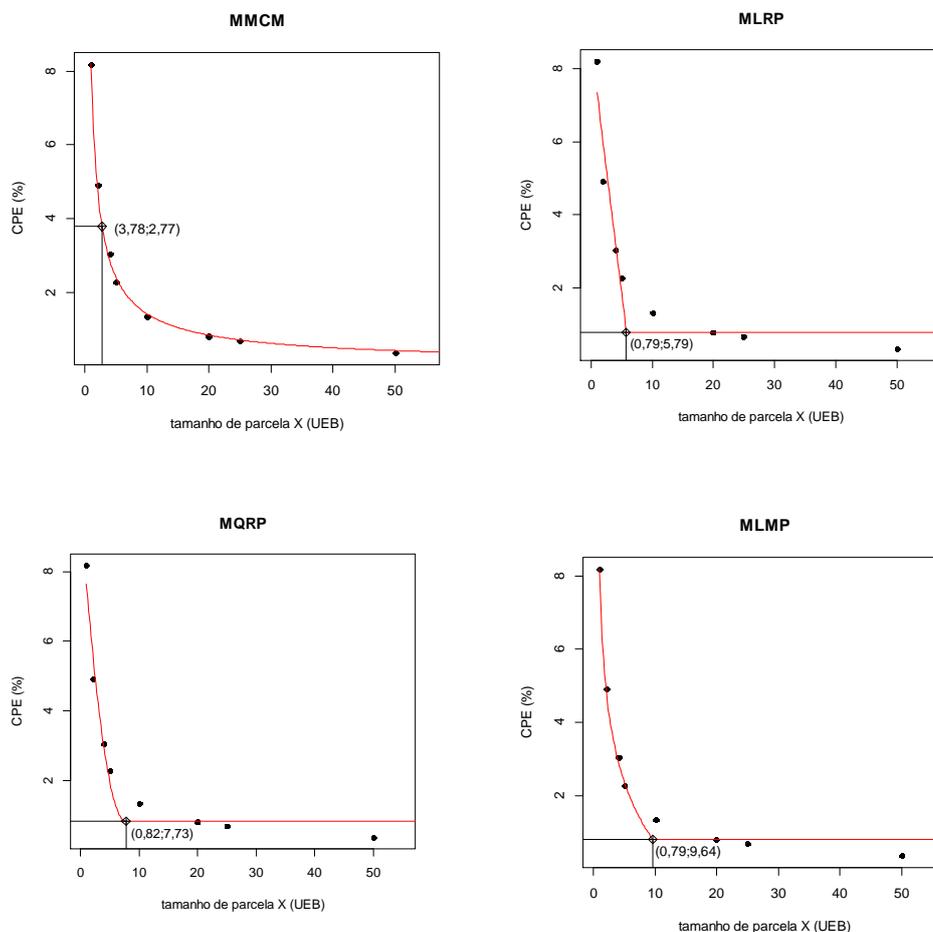
Figura 2 Tamanho ótimo de parcela com seu respectivo valor do coeficiente de variação (*CV*) no ponto de tamanho ótimo estimados via máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear platô (MLRP), modelo quadrático platô (MQRP) e modelo logarítmico modificado platô (MLMP) para dados de produtividade de arroz.



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

Já, na figura 3, 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 3 Tamanho ótimo de parcela com seu respectivo valor do coeficiente de precisão experimental (CPE) no ponto de tamanho ótimo estimados via máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear platô (MLRP), modelo quadrático platô (MQRP) e modelo logarítmico modificado platô (MLMP) para dados de produtividade de arroz.



É fato que, o tamanho da parcela afeta diretamente a precisão experimental. A variabilidade entre as parcelas decresce com o aumento das 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.

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 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. (2011), 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 heterogeneidade 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 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 11,57m² de área, já por meio do MQRP o X_0 estimado é 14,86m² e considerando o MLMP o valor do tamanho ótimo de parcela estimado é 17,87m². 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 dois grandes ecossistemas, que são o de terras altas e o de várzeas, englobando todos os sistemas de cultivo de arroz no Brasil, sendo os principais o irrigado por inundação e o de terras altas (EMBRAPA, 2016). Em ambos os ecossistemas, existem semelhança na dimensão (área) da unidade experimental básica adotada pelos pesquisadores nos trabalhos de investigação conduzidos com a cultura, esses valores variam de 4m² a 22m² de área.

Essa tendência se mantém ao longo dos anos e pode ser corroborados 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 12,50m²; Balbinot Júnior et al. (2003), 4,0m² e espaçamento de 0,20m entre linhas; Weber et al. (2003), 15m² e linhas espaçadas de 0,17m.

Já em pesquisas recentes Fidelis et al. (2012) utilizaram UEB's espaçadas de 0,34m com 6,8m² de área; Sartori et al. (2013) usaram parcelas de 4,5m² com espaçamento de 0,17m entre linhas; Fidelis et al. (2015) utilizaram parcelas espaçadas de 0,45m (9m² de área); Sheuermann e Eberhardt, (2010) trabalharam com parcelas experimentais de 10m², espaçadas de 0,20m entre

linhas; Dario et al. (2012) conduziram ensaios experimentais em parcelas de 21,42m² de área e 0,17m de espaçamento entre linhas.

Analisando o novo modelo proposto (MLMP), quando utilizado o CPE na estimação de X_0 verifica-se que a estimativa de X_0 é 9,64m². Já utilizando o CV, o MLMP estimou uma parcela ótima de 17,54m². Em ambos os casos, os valores estimados pelo MLMP podem ser considerados adequados, uma vez que estima 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 (Tabela 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 mostra-se adequado para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais, visto que apresenta tamanhos de parcelas coerentes com os estimados pelos modelos tradicionalmente usados no dimensionamento 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.

REFERÊNCIAS

- 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.
- BALBINOT JUNIOR, A. A. et. al. Competitividade de cultivares de arroz irrigado com cultivar simuladora de arroz-vermelho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 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*, 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*, v.49, p.428-439, 2014a.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et. al. Planejamentos experimentais em nabo forrageiro semeado a lanço e em linha. *Bioscience Journal*, 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*, 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*, 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*, v.8, n.29, p.225-234, 2015.
- GOMEZ, K.A.; GOMEZ, A.A. *Statistical procedures for agricultural research*. 2nd.ed. New York: Jhon Wiley, 680p. 1984.
- 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*, 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*, 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 plotsizes and numbers ofreplications and of plots per block. *Agronomy Journal*, v.78, p.531-534, 1986.

LORENTZ, L.H. et. al. Plot size and experimental precision for sunflower production. *Scientia Agricola*, 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*, v.17, n.1, p.26-36, 2016.

LUCIO, A.D. et al. Agrupamento de colheitas de tomate estimativas de tamanho de parcela em cultivo protegido. *Horticultura Brasileira*, Brasília, v.28, n.2, p.190-196, 2010.

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

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.

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

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

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/>.

RAMALHO, M.A.P. et al. Experimentação em genética e melhoramento de plantas. 2 ed. Lavras: Editora UFLA, 322p. 2005.

RITZ, C, STREIBIG, J. C. Nonlinear regression with R. Springer Science, 151p. 2008.

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*. V.10, n.1, p. 23-28, 2010.

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

STORCK, L. et al. Experimentação vegetal. 3.ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 200p.

STORCK, L.; BISOGNIN, D.A.; OLIVEIRA, S.J.R. Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho ótimo de parcela em batata. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.41, n.6, p.903-909, 2006.

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.

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.