

## Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo

Methods for estimating the optimum experimental plot size of corn hybrids single, triple and double

Alberto Cargnelutti Filho<sup>I</sup> Marcos Toebe<sup>II</sup> Cláudia Burin<sup>III</sup> Gabriele Casarotto<sup>II</sup>

Alessandro Dal'Col Lúcio<sup>I</sup>

### RESUMO

O objetivo deste trabalho foi comparar os métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcela e verificar a variabilidade do tamanho ótimo de parcela entre híbridos simples, triplo e duplo de milho. Para isso, foram usados os dados de produtividade de grãos de milho de 16 ensaios de uniformidade com o híbrido simples (P32R21), 16 com o híbrido triplo (DKB566) e 16 com o híbrido duplo (DKB747). Cada ensaio foi composto de quatro linhas de 6m de comprimento, dividido em unidades experimentais básicas de um metro linear. Em cada um dos 48 ensaios foi determinado o tamanho ótimo de parcela por meio dos métodos da curvatura máxima modificada, do modelo linear de resposta com platô e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. Foi utilizado o coeficiente de correlação de Spearman para verificar a associação entre os métodos e o teste t para comparar as médias. Há concordância na estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de milho simples, triplo e duplo por meio dos métodos da curvatura máxima modificada e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. Por esses métodos, o tamanho ótimo de parcela entre os híbridos de milho é de seis unidades experimentais básicas para o híbrido simples e cinco para os híbridos triplo e duplo.

**Palavras-chave:** *Zea mays L.*, ensaios de uniformidade, modelo linear de resposta com platô, curvatura máxima do modelo de coeficiente de variação.

### ABSTRACT

The aim of this research was to compare estimation methods for both optimum plot size and check the variability of

the optimum plot size of single, triple and double hybrid corns. Grain yield data were used, of 16 uniformity assays with the simple hybrid (P32R21), 16 with the triple hybrid (DKB566) and 16 with the double hybrid (DKB747). Each assay consisted of four rows of 6m in length, divided into basic experimental units of a meter. In each of the 48 assays was determined the optimum plot size using the methods of the modified maximum curvature the linear response plateau model and the maximum curvature of the coefficient of variation model. The Spearman correlation coefficient was used to verify the association among methods and the t-test to compare means. There is concordance in the estimation of the optimum experimental plot size of corn hybrids single, triple and double by the methods of the modified maximum curvature and maximum curvature of the coefficient of variation model. When using these methods, the optimum plot size among the hybrids was six basic experimental units for the simple hybrid and five for the triple and double hybrids.

**Key words:** *Zea mays L.*, uniformity assays, linear response plateau model, maximum curvature of the model coefficient of variation.

### INTRODUÇÃO

Cultivares, híbridos e linhagens são utilizados como material experimental para a realização de experimentos em campo. É importante conhecer a variabilidade do solo na área experimental e do material experimental para planejar adequadamente o tamanho de parcela e escolher a base genética de menor variabilidade. Com o uso do tamanho de parcela

<sup>I</sup>Departamento de Fitotecnia, Centro de Ciências Rurais (CCR), Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil. E-mail: cargnelutti@pq.cnpq.br. \*Autor para correspondência.

<sup>II</sup>Programa de Pós-graduação em Agronomia, UFSM, Santa Maria, RS, Brasil.

<sup>III</sup>Curso de Engenharia Florestal, UFSM, Santa Maria, RS, Brasil.

adequado e da base genética de menor variabilidade, é possível minimizar o erro experimental e, por consequência, aumentar a precisão das inferências.

Entre os diversos métodos para a estimação do tamanho ótimo de parcela, destaca-se o da curvatura máxima modificada (MEIER & LESSMAN, 1971). Também, recentemente, os métodos do modelo linear de resposta com platô (PARANAÍBA et al., 2009a) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (PARANAÍBA et al., 2009a) foram propostos. Os dois últimos foram comparados em experimentos de arroz (PARANAÍBA et al., 2009a) e de trigo e mandioca (PARANAÍBA et al., 2009b) e considerados adequados para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais para essas culturas e nas condições dos experimentos. No entanto, os dois últimos métodos ainda não foram testados em ensaios de uniformidade de milho.

Em distintas bases genéticas de milho, o tamanho ótimo de parcela tem sido estudado (STORCK & UITDEWILLIGEN, 1980; RESENDE & SOUZA JÚNIOR, 1997; ASSIS & SILVA, 1999; ALVES et al., 2000; ALVES & SERAPHIN, 2004; SOUZA SOBRINHO et al., 2004; MARTIN et al., 2005; STORCK et al., 2006). A análise por meio de diferentes métodos deve ser investigada para as novas bases genéticas de milho que constantemente vêm sendo apresentadas pelo processo de melhoramento vegetal.

A escolha de um determinado híbrido para a execução de um experimento deve recair naquele mais homogêneo geneticamente. Este pode ser avaliado em um menor tamanho de parcela quando comparado a híbridos com maior heterogeneidade genética. Assim, o objetivo deste trabalho foi comparar os métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcela e verificar a variabilidade do tamanho ótimo de parcela entre híbridos simples, triplo e duplo de milho.

## MATERIAL E MÉTODOS

Foram usados os dados de produtividade de grãos de milho de 16 ensaios de uniformidade com o híbrido simples (P32R21), 16 com o híbrido triplo (DKB566) e 16 com o híbrido duplo (DKB747). Cada ensaio de uniformidade foi composto de quatro linhas de 6m de comprimento, espaçadas em 0,80m. A semeadura foi realizada em 26/12/2008 e a densidade foi ajustada para cinco plantas por metro linear. Os 48 ensaios de uniformidade foram casualizados dentro da mesma área experimental do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul (latitude 29°42'S, longitude 53°49'W e 95m de altitude).

A unidade experimental básica (UEB) foi constituída por um metro linear (0,8m<sup>2</sup>). Assim, em cada ensaio de uniformidade, foram planejadas 24 UEB. A colheita das espigas e a avaliação da produtividade de grãos, em gramas por UEB, foram realizadas no dia 08/05/2009, separadamente para cada metro linear. Em seguida, com esses dados, foram planejados, para cada um dos 48 ensaios, parcelas com X1 UEB adjacentes de comprimento na linha e X2 linhas adjacentes de largura. As parcelas com diferentes tamanhos e/ou formas foram planejadas como sendo (X=X1×X2), ou seja, (1×1), (2×1), (3×1), (6×1), (2×2), (3×2) e (6×2). Nesse caso, as parcelas 6×1 e 3×2 têm o mesmo tamanho e formas diferentes.

Para cada tamanho de parcela (X), foram determinados: n - número de parcelas com X UEB de tamanho (n=24/X); V<sub>(X)</sub> - variância entre as parcelas de X UEB de tamanho; CV<sub>(X)</sub> - coeficiente de variação (em percentagem) entre as parcelas de X UEB de tamanho. Em relação à parcela de tamanho igual a uma UEB, foi determinada a autocorrelação espacial de primeira ordem, a variância e a média. Após, em cada um dos 48 ensaios, foi determinado o tamanho ótimo de parcela (X<sub>0</sub>) por meio dos métodos da curvatura máxima modificada (CMM) (MEIER & LESSMAN, 1971) do modelo linear de resposta com platô (LRP) (PARANAÍBA et al., 2009a) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (CMCV) (PARANAÍBA et al., 2009a).

Em relação ao método da curvatura máxima modificada (MEIER & LESSMAN, 1971), foram estimados os parâmetros A e B e o coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) da função CV<sub>(X)</sub>=A/X<sup>B</sup>. Esses parâmetros foram estimados mediante a transformação logarítmica da função CV<sub>(X)</sub>=A/X<sup>B</sup> e a ponderação pelos graus de liberdade (GL=n-1) (STEEL et al., 1997). O ponto correspondente ao tamanho ótimo de parcela foi determinado algebricamente por meio da expressão:  $\hat{X}_0 = \left[ \hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1) / (\hat{B} + 2) \right]^{1/(2\hat{B}+2)}$ , em que  $\hat{A}$  e  $\hat{B}$  são os estimadores de A e B, respectivamente. A determinação do tamanho ótimo de parcela por meio dos métodos do modelo linear de resposta com platô e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação foram de acordo com metodologia apresentada em PARANAÍBA et al. (2009a). Nos três métodos, determinou-se o coeficiente de variação correspondente ao tamanho ótimo de parcela.

Assim, para cada ensaio de uniformidade, em cada híbrido de milho, foram obtidas as estimativas do coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>), em relação aos métodos CMM e LRP (duas estatísticas), do tamanho ótimo de parcela (X<sub>0</sub>) e do coeficiente de variação (CV) no tamanho ótimo de parcela, em relação aos métodos

CMM, LRP e CMCV (seis estatísticas). Para verificar o grau de associação entre as estimativas dos parâmetros, em cada híbrido de milho, obtidas por meio dos diferentes métodos, foi utilizado o coeficiente de correlação por postos de Spearman ( $r_s$ ) entre os 28 pares de estatísticas (combinação das oito estatísticas duas a duas) e sua significância foi verificada pelo teste t de Student.

As médias das estimativas do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), em relação aos métodos CMM e LRP, do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) e do coeficiente de variação (CV) no tamanho ótimo, em relação aos métodos CMM, LRP e CMCV foram comparadas, duas a duas, entre os métodos dentro de cada híbrido de milho e entre os híbridos de milho dentro de cada método, por meio do teste t de Student, a 5% de probabilidade de erro, utilizando *bootstrap* com 10.000 simulações.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A média de produtividade de grãos de milho foi de 6.590, 8.265 e 8.609 kg ha<sup>-1</sup>, respectivamente, para os híbridos simples, triplo e duplo e as diferenças entre as médias foram significativas ( $P \leq 0,05$ , teste t de Student). Esse resultado apresenta uma relação inversa ao que grande parte dos trabalhos realizados tem revelado, ou seja, há tendência de superioridade média de produtividade de grãos dos híbridos simples sobre os híbridos triplos e os híbridos duplos. No entanto, em estudo de EMYGDIO et al. (2007), alguns híbridos duplos demonstraram potencial produtivo superior a determinados híbridos simples e triplos, indicando não ser apropriado generalizar inferências acerca do potencial produtivo de diferentes híbridos de milho com base no tipo de cruzamento. Resultados semelhantes de produtividade de grãos de milho foram encontrados por STORCK et al. (2005) em 12 ensaios realizados no período de 1998 a 2002. Portanto, essas informações conferem credibilidade aos dados do presente estudo.

Ao comparar os postos classificatórios dos ensaios de uniformidade, dentro de cada híbrido de milho, em relação às estimativas dos parâmetros obtidas nos três métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcela para a produtividade de grãos de milho, o coeficiente de correlação de Spearman ( $r_s$ ) variou de -0,11 a 1,00 (híbrido simples), de -0,59 a 1,00 (híbrido triplo) e de -0,65 a 1,00 (híbrido duplo), o que mostra níveis distintos de concordância (Tabelas 1, 2 e 3). De maneira geral, os coeficientes de correlação de Spearman, para cada par de estimativas dos parâmetros, foram similares entre os três híbridos, mostrando as

mesmas tendências, diferindo quanto à magnitude das concordâncias e/ou discordâncias.

O método da curvatura máxima modificada (CMM) apresentou elevada concordância com o método do modelo linear de resposta com platô (LRP) entre as estimativas do coeficiente de variação (CV) no tamanho ótimo de parcela ( $r_s \geq 0,89$ ). Em relação aos híbridos simples e triplo, houve concordância, em menor magnitude, entre as estimativas do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) ( $r_s \geq 0,73$ ) e ausência de concordância no híbrido duplo ( $r_s = 0,34$ ). Entretanto, não houve concordância entre as estimativas do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) ( $-0,20 \leq r_s \leq 0,26$ ) (Tabelas 1, 2 e 3). Esses resultados evidenciam que esses dois métodos utilizados forneceram estimativas discordantes em relação ao tamanho ótimo de parcela e, do ponto de vista prático, não são interessantes, já que o maior interesse é na concordância entre as estimativas obtidas.

Entre as estimativas do coeficiente de variação (CV) no tamanho ótimo, obtidas por meio do CMM e as obtidas por meio do método curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (CMCV), não houve concordância ( $0,31 \leq r_s \leq 0,41$ ) nos três híbridos. Por outro lado, entre as estimativas do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ), os coeficientes de correlação de Spearman foram de elevada magnitude ( $0,83 \leq r_s \leq 0,90$ ) (Tabelas 1, 2 e 3). Assim, pode-se inferir que, nesses dois métodos, as estimativas do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) são concordantes.

Os coeficientes de correlação de Spearman entre as estimativas do coeficiente de variação (CV) no tamanho ótimo e do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) oscilaram entre  $0,04 \leq r_s \leq 0,42$  (híbrido simples),  $-0,44 \leq r_s \leq 0,56$  (híbrido triplo) e  $-0,05 \leq r_s \leq 0,49$  (híbrido duplo), em relação aos métodos LRP e CMCV (Tabelas 1, 2 e 3). Particularmente, entre as estimativas do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ), os coeficientes de correlação de Spearman foram de 0,04 (híbrido simples), -0,44 (híbrido triplo) e -0,05 (híbrido duplo), mostrando que os métodos LRP e CMCV não apresentaram associação.

Em resumo, CMM e CMCV são concordantes quanto à estimativa do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ). Por outro lado, os dois são discordantes do LRP. Entre os dois concordantes, o CMCV pode ser considerado promissor, principalmente, por sua simplicidade de uso. Não cabe aqui o julgamento de qual dos métodos é mais acurado. Portanto, o LRP, por não concordar com os demais, não deve ser considerado como inferior.

As médias das estimativas do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) oscilaram entre 82,71% (LRP -

Tabela 1 - Estimativa dos parâmetros <sup>(1)</sup> e matriz de coeficiente de correlação de Spearman entre os parâmetros dos métodos da curvatura máxima modificada (CMM), do modelo linear de resposta com platô (LRP) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (CMCV), obtida a partir da produtividade de grãos do híbrido simples (P32R21), avaliada em 16 ensaios de uniformidade. Média, desvio padrão (DP) e coeficiente de variação em percentagem (CV%).

Ensaio	----- Coeficiente de correlação de Spearman -----							
	----- CMM -----			----- LRP -----			----- CMCV -----	
	R <sup>2</sup>	Xo	CV	R <sup>2</sup>	Xo	CV	Xo	CV
1	90,92	6,79	9,10	87,03	4,70	7,92	6,71	15,01
2	90,88	5,24	12,45	83,29	5,56	9,82	5,25	11,75
3	91,29	6,09	12,56	81,32	5,57	10,23	5,91	13,21
4	73,64	5,78	6,41	71,29	6,48	2,80	5,73	12,81
5	96,66	6,73	10,76	90,90	4,89	9,27	6,57	14,68
6	88,42	6,57	17,61	90,12	5,23	16,30	6,69	14,96
7	91,97	6,46	12,49	83,72	5,07	11,27	6,25	13,98
8	92,29	6,90	17,95	90,07	5,36	16,39	6,95	15,53
9	84,55	7,01	12,28	81,27	5,39	10,64	6,60	14,77
10	71,70	4,35	23,98	74,06	4,09	22,92	5,96	13,32
11	94,39	6,09	16,97	92,32	4,58	16,21	6,36	14,23
12	92,61	5,57	8,58	84,33	3,17	8,89	5,56	12,44
13	80,32	5,77	13,05	71,91	4,34	12,40	5,84	13,06
14	80,57	5,09	17,06	88,39	6,00	14,61	5,47	12,24
15	87,57	5,65	7,18	78,62	4,53	6,21	5,46	12,20
16	89,97	5,61	6,42	74,63	4,46	5,56	5,65	12,64
Média	87,36	5,98	12,80	82,71	4,96	11,34	6,06	13,55
DP	7,28	0,74	4,89	6,98	0,80	5,02	0,53	1,19
CV(%)	8,33	12,38	38,23	8,44	16,07	44,31	8,78	8,78
	----- Estimativa dos parâmetros -----							
	----- CMM -----			----- LRP -----			----- CMCV -----	
	R <sup>2</sup>	Xo	CV	R <sup>2</sup>	Xo	CV	Xo	CV
R <sup>2</sup>		0,39 <sup>ns</sup>	-0,06 <sup>ns</sup>	0,73*	-0,11 <sup>ns</sup>	-0,04 <sup>ns</sup>	0,30 <sup>ns</sup>	0,30 <sup>ns</sup>
Xo	0,39 <sup>ns</sup>		0,00 <sup>ns</sup>	0,38 <sup>ns</sup>	0,26 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	0,83*	0,83*
CV	-0,06 <sup>ns</sup>	0,00 <sup>ns</sup>		0,35 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	0,98*	0,37 <sup>ns</sup>	0,37 <sup>ns</sup>
R <sup>2</sup>	0,73*	0,38 <sup>ns</sup>	0,35 <sup>ns</sup>		0,10 <sup>ns</sup>	0,36 <sup>ns</sup>	0,45 <sup>ns</sup>	0,45 <sup>ns</sup>
Xo	-0,11 <sup>ns</sup>	0,26 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	0,10 <sup>ns</sup>		-0,02 <sup>ns</sup>	0,04 <sup>ns</sup>	0,04 <sup>ns</sup>
CV	-0,04 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	0,98*	0,36 <sup>ns</sup>	-0,02 <sup>ns</sup>		0,42 <sup>ns</sup>	0,42 <sup>ns</sup>
Xo	0,30 <sup>ns</sup>	0,83*	0,37 <sup>ns</sup>	0,45 <sup>ns</sup>	0,04 <sup>ns</sup>	0,42 <sup>ns</sup>		1,00*
CV	0,30 <sup>ns</sup>	0,83*	0,37 <sup>ns</sup>	0,45 <sup>ns</sup>	0,04 <sup>ns</sup>	0,42 <sup>ns</sup>	1,00*	

<sup>(1)</sup> Estimadores: R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação, em percentagem; Xo = tamanho ótimo de parcela, em unidades experimentais básicas de um metro linear; CV = coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela, em percentagem. \* Significativo a 5% de probabilidade de erro pelo teste t com 14 graus de liberdade. <sup>ns</sup> Não-significativo.

híbrido simples) e 91,03% (CMM - híbrido duplo), o que mostra adequabilidade dos modelos ajustados. Entre os métodos, houve ajuste inferior do LRP em relação ao CMM apenas nos ensaios de uniformidade do híbrido simples (Tabela 4). Entre os híbridos, as médias do coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) não diferiram no LRP. Por outro lado, no CMM, houve uma superioridade de ajuste (maior R<sup>2</sup>) nos híbridos duplos em relação aos simples e triplos, sugerindo maior precisão nos modelos do híbrido duplo.

Em relação ao híbrido simples, o tamanho ótimo de parcela estimado por meio do LRP foi inferior às estimativas dos demais métodos, enquanto que, nos híbridos triplo e duplo, as médias das estimativas não diferiram entre os três métodos. Os métodos CMM e CMCV foram similares e revelaram tamanhos ótimos de parcelas maiores para o híbrido simples, menores para o híbrido duplo e intermediários para o híbrido triplo. Esses resultados confirmam as inferências anteriores sobre a concordância desses métodos.

Tabela 2 - Estimativa dos parâmetros <sup>(1)</sup> e matriz de coeficiente de correlação de Spearman entre os parâmetros dos métodos da curvatura máxima modificada (CMM), do modelo linear de resposta com platô (LRP) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (CMCV), obtida a partir da produtividade de grãos do híbrido triplo (DKB566), avaliada em 16 ensaios de uniformidade. Média, desvio padrão (DP) e coeficiente de variação em percentagem (CV%).

Ensaio	Estimativa dos parâmetros							
	CMM			LRP			CMCV	
	R <sup>2</sup>	X <sub>o</sub>	CV	R <sup>2</sup>	X <sub>o</sub>	CV	X <sub>o</sub>	CV
1	95,69	3,53	13,01	95,53	5,07	9,98	4,09	9,16
2	90,08	6,70	10,75	85,46	4,61	9,86	6,26	14,00
3	70,41	5,04	10,00	69,46	4,48	8,49	4,74	10,60
4	97,92	5,17	6,45	94,88	4,62	4,34	4,74	10,61
5	73,51	5,04	13,94	62,73	4,81	11,51	4,90	10,95
6	73,17	5,51	20,16	94,58	3,19	20,93	6,31	14,11
7	79,18	6,05	10,45	74,11	4,15	10,15	5,73	12,82
8	84,84	5,91	9,35	93,75	5,90	6,34	5,46	12,20
9	91,71	5,51	11,44	96,39	4,02	10,71	5,44	12,16
10	88,76	4,34	12,30	81,24	4,51	9,74	4,54	10,16
11	73,51	5,29	10,06	71,24	4,45	8,89	5,01	11,21
12	89,30	4,43	6,54	87,61	5,48	3,72	4,02	8,98
13	95,74	4,85	4,97	95,48	3,52	3,96	4,58	10,24
14	95,13	5,61	12,43	94,21	3,49	12,46	5,71	12,76
15	95,41	5,89	8,15	96,75	4,84	5,79	5,56	12,43
16	79,38	5,12	9,75	87,59	7,98	2,68	4,61	10,31
Média	85,86	5,25	10,61	86,31	4,69	8,72	5,11	11,42
DP	9,60	0,76	3,56	11,21	1,13	4,46	0,70	1,56
CV(%)	11,18	14,41	33,52	12,99	24,00	51,15	13,69	13,69
Ensaio	Coeficiente de correlação de Spearman							
	CMM			LRP			CMCV	
	R <sup>2</sup>	X <sub>o</sub>	CV	R <sup>2</sup>	X <sub>o</sub>	CV	X <sub>o</sub>	CV
R <sup>2</sup>	-0,09 <sup>ns</sup>	-0,36 <sup>ns</sup>	0,75*	0,09 <sup>ns</sup>	-0,26 <sup>ns</sup>	-0,23 <sup>ns</sup>	-0,23 <sup>ns</sup>	-0,23 <sup>ns</sup>
X <sub>o</sub>	-0,09 <sup>ns</sup>	-0,01 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	-0,20 <sup>ns</sup>	0,25 <sup>ns</sup>	0,90*	0,90*	0,90*
CV	-0,36 <sup>ns</sup>	-0,01 <sup>ns</sup>	-0,20 <sup>ns</sup>	-0,33 <sup>ns</sup>	0,89*	0,31 <sup>ns</sup>	0,31 <sup>ns</sup>	0,31 <sup>ns</sup>
R <sup>2</sup>	0,75*	0,05 <sup>ns</sup>	-0,20 <sup>ns</sup>	-0,05 <sup>ns</sup>	-0,09 <sup>ns</sup>	0,02 <sup>ns</sup>	0,02 <sup>ns</sup>	0,02 <sup>ns</sup>
X <sub>o</sub>	0,09 <sup>ns</sup>	-0,20 <sup>ns</sup>	-0,33 <sup>ns</sup>	-0,05 <sup>ns</sup>	-0,59*	-0,44 <sup>ns</sup>	-0,44 <sup>ns</sup>	-0,44 <sup>ns</sup>
CV	-0,26 <sup>ns</sup>	0,25 <sup>ns</sup>	0,89*	-0,09 <sup>ns</sup>	-0,59*	0,56*	0,56*	0,56*
X <sub>o</sub>	-0,23 <sup>ns</sup>	0,90*	0,31 <sup>ns</sup>	0,02 <sup>ns</sup>	-0,44 <sup>ns</sup>	0,56*	0,56*	1,00*
CV	-0,23 <sup>ns</sup>	0,90*	0,31 <sup>ns</sup>	0,02 <sup>ns</sup>	-0,44 <sup>ns</sup>	0,56*	1,00*	1,00*

<sup>(1)</sup> Estimadores: R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação, em percentagem; X<sub>o</sub> = tamanho ótimo de parcela, em unidades experimentais básicas de um metro linear; CV = coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela, em percentagem. \*Significativo a 5% de probabilidade de erro pelo teste t com 14 graus de liberdade. <sup>ns</sup> Não-significativo.

Embora com diferenças quase insignificantes, o importante é que para ensaios em geral, na prática, os híbridos duplo e triplo devem ser os preferidos em relação ao simples, por apresentarem maior homogeneidade. O LRP não foi sensível a essa discriminação entre os híbridos. Portanto, os menores valores de R<sup>2</sup> aliados a essa não discriminação entre os híbridos podem estar associados a uma possível desvantagem desse método em relação aos anteriores. O uso do método LRP, para estimar o tamanho ótimo

de parcela, é recente, sendo necessários mais estudos para afirmações conclusivas sobre ele.

Com base na média dos dois métodos concordantes (CMM e CMCV), o tamanho ótimo de parcela entre os híbridos de milho decresceu na seguinte ordem: híbrido simples (6,0 UEB), híbrido triplo (5,2 UEB) e híbrido duplo (4,6 UEB). Na prática, ao planejar o tamanho de parcela, é importante usar números inteiros. Assim, pode-se inferir que parcelas com seis UEB (4,8m<sup>2</sup>) para o híbrido simples e cinco

Tabela 3 - Estimativa dos parâmetros <sup>(1)</sup> e matriz de coeficiente de correlação de Spearman entre os parâmetros dos métodos da curvatura máxima modificada (CMM), do modelo linear de resposta com platô (LRP) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (CMCV), obtida a partir da produtividade de grãos do híbrido duplo (DKB747), avaliada em 16 ensaios de uniformidade. Média, desvio padrão (DP) e coeficiente de variação em porcentagem (CV%).

Ensaio	----- Estimativa dos parâmetros -----							
	----- CMM -----			----- LRP -----			----- CMCV -----	
	R <sup>2</sup>	Xo	CV	R <sup>2</sup>	Xo	CV	Xo	CV
1	91,20	4,25	10,19	89,28	5,23	7,48	4,25	9,51
2	79,29	4,15	5,05	88,48	8,44	0,10	3,48	7,78
3	90,12	5,54	8,66	78,95	4,81	7,21	5,40	12,07
4	91,24	4,47	6,43	84,95	4,50	4,57	4,08	9,12
5	93,40	5,48	7,97	80,60	4,76	6,25	5,32	11,89
6	93,15	5,17	6,94	81,58	4,06	5,95	4,98	11,13
7	92,25	4,15	11,05	97,12	3,29	9,95	4,42	9,89
8	90,76	4,96	10,40	83,51	3,50	9,75	5,04	11,28
9	84,98	4,98	6,72	84,85	5,24	4,67	4,38	9,80
10	98,71	5,49	7,37	88,40	4,24	6,06	5,17	11,56
11	84,61	4,52	6,82	75,70	5,47	4,52	4,28	9,56
12	92,98	3,42	8,57	97,14	3,40	6,85	3,55	7,94
13	88,15	5,40	5,80	86,70	4,95	5,33	4,88	10,92
14	95,24	4,32	5,68	99,02	3,12	4,85	3,97	8,87
15	97,73	3,76	7,11	87,57	4,27	5,15	3,66	8,18
16	92,77	5,11	9,71	89,55	5,45	6,95	4,88	10,91
Média	91,03	4,70	7,78	87,09	4,67	5,98	4,48	10,03
DP	4,93	0,66	1,82	6,58	1,27	2,29	0,63	1,41
CV(%)	5,42	14,07	23,34	7,56	27,23	38,23	14,07	14,07
R <sup>2</sup> Xo CV R <sup>2</sup> Xo CV Xo CV	----- Coeficiente de correlação de Spearman -----							
	----- CMM -----			----- LRP -----			----- CMCV -----	
	R <sup>2</sup>	Xo	CV	R <sup>2</sup>	Xo	CV	Xo	CV
		0,02 <sup>ns</sup>	0,19 <sup>ns</sup>	0,34 <sup>ns</sup>	-0,65*	0,24 <sup>ns</sup>	0,10 <sup>ns</sup>	0,10 <sup>ns</sup>
	0,02 <sup>ns</sup>		0,04 <sup>ns</sup>	-0,58*	0,17 <sup>ns</sup>	0,14 <sup>ns</sup>	0,90*	0,90*
	0,19 <sup>ns</sup>	0,04 <sup>ns</sup>		0,06 <sup>ns</sup>	-0,26 <sup>ns</sup>	0,93*	0,41 <sup>ns</sup>	0,41 <sup>ns</sup>
	0,34 <sup>ns</sup>	-0,58*	0,06 <sup>ns</sup>		-0,35 <sup>ns</sup>	0,17 <sup>ns</sup>	-0,55*	-0,55*
	-0,65*	0,17 <sup>ns</sup>	-0,26 <sup>ns</sup>	-0,35 <sup>ns</sup>		-0,40 <sup>ns</sup>	-0,05 <sup>ns</sup>	-0,05 <sup>ns</sup>
	0,24 <sup>ns</sup>	0,14 <sup>ns</sup>	0,93*	0,17 <sup>ns</sup>	-0,40 <sup>ns</sup>		0,49 <sup>ns</sup>	0,49 <sup>ns</sup>
	0,10 <sup>ns</sup>	0,90*	0,41 <sup>ns</sup>	-0,55*	-0,05 <sup>ns</sup>	0,49 <sup>ns</sup>		1,00*
0,10 <sup>ns</sup>	0,90*	0,41 <sup>ns</sup>	-0,55*	-0,05 <sup>ns</sup>	0,49 <sup>ns</sup>	1,00*		

<sup>1)</sup> Estimadores: R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação, em porcentagem; Xo = tamanho ótimo de parcela, em unidades experimentais básicas de um metro linear; CV = coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela, em porcentagem. \* Significativo a 5% de probabilidade de erro pelo teste t com 14 graus de liberdade. <sup>ns</sup> Não-significativo.

(4,0m<sup>2</sup>) para os híbridos triplo e duplo são adequadas para o planejamento experimental.

As comparações desses resultados com outros trabalhos são dificultadas, principalmente, pelo uso de diferentes métodos para determinar o tamanho ótimo de parcela. Mesmo assim, de maneira geral, esses resultados se assemelham ao tamanho ótimo de parcela de 5,0m<sup>2</sup>, determinados por STORCK & UITDEWILLIGEN (1980) para a avaliação da produtividade de grãos de milho.

Em estudos com outras variáveis observadas, como, por exemplo, o peso de espigas, RESENDE & SOUZA JÚNIOR (1997) indicaram a utilização de três repetições com 20 plantas por parcela no cerrado e três repetições com 15 plantas por parcela no solo fértil. Também ASSIS & SILVA (1999) estimaram o tamanho ótimo de parcela para experimentos com milho entre 0,75 e 6,77m<sup>2</sup> quando avaliaram diferentes relações de custos experimentais. Já SOUZA SOBRINHO et al. (2004) concluíram que, nas avaliações

Tabela 4 - Média da estimativa dos parâmetros dos métodos da curvatura máxima modificada (CMM), do modelo linear de resposta com platô (LRP) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (CMCV), obtida a partir da produtividade de grãos dos híbridos simples (P32R21), triplo (DKB566) e duplo (DKB747), avaliada em 16 ensaios de uniformidade.

Híbrido	CMM	LRP	CMCV
----- Coeficiente de determinação (R <sup>2</sup> ) -----			
Simple	87,36 a AB	82,71 b A	-
Triplo	85,86 a B	86,31 a A	-
Duplo	91,03 a A	87,09 a A	-
----- Tamanho ótimo de parcela (X <sub>o</sub> ) -----			
Simple	5,98 a A	4,96 b A	6,06 a A
Triplo	5,25 a B	4,69 a A	5,11 a B
Duplo	4,70 a C	4,67 a A	4,48 a C
----- Coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela (CV) -----			
Simple	12,80 a A	11,34 a A	13,55 a A
Triplo	10,61 ab A	8,72 b A	11,42 a B
Duplo	7,78 b B	5,98 c B	10,03 a C

\* Médias não seguidas por mesma letra minúscula na linha (comparação de métodos dentro de cada híbrido) e maiúscula na coluna (comparação de híbridos dentro de cada método) diferem pelo teste t com *bootstrap* de 10.000 simulações a 5% de probabilidade de erro.

do potencial forrageiro de híbridos de milho, parcelas com uma linha de 8m de comprimento proporcionam a mesma precisão que parcelas com maior número de linhas.

Em termos de magnitude, os resultados obtidos no trabalho foram semelhantes aos obtidos por MARTIN et al. (2005). No entanto, foram inversos quanto à base genética, ou seja, o tamanho ótimo de parcela no estudo de MARTIN et al. (2005) variou entre 4,5m<sup>2</sup> (híbrido simples) e 7,2m<sup>2</sup> (híbrido duplo).

## CONCLUSÃO

Há concordância na estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de milho simples, triplo e duplo por meio dos métodos da curvatura máxima modificada e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. Por esses métodos, o tamanho ótimo de parcela entre os híbridos de milho é de seis unidades experimentais básicas para o híbrido simples e cinco para os híbridos triplo e duplo.

## AGRADECIMENTOS

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão de bolsas de produtividade em pesquisa e de iniciação científica e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de bolsas de mestrado.

## REFERÊNCIAS

ALVES, S.M. de F.; SERAPHIN, J.C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**,

v.39, p.105-111, 2004. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0100-204X2004000200002&lng=pt&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2004000200002&lng=pt&nrm=iso)>. Acesso em: 01 dez. 2009. doi: 10.1590/S0100-204X2004000200002.

ALVES, S.M.F. et al. Tamanho de parcela para ensaios de milho verde. **Revista de Agricultura**, v.75, p.235-246, 2000.

ASSIS, J.P.de; SILVA, P.S.L. Tamanho e forma ideais da unidade experimental em ensaio com milho. **Agropecuária Técnica**, v.20, p.42-50, 1999. Disponível em: <<http://www.cca.ufpb.br/revista>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

EMYGDIO, B.M. et al. Potencial de rendimento de grãos de híbridos comerciais simples, triplos e duplos de milho. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.6, p.95-103, 2007. Disponível em: <<http://www.abms.org.br/revista>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

MARTIN, T.N. et al. Bases genéticas de milho e alterações no plano experimental. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.35-40, 2005. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0100-204X2005000100005&lng=pt&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2005000100005&lng=pt&nrm=iso)>. Acesso em: 01 dez. 2009. doi: 10.1590/S0100-204X2005000100005.

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, p.648-650, 1971.

PARANAÍBA, P.F. et al. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.255-268, 2009a. Disponível em: <<http://www.fcav.unesp.br/RME>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

PARANAÍBA, P.F. et al. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: II. Comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.81-90, 2009b. Disponível em: <<http://www.fcav.unesp.br/RME>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

RESENDE, M.D.V. de; SOUZA JÚNIOR, C.L. de Número de repetições e tamanho de parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.32, p.781-788, 1997. Disponível em: <<http://www.sct.embrapa.br/pab>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

SOUZA SOBRINHO, F. de et al. Tamanho de parcela e necessidade de bordadura em avaliações de cultivares de milho para silagem. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.3, p.45-51, 2004. Disponível em: <<http://www.abms.org.br/revista>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

STEEL, R.G.D. et al. **Principles and procedures of statistics a biometrical approach**. 3.ed. Nova York: McGraw-Hill, 1997. 666p.

STORCK, L. et al. Ganho genético decorrente da substituição anual de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.881-886, 2005. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0100-204X2005000900007&lng=pt&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2005000900007&lng=pt&nrm=iso)>. Acesso em: 01 dez. 2009. doi: 10.1590/S0100-204X2005000900007.

STORCK, L. et al. Tamanho ótimo de parcela em experimentos com milho relacionado a metodologias. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.5, p.48-57, 2006. Disponível em: <<http://www.abms.org.br/revista>>. Acesso em: 01 dez. 2009.

STORCK, L.; UITDEWILLIGEN, W.P.M. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). **Agronomia Sulriogradense**, v.16, p.269-282, 1980.