

ESTUDO DO TAMANHO E FORMA DE PARCELAS PARA EXPERIMENTOS DE SOJA¹

ENEDINO CORRÊA DA SILVA²

SINOPSE. - O objetivo do presente trabalho consistiu em desenvolver um método para estudo do melhor tamanho e forma de parcelas na experimentação com soja, sendo usado um ensaio de uniformidade para pesquisar o efeito do tamanho e forma de parcelas na precisão e no custo dos experimentos.

A medida de variabilidade do solo foi o coeficiente b para a regressão do logaritmo da variância reduzida dos diferentes tamanhos de parcela sobre o logaritmo do número de unidades por parcela.

Considerando o tamanho de parcela em seus componentes, x_1 (comprimento) e x_2 (largura), a melhor forma de parcela foi também estudada, determinando-se que "comprimento e largura de parcela são fatores que agem independentemente sobre a variância reduzida". Nesse estudo, encontrou-se que $\hat{b}_1 = 0,2673$ e $\hat{b}_2 = 0,5808$ são os parâmetros de uma equação de regressão múltipla, onde \hat{b}_1 influi no comprimento e \hat{b}_2 na largura de parcela. Assim, determinou-se que tanto comprimento como largura de parcela influem significativamente sobre a variância, e que a influência da largura foi maior que a do comprimento e, portanto, que as parcelas alongadas são mais eficientes.

Palavras chaves adicionais para índice: Ensaios de uniformidade, precisão e custo dos experimentos, variabilidade do solo, variância reduzida, comprimento e largura de parcelas.

INTRODUÇÃO

A justificativa deste estudo repousa no fato de que o erro experimental deve ser reduzido tanto quanto possível, desde que se queira fazer uma comparação eficiente dos tratamentos em estudo. Sabe-se que o erro experimental não pode ser evitado totalmente; contudo, existe uma parte que deve ser reduzida, utilizando-se técnicas experimentais, tais como: delineamento experimental adequado, forma e disposição das parcelas no campo, número de repetições necessárias, tamanho ótimo de parcela, etc.

Smith (1938) propôs um método para medir a heterogeneidade do solo, e usou-se em conjunção com uma função de custo, para obter o tamanho ótimo de parcela, sendo sua lei empírica aceita como uma das medidas mais úteis da variabilidade do solo.

Amaral (1951) concluiu que comprimento e largura das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância reduzida. Assim, o tamanho de parcelas está associado com a forma, uma vez que, em lugar de x , número de unidades por parcela, usaram-se duas dimensões, x_1 (comprimento) e x_2 (largura).

Kock e Rigney (1951) demonstraram que o coeficiente de regressão b do logaritmo da variância sobre o logaritmo do tamanho de parcela poderia ser estimado

de resultados experimentais, não só daqueles em que os efeitos de tratamentos estão presentes, como daqueles de dados de ensaios de uniformidade. Os mesmos autores descrevem o método de Smith (1938) para avaliar a correlação entre parcelas adjacentes em ensaios de uniformidade, dando como limites de b , 0 e 1, isto é, quanto maior o valor de b , menor a correlação entre parcelas adjacentes. Também indicaram que as variâncias dos diferentes tamanhos de parcela podem ser ponderadas por seus respectivos números de graus de liberdade, ajustando uma regressão pelo método dos quadrados mínimos.

Robinson *et al.* (1948), usando o método de Smith (1938), concluíram que 30% do custo total da parcela foram proporcionais à área usada. Determinaram 70/30 para a razão K_1/K_2 , sendo K_1 os custos associados com o número de unidades por parcela e K_2 os custos associados com a unidade de área.

O estudo visou, portanto, ao desenvolvimento de um método que conduza a conclusões objetivas, as quais, através de repetições do ensaio, bem como da aplicação do método em ensaios de soja já existentes, possibilite, posteriormente, determinar um tamanho e forma de parcela, com aproximação bastante satisfatória, tornando mínimo o erro experimental bem como o custo do experimento.

MATERIAL E MÉTODOS

Em novembro de 1970 foi instalado na área do Instituto de Pesquisa Agropecuária do Sul (IPEAS), Pelotas, um ensaio de uniformidade com soja³, com uma área total

³ No ensaio foi utilizada a variedade Santa Rosa, de ciclo longo.

¹ Aceito para publicação em 25 de maio de 1973.

Apresentado como tese de Mestrado ao Curso de Experimentação e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, SP.

² Eng.º Agrônomo, M.Sc., da Seção de Estatística Experimental e Análise Econômica do Instituto de Pesquisas Agropecuárias do Sul (IPEAS), Cx. Postal E, Pelotas, e Pesquisador, bolsista, do Conselho Nacional de Pesquisas.

de 524,16 m². É uma área retangular de 14,40 m x 28,80 m, sendo 24 linhas de 28,80 m de comprimento, espaçadas de 0,60 m, com bordadura. Para melhor estudo a área foi dividida na metade, constituindo-se o ensaio, então, de dois blocos de 24 linhas de 14,40 m. Para a anotação dos resultados, foram colhidos segmentos de 0,60 m, de modo que se pudessem formar parcelas de diversos tamanhos e formas. A densidade de semeadura foi tal que, após desbaste ulterior, resultasse, em cada linha, uma densidade tão uniforme quanto possível de 24 plantas por metro. A bordadura constituiu-se de duas linhas de cada lado do experimento e 1,20 m em cada cabeceira. Portanto, foram 48 unidades de 0,60 m em cada linha, perfazendo, nas 24 linhas, um total de 1.152 parcelas unitárias.

As unidades de 0,60 m foram, então, combinadas em parcelas de vários tamanhos e formas, as quais são descritas pelo comprimento da linha e pelo número de linhas na largura, medidos em número de parcelas unitárias (Quadro 1).

QUADRO 1. Tipos de parcelas, descritos pelo comprimento da linha e pelo número de linhas na largura

1 × 1	2 × 1	3 × 1	4 × 1	6 × 1	8 × 1	12 × 1	24 × 1
1 × 2	2 × 2	3 × 2	4 × 2	6 × 2	8 × 2	12 × 2	24 × 2
1 × 3	2 × 3	3 × 3	4 × 3	6 × 3	8 × 3	12 × 3	24 × 3
1 × 4	2 × 4	3 × 4	4 × 4	6 × 4	8 × 4	12 × 4	24 × 4
1 × 6	2 × 6	3 × 6	4 × 6	6 × 6	8 × 6	12 × 6	
1 × 8	2 × 8	3 × 8	4 × 8	6 × 8	8 × 8	12 × 8	
1 × 12	2 × 12	3 × 12	4 × 12	6 × 12	8 × 12		
1 × 24	2 × 24	3 × 24	4 × 24				

São, portanto, 56 tipos de parcelas, e quando os vários tamanhos e formas de parcela foram comparados, todas as unidades básicas foram usadas, compreendendo a área total do ensaio de uniformidade.

Redução do erro experimental em função do tamanho e forma de parcela

Smith (1938) expressou a variância de diferentes tamanhos de parcela como

$$V_{\bar{x}} = v/x^b, \tag{1}$$

onde $V_{\bar{x}}$ é a variância do rendimento médio por unidade de área, v é a variância de parcelas de tamanho correspondente à unidade e b é índice de variabilidade do solo.

Aplicando logaritmos na fórmula empírica de Smith (1938), obtém-se

$$\log V_{\bar{x}} = \log v - b \log x,$$

e b passa a ser o coeficiente de regressão linear do log $V_{\bar{x}}$ sobre log x .

Por outro lado, sabendo-se que

$$V_{\bar{x}} = V_r/x,$$

onde V_r é o coeficiente da divisão por x da variância da parcela (variância reduzida), ao comparar-se com a fórmula empírica em {1}, fornece

$$V_r = v x^{1-b},$$

a qual, após aplicar logaritmos, passa a ser

$$\log V_r = \log v + (1 - b) \log x;$$

fazendo $B = 1 - b$, obtém-se, finalmente,

$$\log V_r = \log v + B \log x. \tag{2}$$

A variância de parcela foi calculada como mostra a análise da variância, no Quadro 2, onde

$$SQ \text{ Blocos} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^J B_j^2 - C,$$

$$SQ \text{ Total} = \sum y^2 - C,$$

$$SQ \text{ Resíduo} = \sum y^2 - \frac{1}{M} \sum_{j=1}^J B_j^2;$$

portanto, a variância de parcela foi dada por

$$QM \text{ Resíduo} = \left[\sum y^2 - \frac{1}{M} \sum_{j=1}^J B_j^2 \right] / (N - J),$$

sendo N o número de parcelas considerado (variável conforme o tamanho da parcela), M o número de parcelas por bloco e B_j o total do bloco j^a .

QUADRO 2. Análise da variância para o cálculo da variância de parcela

Causa de variação	Graus de liberdade
Blocos	J - 1
Resíduo	N - J
Total	N - 1

Amaral (1951) desdobrou o tamanho de parcela x em suas dimensões x_1 (comprimento) e x_2 (largura), ao fazer $x = x_1 \cdot x_2$.

Então, obtém-se

$$\log V_r = \log v + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 \tag{3}$$

e a equação, que em {2} é uma equação de regressão linear simples, passa a ser uma equação de regressão linear múltipla, sendo x_1 o número de parcelas unitárias no sentido de comprimento e x_2 o número de parcelas unitárias no sentido da largura; V_r é a variância reduzida das parcelas de dimensões x_1 e x_2 .

Com o objetivo de estudar a independência entre comprimento e largura de parcela, no que concerne à influência exercida sobre a variância reduzida, incluiu-se, na equação de ajustamento em {3}, um coeficiente b_{12} , responsável pela interação entre aqueles fatores na análise da variância da regressão. Assim, a equação

$$\log V_r = \log v + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_{12} \log x_1 \log x_2 \tag{4}$$

além de estudar a influência de x_1 (comprimento) e x_2 (largura), estudou também a interação entre os dois

* Neste trabalho foi utilizado, para os cálculos, o computador IBM 1130 da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, São Paulo.

fatores, com o objetivo de confirmar ou não aquela independência citada.

O método de ajustamento foi o de uma regressão múltipla, satisfazendo o princípio dos mínimos quadrados. Assim, fazendo na expressão {4}

$$\begin{aligned} \log Y_i &= Y_i \\ \log v &= b_0 \\ \log x_1 &= X_{1i} \\ \log x_2 &= X_{2i} \\ \log x_1 \cdot \log x_2 &= X_{3i} \end{aligned}$$

e trabalhando com a Álgebra de Matrizes, a regressão múltipla, estudada no caso presente, segue o modelo

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + e_i, \text{ com } e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

onde X_{1i} , X_{2i} e X_{3i} representam os desvios em relação às respectivas médias, sendo $i = 1, 2, \dots, N = 56$.

As equações normais são dadas por

$$X'X \hat{\beta} = X'Y, \tag{5}$$

ou

$$S \hat{\beta} = X'Y,$$

cuja matriz S no estudo da regressão é não singular, o que equivale dizer que a matriz S admite uma inversa, S^{-1} , tal que

$$S^{-1}S \hat{\beta} = S^{-1}X'Y,$$

ou

$$I \hat{\beta} = S^{-1}X'Y,$$

ou ainda

$$\hat{\beta} = S^{-1}X'Y; \tag{6}$$

onde β é o vetor das estimativas dos parâmetros.

Por outro lado, na análise da variância da regressão, ocorre

$$SQR = Y'Y - \hat{\beta}' X'Y, \tag{7}$$

que, no caso, fornece

$$SQR = \sum (Y_i - \bar{Y})^2 -$$

$$- [b_1 \sum (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + b_2 \sum (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + b_3 \sum (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i],$$

ou SQ Resíduo = SQ Total - SQ Regressão (X_1, X_2, X_3).

Assim, a análise da variância, usando o modelo

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + e_i,$$

fica

Causa de variação	G. L.
Regressão (X_1, X_2, X_3)	p-1
Resíduo	N-p
Total	N-1

sendo p o número de parâmetros da regressão (X_1, X_2, X_3).

A análise da variância, usando o modelo

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i,$$

isto é, eliminando X_3 , resulta

Causa de variação	G. L.
Regressão (X_1, X_2)	p'-1
Resíduo	N-p'
Total	N-1

sendo p' o número de parâmetros da regressão (X_1, X_2).

Finalmente, testa-se X_3 , como segue

Causa de variação	G. L.
Regressão (X_1, X_2)	p'-1
Regressão ($X_3/X_1, X_3$)	p-p'
Resíduo	N-p
Total	N-1

Com isso, torna-se possível, então, eleger o modelo que representa a equação de ajustamento, sendo os logaritmos das variâncias ponderados de acordo com o número respectivo de graus de liberdade.

Quando a soma de quadrados da regressão é significativa, a partir da matriz S^{-1} , inversa da matriz $S = X'X$ do sistema de equações, determinam-se as estimativas das variâncias dos parâmetros, uma vez que

$$D = S^{-1} \sigma^2$$

sendo D a matriz de variância e covariância (Gomes & Nogueira 1964).

Pode-se, assim, verificar, por um teste de t , se os parâmetros \hat{b}_i diferem significativamente de zero, através

$$t = \frac{\hat{b}_i - 0}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{D}_{(b_i)}}}$$

Custo mínimo de condução do experimento

Smith (1938) usou, em conjunção com a fórmula empírica $V_x = v/x^b$, uma função de custo que, minimizada, fornece o tamanho ótimo de parcela. Segundo esse autor, o custo por parcela é $T_x = K_1 + K_2 x$, sendo o custo por unidade de informação obtido dividindo o custo total pela invariância, obtendo-se um custo por unidade de informação, proporcional a

$$y = K_1 x^{-b} + K_2 x^{1-b}.$$

Anulando-se a derivada, obtém-se

$$y' = -b K_1 x^{-b-1} + (1-b) K_2 x^{-b} = 0,$$

donde

$$x = \frac{K_1 \hat{b}}{K_2 (1-\hat{b})} \tag{8}$$

que é o tamanho ótimo de parcela, onde K_1 é a parte do custo total que está associada ao número de parcelas unitárias, K_2 é a parte do custo total que está associada à unidade de área.

Entretanto, em lugar de usar o tamanho de parcela x (número de parcelas unitárias por parcela), usaram-se as dimensões x_1 (número de parcelas unitárias no sentido do comprimento), e x_2 (número de parcelas unitárias no sentido da largura). Assim, o custo por parcela foi melhor estudado pela equação

$$T_{X_1 X_2} = K_1 + K_2 x_1 x_2 + K \frac{x_2}{3x_1}, \text{ obtendo-se um custo}$$

por unidade de informação, proporcional a

$$Y = K_1 x_1^{-b_1} x_2^{-b_2} + K_2 x_1^{1-b_1} x_2^{1-b_2} + K_3 x_1^{-1-b_1} x_2^{1-b_2}.$$

Anulando-se as derivadas parciais, obtém-se

$$x_1 = \sqrt{\frac{K_3 (\hat{b}_2 + \hat{b}_1)}{K_2 (\hat{b}_2 - \hat{b}_1)}}, \tag{9}$$

o que exige $\hat{b}_2 > \hat{b}_1$; e

$$x_2 = \frac{K_1 (\hat{b}_2 - \hat{b}_1) \sqrt{K_3 (\hat{b}_2 + \hat{b}_1)}}{2K_3 (1 - \hat{b}_2) \sqrt{K_2 (\hat{b}_2 - \hat{b}_1)}}, \tag{10}$$

sendo, portanto, $0 < \hat{b}_1 < \hat{b}_2 < 1$.

A área ótima de parcela é, portanto,

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{K_1 (\hat{b}_2 + \hat{b}_1)}{2K_2 (1 - \hat{b}_2)}, \tag{11}$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i$$

Redução do erro experimental em função do tamanho e forma de parcela

Ao trabalhar com dados não ajustados pela covariância, usando o modelo

encontraram-se as estimativas $\hat{b}_1 = 0,1603$ e $\hat{b}_2 = 0,4716$, pois a interação X_2 não influenciou na regressão, o que, aliás, ocorreu também com dados ajustados, como será discutido adiante.

QUADRO 3. Produção de grãos em gramas

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
48	83,40	79,05	124,96	66,30	75,01	70,16	94,06	66,50	51,33	74,08	63,61	115,68
47	88,43	103,98	74,88	124,56	46,81	42,97	69,43	73,28	65,65	60,68	38,81	77,00
46	111,86	76,48	118,06	73,29	108,91	99,00	40,93	58,56	60,03	62,78	70,86	110,46
45	62,83	74,43	67,51	62,36	49,36	38,80	59,30	60,63	90,48	101,61	72,01	80,73
44	67,53	80,23	63,98	61,00	98,15	95,68	52,33	25,66	119,51	91,06	76,28	67,15
43	77,93	56,87	80,68	73,96	78,10	73,01	59,61	52,73	79,33	60,03	61,60	92,48
42	92,68	112,28	89,58	76,03	98,58	55,28	90,56	51,00	50,25	100,39	103,36	68,51
41	106,30	60,85	100,00	78,90	84,38	36,31	63,78	69,58	91,61	60,31	67,51	65,16
40	75,78	81,81	77,13	58,02	59,46	48,78	63,46	82,48	96,91	91,80	42,68	55,20
39	80,50	55,67	94,23	98,90	83,96	37,76	47,56	47,80	72,51	79,11	89,03	57,66
38	45,53	102,73	77,38	71,13	90,28	44,35	82,80	65,66	87,13	86,43	67,13	103,48
37	96,48	107,75	100,30	70,13	31,13	121,53	51,20	74,93	74,38	50,43	46,40	105,18
36	141,20	95,13	93,58	61,93	63,90	60,63	88,68	54,07	67,88	76,08	84,70	83,23
35	72,87	86,27	86,11	78,28	99,05	53,33	132,53	107,08	104,78	28,06	54,93	68,58
34	107,36	69,55	75,66	81,20	106,50	51,85	103,61	58,50	80,50	74,63	64,43	72,76
33	69,25	90,85	126,40	74,00	78,66	81,86	44,71	43,43	75,68	55,58	62,36	91,33
32	96,19	108,58	79,23	61,76	106,83	47,33	83,88	78,06	70,30	57,58	52,28	71,91
31	78,53	112,38	86,93	85,73	64,83	35,35	68,28	57,93	50,96	57,68	55,06	80,26
30	93,85	71,33	86,01	74,78	103,93	46,26	81,73	80,96	62,73	70,81	70,16	52,23
29	77,13	64,46	117,66	88,30	95,08	39,40	83,58	68,63	49,80	73,93	73,05	111,46
28	73,43	67,40	107,43	63,28	92,13	69,56	97,48	39,91	67,23	64,46	103,03	74,51
27	87,16	60,95	108,61	81,93	89,58	80,58	74,45	33,16	79,46	95,46	35,05	78,51
26	67,20	91,50	90,23	61,48	100,26	60,48	87,46	31,68	98,60	63,33	69,63	82,96
25	105,30	60,16	111,69	78,55	80,15	52,78	77,53	39,01	67,96	113,26	71,25	84,43
24	59,53	58,70	101,26	72,80	97,36	80,88	50,20	71,55	51,70	105,13	60,30	109,53
23	53,00	100,30	112,63	79,80	79,43	83,86	89,33	67,19	75,78	58,08	86,43	69,31
22	120,78	52,63	99,53	70,40	106,78	43,08	79,56	60,66	94,96	42,26	95,10	74,01
21	101,58	83,30	76,20	89,43	54,88	83,56	88,69	64,09	70,40	75,06	94,80	79,71
20	118,03	41,50	110,68	77,90	46,97	30,08	47,10	45,09	90,31	71,06	85,41	72,78
19	104,80	56,70	62,68	106,46	83,86	77,68	78,83	45,04	84,73	56,76	91,13	81,83
18	72,90	51,53	126,33	61,80	82,53	69,38	74,96	34,31	64,33	51,16	49,23	47,33
17	135,83	114,93	108,60	70,48	88,55	68,58	53,40	31,31	79,83	47,11	46,68	64,80
16	52,53	71,90	87,81	80,63	68,71	68,80	104,46	83,91	45,11	54,56	61,66	81,68
15	108,93	54,05	121,68	60,67	100,05	95,68	54,11	72,76	50,50	83,08	88,58	85,56
14	97,25	102,85	59,30	66,07	85,55	60,08	54,36	72,29	51,20	137,53	131,38	60,43
13	93,23	114,78	51,53	101,83	89,05	45,33	48,63	41,10	81,71	45,49	88,10	81,08
12	78,78	75,25	107,88	62,53	115,75	75,96	78,01	88,81	79,48	104,58	85,60	62,63
11	113,36	44,08	26,19	96,06	91,86	73,81	76,19	50,66	68,46	59,23	93,46	34,65
10	86,63	94,93	62,56	71,81	97,06	53,66	108,71	93,43	63,88	82,08	90,93	106,03
9	87,68	79,46	88,79	103,16	104,26	53,78	67,19	74,20	83,59	89,48	103,09	71,01
8	62,43	98,66	54,33	40,76	46,23	41,93	39,31	93,96	75,86	101,60	55,68	87,63
7	105,56	70,73	89,36	122,63	58,43	55,46	79,33	79,13	68,03	60,14	67,56	110,90
6	119,96	66,03	59,41	99,18	97,68	50,38	78,08	61,18	77,68	93,56	127,79	66,33
5	68,26	59,33	104,43	74,00	106,09	78,40	99,46	84,85	109,23	111,89	92,11	89,71
4	57,18	60,93	59,78	93,83	97,03	49,26	42,20	54,66	101,68	53,38	98,30	48,88
3	61,36	52,78	67,56	76,03	56,38	81,70	124,43	56,83	76,63	98,23	66,76	73,81
2	170,40	259,96	83,56	113,03	203,43	188,23	103,38	139,55	113,71	132,41	105,06	87,31
1	80,13	226,34	161,53	145,98	188,83	195,95	181,56	137,98	185,88	133,03	130,45	101,95

Como o desbaste que estava previsto no planejamento do ensaio não foi realizado, houve a necessidade de ajustamento da produção, eliminando a variação do "Stand", uma vez que a correlação foi significativa ($r = 0,4791$). A equação de ajustamento $y' = y -$

$b(x - \bar{x})$, com $\hat{b} = 4,3739$, na verdade, reduziu pouco a variabilidade do ensaio.

No Quadro 3 aparece a produção ajustada em gramas por parcela unitária.

por parcela unitária (0,60 x 0,60)

M	N	O	P	Q	R	S	T	U	V	X	Z
92,13	90,30	59,00	45,77	62,39	84,93	96,83	61,87	84,61	84,23	57,19	125,43
91,18	55,38	70,41	58,45	59,90	68,63	57,88	81,05	68,76	49,70	81,28	78,68
47,93	95,18	74,73	47,58	128,86	38,11	69,96	82,80	71,43	65,58	47,78	33,63
90,78	91,93	64,83	79,81	99,50	78,76	82,61	60,36	94,73	101,03	62,61	73,71
46,83	59,59	68,65	83,26	62,81	93,41	76,60	50,53	42,28	70,23	47,61	36,78
73,18	47,70	88,43	121,09	80,28	74,60	66,98	60,19	71,63	50,18	88,63	52,80
55,53	48,33	98,66	90,23	82,48	65,39	49,06	56,14	42,98	55,56	47,63	73,03
64,81	70,56	55,31	53,54	59,78	91,08	87,31	36,71	53,71	49,53	82,46	66,18
115,01	95,53	88,88	86,39	107,08	70,73	77,43	24,87	107,28	94,88	30,46	65,71
92,48	53,25	71,80	75,56	60,40	70,13	62,85	48,23	55,76	74,63	76,99	69,68
66,56	69,28	81,76	78,06	48,09	77,73	92,76	30,16	44,91	57,00	34,73	49,13
72,41	96,11	48,18	81,00	47,93	92,45	82,03	53,36	88,36	71,56	46,29	70,81
69,68	42,06	47,01	88,08	76,89	79,68	83,48	71,19	39,01	57,96	69,01	61,53
61,26	29,34	69,43	84,10	55,46	88,06	66,08	65,71	66,26	50,11	66,56	68,88
89,43	78,76	88,06	103,46	61,81	62,89	64,68	45,73	75,48	76,61	16,69	66,63
79,68	73,56	74,78	71,76	59,30	70,21	58,93	63,33	90,91	49,20	81,06	47,08
69,40	47,89	82,90	82,59	65,43	90,93	60,74	83,31	157,41	70,81	70,76	49,61
87,73	67,70	104,96	82,86	74,48	74,98	75,26	63,68	34,16	90,40	42,06	112,96
61,56	92,40	70,68	84,79	80,23	59,40	68,46	52,13	94,88	74,40	43,39	62,95
28,89	50,43	80,33	56,20	73,48	105,60	94,43	56,38	64,51	77,26	32,13	76,26
82,43	87,70	77,78	60,63	74,31	88,06	95,33	14,39	62,80	72,83	41,36	40,46
70,53	62,26	70,93	89,63	72,13	27,28	24,16	73,56	85,30	90,13	69,08	78,18
60,33	73,83	107,29	62,56	65,93	51,98	57,21	77,74	103,43	94,98	93,79	81,85
76,69	90,43	75,10	91,03	75,93	64,79	45,66	51,28	42,44	100,88	62,08	95,91
75,68	70,14	94,30	83,56	83,43	96,06	86,18	53,05	73,18	67,66	51,06	74,83
98,46	65,93	71,66	82,18	70,43	66,13	88,28	84,06	81,01	46,93	64,80	138,69
67,41	72,45	96,68	110,08	47,07	66,38	76,06	56,93	92,86	75,23	74,18	132,06
52,33	68,96	64,00	95,73	62,71	78,93	130,78	107,59	88,09	91,86	87,80	115,61
76,73	116,46	62,21	71,58	73,08	110,43	70,48	68,66	64,38	67,90	88,36	78,23
73,18	91,40	74,43	89,93	62,70	82,08	65,03	87,41	56,18	80,11	51,61	80,78
32,46	96,78	70,68	108,00	48,46	58,69	38,19	82,19	75,38	79,68	38,66	52,16
60,33	67,24	65,06	101,85	77,46	26,76	61,69	57,36	76,84	133,53	81,93	58,66
96,03	39,30	86,59	77,08	56,30	105,93	58,60	58,66	42,88	83,49	23,36	68,83
62,53	118,26	54,84	69,23	53,03	55,86	55,20	67,38	78,69	56,01	59,36	42,31
59,94	71,56	143,83	72,23	118,06	45,69	87,90	71,51	55,40	121,49	38,56	43,93
42,60	75,23	85,94	97,23	89,71	51,56	84,18	52,56	74,33	119,99	52,66	73,01
62,10	101,46	55,56	77,70	80,06	67,48	75,80	52,86	52,36	61,29	64,78	58,81
106,41	89,46	66,02	47,55	78,31	57,40	72,73	74,31	91,73	88,43	58,05	47,20
139,34	91,94	80,73	94,81	74,06	80,56	71,36	68,22	40,67	64,56	58,33	97,40
94,01	76,99	89,26	46,63	110,69	82,50	61,21	124,79	75,56	118,01	83,20	66,18
47,84	61,10	68,19	114,06	77,56	62,23	53,66	59,33	67,68	134,31	61,16	71,96
92,03	64,83	67,28	66,17	103,71	44,23	89,48	70,35	44,23	45,41	59,17	88,89
78,28	85,26	60,48	116,38	76,58	62,58	80,80	99,56	89,43	51,81	89,96	70,26
90,33	93,66	69,03	62,06	112,06	88,70	114,28	65,21	85,15	90,05	92,81	95,65
93,70	85,66	98,86	88,18	70,69	52,45	77,83	76,81	71,43	109,69	41,56	77,41
51,35	74,41	84,59	78,13	64,83	58,66	75,05	65,46	74,98	135,51	134,43	126,24
111,56	158,40	139,20	114,50	150,28	176,40	147,96	127,83	148,70	150,36	205,23	197,38
96,30	82,89	80,80	115,41	189,16	162,76	108,78	117,21	113,46	98,21	153,86	122,67

Ao ser desdobrado o tamanho de parcela x em suas dimensões x_1 (comprimento) e x_2 (largura), obteve-se a equação

$$\log V_r = \log v + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2; \quad \{12\}$$

portanto, uma equação de regressão múltipla.

No Quadro 4 estão consignados, para cada tipo de parcela, o número de graus de liberdade (W_1), a variância, o divisor x , a variância reduzida (V_r) e o logaritmo do tamanho de parcela ($\log x$).

QUADRO 4. Dados para o cálculo da regressão, onde aparecem, para cada tipo de parcela, o número de graus de liberdade (W_1), a variância, o divisor (x), a variância reduzida (V_r) e o logaritmo do tamanho da parcela ($\log x$)

Tipo de parcela	G. L. (W_1)	Variância	Divisor (x)	V_r	Log x
1 x 1	1150	689,7207	1	689,7207	0
1 x 2	574	1798,4970	2	899,2485	0,3010
1 x 3	382	3197,0310	3	1065,6770	0,4771
1 x 4	286	5121,9850	4	1280,4962	0,6021
1 x 6	190	9877,7730	6	1646,2955	0,7781
1 x 8	142	16184,1550	8	2023,0190	0,9031
1 x 12	94	31730,4100	12	2644,2008	1,0792
1 x 24	46	113285,2200	24	4720,2170	1,3802
2 x 1	574	1862,7580	2	931,3790	0,3010
2 x 2	286	5412,8230	4	1353,2057	0,6021
2 x 3	190	10086,9360	6	1681,1560	0,7781
2 x 4	142	16883,2110	8	2110,4010	0,9031
2 x 6	94	33732,8500	12	2811,0708	1,0792
2 x 8	70	58535,6900	16	3658,4800	1,2041
2 x 12	46	117651,4700	24	4902,1440	1,3802
2 x 24	22	457366,3000	48	9528,4640	1,6812
3 x 1	382	2974,7390	3	991,5796	0,4771
3 x 2	190	8471,9660	6	1411,9943	0,7781
3 x 3	126	15920,4200	9	1768,9350	0,9552
3 x 4	94	27030,9400	12	2252,5783	1,0792
3 x 6	62	51416,7000	18	2856,4833	1,2553
3 x 8	46	91518,5800	24	3813,2741	1,3802
3 x 12	30	177672,6000	36	4932,5720	1,5563
3 x 24	14	707579,3400	72	9827,4900	1,8573
4 x 1	286	3899,5250	4	974,8812	0,6021
4 x 2	142	10732,8400	8	1341,6050	0,9031
4 x 3	94	20675,2600	12	1722,9383	1,0792
4 x 4	70	33663,3700	16	2103,9606	1,2041
4 x 6	46	66404,0100	24	2766,8337	1,3802
4 x 8	34	111007,5500	32	3468,9850	1,5051
4 x 12	22	223553,7800	48	4657,4120	1,6812
4 x 24	10	899909,3000	96	9374,0550	1,9823
6 x 1	190	6672,3090	6	1112,0615	0,7781
6 x 2	94	18703,6000	12	1568,6333	1,0792
6 x 3	62	36190,4900	18	2010,5827	1,2553
6 x 4	46	60082,3800	24	2503,4325	1,3802
6 x 6	30	121383,0200	36	3371,7500	1,5563
6 x 8	22	202850,6700	48	4226,0530	1,6812
6 x 12	14	423734,3000	72	5885,1680	1,8573
8 x 1	142	8707,1570	8	1088,3946	0,9031
8 x 2	70	22227,4500	16	1389,2156	1,2041
8 x 3	46	45594,1600	24	1899,7566	1,3802
8 x 4	34	73646,1600	32	2301,4425	1,5051
8 x 6	22	145605,9400	48	3033,4570	1,6812
8 x 8	16	224450,4800	64	3507,0380	1,8062
8 x 12	10	473574,7503	96	4933,0700	1,9823
12 x 1	94	14918,8700	12	1243,2391	1,0792
12 x 2	46	37391,7000	24	1557,9875	1,3802
12 x 3	30	74618,5400	36	2072,7372	1,5563
12 x 4	22	123223,6700	48	2567,1570	1,6812
12 x 6	14	239943,2500	72	3332,5450	1,8573
12 x 8	10	358030,7001	96	3729,4860	1,9823
24 x 1	46	33182,1900	24	1382,5912	1,3802
24 x 2	22	66366,6100	48	1382,6377	1,6812
24 x 3	14	148905,4600	72	2068,1310	1,8573
24 x 4	10	214648,1502	96	2235,9180	1,9823

Na Fig. 1 estão representados, graficamente, $\log V_r$ em ordenadas e $\log x$ em abscissas. Note-se que aquele paralelismo, ocorrido com Amaral (1951), parece não estar tão nítido no caso presente, isto é, não há aquela

cia da regressão corresponde à soma de quadrados da interação X_3 ($\log x_1 \cdot \log x_2$). Então, a equação

$$\log V_r = \log v + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_3 \log x_1 \cdot \log x_2 \quad \{13\}$$

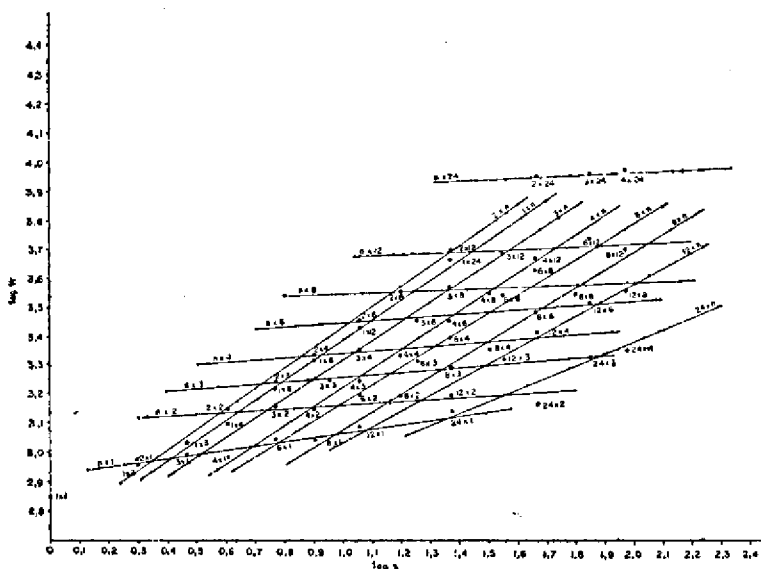


FIG. 1. Representação gráfica, aparecendo em abscissas o logaritmo do tamanho de parcela ($\log x$) e em ordenadas o logaritmo da variância reduzida ($\log V_r$).

firme indicação de que "comprimento e largura das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância reduzida".

Em vista disto, incluiu-se na equação {12}, o parâmetro b_3 , cuja soma de quadrados na análise da variân-

além de x_1 (comprimento) e x_2 (largura), passou a estudar também a independência entre comprimento e largura de parcela.

No Quadro 5 estão consignados, para cada tipo de parcela, a variância reduzida (V_r), e seu logaritmo, e as dimensões x_1 e x_2 , e seus logaritmos.

QUADRO 5. Dados para o cálculo da regressão, onde aparecem, para cada tipo de parcela, a variância reduzida (V_r) e seu logaritmo ($\log V_r$), as dimensões x_1 e x_2 e seus logaritmos ($\log x_1$ e $\log x_2$)

Tipo de parcela	V_r	$\log V_r$	x_1	x_2	$\log x_1$	$\log x_2$
1 x 1	689,7207	2,839	1	1	0	0
1 x 2	899,2485	2,954	1	2	0	0,3010
1 x 3	1065,6770	3,027	1	3	0	0,4771
1 x 4	1280,4962	3,107	1	4	0	0,6021
1 x 6	1640,2935	3,216	1	6	0	0,7781
1 x 8	2083,0190	3,306	1	8	0	0,9031
1 x 12	2644,2008	3,422	1	12	0	1,0792
1 x 24	4720,2170	3,674	1	24	0	1,3802
2 x 1	931,3790	2,969	2	1	0,3010	0
2 x 2	1353,2057	3,131	2	2	0,3010	0,3010
2 x 3	1681,1560	3,226	2	3	0,3010	0,4771
2 x 4	2110,4010	3,324	2	4	0,3010	0,6021
2 x 6	2811,0708	3,449	2	6	0,3010	0,7781
2 x 8	3658,4806	3,563	2	8	0,3010	0,9031
2 x 12	4902,1440	3,690	2	12	0,3010	1,0792
2 x 24	9528,4640	2,979	2	24	0,3010	1,3802
3 x 1	991,5796	2,996	3	1	0,4771	0
3 x 2	1411,9943	3,149	3	2	0,4771	0,3010
3 x 3	1768,9350	3,248	3	3	0,4771	0,4771
3 x 4	2252,5783	3,353	3	4	0,4771	0,6021
3 x 6	2856,4833	3,456	3	6	0,4771	0,7781
3 x 8	3813,2741	3,581	3	8	0,4771	0,9031
3 x 12	4932,5720	3,693	3	12	0,4771	1,0792
3 x 24	9827,4900	3,992	3	24	0,4771	1,3802
4 x 1	974,8812	2,989	4	1	0,6021	0
4 x 2	1341,6050	3,128	4	2	0,6021	0,3010
4 x 3	1722,9383	3,236	4	3	0,6021	0,4771

QUADRO 5. (Continuação)

Tipo de parcela	V _r	log V _r	x ₁	x ₂	log x ₁	log x ₂
4 x 4	2103,9606	3,323	4	4	0,6021	0,6021
4 x 6	2766,8337	3,442	4	6	0,6021	0,7781
4 x 8	3468,9850	3,540	4	8	0,6021	0,9031
4 x 12	4657,4120	3,668	4	12	0,6021	1,0792
4 x 24	9374,0550	3,972	4	24	0,6021	1,3802
6 x 1	1112,0615	3,046	6	1	0,7781	0
6 x 2	1558,6333	3,193	6	2	0,7781	0,3010
6 x 3	2010,5827	3,303	6	3	0,7781	0,4771
6 x 4	2503,4325	3,398	6	4	0,7781	0,6021
6 x 6	3371,7500	3,528	6	6	0,7781	0,7781
6 x 8	4226,0530	3,626	6	8	0,7781	0,9031
6 x 12	5885,1980	3,770	6	12	0,7781	1,0792
8 x 1	1088,3946	3,037	8	1	0,9031	0
8 x 2	1389,2156	3,143	8	2	0,9031	0,3010
8 x 3	1899,7566	3,279	8	3	0,9031	0,4771
8 x 4	2301,4425	3,362	8	4	0,9031	0,6021
8 x 6	3053,4570	3,482	8	6	0,9031	0,7781
8 x 8	3507,0380	3,545	8	8	0,9031	0,9031
8 x 12	4933,0700	3,693	8	12	0,9031	1,0792
12 x 1	1243,2391	3,094	12	1	1,0792	0
12 x 2	1537,9875	3,192	12	2	1,0792	0,3010
12 x 3	2072,7372	3,317	12	3	1,0792	0,4771
12 x 4	2567,1570	3,409	12	4	1,0792	0,6021
12 x 6	3332,5450	3,523	12	6	1,0792	0,7781
12 x 8	3729,4860	3,572	12	8	1,0792	0,9031
24 x 1	1382,5912	3,140	24	1	1,3802	0
24 x 2	1382,6377	3,140	24	2	1,3802	0,3010
24 x 3	2068,1310	3,316	24	3	1,3802	0,4771
24 x 4	2235,9180	3,349	24	4	1,3802	0,6021

As médias de Y, X₁, X₂ e X₃, são dadas por

$$\bar{Y} = \frac{\sum W_i Y_i}{\sum W_i}, \bar{X}_1 = \frac{\sum W_i X_{1i}}{\sum W_i}, \bar{X}_2 = \frac{\sum W_i X_{2i}}{\sum W_i}, \bar{X}_3 = \frac{\sum W_i X_{3i}}{\sum W_i}$$

Utilizando os dados tabelados nos Quadros 3, 4 e 5, obteve-se

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= 3,10928, \\ \bar{X}_1 &= 0,33036, \\ \bar{X}_2 &= 0,33036, \\ \bar{X}_3 &= 0,10447, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum W_i &= 7.042,00000, \\ \sum W_i Y_i &= 21.895,54000, \\ \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2 &= 811,97072, \\ \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2 &= 811,97072, \\ \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2 &= 228,86138, \\ \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) (X_{2i} - \bar{X}_2) &= -32,85230, \\ \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) (X_{3i} - \bar{X}_3) &= 238,54114, \\ \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) (X_{3i} - \bar{X}_3) &= 238,54114, \\ \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i &= 197,95460, \\ \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i &= 462,85860, \\ \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i &= 211,73540. \end{aligned}$$

Para o modelo em {12}, ou seja

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + e_i,$$

usando como pesos os respectivos números de graus de liberdade, e aplicando a expressão {6}, encontrou-se

$$\begin{aligned} \hat{b}_0 &= 3,10928, \\ \hat{b}_1 &= 0,23247, \\ \hat{b}_2 &= 0,54601, \\ \hat{b}_3 &= 0,11374. \end{aligned}$$

A análise da variância da regressão (X₁, X₂, X₃), usando a expressão {7}, apresentou-se como segue:

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão (X ₁ , X ₂ , X ₃)	3	322,8267	107,6089	257,62
Resíduo	52	21,7225	0,4177	
Total	55	344,5492		

com coeficiente de determinação

$$R^2 = \frac{\text{SQ Regressão } (X_1, X_2, X_3)}{\text{SQ Total}} = 0,9369,$$

isto é, 93,7% da variação total estão explicados na regressão.

Para o modelo em {12}, ou seja

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i,$$

que elimina X₃, obteve-se

$$\begin{aligned} \hat{b}_0 &= 3,10928, \\ \hat{b}_1 &= 0,26727, \\ \hat{b}_2 &= 0,58081, \end{aligned}$$

e a análise da variância

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão (X ₁ , X ₂)	2	321,7356	160,8678	373,76
Resíduo	53	22,8136	0,4304	
Total	55	344,5492		

com coeficiente de determinação

$$R^2 = \frac{\text{SQ Regressão } (X_1, X_2)}{\text{SQ Total}} = 0,9338,$$

ou seja 93,4% da variação total estão explicados na regressão.

Isto possibilita, então, testar X₃, como segue:

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão (X ₁ , X ₂)	2	321,7356	160,8678	
Regressão (X ₃ /X ₁ , X ₂)	1	1,0911	1,0911	2,61 (-)
Resíduo	52	21,7225	0,4171	
Total	55	344,5492		

A conclusão, portanto, é que b₃ não influiu na regressão, sendo verdadeira a afirmativa de que "comprimento e largura das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância reduzida".

A equação de ajustamento foi, portanto,

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i,$$

chegando-se, pelo método dos mínimos quadrados, e aplicando como pesos os números de graus de liberdade

disponíveis para as estimativas das variâncias, à equação

$$\log V_r = 3,10928 + 0,26727 \log x_1 + 0,58081 \log x_2,$$

ou

$$V_r = 1280,2 x_1^{0,26727} x_2^{0,58081}.$$

Note-se que tanto \hat{b}_1 como \hat{b}_2 estão compreendidos entre o zero e a unidade, dentro dos limites preconizados por Kock e Rigney (1951).

Por outro lado, vê-se que o coeficiente correspondente à largura das parcelas foi maior do que o relativo ao comprimento, o que foi encontrado também quando se trabalhou com dados não ajustados pela covariância.

No Quadro 6 estão consignados, para cada tipo de parcela, o log V_r calculado e o log V_r ajustado pela regressão. Ai, para melhor observância, destacou-se a parcela do tipo a (parcela unitária); parcelas dos tipos b, c, d, etc. (parcelas alongadas); e parcelas dos tipos b', c', d', etc. (parcelas de mesmas dimensões, mas no sentido perpendicular às primeiras, isto é, parcelas largas).

QUADRO 6. Variância esperada (log V_r ajust.) para cada tipo de parcela, destacando-se as parcelas alongadas (b, c, d, ...) e as parcelas largas (b', c', d', ...)

Tipo de parcela	V_r	log V_r calc.	log V_r ajust.
a	1 x 1	689,7207	2,839
b	2 x 1	931,3790	2,969
b'	1 x 2	899,2485	2,954
c	3 x 1	991,5796	2,996
c'	1 x 3	1065,6770	3,027
d	4 x 1	974,8812	2,989
d'	1 x 4	1280,4962	3,107
e	6 x 1	1112,0515	3,046
e'	1 x 6	1646,2955	3,216
f	8 x 1	1088,3946	3,037
f'	1 x 8	2023,0190	3,306
g	12 x 1	1243,2391	3,094
g'	1 x 12	2644,2008	3,422
h	24 x 1	1382,5912	3,140
h'	1 x 24	4720,2170	3,674
i	2 x 2	1353,2057	3,131
j	3 x 2	1411,9943	3,149
j'	2 x 3	1681,1500	3,226
k	4 x 2	1341,6050	3,128
k'	2 x 4	2110,4010	3,324
l	6 x 2	1558,6333	3,193
l'	2 x 6	2811,0708	3,449
m	8 x 2	1389,2156	3,143
m'	2 x 8	3658,4806	3,563
n	12 x 2	1557,9875	3,192
n'	2 x 12	4902,1440	3,690
o	24 x 2	1382,6377	3,140
o'	2 x 24	9528,4640	3,979
p	3 x 3	1768,9350	3,248
q	4 x 3	1722,9383	3,236
q'	3 x 4	2252,5783	3,353
r	6 x 3	2010,5827	3,303
r'	3 x 6	2856,4833	3,456
s	8 x 3	1896,7566	3,279
s'	3 x 8	3813,2741	3,581
t	12 x 3	2072,7372	3,317
t'	3 x 12	4932,5730	3,693
u	24 x 3	2068,1310	3,316
u'	3 x 24	9827,4900	3,992
v	4 x 4	2103,9606	3,323
v'	4 x 4	2503,4325	3,398
w	6 x 4	2766,8337	3,442
w'	4 x 6	2301,4425	3,362
x	8 x 4	3468,9850	3,540
y	12 x 4	2567,1570	3,409
y'	4 x 12	4657,4120	3,668
z	24 x 4	2235,9180	3,349
z'	4 x 24	9374,0550	3,972
α	6 x 6	3371,7500	3,528
β	8 x 6	3033,4570	3,482
β'	6 x 8	4226,0530	3,626
λ	12 x 6	3332,5450	3,523
λ'	6 x 12	5885,1980	3,770
ρ	8 x 8	3507,0380	3,545
ω	12 x 8	3729,4860	3,572
ω'	8 x 12	4933,0700	3,693

Na Fig. 2 seguem-se, em ordenadas o log V_r ajustado pela regressão, e em abscissas o log x . Note-se que o log V_r ajustado representa a variância esperada para cada parcela de dimensões x_1 e x_2 .

Por outro lado, na equação de ajustamento

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{i1} + b_2 X_{i2} + e_i,$$

a soma dos quadrados da regressão foi altamente significativa. Assim, a partir da matriz S^{-1} , inversa da matriz $S = X'X$, do sistema de equações em $\{b_i\}$, determinaram-se as estimativas das variâncias dos parâmetros \hat{b}_1 e \hat{b}_2 , uma vez que

$$D = S^{-1} \sigma^2.$$

Logo,

$$\hat{V}(\hat{b}_1) = 0,0012335 s^2 = 0,000531,$$

$$\hat{V}(\hat{b}_2) = 0,0012335 s^2 = 0,000531.$$

O teste de t, para os parâmetros da regressão, mostrou:

para \hat{b}_1 :

$$t = \frac{\hat{b}_1 - 0}{\sqrt{\hat{V}(\hat{b}_1)}} = \frac{0,26727}{0,02300} = 11,62^{**};$$

para \hat{b}_2 :

$$t = \frac{\hat{b}_2 - 0}{\sqrt{\hat{V}(\hat{b}_2)}} = \frac{0,58081}{0,02300} = 25,25^{**}.$$

Portanto, comprimento e largura das parcelas são fatores que influíram significativamente sobre a variância reduzida. No entanto, deve-se ressaltar a maior influência da largura, o que se pode verificar na Fig. 2, aparecendo em ordenadas o logaritmo da variância reduzida, ajustado pela regressão. Assim, verifica-se as retas de regressão são menos inclinadas quando se mantém fixa a largura e variável o comprimento das parcelas. Isto leva à conclusão de que as parcelas alongadas são de menor variância, e, portanto, mais eficientes.

Custo mínimo de condução do experimento

No estudo, aplicando a expressão {8}, obteve-se

$$x = \frac{70(0,4942)}{30(1 - 0,4942)} = 2,3,$$

isto é, o tamanho ótimo de parcela corresponde a 2,3 vezes a parcela unitária⁵.

Usando as dimensões das parcelas, x_1 (comprimento) e x_2 (largura), obteve-se

$$x_1 = \sqrt{\frac{57(0,84808)}{30(0,31354)}} = 2,27 \approx 2,3$$

$$x_2 = \frac{70(0,31354)}{114(0,41919)} \cdot 2,27 = 1,04 \approx 1,0;$$

portanto,

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{70(0,84808)}{60(0,41919)} = 2,34 \approx 2,3.$$

⁵ A razão K_1/K_2 , encontrada na literatura para experimentos com soja, é 70/30, e os autores afirmam não ultrapassar 80/20 e 60/40.

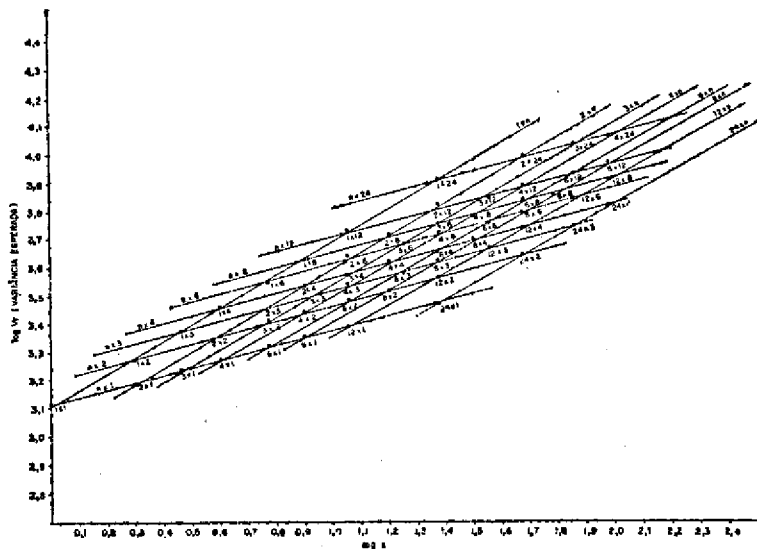


FIG. 2. Linhas de regressão, aparecendo em ordenadas a variância esperada para cada parcela de dimensões x_1 e x_2 .

A parcela ótima estimada, isto é, aquela estimativa de parcela que torna mínimo o erro experimental, bem como o custo do experimento em questão, tem as dimensões

$$\begin{aligned}x_1 &= 2,3 \times 0,60 \text{ m} = 1,40 \text{ m}, \\x_2 &= 1,0 \times 0,60 \text{ m} = 0,60 \text{ m},\end{aligned}$$

sendo constituída, portanto, de uma linha de 1,40 m de comprimento.

Como o estudo visa essencialmente ao desenvolvimento do método, não se deve considerar de maneira exata e definitiva o tamanho e forma de parcelas estimados. Isto se deve também ao fato de o estudo haver sido realizado com um ensaio somente, quando o ideal seria envolver no mesmo um bom número de repetições.

Por outro lado, Federer (1955) determinou que, se o coeficiente de regressão b , da equação

$$\log V_r = \log v + b \log x,$$

cair entre 0,3 e 0,7, ao ser tomado o dobro (ou a metade) da área ótima estimada, a variabilidade afetará pouco os resultados.

O coeficiente b estimado no estudo, usando esta equação de ajustamento, foi $\hat{b} = 0,4942$; portanto, ao ser tomado o dobro (ou a metade) da área ótima estimada, a variabilidade afetará pouco os resultados do experimento.

CONCLUSÕES

O presente trabalho, de um modo geral, permite chegar às seguintes conclusões:

- 1) o comprimento e a largura das parcelas influem de maneira independente sobre a variância reduzida;
- 2) as parcelas cuja maior dimensão foi orientada na direção a , b , c , etc., foram mais eficientes do que as

parcelas com as mesmas dimensões, orientadas segundo a' , b' , c' , etc., isto é, perpendiculares às primeiras (Quadro 6 e Fig. 2);

3) do item 2, como também do teste t dos parâmetros da regressão, conclui-se que as parcelas alongadas são as de menor variância, isto é, são as mais eficientes;

4) por ser a soja uma cultura de semeadura em linha, e apresentar grande concentração de plantas dentro da linha (24 plantas por metro linear), a variabilidade dentro da linha é menor do que a variabilidade entre linhas;

5) o coeficiente $\hat{b} = 0,4942$, da equação da regressão simples, assim como os coeficientes $\hat{b}_1 = 0,2673$ e $\hat{b}_2 = 0,5808$, da equação de regressão múltipla, estão entre o zero e a unidade, dentro dos limites preconizados por Kock e Rigney (1951), mostrando que as estimativas dos parâmetros, usando como pesos os números de graus de liberdade disponíveis para as estimativas das variâncias, são bastante razoáveis;

6) ao estimarmos o tamanho ótimo de parcela pela fórmula

$$x = \frac{K_1 \hat{b}}{K_2(1 - \hat{b})};$$

encontrou-se $x = 2,3$ vezes a parcela unitária; este mesmo valor foi obtido para o tamanho ótimo de parcela, usando suas dimensões x_1 e x_2 , ou seja

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{K_1(\hat{b}_1 + \hat{b}_2)}{2K_2(1 - \hat{b}_1)} = 2,3 \text{ vezes a parcela unitária};$$

isto indica que a equação de custo

$$T_{x_1 x_2} = K_1 + K_2 x_1 x_2 + K_3 \frac{x_2}{x_1}$$

se ajustou satisfatoriamente ao estudo;

7) tratando-se de um estudo realizado para um ensaio somente, envolvendo ainda uma variabilidade um tanto elevada, o desenvolvimento do método deve ser levado em consideração, muito mais que as determinações alcançadas;

8) para melhor estudo, o próximo ensaio deverá ser instalado no mesmo local, em sentido perpendicular ao primeiro; assim, com a confecção de um mapa de fertilidade do solo, haverá possibilidade de melhores conclusões sobre o tamanho e forma de parcelas, uma vez que a variabilidade num sentido e noutro está influenciada por dois fatores confundidos: gradiente de fertilidade do solo e variabilidade dentro e entre linhas de cultivo;

9) finalmente, deve-se ressaltar o fato de que o trabalho não envolveu um estudo do número de repetições, que se deve relacionar com o custo mínimo e com a variância mínima; nesta primeira etapa, não se efetuou, também, um estudo do custo de parcela, envolvendo o uso de bordaduras.

AGRADECIMENTOS

O autor aproveita a oportunidade para agradecer ao Prof. Edilberto Amaral, Catedrático da Cadeira de Matemática da Faculdade de Agronomia Eliseu Maciel, Pelotas, pelas sugestões apresentadas, e ao Prof. Roberto Simionato Moraes, Assistente do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", pela realização dos programas em linguagem Fortran, para uso do computador eletrônico.

REFERÊNCIAS

- Amaral, E. 1951. Tamanho e forma das parcelas em experimentação com o cafeeiro. VI Semin. Estatística, Campinas, S. Paulo.
- Federer, W.T. 1955. Experimental design. McMillan Co., New York, 544 p.
- Gomes, F.P. & Nogueira, I.R. 1964. Regressão e covariância. Piracicaba, S. Paulo. 45 p. (Mimeo.)
- Kock, E.J. & Rigney, J.A. 1951. A method of estimating optimum plot size from experimental data. Agron. J. 43: 17-21.
- Robinson, H.F., Rigney, J.A. & Harvey, P.H. 1948. Investigations in plot technique with peanuts. N. Carol. Agric. Exp. Sta Tech. Bull. 86, p. 1-19.
- Smith, H.F. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. J. agric. Sci., Camb., 28:1-23.

ABSTRACT.- Silva, E.C.da [Plot size and shape for soybean yield trials]. Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. *Pesquisa Agropecuária Brasileira, Série Agronomia* (1974) 9, 49-59 [Pt, en] IPEAS, Cx. Postal E, Pelotas, RS, Brazil.

A uniformity trial with soybean was used for investigating the effect of size and shape of plots on the precision and cost of field experiments.

The measure of soil variability was the regression coefficient b for the regression of the logarithm of the reduced variance of the different sized plots on the logarithm of the number of units per plot. The coefficient determined was $\hat{b} = 0.4942$. The estimate of optimum plot size, taking in consideration the costs $K_1 = 70$ and $K_2 = 30$ was $x = 2.3$ times the basic unit (0.60 m x 0.60 m).

Considering the plot size in its components, x_1 (length) and x_2 (width), the best plot shape was studied too, and it has been determined that the "length and width of plots are factors acting independently on the reduced variance". In this study we have found that $\hat{b}_1 = 0.2673$ and $\hat{b}_2 = 0.5808$ are the parameters of a multiple regression equation, where \hat{b}_1 influences the length and \hat{b}_2 the width of plots. Hence we determined that both length and width influence the plot variance significantly, and that the influence of the width was greater than that of the length, and hence that long and marrow plots are more efficient. The size and shape of plots that reduced to a minimum the experimental error and the experimental costs were $x = x_1 \cdot x_2 = 2.3 \times 1.0$ times the basic unit.

Additional index words: Uniformity trials, precision and cost of field experiments, soil variability, reduced variance, length and width of plots.