

TAMANHO ÓTIMO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS: PROPOSIÇÃO DE MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO

Patrícia Ferreira PARANAIBA¹
Daniel Furtado FERREIRA²
Augusto Ramalho De MORAIS²

- RESUMO: Embora a maioria dos métodos para estimar o tamanho ótimo de parcelas apresentem resultados adequados, alguns trabalhos apresentam resultados insatisfatórios aparentemente, subestimando os tamanhos das parcelas experimentais. Por esta razão, o objetivo deste trabalho foi propor dois novos métodos para a determinação do tamanho ótimo de parcelas: o método do modelo linear de resposta com platô, que utiliza a técnica platô de resposta a modelos que possuam mínimo e o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, que se baseia somente no coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, variância amostral e média amostral das parcelas experimentais. Para exemplificar foi utilizado um ensaio de uniformidade com arroz. Verificou-se que os novos métodos podem ser utilizados nas situações reais práticas e se mostraram adequados para determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais.
- PALAVRAS-CHAVE: Tamanho ótimo de parcelas; ensaios de uniformidade.

1 Introdução

Em qualquer planejamento de experimentos, é necessário que o pesquisador defina adequadamente o que constituirá a unidade experimental ou parcela, visando aumentar a eficiência do experimento, mediante a redução do erro experimental.

¹Departamento de Ciências Exatas, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ, Universidade de São Paulo – USP, Caixa Postal 9, CEP: 13418-900, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: paranaib@esalq.usp.br

²Departamento de Ciências Exatas, Universidade Federal de Lavras – UFLA, Caixa Postal 3037, CEP: 37200-000, Lavras, MG, Brasil. E-mail: danielff@dex.ufla.br / armorais@dex.ufla.br, bolsistas CNPq.

Espera-se com isso a obtenção de testes mais poderosos, com potencial detecção de diferenças entre níveis de um fator cada vez menores.

Embora se considere que quanto maior o tamanho da parcela, menor o erro experimental e, conseqüentemente, maior a precisão do experimento, essa relação não é linear. Em geral, utiliza-se a lei de Smith (1938) para estabelecer tal relação. O aumento no tamanho da parcela, inicialmente, leva a uma diminuição do erro experimental até um determinado ponto, a partir do qual o ganho com precisão é muito pequeno. Por isso, a importância de métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas.

Existem, na literatura, diferentes metodologias de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais. Dentre as mais utilizadas, destacam-se: método de inspeção visual da curvatura máxima (Le Clerg, 1967), método da curvatura máxima (Lessman & Atkins, 1963) e o método empírico de Smith (1938). Estes métodos consistem em utilizar ensaios em branco, também conhecido como ensaio de uniformidade, onde toda a área é plantada com uma única variedade, a mais pura possível, utilizando-se práticas idênticas de cultivo.

Por meio do método de inspeção visual são calculados os coeficientes de variação $CV_{(X)}$ para cada tamanho (X) de parcela (equação 1). O conjunto dos pontos obtidos $[X, CV_{(X)}]$ é relacionado em um gráfico, e eles são unidos formando uma curva. O ponto de máxima curvatura é localizado por inspeção visual, adotando-se como tamanho ótimo da parcela o valor correspondente à abscissa do ponto de máxima curvatura.

$$CV_{(X)} = \frac{\sqrt{V_{(X)}}}{\bar{y}_{(X)}} 100\% \quad (1)$$

em que $V_{(X)}$ representa a variância do total de parcelas com X unidades experimentais básicas (UEB) e $\bar{y}_{(X)}$ representa a sua média.

O método de inspeção visual da curvatura máxima é bastante simples e de fácil utilização. Entretanto, o fato de o ponto correspondente ao tamanho ótimo da unidade experimental ser determinado visualmente constitui uma fonte de erro e discrepância na estimação do tamanho de parcela por este método, pois não existe um critério único no estabelecimento da localização desse ponto sobre a curva.

Zanon & Storck (2000) utilizaram este método para estimar o tamanho ótimo de parcelas para *Eucalyptus Saligna* Smith e encontraram resultados muito discrepantes dos resultados exatos. Viana et al. (2005), trabalhando com estimativas do tamanho de parcelas em experimentos com mandioca, encontraram os maiores tamanhos pelo método de inspeção visual.

Smith (1938) apresenta a equação $VU_{(X)} = V_1/X^b$, para relacionar a variância por unidade básica, calculada entre as parcelas de X unidades experimentais básicas ($VU_{(X)}$); a variância dos valores de parcelas constituídas de uma unidade básica (V_1); número de unidades básicas que compõem a parcela no i -ésimo tamanho de parcela considerando $i = 1, 2, \dots, N$; índice de heterogeneidade do solo (b), considerado a principal causa do erro experimental, sendo $0 \leq b \leq 1$. Este índice indica o grau de correlação entre unidades experimentais e baseia-se numa

relação empírica entre o tamanho da parcela e sua variância, estabelecendo uma dependência negativa, ou seja, quando o tamanho relativo da parcela aumenta a variância diminui.

Valores de b próximos à unidade indicam alta heterogeneidade da área ou baixa correlação entre parcelas adjacentes, o que indica a necessidade de parcelas maiores como tamanho ótimo.

Feijó et al. (2006) analisando a heterogeneidade do solo e tamanho de amostra antes e após cultivos com abobrinha italiana em estufa plástica, utilizaram o método de Smith para estimar o índice de heterogeneidade. Para todas as variáveis analisadas, o índice de heterogeneidade foi baixo e o respectivo tamanho ótimo de parcela foi igual a uma unidade básica.

O aperfeiçoamento do método de inspeção visual da curvatura máxima, é o método da curvatura máxima (MCM), desenvolvido por Lessman & Atkins (1963), que estabeleceram uma função do tipo $CV_{(X)} = A/X^B$, para explicar a relação entre coeficiente de variação ($CV_{(X)}$) e tamanho da parcela (X), permitindo que o ponto que corresponde ao tamanho ótimo de parcela fosse determinado algebricamente, utilizando a expressão:

$$\widehat{X}_{CM} = \left[\frac{\widehat{A}^2 \widehat{B}^2 (2\widehat{B} + 1)}{\widehat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{2+2\widehat{B}}} \quad (2)$$

em que \widehat{A} e \widehat{B} são os estimadores de A e B obtidos pelo método de mínimos quadrados de Gauss-Newton para modelos não-lineares (Gallant, 1987).

Este método apresenta algumas limitações, tais como a necessidade de agrupamento das unidades experimentais básicas (UEB) para a determinação do $CV_{(X)}$ e do ajuste de um modelo não-linear, como do $CV_{(X)}$ apresentado anteriormente. Além disso, se o número de UEB a serem agrupadas for pequeno, a qualidade do método fica prejudicada. Se o modelo não-linear não for bem ajustado ou até mesmo se não houver convergência do processo iterativo, toda inferência a respeito do tamanho ideal de parcelas fica comprometida.

Leite et al. (2006) utilizaram o MCM para estimar o tamanho de parcela ideal para a redução do erro experimental e para a estimação de parâmetros genéticos em famílias de cana-de-açúcar. Os autores encontraram tamanhos de parcelas com menos de uma planta, ou seja, tamanhos não aplicáveis a este estudo.

De acordo com 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 tamanho ótimo. Com isso, pode-se inferir que Chaves (1985) já antevia o problema da subestimação que ocorre nesse método.

Dentre os modelos segmentados, o modelo linear de resposta com platô (LRP) é muito utilizado em diversas áreas aplicadas. Esse modelo possui dois segmentos, dos quais o primeiro descreve uma reta crescente ou decrescente (dependendo do valor de β_1 da equação 3), até uma determinada altura P que é o platô. A partir desse ponto, o valor Y_i assume um valor constante P , que é o segundo segmento

(Portz et al. 2000). O modelo LRP é:

$$Y_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ P + \epsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (3)$$

em que Y_i é a variável dependente (resposta); β_0 é o intercepto do modelo linear simples do segmento anterior ao platô; β_1 é o coeficiente angular neste mesmo segmento; ϵ_i é o erro associado à i -ésima observação; P é o platô e X_0 é o ponto de junção dos dois segmentos. Cabe salientar que tanto P e X_0 são parâmetros do modelo e devem ser estimados.

Como já foi dito este método tem sido utilizado em várias áreas e com diferentes propósitos. Portz et al. (2000) utilizaram o modelo LRP para determinar um nível mínimo de nutrientes em dietas para peixes que garanta o máximo desempenho da espécie em ganho de peso. Esta resposta é considerada importante na determinação da relação custo-benefício de rações para peixes. Rezende et al. (2007) utilizaram o modelo LRP para determinar níveis adequados de nutrientes na ração, até a estabilização no crescimento de frangos de corte, evitando uma perda de peso do animal devido ao excesso de nutrientes. Na literatura, nada foi encontrado a respeito da utilização do modelo LRP para o problema de determinação do tamanho ótimo de parcelas.

Desta forma, o objetivo deste trabalho foi propôr dois novos métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais, quais sejam, o modelo linear segmentado com platô e curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, que foram aplicados em experimentos com arroz.

2 Material e métodos

Dois métodos foram propostos no presente trabalho como alternativa ao método da curvatura máxima. Para isso foi considerado um ensaio em branco formado por um *gride* $r \times c$ de UEB, com r linhas e c colunas (Figura 1).

z_{11}	z_{12}	z_{13}	\cdots	z_{1c}
z_{21}	z_{22}	z_{23}	\cdots	z_{2c}
z_{31}	z_{32}	z_{33}	\cdots	z_{3c}
\vdots	\vdots	\vdots	\ddots	\vdots
z_{r1}	z_{r2}	z_{r3}	\cdots	z_{rc}

Figura 1 - Croqui de um ensaio em branco.

As UEB foram agrupadas em uma quantidade X de parcelas básicas (Figura 2), de modo que X seja divisor de rc . Para cada parcela de X UEB foi obtido o total e em seguida calculado o $CV_{(X)}$ entre as parcelas formadas ao longo de todo ensaio em branco.

z ₁₁	z ₁₂	...	z _{1c}
z ₂₁	z ₂₂	...	z _{2c}
z ₃₁	z ₃₂	...	z _{3c}
z ₄₁	z ₄₂	...	z _{4c}
⋮	⋮	⋮	⋮
z _{(r-1)1}	z _{(r-1)2}	...	z _{(r-1)c}
z _{r1}	z _{r2}	...	z _{rc}

Figura 2 - Exemplo ilustrativo de um agrupamento com $X = 2$ unidades experimentais básicas no formato 2×1 .

Esses métodos são descritos com detalhes nas seções subsequentes. Um exemplo real ilustrativo para a aplicação de ambos os métodos foi apresentado utilizando-se um ensaio em branco com arroz (Bakke, 1988). Os dados foram coletados em um *gride* originalmente com $18 \times 36 = 648$ unidades básicas de $1m^2$ (1×1), do qual foram aproveitados apenas as dez primeiras linhas e colunas, reduzindo-o a um *gride* de $10 \times 10 = 100$ unidades básicas de $1m^2$ cada, conforme descrito em Chaves (1985).

2.1 Modelo linear segmentado com platô

Aos dados dos diferentes pares $(X, CV_{(X)})$ foi ajustado o modelo linear de resposta com platô (LRP) dado por:

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

em que $CV_{(X)}$ é o coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho X ; X é número de UEB 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 é o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô (junção do segmento linear e platô); β_0 e β_1 são intercepto e coeficiente angular, respectivamente, do segmento linear e ϵ_x é o erro associado ao $CV_{(X)}$ supostamente normal e independentemente distribuído com média 0 e variância σ_ϵ^2 constante. A pressuposição de normalidade e homocedasticidade não é tão crucial nesse caso, e pode ser relaxada, pois não houve preocupação com a parte inferencial.

Para o ajuste desse modelo, utilizou-se o método dos quadrados mínimos de Gauss-Newton para modelos não lineares (Gallant, 1987). Os detalhes do ajuste desse modelo, uma vez que a matriz Jacobiana depende de X_0 , que por sua vez alterna-se a cada etapa do processo iterativo, foram apresentados na seção 3.1.

2.2 Curvatura máxima do coeficiente de variação

A grande dificuldade dos métodos existentes na literatura incluindo a proposta da seção 2.1, é a realização do agrupamento de UEB para a determinação do $CV_{(X)}$. Além disso os resultados provenientes desse agrupamento devem ser submetidos a um ajuste de um modelo não-linear, que nem sempre converge e muitas vezes quando converge, tem ajustes precários. A nova proposta foi motivada por esta limitação e é descrita na seqüência.

A idéia foi considerar o coeficiente de variação entre os totais de parcelas de tamanho X , que é função deste número de UEB agrupadas. Obtida a expressão do $CV_{(X)}$ entre totais, foi aplicado o método da curvatura máxima para determinar X_0 , uma vez que $CV_{(X)}$ é uma função de X , considerando as demais quantidades constantes e conhecidas.

2.3 Exemplo real

Na estimação do tamanho de parcela pelos diferentes métodos, utilizou-se o ensaio em branco de arroz com um *gride* de 100 unidades experimentais básicas (Tabela 1).

Tabela 1 - Produções de Grãos (g/m^2), de arroz, variedade *IR* – 8, de um ensaio em branco

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

3 Resultados e discussão

3.1 Modelo linear segmentado com platô

A matriz das derivadas parciais, a matriz Jacobiana, foi obtida a partir do modelo 4 reescrito da seguinte forma, utilizando variáveis *Dummy* (Z_X):

$$CV_{(X)} = (\beta_0 + \beta_1 X)Z_X + CVP(1 - Z_X) + \epsilon_x,$$

em que $Z_X = 1$ se $X \leq X_0$ e 0 se $X > X_0$.

Para se obter continuidade, os dois segmentos, linear e platô, devem ser igualados no ponto X_0 . Assim, $\beta_0 + \beta_1 X_0 = CVP$, que se resolvida para X_0 resulta em:

$$X_0 = \frac{(CVP - \beta_0)}{\beta_1}. \quad (5)$$

O parâmetro X_0 é função dos três parâmetros (β_0, β_1, CVP) , como se pode observar na equação 5. Assim, as derivadas parciais de primeira ordem são dadas por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial CV_{(X)}}{\partial \beta_0} &= Z_X, \\ \frac{\partial CV_{(X)}}{\partial \beta_1} &= X Z_X, \\ \frac{\partial CV_{(X)}}{\partial CVP} &= 1 - Z_X. \end{aligned}$$

Essas derivadas parciais, a princípio, não parecem ser funções dos parâmetros β_0, β_1 e CVP , o que classificaria o modelo como linear nos parâmetros. No entanto, verifica-se que estes são funções de Z_X , que depende de X_0 , que por sua vez, é função dos parâmetros β_0, β_1 e CVP . Assim, foi utilizado o método de Gauss-Newton para o ajuste deste modelo. Para isso, foi utilizado o procedimento NLIN do programa SAS® (2006). O valor X_0 foi considerado como tamanho ótimo de parcela, por estabilizar o $CV_{(X)}$ em um nível mínimo CVP .

3.2 Curvatura máxima do coeficiente de variação

Seja Y o total de X parcelas, dado por:

$$Y = \sum_{i=1}^X Z_i,$$

em que Z_i representa a variável aleatória Z correspondente a i -ésima UEB. Sendo descrito pelo seguinte modelo:

$$Z_i = \mu + \epsilon_i,$$

em que μ é a média geral das parcelas com uma UEB; ϵ_i é o erro experimental associado à observação Z_i e, tal que,

$$\epsilon_i = \rho \epsilon_{i-1} + U_i.$$

sendo ρ o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, U_i o erro experimental "puro", independente e $E(U_i) = 0$ e $V(U_i) = \sigma^2, \forall i = 1, 2, \dots, r.c.$

Então, a variância de Y é dada por:

$$V(Y) = V\left(\sum_{i=1}^X Z_i\right) = X(1 - \rho^2)\sigma^2.$$

O coeficiente de variação é dado pela raiz quadrada dessa variância, dividido pela média geral $E(Y) = X\mu$, multiplicado por 100. Logo,

$$\begin{aligned} CV &= \frac{\sqrt{X}\sqrt{(1-\rho^2)\sigma^2}}{X\mu} \times 100 \\ &= \frac{100\sqrt{(1-\rho^2)\sigma^2/\mu^2}}{\sqrt{X}}. \end{aligned}$$

Os parâmetros μ, σ^2 e ρ não são conhecidos e devem ser estimados a partir da amostra original, por:

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^{rc} Z_i}{rc}, \\ \hat{\sigma}^2 &= S^2 = \frac{1}{rc-1} \left[\sum_{i=1}^{rc} Z_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{rc} Z_i \right)^2}{rc} \right], \\ \hat{\rho} &= \frac{\sum_{i=1}^{rc} (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})(\hat{\epsilon}_{i-1} - \bar{\epsilon})}{\sum_{i=1}^{rc} (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})^2}, \end{aligned} \tag{6}$$

em que $\hat{\epsilon}_i$ e $\hat{\epsilon}_{i-1}$ são os erros de um modelo contendo apenas o intercepto, nas unidades experimentais básicas i e $i-1$, respectivamente.

Assim, o coeficiente de variação amostral entre totais de parcelas de tamanho X pode ser expresso por:

$$CV_{(X)} = \frac{100\sqrt{(1-\hat{\rho}^2)S^2/\bar{Z}^2}}{\sqrt{X}},$$

em que verifica-se que $CV_{(X)}$ é uma função de X dados $\hat{\rho}$, S^2 e \bar{Z} .

Para determinar a curvatura máxima, obtém-se a função de curvatura K , que depende da primeira e segunda derivadas de $CV_{(X)}$ em relação a X . Essas derivadas são:

$$\begin{aligned} \frac{\partial CV_{(X)}}{\partial X} &= \frac{-50\sqrt{(1-\hat{\rho}^2)S^2}}{\sqrt{S^2 X^3 \bar{Z}}}, \\ \frac{\partial^2 CV_{(X)}}{\partial X \partial X} &= \frac{75 \left[(1-\hat{\rho}^2)S^2/\bar{Z}^2 \right]^{1/2}}{X^{2,5}}. \end{aligned}$$

Então, a função de curvatura pode ser expressa por:

$$K = \frac{CV''}{(1 + (CV')^2)^{\frac{3}{2}}},$$

Resultando em,

$$K = \frac{75\sqrt{(1 - \hat{\rho}^2)}S}{\sqrt{\bar{Z}^2} X^{2,5} \left(1 + 2500 \frac{(1 - \hat{\rho}^2)S^2}{X^3 \bar{Z}^2}\right)^{3/2}}.$$

O máximo da função de curvatura foi obtido derivando-se K em relação a X , igualando-se a zero a expressão resultante e resolvendo em X . Logo o ponto de máxima curvatura é dado por:

$$\widehat{X}_0 = \frac{10 \sqrt[3]{2(1 - \hat{\rho}^2)S^2 \bar{Z}}}{\bar{Z}}.$$

Esta expressão foi utilizada para determinar o tamanho ótimo de parcela, sem a necessidade de efetivamente agrupar as unidades experimentais básicas, que é a grande vantagem desse método. O pesquisador deve apenas no ensaio em branco obter estimativas da variância, da média e da autocorrelação de primeira ordem. A estimativa de ρ deve ser obtida por meio da expressão (6), tomando-se o cuidado de ordenar os resíduos das observações por linha ou por coluna, lembrando que ao final de uma delas (linha ou coluna) não se deve iniciar pelo primeiro valor da próxima linha ou coluna. Deve-se utilizar o último elemento da próxima linha ou coluna e seguir desse ponto até o seu início. O processo é repetido até que todos os rc resíduos sejam contemplados.

3.3 Resultados para o exemplo real

O exemplo real do ensaio em branco com arroz foi analisado pelos dois métodos propostos. Para fins de comparação, inicialmente foi aplicado o método da curvatura máxima. Utilizando-se os valores da Tabela 2, o modelo não-linear ajustado apresentou $R^2 = 98,55\%$ e é dado por:

$$\widehat{CV}_{(X)} = \frac{8,3726}{X^{0,2872}},$$

resultando em um tamanho ótimo de $1,71m^2$. Os demais resultados são apresentados nas subseções seguintes com um pouco mais de detalhes, pois correspondem à aplicação dos novos métodos.

Tabela 2 - Agrupamento dos diferentes tamanhos de parcela e seus respectivos coeficientes de variação para o ensaio em branco de 100 UEB de arroz

X	1	2	4	5	10	20	25	50
$CV_{(X)}$	8,1942	6,9458	6,0975	5,0855	4,2196	3,5304	3,4435	2,4734

3.3.1 Método LRP

Inicialmente, as UEB da Tabela 1 foram agrupados em 8 diferentes tamanhos. Os resultados para o $CV_{(X)}$ são apresentados na Tabela 2.

Utilizando-se os tamanhos de parcelas e os seus respectivos $CV_{(X)}$ apresentados na Tabela 2, por meio do PROC NLIN, do sistema SAS[®](2006), foram estimados os parâmetros β_0 , β_1 , P e X_0 do modelo 4. O coeficiente de determinação foi de $R^2 = 93,17\%$, indicando que houve um bom ajuste e o modelo resultante foi:

$$\widehat{CV_{(X)}} = \begin{cases} 8,7005 - 0,7066X & \text{se } X \leq 7,478 \\ 3,4167 & \text{se } X > 7,478 \end{cases}$$

Por meio do modelo linear segmentado com platô, o tamanho ótimo da parcela é de, aproximadamente, 7,48 UEB, ou seja, parcelas em torno de $7,48m^2$, (Figura 3).

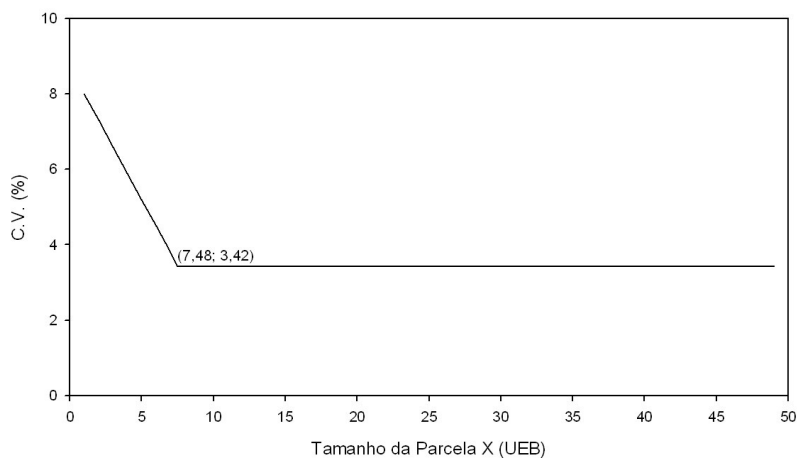


Figura 3 - Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco com arroz.

3.3.2 Método da CMCV

Utilizando-se os dados da Tabela 1, por meio do PROC REG do sistema SAS® (2006), foram estimados os valores de $\hat{\rho}, S^2, \bar{Z}$ da equação 7 em que ajustou-se um modelo linear contendo apenas o intercepto. Assim, a função $CV_{(X)}$ dada por:

$$CV_{(X)} = \frac{\sqrt{(1 - \hat{\rho}^2)S^2/\bar{Z}^2}}{\sqrt{\bar{X}}} \times 100, \quad (7)$$

fica definida por:

$$\begin{aligned} \widehat{CV}_{(X)} &= \frac{\sqrt{(1 - 0,15^2)4862,57/837,83^2}}{\sqrt{X}} \times 100, \\ &= \frac{8,2272}{\sqrt{X}}. \end{aligned}$$

Na Figura 4 é apresentado o gráfico da função $CV_{(X)}$ em relação a X .

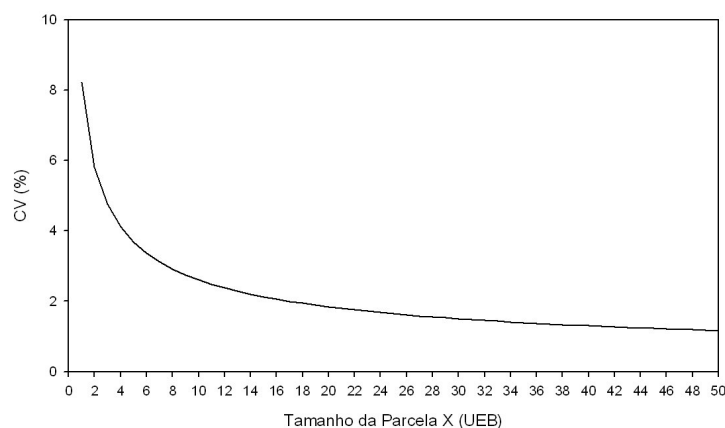


Figura 4 - Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco com arroz .

Calculando-se a primeira e a segunda derivadas do $CV_{(X)}$ em relação a X , obtém-se a expressão da função de curvatura, que também pode ser obtida diretamente da expressão 7 com os valores estimados. O resultado obtido é dado por:

$$K = \frac{6,1704}{\sqrt{X^5 \left(1 + \frac{16,9217}{X^3}\right)^3}}, \quad (8)$$

cujo gráfico foi apresentado na Figura 5.

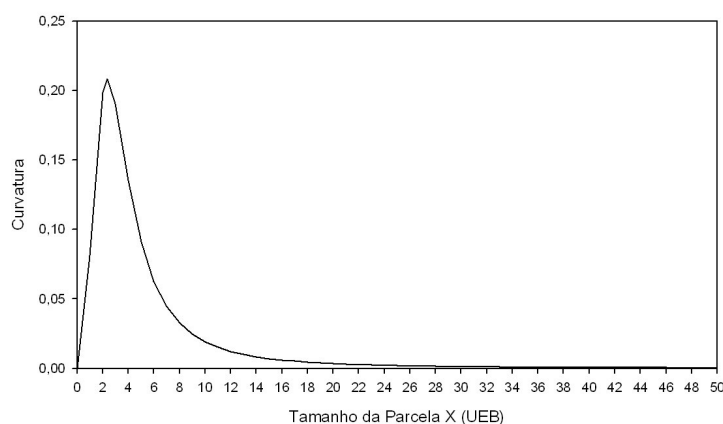


Figura 5 - Relação entre curvatura e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco com arroz.

Para se obter o ponto de máximo da função de curvatura K , conforme pode ser observado na Figura 5, pode-se utilizar a expressão fechada dada por:

$$X_0 = \frac{10^3 \sqrt{2(1 - \hat{\rho}^2) S^2 \bar{Z}}}{\bar{Z}}, \quad (9)$$

que para os estimadores de ρ , μ e σ^2 resulta em $X_0 = 2,38$.

Assim, conclui-se que o tamanho da parcela deve ser de aproximadamente 2,38 UEB, ou seja, parcelas em torno de $2,38m^2$.

A comparação dos três resultados dos três métodos reforça o fato de que os métodos de curvatura tendem a fornecer um valor que subestima o ótimo, resultando conforme afirma Chaves (1985), em um "lower bound" para o valor do tamanho de parcela ótimo. O método proposto da CMCV minimiza essa desvantagem pelo fato de não precisar de ajuste de modelo e fornecer resultados maiores em geral. Em decorrência disso, o resultado do método LRP tende a ser próximo do ótimo.

Conclusão

Os métodos modelo linear segmentando com platô e curvatura máxima do coeficiente de variação mostraram-se adequados para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais, visto que apresentaram tamanhos adequados de parcelas utilizadas normalmente em experimentos reais com arroz.

Agradecimentos

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, pela bolsa concedida e pelo apoio financeiro.

PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. de. Optimum experimental plot size: Proposition of estimation methods. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.27, n.2, p.255-268, 2009.

■ **ABSTRACT:** *Although most of the methods to estimate the experimental plot size presents appropriate results, some papers present unsatisfactory results seemingly underestimating the experimental units sizes. For this reason, the purpose of this work was to propose two new methods for the determination of size of the experimental plots: the linear response plateau, fitting this model to data having a minimum and the method of the maximum curvature applied to the coefficient of variation, considered as function of the number of basic experimental units, based on in the first order autocorrelation coefficient, in the sample variance and in the sample mean among experimental units. To exemplify a rice uniformity assay was used. It was verified that the new methods can be used in the practical real circumstance and they were appropriate for determination of the optimum experimental plot size.*

■ **KEYWORDS:** Optimum plot sizes; uniformity assays.

Referências

BAKKE, O.A. *Tamanho e forma ótimas de parcelas em delineamentos experimentais*. 1988. 142f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

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.

FEIJO, S.; STORCK, A. D. C.; LOPES, S. J. Heterogeneidade do solo e de tamanho de amostra antes e após cultivos com abobrinha italiana em estufa plástica. *Ciênc. Rur.*, Santa Maria, v.36, n.6, p.1744-1748, 2006.

GALLANT, A. R. *Nonlinear statistical model*. New York: John Wiley, 1987. 610p.

LE CLERG, E. L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K. J. *Plant breeding symposium*. Ames: Iowa State University, 1967. p.243-313.

LEITE, M. S. O.; PETERNELLI, L. A.; BARBOSA, M. H. P. Effects of plot size on the estimation of genetic parameters in sugarcane families. *Crop Breed. Appl. Biotechnol.*, Londrina, v.6, p.40-46, 2006.

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

PORTZ, L.; DIAS, C. T. S.; CYRINO, J. E. P. Regressão segmentada como modelo na derterminação de exigências nutricionais de peixes. *Sci. Agric.*, Piracicaba, v.57, n.4, p.601-607, 2000.

REZENDE, D. M. L. C.; MUNIZ, J. A.; FERREIRA, D. F.; SILVA, F. F.; AQUINO, L. H. Ajuste de modelos de platô de resposta para a exigência de zico em frangos de corte. *Ciênc. Agrotecnol.*, Lavras, v.31, n.2, p.468-478, 2007.

SAS INSTITUTE. *SAS/STAT User's guide*. version 6.2. ed. Cary: SAS Institute, 2006.

SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *J. Agricul. Sci.*, Cambridge, v.28, p.1-23, 1938.

VIANA, A. E. S.; SEDIYAMA, T.; CECON, P. R.; LOPES, S. C.; SEDIYAMA, M. A. N. Estimativas de tamanho de parcelas em experimentos com mandioca. *Hortic. Bras.*, Brasília, v.20, n.1, p.58-63, 2005.

ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eucalyptus Saligna* Smith em dois estágios de desenvolvimento. *CERNE*, Lavras, v.6, n.2, p.104-111, 2000.

Recebido em 28.01.2009.

Aprovado após revisão em 30.06.2009.