TAMANHO DE PARCELAS E NÚMERO DE REPETIÇÕES EM EXPERIMENTO DE BATATA[1]

CÉLIA MARIA TORRES CORDEIRO, JOÃO EUSTÁQUIO CABRAL DE MIRANDA[2] e JARBAS CAMPOS[3]

RESUMO - Com a finalidade de determinar o tamanho ótimo de parcela experimental de batata (*Solanum tuberosum* L.) foi instalado um ensaio em branco, sob as condições do Centro Nacional de Pesquisa de Hortaliças - CNPH - em Brasília, DF. Utilizou-se a cultivar Bintje plantada em espaçamento de 0,80 m por 0,30 m. Foram colhidas 16 fileiras com 112 plantas cada uma. O coeficiente de heterogeneidade de solo proposto por Smith foi estimado segundo o método proposto por Hatheway & Williams e os tamanhos de parcela estimados pelo método proposto por Hatheway. Os resultados são apresentados através de gráficos em função do número de blocos, das verdadeiras diferenças que se deseja detectar e das probabilidades associadas aos erros tipo I e II para experimentos com diversos números de tratamentos. O tamanho de parcela adequado é escolhido para cada situação em função dos aspectos enumerados acima.

Termos para indexação: *Solanum tuberosum* L., coeficiente de heterogeneidade.

PLOT SIZE AND REPLICATION NUMBER IN POTATO TRIALS

ABSTRACT - A 'blank experiment' was designed at the Centro Nacional de Pesquisa de Hortaliças (CNPH), Brasília, DF, to estimate the optimum size of experimental plots in potato (*Solanum tuberosum* L.) trials. The cultivar 'Bintje' was used, in a 0,80 x 0,30 m spacing. Sixteen rows of 112 plants were harvested on an individual plant basis. The coefficient of soil heterogeneity proposed by Smith was estimated according to Hatheway & Williams, and the plot sizes were estimated by Hatheway's method. Results are presented in graphs as a function of the number of blocks, of the true differences to be detected, and of the types I & II errors, for experiments with various treatment numbers. The ideal plot size is chosen for each situation, as function of the parameters enumerated above.

Index terms: *Solanum tuberosum* L., heterogeneity coefficient.

INTRODUÇÃO

Um dos problemas com que se depara o pesquisador, particularmente na fase inicial de sua pesquisa, é o tamanho de parcela e o número de repetições a serem adotados em seus experimentos. Estas decisões estão estreitamente associadas ao interesse de obter uma precisão adequada à expressão das verdadeiras diferenças de tratamento que sejam de interesse; escolhas adequadas destas duas variáveis possibilitam uma redução do erro experimental, em seu componente associado à seleção das unidades básicas de informação. É oportuno lembrar que os demais componentes do erro experimental (erro nas medidas, material experimental heterogêneo, técnica de condução deficiente etc.) não são reduzidos pela escolha dequada do tamanho de parcela e número de repetições.

Este trabalho estuda o comportamento das relações entre tamanho de parcela e número de repetições em experimentos de campo para estudos relativos à produção de batata (*Solanum tuberosum* L.).

MATERIAL E MÉTODOS

Em agosto de 1979, foi instalado, no CNPH, um ensaio em branco, em Latossolo Vermelho-Escuro, textura argilosa, de encosta, com declividade menor que 2% e situado a 980 m.s.n.m.

Utilizou-se a cultivar Bintje (semente básica, tipo três) que, à época do plantio, estava com excelente brotação. A área plantada foi de 33,6 m x 12,8 m, em um espaçamento de 0,80 m entre sulcos e 0,30 m entre plantas, constituindo assim 16 fileiras com 112 plantas cada uma.

Os resultados foram tomados para produção total de cada planta, individualmente, ou seja, uma unidade básica correspondendo a 0,30 m por linha, sendo devidamente identificada a sua posição pelo número da linha e da planta dentro da linha, de modo que se pudesse simular parcelas de diversos tamanhos.

[1] Aceito para publicação em 14 de julho de 1982.

[2] Engº Agrº, M.Sc., Centro Nacional de Pesquisa de Hortaliças (CNPH-EMBRAPA) - Caixa Postal 11-1316, CEP 70000 - Brasília, DF.

[3] Estatístico, Deptº de Métodos Quantitativos (DMQ--EMBRAPA), Caixa Postal 11-1316, CEP 70000 - Brasília, DF.

Método da máxima curvatura

Um dos primeiros métodos propostos para estudo de tamanho de parcela foi o da máxima curvatura observada no gráfico do coeficiente de variação *versus* tamanho de parcela. Segundo Federer (1963), este método é de pouca valia quando o material em estudo tem a escolha da menor unidade básica de modo arbitrário. Quando esta unidade é fixada (uma planta, um animal), como no presente caso, este método pode oferecer alguma indicação de um tamanho adequado de parcela, se a escala de mensuração é fixada. Pela facilidade de aplicação e por ser de uso mais generalizado entre pesquisadores, este método foi adotado inicialmente. Para obtenção dos coeficientes de variação associados às parcelas de diferentes tamanhos, as unidades básicas foram combinadas de modo a formarem parcelas de vários tamanhos e formas, tipo 1 x 1, 1 x 2 ...; 2 x 1, 2 x 2 ...; 8 x 1, 8 x 2 ... 8 x 8.

Método de Hatheway

Este método associa a fórmula de Cochran & Cox (1957) para determinar o número de repetições com a lei empírica de Smith (1938) que, por sua vez, relaciona o tamanho de parcela com a variância entre elas. Escolheu-se este método por ele levar em consideração importantes aspectos do planejamento de um experimento. Por outro lado, Oliveira (1976), ao comparar os métodos propostos por Rodriguez, Smith e Hatheway, encontrou indicação de que os experimentos com tamanho de parcelas, calculados pelo método de Hatheway (1961), apresentam maior quantidade de informação e menor risco.

A fórmula proposta por Hatheway (1961) para calcular o tamanho de parcela independente de custo é:

$$x_j^b = 2\,(t_1 + t_2)^2\, C_1^2 / rd^2 \qquad (1)$$

onde:

x_j = o número de unidades básicas que compõe a parcela no j-ésimo tamanho de parcela considerado, j = 1 ... n;
b = o coeficiente de heterogeneidade do solo;
t_1 = o valor crítico de t de Student para o nível de significância α;
t_2 = o valor tabelado de t de Student para $(1 - \beta)$ que é a proporção desejada de experimentos que forneçam diferenças significativas ao nível de significância α;
C_1 = coeficiente de variação das parcelas constituídas de uma unidade básica;
r = o número de repetições; e
d = a diferença entre dois tratamentos que se deseja detectar, medida em percentagem da verdadeira média.

Coeficiente de heterogeneidade do solo

O coeficiente de heterogeneidade do solo referido no método apresentado por Hatheway (1961) é aquele proposto por Smith (1938), em sua lei empírica, para explicar o efeito do tamanho das parcelas sobre a variância entre elas. Esta relação estabele que:

$$V_{\bar{x}_j} = \frac{V_1}{x_j^b}\text{, onde}$$

$V_{\bar{x}_j}$ = a variância da produção média por unidade básica para parcela de x_j unidades;
x_j = o número de unidades básicas que compõem a parcela no j-ésimo tamanho de parcela considerado j = 1 ... n;
V_1 = a variância das produções de parcelas constituídas por uma única unidade básica; e
b = o coeficiente de heterogeneidade do solo. Seus valores variam entre zero e a unidade e indicam as relações entre unidades adjacentes. O valor zero indica perfeita correlação (extrema uniformidade) entre as unidades básicas que constituem a parcela. O valor unitário indica que as unidades básica são não-correlacionadas comportando-se como se fossem elementos de uma amostra aleatória simples.

Estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo

Dentre os métodos existentes para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo foi escolhido aquele proposto por Hatheway & Williams (1958) que leva em consideração as correlações entre as estimativas das variâncias usadas para a estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo.

Estas correlações se originam no próprio processo de composição dos diversos tamanhos de parcela que vai acumulando componentes comuns. Conseqüentemente, a suposição de que os erros associados à variável dependente são não-correlacionados, necessária para a estimação de b pelo método dos mínimos quadrados, não é válida, justificando-se, deste modo, a utilização do método proposto por Hatheway & Williams (1958). Este método pondera os logaritmos das estimativas das variâncias pelos elementos da inversa de sua matriz de covariância (matriz de informação). Como as variâncias e covariâncias são estimadas a partir dos dados observados, elas são imprecisas, mas assintoticamente o estimador de b é de variância mínima, correspondendo àquele de mínimos quadrados generalizado:

$$b = -\frac{\Sigma_j \Sigma_k\, w_{jk} y_j\, (x'_k - \bar{x}')}{\Sigma_j \Sigma_k\, w_{jk} x'_j\, (x'_k - \bar{x}')} \qquad (2)$$

e

$$V(b) = \frac{1}{\Sigma_j \Sigma_k\, w_{jk} x'_j\, (x'_k - \bar{x}')} \qquad (3)$$

onde

y_j = o logaritmo da estimativa da variância da produção média por unidade básica para parcela de tamanho j, $y_j = \ln V_{\bar{x}_j}$,

w_{jk} = o elemento da j-ésima linha e k-ésima coluna de W que é a inversa da matriz de variâncias e covariâncias dos y_j;

x'_k = o logaritmo do número de unidades básicas que compõe a parcela do j-ésimo tamanho, j = 1 ... k ... n; e

$\bar{x}'$ = a média ponderada por w_{jk} dos x'_j.

Estimativa das variâncias reduzidas a unidade básica

Para obtenção destas estimativas foi gerada uma estrutura hierárquica aleatória para o ensaio em branco, do tipo:

$$Y_{n(mlki)} = \mu + \alpha_i + \beta_{k(i)} + \gamma_{l(ki)} + \delta_{m(lki)} + \epsilon_{n(mlki)} \quad (4)$$

onde,

$Y_{n(mlki)}$ = a produção da n-ésima planta (parcela tipo ϵ) dentro da m-ésima parcela de quatro plantas (parcela tipo δ), dentro da l-ésima parcela de 16 plantas (parcela tipo γ), dentro da k-ésima parcela de 64 plantas (parcela tipo β), dentro da i-ésima parcela de 256 plantas (parcela tipo α);

μ = uma média geral;

α_i = a contribuição da i-ésima parcela tipo α, i = 1 ... a;

$\beta_{k(i)}$ = a contribuição da k-ésima parcela tipo β, dentro da i-ésima parcela tipo α, k = 1 ... b;

$\gamma_{l(ki)}$ = a contribuição da l-ésima parcela tipo γ, *dentro da k-ésima parcela tipo β, dentro* da i-ésima parcela tipo α, l = 1 ... c;

$\delta_{m(lki)}$ = a contribuição da m-ésima parcela tipo δ, dentro da l-ésima parcela tipo γ, dentro da k-ésima parcela tipo β, dentro da i-ésima parcela tipo α, m = 1 ... d;

$\epsilon_{n(mlki)}$ = a contribuição da n-ésima parcela tipo ϵ, dentro da m-ésima parcela tipo δ, dentro da l-ésima parcela tipo γ, dentro da k-ésima parcela tipo β, dentro da i-ésima parcela tipo α, n = 1 ... e.

Dentro das parcelas dos diversos tamanhos considerados, as plantas estão distribuídas com um arranjo, aproximadamente retangular. Os valores referentes ao número de parcela gerado para cada tipo acima descrito são neste trabalho: a = 7, b = 4, c = 4, d = 4, e = 4.

Tal estrutura permite a obtenção de estimativas de variância associadas a parcelas de diversos tamanhos como funções lineares dos quadrados médios das fontes de variação especificadas na Tabela 1.

Denotaremos as variâncias das parcelas de vários tamanhos reduzidas à unidade básica por V'_j. Assim, considerando-se uma parcela do tipo α, sua variância será $V'_1 = V_1$, para uma parcela do tipo β, $V'_2 = (V_1 (a-1) + V_2 (b-1) a)/(ab-1)$; para uma parcela do tipo γ, $V'_3 = (V_1 (a-1) + V_2 (b-1)a + V_3 (c-1)ab)/(abc-1)$; e assim sucessivamente.

Obtenção dos pesos a partir das observações

A matriz W, cujos elementos são utilizados para ponderação das estimativas das variâncias dos diversos tamanhos de parcela (y_j), foi estimada do modo sugerido por Hatheway & Williams (1958).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Método gráfico

A produção média por planta (unidade básica) foi de 607,123 gramas e coeficiente de variação de 34,39% em relação à unidade básica.

A Fig. 1 representa o gráfico do coeficiente de variação por tamanho de parcela. Ele mostra que parcela com mais de quinze plantas apresentam pouca redução na variabilidade. Conseqüentemente, por este médoto concluir-se-ia que o tamanho de parcela adequado estaria entre 15 e 20 plantas.

Método de Hatheway & Williams (1958)

Foi conduzida uma análise de variância, segundo o modelo proposto em (4), com a finalidade de obter *estimativas das variâncias de parcelas de vá*rios tamanhos através de combinações lineares dos quadrados médios apresentados na Tabela 2.

Os pesos são os elementos da matriz de informação W:

$$W = \begin{bmatrix} 4{,}866 & -6{,}292 & 0 & 0 & 0 \\ -6{,}292 & 26{,}983 & -21{,}325 & 0 & 0 \\ 0 & -21{,}325 & 103{,}934 & -89{,}911 & 0 \\ 0 & 0 & -89{,}911 & 413{,}751 & -338{,}210 \\ 0 & 0 & 0 & -338{,}210 & 1.257{,}473 \end{bmatrix}$$

A soma de seus elementos é a metade do total de graus de liberdade disponíveis para a análise. A estimativa de b, obtida segundo a fórmula apresentada em (2) e utilizando os dados apresentados na Tabela 3, foi de 0,93 com desvio padrão de 0.036.

TABELA 1. Esquema de análise de variância para o modelo (1).

Fontes	GL	QM	E (QM)
Entre parcelas α	a - 1	V_1	$\sigma^2_\epsilon + e\sigma^2_\delta + ed\sigma^2_\gamma + edc\sigma^2_\beta + edcb\sigma^2_\alpha$
Entre parcelas β dentro de α	(b - 1) a	V_2	$\sigma^2_\epsilon + e\sigma^2_\delta + ed\sigma^2_\gamma + edc\sigma^2_\beta$
Entre parcelas γ dentro de β	(c - 1) ab	V_3	$\sigma^2_\epsilon + e\sigma^2_\delta + ed\sigma^2_\gamma$
Entre parcelas δ dentro de γ	(d - 1) abc	V_4	$\sigma^2_\epsilon + e\sigma^2_\delta$
Entre parcelas ϵ dentro de δ	(e - 1) abcd	V_5	σ^2_ϵ

Os tamanhos de parcelas obtidas, segundo a fórmula (1), considerando-se α = 5% ou 1%, $(1 - \beta)$ = = 80% e C_1 = 34,3% em diversas combinações de número de tratamentos, número de blocos e verdadeiras diferenças que se deseja detectar, expressas como uma percentagem da média, são apresentadas nas Fig. de 2 a 5.

O pesquisador ao planejar seu experimento poderá escolher o tamanho da parcela, localizando na figura referente ao número de tratamentos envolvidos, a curva para o número de blocos a serem usados e, a partir daí, o número de plantas (eixo horizontal) que corresponde à diferença (eixo vertical) que seja de seu interesse detectar.

TABELA 2. Análise de variância do ensaio em branco, segundo o modelo proposto em (4).

Fontes	G.L.	QM
Entre parcelas α	6	76.827,305 = V_1
Entre parcelas β dentro de α	21	52.071,4 = V_2
Entre parcelas γ dentro de β	84	49.949,2 = V_3
Entre parcelas δ dentro de γ	336	44.320,95 = V_4
Entre parcelas ϵ dentro de δ	1.344	41.745,88 = V_5
Total	1.791	

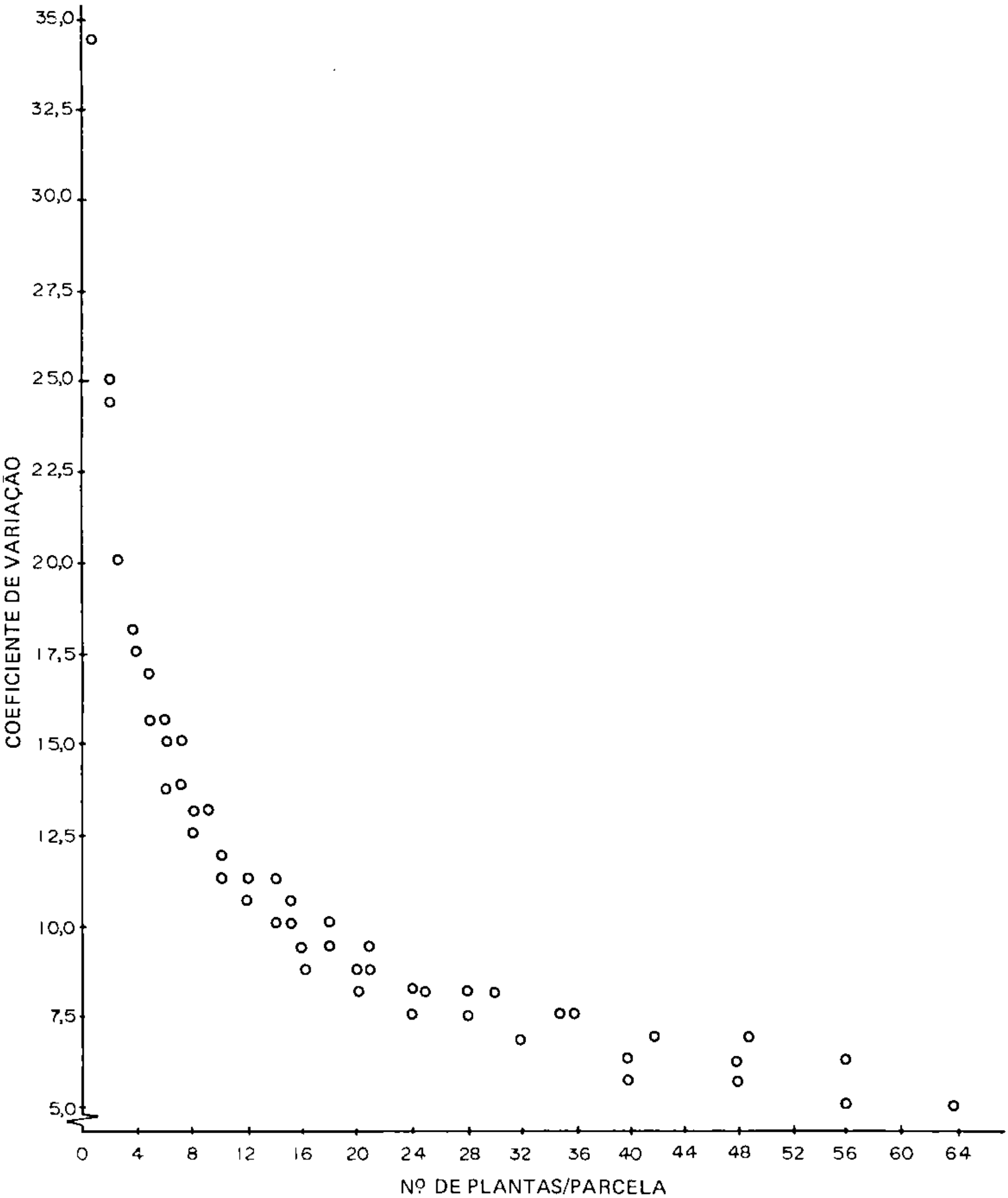

FIG. 1. Relação do coeficiente de variação com o tamanho de parcela, considerando-se parcelas de diferentes formas.

TABELA 3. Variáveis originais e transformadas utilizadas para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo.

Nº de unidades básicas por parcela (x_j)	Estimativa da variância reduzida à unidade básica (V'_j)	Estimativa da variância da média da parcela por unidade básica ($V_{\bar{x}_j}$)	$x'_k = \log x_k$	$y_j = \log V_{\bar{x}_j}$
256	76.827,31	300,11	2,40824	2.47727
64	57.572,7	899,57	1,80618	2.95403
16	51.803,57	3.237,72	1,20412	3.51024
4	46.179,05	11.544,76	0.602061	4,06228
1	42.852,32	42.852,32	0	4.63197

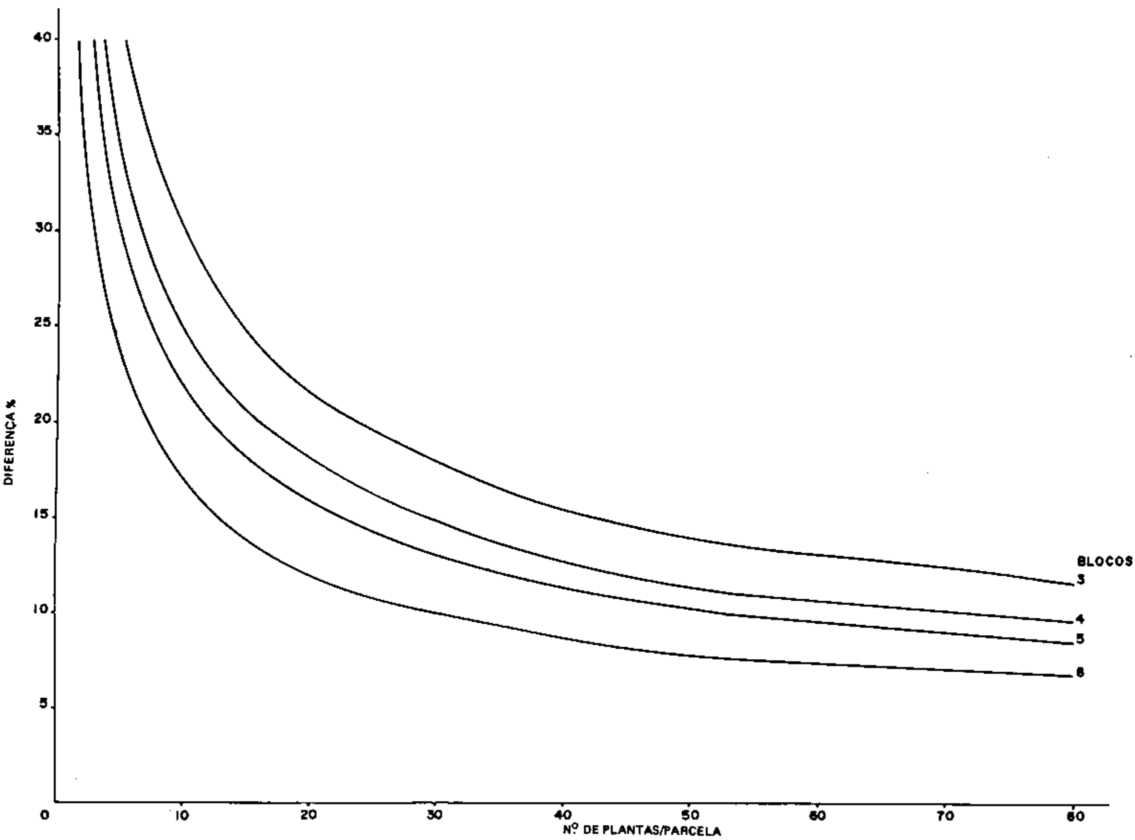

FIG. 2. Estimativa dos tamanhos de parcela para experimentos de batata em blocos ao acaso com 6 tratamentos $\alpha = 0{,}05$ e $\beta = 0{,}20$.

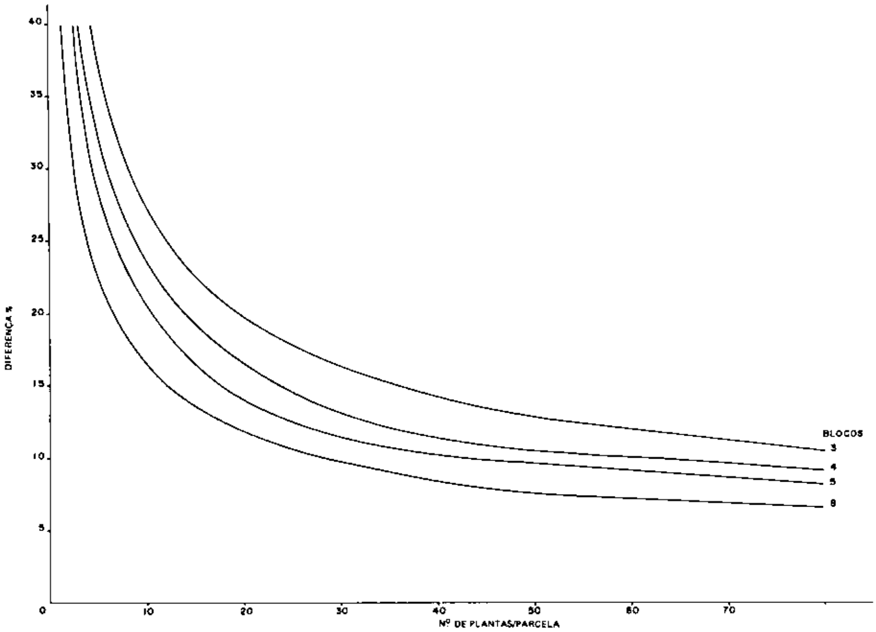

FIG. 3. Estimativa dos tamanhos de parcela para experimentos de batata em blocos ao acaso com 16 tratamentos, α= 0,05 e β= 0,20.

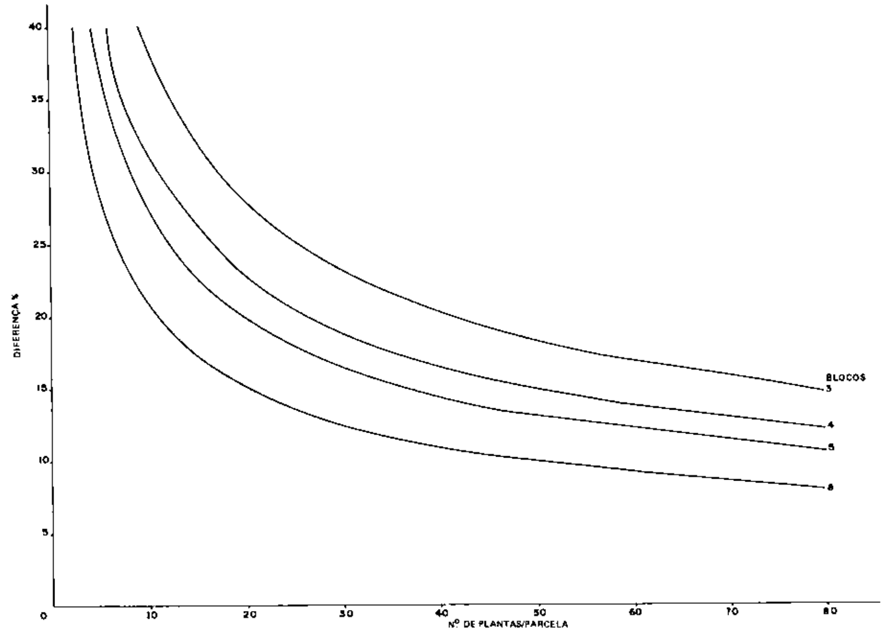

FIG. 4. Estimativa dos tamanhos de parcela para experimentos de batata em blocos ao acaso com 6 tratamentos, α= 0,01 e β= 0,20.

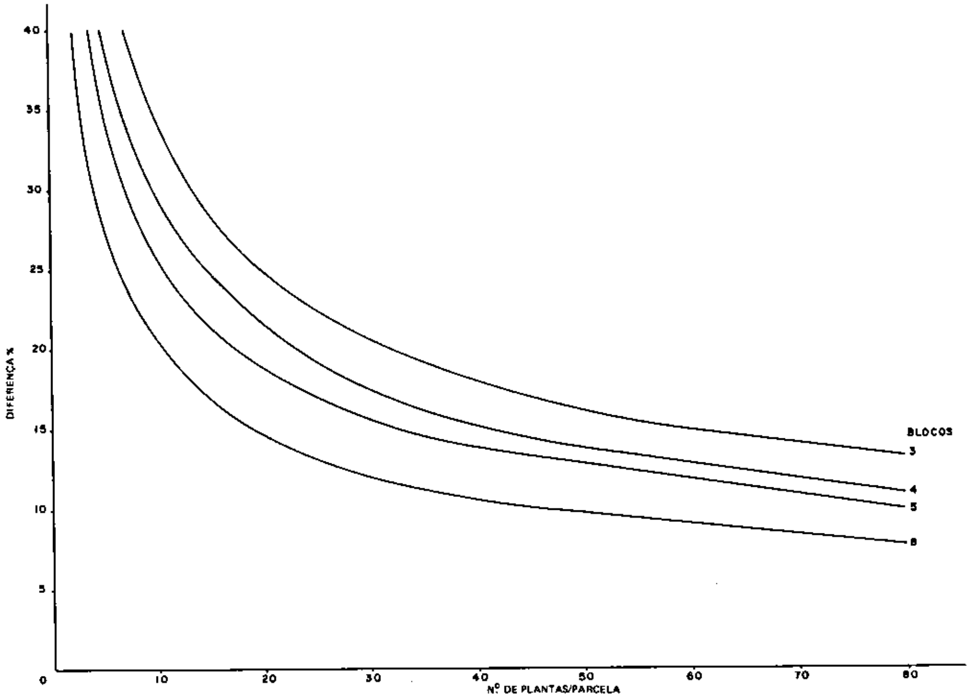

FIG. 5. Estimativa dos tamanhos de parcelas para experimentos de batata em blocos ao acaso com 16 tratamentos, $\alpha = 0{,}01$ e $\beta = 0{,}20$.

CONCLUSÕES

1. Estes resultados, pela própria metodologia de obtenção, estão sujeitos a uma margem de erro devido aos erros amostrais das estimativas do coeficiente de heterogeneidade do solo e do coeficiente de variação por unidade básica. Mesmo assim, podem oferecer uma boa orientação para o pesquisador planejar seu experimento, em bases mais reais. Estes resultados devem ser atualizados periodicamente e sua utilização restrita às condições semelhantes às do ensaio e à variável analisada (produção).

Eles devem ser usados como parte das informações necessárias à tomada de decisão sobre o tamanho da parcela, considerando-se, por outro lado, os problemas práticos que envolvem o próprio cultivo da batata.

2. A metodologia adotada para estudar o problema não permite uma recomendação geral de tamanho de parcela para experimentos de batata, mas possibilita, dado os interesses e condições do pesquisador, a obtenção de uma estimativa do tamanho de parcela adequado à sua situação particular.

REFERÊNCIAS

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

FEDERER, W. Experimental design. New York, MacMillan, 1963. 544p.

HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. Agron. J., 53(4):279-80, 1961.

HATHEWAY, W.H. & WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and variability of crop yields. Biometrics, 14:207-22, 1958.

OLIVEIRA, R.P. Estudo comparativo de alguns métodos de estimação do tamanho adequado de parcelas experimentais. Brasília, EMBRAPA-DMQ, 1976. 100p.

SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. J. Agric. Sci., 28: 1-23, 1938.