XII. METODOLOGIA E TÉCNICAS EXPERIMENTAIS

TAMANHO E FORMA DE PARCELA EXPERIMENTAL PARA CANA-DE-AÇÚCAR (1)

TOSHIO IGUE (2), ADEMAR ESPIRONELO (3,6),
HEITOR CANTARELLA (4,6) e ERSENI JOÃO NELLI (5)

RESUMO

Realizou-se um ensaio de uniformidade na Usina Barra Grande, em Lençóis Paulista, SP, em 1982, a fim de estudar o tamanho e a forma de parcela para experimento de campo com cana-de-açúcar: simularam-se 55 diferentes tipos de parcela, cuja unidade básica constou de 2m lineares de uma linha de cana espaçada de outra de 1,5m, tomando-se o peso dos colmos de cada unidade básica. A formação de diferentes tamanhos de parcela foi feita pelo agrupamento das unidades básicas adjacentes. Foram determinados os índices de heterogeneidade do solo, **b**, cujos valores variaram de 0,2843 a 0,6000, dependendo dos métodos utilizados e da maneira de compor os blocos, parcelas e subparcelas. Em solos homogêneos, parcelas menores que 54m² podem ser utilizadas com maior eficiência na detecção de diferenças entre médias de tratamentos (**d**). Em solos heterogêneos, a variação do tamanho da parcela pouco influi no valor de **d**. Pelo método da curvatura máxima, parcelas de 6 a 12m² proporcionaram a maior diminuição no coeficiente de variação. Considerando uma mesma área experimental, existe grande vantagem em reduzir o tamanho da parcela e aumentar o número de repetições. Reduzindo a área da parcela para 12m², há condições de aumentar consideravelmente o número de repetições em experimentos com cana-de-açúcar. Isso significa maior possibilidade de detectar diferenças significativas entre as médias dos tratamentos. A influência do comprimento da parcela em reduzir o coeficiente de variação foi de 2,6 vezes maior que a da largura. Para que diferenças de pequenas magnitudes entre tratamentos possam ser comprovadas estatisticamente, recomenda-se parcela de uma linha de 12m de comprimento, com doze repetições, ou duas linhas de 8m de comprimento, com oito repetições. As parcelas consideradas no presente trabalho são sem bordaduras.

Termos de indexação: cana-de-açúcar, parcela, tamanho e forma; precisão experimental.

---

(1) Parcialmente financiado pela FAPESP. Recebido para publicação em 18 de janeiro e aceito em 30 de março de 1991.

(2) Seção de Técnica Experimental e Cálculo. Instituto Agronômico (IAC), Caixa Postal 28, 13001 Campinas (SP).

(3) Seção de Cana-de-Açúcar, IAC.

(4) Seção de Fertilidade do Solo e Nutrição de Plantas, IAC.

(5) Usina Barra Grande, Lençóis Paulista, SP.

(6) Com bolsa de pesquisa do CNPq.

ABSTRACT

PLOT SIZE AND SHAPE FOR SUGAR CANE EXPERIMENTS

Uniformity trial with sugar cane was carried out in the Usina da Barra, at Lençóis Paulista, State of São Paulo, Brazil. Based on 1,512 yield data of sugar cane harvested in areas of 3.0m² (basic unit) or 1.5m by 2.0m, 55 different types of plots were simulated. The Smith's soil heterogeneity index, **b**, was estimated. Its values varied from 0.2843 to 0.6000, depending on the method employed or on the way of grouping blocks, plots and subplots. Using **b** = 0.6000 in a formula given by Smith, x = (b/(1-b)(K1/K2), an area of 6.0m² would give more information at lower cost. By the maximum curvature method the greatest reduction in the value of coefficient of variation occurs when the plot size varied from 6.0 to 12.0m². Presently, most plots used in sugar cane experiments range from 26.0 to 60.0m²; they are too large in relation to the best size obtained, that is, around 12m². There are practical advantages in using smaller plots and larger number of replications of treatments in an experiment, because the mean variance is inverselly proportional to the number of replications. Reducing the mean variances implies greater chance of detecting significant differences between treatment means. For homogeneous soils, smaller plots (12 to 36m²) may be used efficiently. In heterogeneous soils the plot size has little effect in the magnitude of the index **d**. The influence of the plot length, in reducing the coefficient of variation, was 2.6 times greater than the plot width. Therefore, in order to separate small differences between treatments, it is recommended the use of plots of one line 12m long with 12 replications per treatment or two lines 8m long with 8 replications. The plots considered in this paper are without guard rows.

Index terms: sugar cane, plot, plot size, experimental precision.

1. INTRODUÇÃO

São inúmeros os trabalhos científicos sobre tamanho de parcelas ou canteiros, em experimentos agronômicos, envolvendo as mais variadas culturas.

Para uma mesma cultura, o tamanho e a forma da parcela podem variar em função da área do experimento, pois, no dimensionamento das parcelas, o grau de heterogeneidade do solo é um dos fatores de grande importância. A influência da dimensão e da forma da parcela sobre o erro experimental torna-se importante em solos heterogêneos.

A avaliação dessa heterogeneidade é feita a partir de um ensaio de uniformidade, que consiste em cultivar toda a área experimental com a mesma variedade e tratamento cultural uniforme. A colheita do ensaio é feita por partes constituídas de áreas de dimensões preestabelecidas chamadas unidades básicas (u.b.).

Parcelas de diferentes tamanhos podem ser construídas agrupando as unidades básicas adjacentes, as quais tendem a ser correlacionadas, dependendo do grau de homogeneidade do solo.

SMITH (1938) apresenta uma forma empírica que relaciona a variância e o índice, **b**, de heterogeneidade do solo, $Vx = V/(x^b)$, sendo Vx a variância dada por unidade básica de parcelas contendo **x** u.b., e V, a variância das unidades básicas. Quanto maior o valor de **b**, que varia de zero a um, menor a correlação entre as unidades básicas.

Sabe-se que parcelas grandes implicam blocos grandes, e isso faz com que as possibilidades de encontrar blocos homogêneos diminuam; por outro lado, parcelas pequenas têm as desvantagens de ser muito influenciadas pelas parcelas vizinhas e por fatores casuais, como falhas ou diferenças entre as plantas individuais. Desse modo, torna-se de primordial importância o estudo de tamanho de parcelas.

PIMENTEL-GOMES (1984, 1988), visando às plantas arbóreas, desenvolveu uma teoria sobre tamanho ótimo de parcelas com base no coeficiente de correlação intraclasse (ρ) entre subparcelas dentro das parcelas do experimento, considerando-se ótimo o número de subparcelas que dá a variância mínima da média de um tratamento, quando se fixa a área total relativa a esse tratamento.

A literatura sobre o assunto, embora bastante vasta, é quase inexistente para a cultura da cana-de-açúcar.

IYER & ACRAWAL (1959), em uma área experimental de 5.868m^2, avaliaram em 1.440 u.b., subárea de 3,66 x 0,91 = 3,33m^2, seis primeiros cortes de cana-de-açúcar, e obtiveram resultados mais precisos em parcelas de dimensões 7,32 x 5,49 e 10,97 x 3,66, aproximadamente 40m^2.

ARRUDA (1964), na determinação do tamanho ótimo da parcela para experimentos de campo com milho, estimou os valores de K_1, custo proporcional ao número de parcelas por tratamento e K_2, custo proporcional à área por tratamento, em 44 e 56% do custo total respectivamente.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Na Usina Barra Grande, em Lençóis Paulista, em fevereiro de 1982, instalou-se um experimento de uniformidade com cana-de-açúcar (cana-planta), variedade NA56-79: consistiu em 40 linhas de 90m cada uma, sendo de 1,50m o espaçamento entre as linhas. De cada linha, colheram-se e pesaram-se todos os colmos existentes em 2m de comprimento, formando uma unidade básica de 3m^2, num total de 45 canteiros por linha e 1.800 para o ensaio. A formação de diferentes tamanhos de parcelas foi conseguida pelo agrupamento das unidades básicas adjacentes.

O índice de heterogeneidade do solo, **b**, foi determinado utilizando a forma empírica de SMITH (1938); segundo esse autor, o melhor tamanho da parcela é aquele que permite obter o máximo de informações pelo menor custo possível. O custo para cada parcela = $K_1 + x.K_2$, onde K_1 é o custo associado com o número de parcelas e K_2, o custo por unidade de área. O custo por unidade de informação é mínimo para: $x = (bK_1)/[(1 - b)K_2]$. MARANI (1963) relata que, em diversas pesquisas relacionadas com o tamanho da parcela, os valores de K_1 e K_2 estão sendo usados de forma indevida, talvez pela dificuldade na avaliação dos valores de K_1 e K_2 nos ensaios de uniformidade. Na impossibilidade de obter estimativas reais dos custos K_1 e K_2 em nossas condições, para efeito de cálculo adotaram-se diferentes valores da relação K_1/K_2, os quais se supõe ocorreriam na prática, podendo-se estimar as parcelas que proporcionariam menor custo por unidade de informação. A variância comparável utilizada na obtenção da informação relativa é obtida dividindo-se a variância da parcela pelo número de unidades básicas que a compõem.

FISHER (1937) define a quantidade de informação dada por uma observação **x**, relativo a um parâmetro desconhecido **u**, como sendo a quantidade $(n + 1)/[(n + 3)s^2]$; **n** é o número de graus de liberdade e s^2, a variância. A informação relativa de um tipo de parcela sobre a outra foi feita considerando-se como índice 100 a informação dada pela menor parcela.

O índice de heterogeneidade do solo foi, também, estimado utilizando o procedimento adotado por KOCH & RIGNEY (1951), que agruparam as unidades básicas simulando, de forma hierárquica, repetições (**d**), blocos (**c**), parcelas (**p**) e subparcelas (**a**). Os dados foram analisados conforme o quadro de análise da variância apresentado por HATHEWAY & WILLIAMS (1958) e ROSSETI (1979), a saber:

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Repetições	(d - 1)	V1	S + aP = apQ + apcR
Blocos dentro de repetições	d(c - 1)	V2	S + aP = apQ
Parcelas dentro de blocos	cd(p - 1)	V3	S + aP
Subparcelas dentro de parcelas	pcd(a - 1)	V4	S

Todas as variâncias reduzidas na base de subparcelas são anotadas por V'.

$V1' = V_1$

$V2' = [d(c - 1)V2 + (d - 1)Vi]/(cd - 1)$

$V3' = [cd(p - 1)V3 + d(c - 1)V2 + (d - 1)Vi]/(pcd - 1)$

$V4' = [pcd(a - 1)V4 + cd(p - 1)V3 + d(c - 1)V2 + (d - 1)V1]/(apcd - 1)$

O coeficiente de regressão de Smith é definido por:

$E [\log(Vx)] = E [\log(V1)] - b \log (x)$, e estimado por b1:

$$b1 = \sum_i [y_i (x_j' - \bar{x}')] / (x_j' - \bar{x}')^2,$$

$$\text{onde: } y = \log (V/x),\ x' = \log(x) \text{ e } \bar{x}' = \sum_j x_j'/n$$

Foi utilizado o método de máxima curvatura da função de resposta que relaciona os coeficientes de variação (CV) com o número de unidades básicas que compõe as parcelas. Foi aplicada a fórmula matemática que permite calcular o valor da máxima curvatura e estabelecidas funções de CV e unidades básicas, considerando parcelas de diferentes números de linha e comprimentos de 2, 4, 6 e 12m. Para avaliar a influência do comprimento e da largura da parcela, calculou-se a superfície de resposta de CV em função da largura e do comprimento da parcela, conforme HACH & CASTILLO MORALES (1976), CHACIN-LUGO (1977) e SILVA et al. (1984):

$$CV = b^0 + \delta'.b + \delta' B \delta \qquad (1)$$

onde:

$$\delta' = (L,C); \quad b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix}; \qquad B = \tfrac{1}{2} \begin{bmatrix} b_{11} & \tfrac{1}{2} b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

Mediante o uso da forma canônica da equação (1), apresentada a seguir, pode-se saber como e em que magnitude a largura (L) e o comprimento (C) da parcela influem no valor do coeficiente de variação (CV):

$$CV = CV_k + Z' K + \lambda_1 w_1^2 + \lambda_2 w_2^2 \qquad (2)$$

onde:

$Z = \delta - \delta_k$ é o vetor que transforma a equação (1) à sua forma canônica e que consiste na mudança dos eixos da superfície de resposta da sua origem, isto é, $L = 0$ e $C = 0$ ao ponto ótimo δ_k $[\delta'_k = (L_k, C_k)]$; w_1 e w_2 são os elementos do vetor W que relaciona as novas variáveis com as anteriores (L e C). Os valores λ_1 e λ_2, raízes características da matriz B, são as constantes que aparecem na forma canônica (2) com referência ao ponto ótimo, CV_k e δ_k.

A forma acima é de grande valia já que, de acordo com o sinal e magnitude de λ_1 e λ_2, pode-se analisar a superfície de resposta em questão.

Outro método estudado foi o de HATHEWAY (1961). Em função dos valores de **b** (índice de heterogeneidade do solo), de **x** (número de unidades básicas), de **CV** (coeficiente de variação), esse autor propôs uma fórmula que permite calcular o valor **d** (diferença entre médias de tratamentos, medida em porcentagem da média geral), o qual seria detectado pelo teste t de Student, com uma probabilidade **p**: $x^b = 2(t_1 + t_2)^2\, b(CV)^2 / (rd^2)$.

Essa fórmula foi utilizada para definir o tamanho da parcela, **x**, que, combinado com o número de repetições, **r**, conduza a um baixo valor de **d**, que é a diferença entre médias em porcentagem.

Abaixo, estão relacionados os valores de **r** calculados por COCHRAN & COX (1957) com a fórmula:

$$r = 2(t_1 + t_2)^2 \, (\sigma / \delta)^2$$

que é função de δ (verdadeira diferença como porcentagem da média) e de σ (verdadeiro erro padrão por unidade, como porcentagem da média), para obter resultados significativos, a 5%, com as probabilidades (**P**) de 80 e 90%, que serão utilizadas na determinação de número de repetições em função do tamanho da parcela associado ao CV.

δ	P(%)	σ														
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	18	20
		número de repetições														
5	80	3	6	9	13	19	25	33	41	50						
	90	4	7	12	13	26	35	45								
10	80	2	2	3	4	6	7	9	11	13	16	19	25	33	41	50
	90	2	3	4	5	8	9	12	15	18	22	26	35	45		
15	80	2	2	2	3	3	4	5	6	7	8	9	12	15	19	23
	90	2	2	3	3	4	5	6	7	9	10	12	16	21	26	31

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

No quadro 1 são apresentadas as produções de cana-de-açúcar obtidas em cada unidade básica.

A matriz dos dados é de dimensão 42 x 36, indicando que foram utilizados 42 dados de cada uma das 36 linhas de cana, ou seja, 1.512 dados. Estes permitiram simular 55 diferentes tipos de parcela, calculando-se, para cada caso, média, variância, variância por unidade básica, coeficiente de variação e informação relativa - Quadro 2.

QUADRO 1. Produções de colmo de cana-de-açúcar, em kg/3m² utilizados na simulação das parcelas ([1])

F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12	F13	F14	F15	F16	F17	F18
40	42	40	40	46	45	35	50	38	56	49	44	47	42	48	41	43	52
40	38	36	38	30	30	38	34	45	50	40	42	40	37	41	40	42	22
36	36	33	28	48	40	40	48	48	48	35	37	27	42	41	45	41	43
41	50	28	40	44	40	30	29	42	60	40	45	41	43	45	44	45	44
40	46	54	40	46	56	40	30	38	25	48	52	44	43	40	41	40	51
40	40	44	41	50	33	59	55	52	60	61	48	48	38	49	48	50	48
43	44	47	42	48	35	52	51	55	49	50	49	47	45	45	50	46	39
40	37	42	41	46	37	51	48	50	51	47	50	53	49	57	47	48	48
37	44	44	40	49	36	55	48	45	56	48	50	50	56	58	51	43	47
41	37	40	47	55	48	53	51	49	57	51	38	48	50	60	60	38	50
44	50	60	59	40	50	41	47	43	52	45	51	40	40	46	40	52	57
45	40	25	40	28	44	42	40	53	42	42	45	52	50	51	43	58	44
49	36	38	41	60	43	42	52	52	51	35	43	40	50	52	54	46	41
49	40	42	44	48	42	40	49	52	43	48	41	45	42	55	56	53	42
54	45	49	54	46	66	64	41	54	42	51	46	48	41	58	41	61	47
52	48	50	48	47	40	69	56	47	55	50	50	40	46	45	60	53	40
50	45	40	21	62	56	57	50	40	52	40	49	43	40	40	45	51	50
57	50	51	35	41	40	43	55	45	47	47	44	42	54	50	57	44	52
63	50	27	50	45	50	41	53	25	40	35	40	54	50	40	43	40	51
51	54	57	53	53	56	68	60	50	62	57	56	51	45	46	62	54	57
47	50	40	46	51	58	52	45	50	53	47	63	45	50	43	40	46	70
40	51	46	44	40	40	40	42	40	56	40	42	54	40	47	48	42	46
40	40	40	46	40	40	41	55	47	52	50	41	31	42	60	53	48	51
42	40	45	52	40	46	45	55	43	46	44	46	40	40	40	42	40	43
41	56	70	53	39	52	60	40	53	60	40	45	55	57	52	53	51	52
40	50	44	61	55	55	46	52	55	55	62	54	65	64	57	60	51	57
40	45	35	50	40	51	50	46	40	66	40	50	52	53	41	50	46	60
43	43	40	56	40	40	40	42	42	40	46	40	47	46	53	60	40	56
30	44	33	43	46	40	55	40	46	42	43	52	46	59	50	62	40	47
46	40	44	38	40	48	52	45	55	40	47	36	45	50	28	45	68	57
40	50	60	65	50	48	60	53	60	60	46	48	50	61	61	51	52	51
43	47	40	46	52	40	40	45	50	60	46	55	51	50	53	44	46	51
43	48	31	40	40	45	50	33	40	47	40	40	40	40	41	45	51	51
50	40	45	50	24	25	42	40	46	40	50	40	59	43	56	40	40	40
42	40	55	48	47	41	40	51	50	44	36	39	45	40	50	56	46	45
68	56	63	53	53	40	56	59	51	50	54	62	58	55	60	59	45	40
50	40	46	56	43	46	44	49	55	54	55	40	48	55	55	48	40	77
60	52	43	37	41	53	50	54	41	52	47	40	49	43	45	40	40	58
49	42	54	35	45	45	50	60	40	40	52	49	44	50	40	45	30	65
50	49	50	58	51	61	40	66	38	40	56	50	39	52	40	40	85	50
50	60	55	47	50	48	54	61	67	61	60	63	51	53	50	46	50	60
40	54	40	40	44	43	41	56	45	60	61	67	37	37	54	53	47	51

Continua

QUADRO 1. Conclusão

F19	F20	F21	F22	F23	F24	F25	F26	F27	F28	F29	F30	F31	F32	F33	F34	F35	F36
48	51	54	50	46	40	40	38	43	41	50	40	48	38	40	45	42	40
46	47	32	42	40	38	38	41	36	38	48	39	45	45	41	41	41	38
38	44	36	57	41	49	49	45	40	45	50	42	50	42	48	37	40	41
30	43	50	55	42	50	47	50	43	42	37	48	38	40	41	38	38	40
48	40	25	40	44	39	45	42	42	31	35	45	37	29	40	47	40	41
51	52	49	50	50	49	43	49	51	50	51	37	48	39	41	42	38	38
46	54	57	39	48	43	42	51	48	51	55	40	39	49	35	48	49	37
47	53	63	42	41	50	39	48	40	47	51	43	47	42	39	47	50	42
51	54	60	46	46	61	49	43	35	38	49	50	45	45	46	52	45	45
52	50	58	47	48	57	51	48	34	49	52	48	43	48	47	50	48	49
55	43	40	47	51	50	45	50	42	42	40	55	35	45	47	38	49	48
54	41	40	41	41	40	48	30	41	41	41	52	49	42	48	41	55	50
52	42	41	50	52	40	28	36	40	45	38	48	50	51	55	38	52	60
41	45	42	48	56	41	46	45	45	50	40	49	42	38	51	45	50	55
43	44	52	55	40	48	41	42	47	39	41	50	35	43	41	49	48	58
40	48	42	41	50	42	47	27	41	40	51	41	50	55	47	48	47	68
41	43	40	40	46	46	40	50	40	66	38	45	46	44	42	44	38	42
32	47	39	49	43	51	54	40	37	40	51	50	41	52	47	51	40	37
40	45	38	44	50	40	40	48	38	41	48	51	49	40	40	53	50	41
52	50	50	40	50	52	40	60	58	53	41	37	50	54	42	58	53	40
45	57	40	59	40	41	52	48	42	34	50	46	40	56	40	45	46	45
54	43	50	45	49	50	42	40	41	35	40	40	60	45	46	40	48	42
43	57	50	40	35	46	40	40	40	47	40	52	40	46	52	44	52	54
43	42	40	35	40	48	50	40	55	40	50	25	41	42	49	48	55	40
47	55	56	43	43	40	45	47	40	35	42	62	46	40	60	50	58	50
53	66	61	48	57	60	60	65	51	50	45	48	50	50	46	43	47	47
40	57	49	52	40	55	47	48	50	53	45	48	50	40	33	44	40	53
43	55	40	50	40	52	26	40	40	46	51	40	58	44	47	43	40	43
53	40	50	52	55	31	40	56	40	30	42	47	40	40	40	45	43	45
55	44	45	30	52	46	45	50	42	55	57	56	27	35	60	46	42	50
50	53	48	48	50	43	65	61	55	57	55	58	66	51	58	43	50	56
52	66	60	57	46	40	40	55	58	50	43	46	40	47	55	58	52	51
36	40	61	50	40	42	41	44	53	53	43	31	40	37	31	44	44	52
45	58	61	54	50	52	54	47	47	43	49	55	43	46	45	57	41	51
45	54	55	52	42	44	23	40	40	43	53	40	42	40	43	42	43	27
65	45	62	45	52	55	57	55	61	66	50	56	55	56	54	54	50	54
53	44	49	46	60	47	50	48	40	51	50	42	46	45	50	51	40	47
46	48	44	41	44	48	56	40	44	40	47	66	40	58	52	40	48	45
47	47	40	40	42	40	49	40	41	52	48	40	45	44	55	41	45	45
50	42	34	46	40	48	36	37	28	46	45	42	52	45	25	48	42	43
60	67	45	50	55	50	48	40	56	28	46	30	40	45	45	55	45	68
55	55	40	40	50	40	62	41	40	35	40	40	40	47	40	56	44	40

(1) Cada uma das 36 colunas de dados referem-se a fileiras de cana, espaçadas de 1,5m. As pesagens foram tomadas a cada 2m de linha de cana.

QUADRO 2. Valores da variância (V), da média (M), do número de unidades básicas (N), do coeficiente de variação (CV), da variância por unidade básica (Vx) e da informação relativa (IR) calculados para parcelas de comprimento (C) e fileira (F), constituídas de x unidades básicas

C	F	N	x	V	M	CV	Vx	IR
—— m ——					kg/parcela	%		%
2,0	1,5	1512	1	58,52	46,6	16,4	58,52	100,00
2,0	3,0	756	2	150,18	93,1	13,2	37,74	77,90
2,0	4,5	504	3	255,94	139,7	11,5	28,44	68,60
2,0	6,0	378	4	410,25	186,2	10,9	25,64	57,10
2,0	9,0	252	6	733,41	279,3	9,7	20,37	47,90
2,0	13,5	168	9	1.346,31	419,0	8,8	16,62	39,10
2,0	18,5	126	12	2.195,57	558,6	8,4	15,25	32,00
2,0	27,0	84	18	4.157,76	837,9	7,7	12,83	25,30
4,0	1,5	756	2	131,92	93,1	12,3	32,98	88,70
4,0	3,0	378	4	339,30	186,2	9,9	21,21	69,00
4,0	4,5	252	6	597,63	279,3	8,8	16,60	58,80
4,0	6,0	189	8	969,66	372,4	8,4	15,15	48,30
4,0	9,0	126	12	1.779,95	558,6	7,6	12,36	39,40
4,0	13,5	84	18	3.340,60	837,9	6,8	10,31	31,50
4,0	18,5	63	24	5.484,86	1.117,2	6,6	9,52	25,60
4,0	27,0	42	36	10.677,38	1.675,8	6,2	8,24	19,70
6,0	1,5	5094	3	210,97	139,7	10,4	23,44	83,20
6,0	3,0	252	6	542,30	279,3	8,3	15,06	64,80
6,0	4,5	168	9	1.019,61	419,0	7,6	12,59	51,70
6,0	6,0	126	11	578,61	558,6	7,1	10,96	44,40
6,0	9,0	84	18	3.046,43	837,9	6,6	9,40	34,60
6,0	13,5	56	27	5.635,07	1.256,9	6,0	7,73	28,00
6,0	18,5	42	36	9.364,59	1.675,8	5,8	7,22	22,50
6,0	27,0	28	54	17.937,28	2.513,8	5,3	6,15	17,60
12,0	1,5	252	6	494,56	279,3	8,0	13,74	71,00
12,0	3,0	126	12	1.419,89	558,6	6,7	9,86	49,50
12,0	4,5	84	18	2.686,07	837,9	6,2	8,30	39,20
12,0	6,0	63	24	4.337,76	1.117,2	5,9	4,53	32,40
12,0	9,0	42	36	8.660,59	1.675,8	5,6	6,68	24,30
12,0	13,5	28	54	16.184,98	2.513,8	5,1	5,55	19,50
12,0	18,5	21	72	26.569,23	3.351,7	4,9	5,12	15,90
12,0	27,0	14	108	50.474,24	5.027,5	4,5	4,33	12,50
14,0	1,5	216	7	595,05	325,9	7,5	12,14	68,80
14,0	3,0	108	1.758,81	651,7	6,4	8,97	46,60	
14,0	4,5	72	21	3.257,26	977,6	5,8	7,39	37,70
14,0	6,0	54	28	5.395,97	1.303,4	5,6	6,88	30,40
14,0	9,0	36	42	11.072,11	1.955,1	5,4	6,28	22,20
14,0	13,5	24	63	20.212,42	2.932,7	4,8	5,09	18,20
14,0	18,5	18	84	34.827,78	3.910,3	4,8	4,94	14,10
14,0	27,0	12	126	64.795,19	5.865,4	4,3	4,08	11,40
28,0	1,5	108	14	1.169,65	651,7	5,2	5,97	70,00
28,0	3,0	54	28	3.684,57	1.303,4	4,7	4,70	44,50
28,0	4,5	36	42	7.476,67	1.955,1	4,4	4,23	32,90
28,0	6,0	27	56	12.174,96	2.606,9	4,2	3,88	26,90
28,0	9,0	18	84	26.560,48	3.910,3	4,2	3,76	18,50
28,0	13,5	12	126	48.178,46	5.865,4	3,7	3,03	15,30
28,0	18,5	9	168	79.377,88	7.820,6	3,6	2,81	12,40
28,0	27,0	6	252	154.948,50	11.730,0	3,4	2,44	9,50
42,0	1,5	72	21	1.849,26	977,6	4,4	4,19	66,50
42,0	3,0	36	42	6.083,75	1.955,1	4,0	3,45	40,40
42,0	4,5	24	63	12.131,03	2.932,7	3,8	3,06	30,04
42,0	6,0	18	84	19.768,95	3.910,3	3,6	2,80	24,90
42,0	9,0	12	126	41.825,01	5.865,4	3,5	2,63	17,60
42,0	13,5	8	189	72.347,45	8.798,1	3,1	2,01	15,30
42,0	18,5	6	252	126.071,70	11.730,0	3,0	1,99	11,70
42,0	27,0	4	378	211.840,10	17.596,0	2,6	1,48	10,40

a) Índice de heterogeneidade do solo

O índice de heterogeneidade (**b**), calculado pela fórmula de SMITH (1938), foi de 0,2843. Por esse valor, pode-se inferir que o solo onde foi instalado o ensaio possui boa homogeneidade, isto é, as unidades básicas adjacentes apresentam boa correlação entre si. O valor de **b** = 0 indica solo homogêneo e, **b** = 1, solo heterogêneo, isto é, não existe nenhuma correlação entre as unidades básicas.

No quadro 3, são apresentados, em três casos, os valores de b1 e b2 e as respectivas variâncias calculadas para repetição, **d** = 8; blocos **c** = 6 e 3; canteiros **p** = 3 e 2; subcanteiros **a** = 2 e 3, e **n** (número de unidades básicas) = 288 e 144 e para parcelas de 6 e 10m de comprimento. Esses valores são resultantes da aplicação do método de HATHEWAY & WILLIAMS (1958).

Considerando-se o caso 2, parcelas de 6m, com **n** = 288, **d** = 8, **c** = 6, **p** = 2 e **a** = 3, ter-se-ia:

x	V'	y = log (V'/x)	x'= log (x)
36	1.070,8800	1,4734	1,5563
6	439,6123	1,8649	0,7782
3	291,7591	1,9879	0,4771
1	210,4770	2,322	0,0000

A equação de regressão é dada por y = 2,2853 - 0,5348 x'. O valor de **b1** = 0,5348 é o coeficiente de regressão não ponderado. A equação muitas vezes pode resultar em valores de **b1** maiores que 1, não aceitáveis quando se trata de heterogeneidade do solo, pois eles são definidos no intervalo de zero a um.

Essa estimativa é de pouca precisão, tendo em conta a utilização de igual peso ao valor de **y** de diferentes variabilidades. Daí a necessidade de atribuir diferentes pesos para conduzir a uma variância mínima. Esses pesos são os elementos da inversa da matriz de covariância. Assim, o índice de heterogeneidade ponderado, **b**, é estimado por:

$$b2 = - [\sum_j \sum_k w_{jk} y_i (x_i' - \bar{x}')] / [\sum_j \sum_k w_{jk} x_j' (x_k' - \bar{x}')]$$

O valor de b2 encontrado foi de 0,5850, sendo a sua variância V(b2) = 0,0473. Os valores de **b**, estimados por b1 e b2, apresentam certas diferenças. O índice de heterogeneidade é mais adequadamente estimado pelos valores de b2. Quando se consideraram parcelas de 10m de comprimento, os valores de b foram menores que aqueles calculados com parcelas de 6m, sendo os valores médios

0,3723 e 0,5564 respectivamente. Observa-se, portanto, que quanto mais alongada for a parcela, menor será o valor de **b** - Quadro 3.

QUADRO 3. Estimativa dos parâmetros b1 e b2 e respectivas variâncias, determinados em função de números de observações (n), repetições (d), blocos (c), canteiros (p) e subcanteiros (a), para parcelas de 6 e 10m de comprimento

Comprimento da parcela	Parâmetros calculados	Caso 1	Caso 2	Caso 3
m	n	288	288	144
	d	8	8	8
	c	6	6	3
	p	3	2	2
	a	2	3	3
6..........	b1	0,5317	0,5348	0,4949
	b2	0,6006	0,5850	0,4839
	V(b1)	0,0010	0,0018	0,0004
	V(b2)	0,0472	0,0473	0,0591
10..........	b1	0,3773	0,3896	0,3710
	b2	0,3606	0,4142	0,3420
	V(b1)	0,0005	0,0004	0,0005
	V(b2)	0,0426	0,0378	0,0345

Uma parcela de 6,25m², ou 2,08 unidades básicas, apresenta o menor custo por unidade de informação, considerando-se o maior valor de b2 (0,60) e utilizando-se os valores de $\mathbf{K_1}$ e $\mathbf{K_2}$ (0,25 e 0,18) obtidos por SMITH (1938).

Para efeito de cálculo, adotaram-se diferentes valores da relação K_1/K_2, que ocorreriam, na prática, para estimar as parcelas que proporcionariam menor custo por unidade de informação. No quadro 4, encontram-se os resultados calculados para **b** = 0,2843 e **b** = 0,60.

Por esses resultados, observa-se que as parcelas que apresentam menor custo por unidade de informação são sensíveis às variações do índice de heterogeneidade, **b**, e às relações K_1/K_2. Quando o custo relacionado ao número de parcelas, K_1, for alto, a parcela será maior e aumentará, também, com o valor de **b**. Utilizando os valores de K_1 e K_2 encontrados por Smith, equivalentes a 0,25 homem-hora por parcela e 0,18 homem-hora por unidade de área respectivamente, pode-se avaliar quanto será o valor de x = 0,2843(1 - 0,2843)*(0,25/0,18) = 0,55 unidade básica. Portanto, nesse caso, a parcela de 1,65m² (0,55 x 3m²) é a que apresenta menor custo por unidade de informação.

QUADRO 4. Tamanho das parcelas determinado em função da relação K_1/K_2 e do índice de heterogeneidade **b**, que proporciona menor custo por unidade de informação

Relação K_1/K_2	Número u.b. = x(1)	Área da parcela	Número u.b. = x(1)	Área da parcela
	b = 0,2843		b = 0,60	
		m²		m²
0,9/0,1	3,50	10,50	13,50	40,50
0,8/0,2	1,56	4,68	6,00	18,00
0,7/0,3	0,90	2,70	3,50	10,50
0,6/0,4	0,58	1,74	2,25	6,80
0,5/0,5	0,35	1,17	1,50	4,50

(1) u.b.: unidade básica.

Se não for levada em consideração a relação K_1/K_2, verifica-se que o número de unidades básicas se torna função de b/(1 - b), isto é, esse número aumenta com o valor de **b**; quanto maior a heterogeneidade do solo, maior deverá ser o tamanho da parcela.

Em relação aos valores de **b** obtidos, verifica-se que o índice de heterogeneidade varia conforme o método de estimação utilizado e a maneira como são formados os blocos, as parcelas e as subparcelas. Esses valores, no presente trabalho, variaram de 0,2843 a 0,60, mostrando que o solo do ensaio apresentava certa heterogeneidade. Nesse caso, seria prudente tomar o valor de **b** mais elevado, para efeito de dimensionamento de parcela, adotando-se, desse modo, um tamanho de parcela maior. Com o valor de **b** = 0,60, uma parcela de 6m² daria maior informação por menor custo.

O tamanho de parcela adotado pela maioria dos pesquisadores brasileiros em experimentos com cana-de-açúcar, de modo geral, é de três a quatro linhas com espaçamento de 1,10 a 1,50m e comprimento de 8 a 10m. As áreas dessas parcelas variam, portanto, de 26,4 a 60,0m², parecendo ser um tanto grandes. Do ponto de vista de estimativa das médias dos tratamentos, objetivo maior de um experimento, é preferível diminuir o tamanho da parcela e aumentar consideravelmente o número de repetições numa mesma área experimental.

De modo geral, quatro repetições por experimento é o que vem sendo normalmente utilizado pelos pesquisadores nos ensaios agronômicos; isso tem acarretado dificuldades na separação de certas diferenças da ordem de 10% ou menos, que, apesar de importantes do ponto de vista agronômico ou econômico, não podem ser detectadas pelos testes estatísticos para essas condições. A variância da média de um tratamento é definida como a relação entre o quadrado médio do erro e o número de repetições: isso faz com que essa variância diminua com o aumento do número de repetições. Maior número de repetições conduz à detecção de maior número de diferenças significativas entre as médias dos tratamentos. Esses aspectos são apresentados nos trabalhos de IGUE et al. (1972) e IGUE & MASCARENHAS (1974).

Pelos dados do quadro 2, observa-se que parcelas com áreas de 12, 18, 36 e 54m² apresentaram, em média, coeficiente de variação da ordem de 10,0, 8,5, 7,0 e 6,5% respectivamente. Para esses quatro casos, foram determinadas, conforme HATHEWAY (1961), as diferenças entre médias, **d** (medidas em porcentagem da média), que seriam confirmadas significativas em 80% dos experimentos delineados em blocos ao acaso, contendo doze tratamentos e repetições variáveis conforme o tamanho das parcelas, considerando uma área experimental fixa de 2.592m² - Quadro 5.

QUADRO 5. Valores das diferenças relativas (d) entre duas médias, medidas em porcentagem da média geral, consideradas significativas ao nível de 5%, em 80% dos experimentos determinados em função do índice de heterogeneidade do solo (b) e do tamanho da parcela

Área da parcela	Número de repetições	Número u.b. (¹)	CV	**d** para	
				b = 0,2843	b = 0,60
m²			%	%	%
12	18	3	10,0	7,7	6,2
18	12	6	8,5	7,6	5,7
36	6	12	7,0	8,1	5,5
54	4	18	6,5	8,8	5,6

(¹) u.b.: unidade básica.

Observa-se, por esses resultados, que para **b** = 0,2843, parcelas menores conseguem detectar diferenças menores; para **b** = 0,60, praticamente não se verifica influência do tamanho da parcela. Isso significa que, em solos heterogêneos, o tamanho da parcela e o número de repetições determinado em função de uma área experimental fixa, apresentam pouca influência no valor de **d**. Fixando-se o valor de CV em 10%, para as áreas relacionadas (12, 18, 36 e 54m^2), os valores de **d** calculados com 80% de probabilidade de serem significativos foram de, respectivamente, 7,7, 8,9, 11,6 e 13,5% (para **b** = 0,2843), e de 6,2, 6,7, 7,8 e 8,6% (para **b** = 0,6). Observa-se que os valores de **d** crescem à medida que diminui o número de repetições e aumenta o tamanho da parcela. Isso significa que se **b** = 0,2843 ou **b** = 0,60, a utilização de parcelas com 12m^2 e 18 repetições permitiria detectar diferenças entre médias de 12 ou 9,6t/ha de colmos de cana, respectivamente, em 80% dos experimentos; se se considerar parcela de 54m^2 e 4 repetições, os valores de **d** seriam de 21,0 e 13,4t/ha respectivamente. A produção média de colmos de cana no ensaio de uniformidade em estudo foi de 155,2t/ha. Pode-se concluir, por esses resultados, que, em solos homogêneos, parcelas menores e maior número de repetições seriam mais eficientes em detectar diferenças entre médias. Essa eficiência diminui com a heterogeneidade do solo.

b) Máxima Curvatura:

Utilizando-se valores constantes no quadro 2, foi ajustada uma regressão não linear, do tipo $y = ax^b$, onde y representa o coeficiente de variação e **x**, o número de unidades básicas empregadas na formação de parcela. Foram estabelecidas nove equações de regressão, considerando diferentes grupos de parcela, a saber: **grupo l**: parcelas com 2, 4 e 6m de comprimento (**c**); **grupo 2**: parcelas com 1, 2, 3, 4 e 6 linhas (**l**); **grupo 3**: totalidade de parcelas simuladas (55); **grupo 4**: constituído de 27 das 55 parcelas do grupo 3.

Essas funções, bem como os valores de **x** (entre parênteses), para os quais se obteve maior curvatura, ou seja, o K máximo, encontram-se no quadro 6.

Verifica-se que a curvatura K(x), ou seja, o vetor curvatura que mede a mudança de direção da tangente à curva em relação à distância ao longo da curva, para algum ponto fixo, atingiu maiores valores nos pontos que variam de duas a quatro unidades básicas. Isso significa que, nesses pontos, localizam-se as regiões onde os coeficientes de variação apresentam maiores reduções. Parcelas constituídas de três a quatro unidades básicas, ou seja, de 9 a 12m^2, seriam suficientes para avaliar a produção. Por exemplo, tomando-se todas as parcelas simuladas com uma linha, não importando seu comprimento, a função que relaciona o coeficiente de variação e o número de unidades básicas é: $Yl1 = 16{,}719x^{-0{,}43188}$ e apresenta quatro unidades básicas K(4) como o ponto de máxima curvatura. Nesse caso, a parcela indicada seria uma linha útil de 8m de comprimento.

QUADRO 6. Equações de regressão não linear, $Y = ax^b$, que relacionam coeficientes de variação (Y) e número de unidades básicas (x) determinadas em função do comprimento (c) e da largura (l), ou sem considerar esses fatores

Grupo	Equação	K máximo
1	$Yc2 = 15{,}810x^{-0{,}25988}$	K(3) = 0,1462
	$Yc4 = 13{,}881x^{-0{,}23676}$	K(2) = 0,1706
	$Yc6 = 12{,}708x^{-0{,}22442}$	K(2) = 0,1902
2	$Yl1 = 16{,}719x^{-0{,}43188}$	K(4) = 0,1271
	$Yl2 = 17{,}072x^{-0{,}38477}$	K(4) = 0,1248
	$Yl4 = 16{,}982x^{-0{,}35870}$	K(2) = 0,3500
	$Yl6 = 17{,}188x^{-0{,}32043}$	K(3) = 0,1307
3	$Y55 = 14{,}785x^{-0{,}28400}$	K(3) = 0,1492
4	$Y27 = 14{,}800x^{-0{,}28500}$	K(3) = 0,1493

c) Forma das parcelas:

Procurou-se, também, verificar a influência da forma das parcelas, isto é, do comprimento e da largura, no coeficiente de variação, CV. Para isso, estabeleceu-se uma função quadrática, superfície de resposta, relacionando o CV à largura (L) e ao comprimento (C) das diferentes parcelas simuladas, chegando-se à seguinte função:

$$CV = 13{,}45 - 0{,}8384C - 0{,}7741L + 0{,}02038C^2 + 0{,}02312L^2 + 0{,}01917CL,$$

e cuja forma canônica é a seguinte:

$$CV = 5{,}045 - 0{,}5C - 0{,}5L + 0{,}02024026w1^2 + 0{,}02027w2^2,$$

sendo:

$$w1 = 0{,}934649\ (C + 0{,}38042L - 8{,}78287)$$

$$w2 = 0{,}934460\ (0{,}38042C + L - 5{,}15068),$$

onde C e L são os valores apresentados nas colunas C e L, do quadro 2, divididos por 2 e 1,5 respectivamente.

Observou-se que, no componente mais importante, w1, a influência do comprimento da parcela, C, é de 1/0,38042, ou seja, 2,6 vezes maior que a largura, L.

Isso sugere que as parcelas alongadas são mais eficientes que as quadradas. Esse resultado pode ser confirmado pela análise do quadro 2: para x = 6, verifica-se que realmente o valor de CV diminui com o aumento de C.

d) Tamanho de parcelas x repetições

Pelo quadro 2, observa-se que as parcelas menores apresentam maiores coeficientes de variação (CV) que as maiores. Assim, considerando aquelas de dimensões 1,5 x 2,0 ($3m^2$) e 27,0 x 2,0 ($54m^2$), o CV foi de 16,4 e 7,7% respectivamente, enquanto para parcelas de 1,5 x 12,0 ($18m^2$), de 3,0 x 12,0 ($36m^2$) e de 4,5 x 12,0 ($54m^2$), o CV foi de 8,0, 6,7 e 6,2% respectivamente.

Em experimentos com cana-de-açúcar, normalmente são utilizadas parcelas de, aproximadamente, $60m^2$ (4 linhas de 10m) com quatro repetições. Desse modo, a área ocupada por um tratamento é de $240m^2$. Para essa área, poder-se-ia aumentar o número de repetições para 13, se fossem adotadas parcelas menores, como uma linha de 12m (1,5 x 12 = $18m^2$). O CV das parcelas de 60 e de $18m^2$ foi de cerca de 6 e 8% respectivamente.

Pela tabela de COCHRAN & COX (1957), verifica-se que, para CV de 6% (área de $60m^2$), uma diferença de 10% entre tratamentos, em 80% dos experimentos, só seria comprovada se fossem utilizadas oito repetições. Como normalmente são usadas quatro repetições, dificilmente uma diferença daquela ordem seria comprovada estatisticamente. Por outro lado, para CV de 8% (parcela de $18m^2$), seriam necessárias nove repetições para comprovar aquela mesma diferença (10%), portanto, bem menor que as treze repetições que poderiam ser adotadas na mesma área, de $60m^2$ e quatro repetições. Isso mostra, mais uma vez, que o emprego de parcelas menores com maior número de repetições, por exemplo, $18m^2$ com dez a treze repetições, ou de $24m^2$ com oito repetições, seriam mais eficientes que as parcelas de $60m^2$ com quatro repetições.

Convém ressaltar que, nesse estudo de tamanho de parcela, não foram consideradas as bordaduras. As parcelas podem ser: sem bordadura, com bordadura comum e com uma bordadura de cada lado. A necessidade ou não do seu uso é um aspecto que o pesquisador terá que decidir em face das circunstâncias presentes no experimento. Sabe-se que o emprego de bordaduras requer maior tamanho de parcela e, por conseguinte, maior área experimental. A relação área útil da parcela e área da bordadura é muito influenciada pela forma da parcela. Assim, em parcelas estreitas, essa relação tende a ser baixa, mas deve aumentar quando a parcela tende à forma quadrada. Em experimentos agronômicos, normalmente se utilizam bordaduras, principalmente quando se sabe, de antemão, que uma parcela pode influir na outra, como, por exemplo, em ensaios de adubação, irrigação etc. A comprovação da necessidade ou não das bordaduras só seria possível através de experimentos instalados com esse objetivo ou, então, utilizando os resultados fornecidos pelos experimentos cujas parcelas tenham bordaduras e que, na coleta de dados, seja preciso colher e pesar separadamente as produções da bordadura e da área útil. Pelos dados de CV relativos a diferentes tamanhos e formas de parcelas apresentados no quadro 2 e pelo emprego da tabela de COCHRAN & COX (1957), é possível prever o número de repetições necessárias para separar diferenças de determinadas magnitudes em experimentos de campo com cana-de-açúcar.

4. CONCLUSÕES

1. O tamanho da parcela ou canteiro para cana-de-açúcar pôde ser definido em função da heterogeneidade do solo. Nos homogêneos, parcelas bem menores que $54m^2$ (12 a $36m^2$) puderam ser utilizadas com maior eficiência na detecção de diferenças entre médias de tratamentos (**d**). Em solos heterogêneos, o tamanho da parcela apresentou pouca influência na redução dos valores de **d**.

2. Em função dos valores de índice de heterogeneidade (**b**) encontrados no presente trabalho e das relações K_1/K_2 utilizadas, o tamanho da parcela que apresenta maior informação a menor custo pode variar de 1,2 a $40,5m^2$. Em face da inexistência de estimativas reais dos valores de K_1 e K_2, devem-se considerar esses resultados como casos limites e tomar em consideração outros critérios.

3. Parcelas com áreas úteis de 6 a $12m^2$ proporcionaram os maiores decréscimos nos valores de coeficiente de variação (CV).

4. O comprimento da parcela foi 2,6 vezes mais eficiente que a largura na redução do coeficiente de variação, mostrando que ela deve ter maior comprimento (sentido da linha de cana) que largura (número de linhas de cana).

5. Com o uso de parcelas menores e de tamanho apropriado, para uma mesma área experimental, pôde-se triplicar o número de repetições em relação ao que normalmente vem sendo utilizado em cana-de-açúcar (quatro repetições), aumentando, assim, as possibilidades de obter diferenças significativas entre as médias de tratamentos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARRUDA, H.V. de. Determinação do tamanho ótimo da unidade experimental para experimentos de campo com milho. *Arquivos do Instituto Biológico*, São Paulo, **31**(4):109-112, 1964.

CHACI N-LUGO, F. Tamaño de parcela experimental y sua forma. *Revista de la Facultad de Agronomia*, Maracay, 9(3):55-74, 1977.

COCHRAN, W.G. & COX, G.M. *Experimental designs.* 2.ed. New York, John Wiley, 1957. 611p.

FISHER, R.A. *The design of experiments.* 2.ed. London, Oliver and Boyd, 1937. 260p.

HACH, J.L.P. & CASTILLO MORALES, A. Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la forma canónica. *Agrociencia,* Chapingo, (23):39-48, 1976.

HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. *Agronomy Journal,* Madison, **53**(4):279-280, 1961.

________ & WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. *Biometrics,* Richmond, **14**:207-222, 1958.

IGUE, T. & MASCARENHAS, H.A.A. *Determinação do tamanho ótimo das parcelas para experimentos de campo com soja.* Campinas, Instituto Agronômico, 1974. 28p. (Boletim técnico, 9)

________; SOUZA, D.M. de & NAGAI, V. Tamanho da parcela mais conveniente para experimentação de campo com arroz. *Ciência e Cultura,* São Paulo, **24**(12):1150-1153, 1972.

IYER, S.S. & ACRAWAL, K.C. Optimum size and shape of plots for sugarcane. *Indian Journal of Agricultural Science,* New Delhi, **29**(2):124-139, 1959.

KOCH, E.J. & RIGNEY, J.A. A method of estimating optimum plot size from experimental data. *Agronomy Journal,* Madison, **43**(1):17-21, 1951.

MARANI, A. Estimation of optimum plot size using Smith's procedure. *Agronomy Journal,* Madison, **55**(5):503, 1963.

PIMENTEL-GOMES, F. Novos aspectos do problema do tamanho ótimo das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira,* Brasília, **23**(1):59-62, 1988.

________. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira,* Brasília, **19**(12):1507-1512, 1984.

ROSSETTI, A.G. *Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas.* Piracicaba, ESALQ, 1979. 70p. Tese (Mestrado).

SILVA, E.C. da; RIBEIRO, V.Q. & ANDRADE, D.F. de. Uso de um modelo quadrático na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos com caupi consorciado com milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira,* Brasília, **19**(10):1267-1270, 1984.

SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Journal of Agricultural Science,* London, **28**(1):1-23, 1938.