TAMANHO DE PARCELA E EFICIÊNCIA EXPERIMENTAL EM BATATA-DOCE USANDO A POTÊNCIA DO TESTE F[1]

CÉLIA MARIA TORRES CORDEIRO e JOÃO EUSTÁQUIO CABRAL DE MIRANDA[2]

RESUMO - Estudaram-se aspectos relacionados ao planejamento de experimentos de batata-doce (*Ipomoea batatas* (L.) Lam.), considerando-se o tamanho de parcelas e o número de repetições adequado para determinados níveis de precisão e risco. Adotou-se o critério de potência da prova de F, assumindo-se estimativa de variância experimental obtida através de ensaio de uniformidade como sendo o verdadeiro valor do parâmetro.

Termos para indexação: experimento de uniformidade, planejamento de experimento, tamanho de parcelas, *Ipomoea batatas* (L.) Lam.

PLOT SIZE AND EXPERIMENTAL EFFICIENCY IN SWEET POTATO USING THE POWER OF F TEST

ABSTRACT - Some aspects of experimental planning for sweet potatoes (*Ipomoea batatas* (L.) Lam.) were analyzed. In particular, plot size and number of replications needs to achieve a given risk or precision levels were studied. The power of the F test is calculated using an estimate of the experimental variance obtained from a uniformity trial as if it were the true parametric value.

Index terms: plot size, uniformity trial, experimental planning, field plot technique, *Ipomoea batatas* (L.) Lam.

INTRODUÇÃO

Na fase inicial do programa de melhoramento de batata-doce do Centro Nacional de Pesquisa de Hortaliças - CNPH -, constatou-se a necessidade de se obter alguma informação sobre aspectos básicos referentes à obtenção de uma precisão experimental adequada às diversas etapas do referido programa, tendo em vista o uso racional dos recursos disponíveis.

Tentando dar resposta a essa problemática, instalou-se um ensaio em branco com o objetivo de estudar os seguintes aspectos experimentais: tipo de orientação da parcela no campo, número de plantas na parcela, eficiência relativa do delineamento em blocos quando o número de parcelas cresce, e distribuição da variável peso total de raízes comerciáveis.

Este trabalho propõe uma modificação do método de determinação de tamanho de parcela de Hatheway (1961). Esta modificação consiste em utilizar a distribuição F e uma distância média entre os efeitos de tratamento em lugar da distribuição "t" de Student, e a diferença entre dois tratamentos, como adotado por Hatheway (1961). Para experimentos com apenas dois tratamentos, esses métodos oferecem resultados iguais.

[1] Aceito para publicação em 17 de junho de 1983.

[2] Engº-Agrº, M.Sc., EMBRAPA - Centro Nacional de Pesquisa de Hortaliças (CNPH), Caixa Postal 11.1316, CEP 70000 - Brasília, DF.

MATERIAL E MÉTODOS

Um ensaio de uniformidade foi instalado, em março de 1981, em solo típico de cerrado da região de Brasília, Latossolo Vermelho-Escuro (LVE), distrófico, com declividade em torno de 2%. A calagem foi feita com quatro meses de antecedência, com 1,6 t/ha de calcário dolomítico, de acordo com os resultados da análise do solo. A adubação aplicada foi à razão de 1 t/ha de 4-14-8 por ocasião do plantio. Utilizaram-se ramas, com oito internódios, da cultivar Coquinho, enterrando-se três a quatro deles. O espaçamento adotado foi de 0,80 m entre leiras e 0,40 m entre plantas, com uma rama por cova. Foram plantadas 24 leiras de 36,8 m de comprimento, colhendo-se 20 leiras de 32 metros. As leiras seguiram o sentido da curva de nível. Durante o ciclo da cultura fizeram-se quatro aplicações de inseticida à base de Carbaryl, 500 g do i.a./ha. A colheita foi feita cinco meses após o plantio, e foram anotadas as produções comerciáveis de cada planta, guardando-se a sua posição no campo. Foram considerados como comerciáveis as raízes com peso acima de 80 gramas.

Tamanho de parcela - metodologia proposta

Quando se analisa os resultados de um experimento deve ficar explícito que podem ser cometidos erros do Tipo I ou do Tipo II, aos quais estão associadas, respectivamente, as seguintes probabilidades:

$$P\,(F_{(n_1,\,n_2,\,\lambda\,=\,0)} > f_0/Ho) = \alpha, \qquad (1)$$

$$P\left(F_{(n_1, n_2, \lambda = \lambda_1)} < f_o/H_1\right) = \beta(\lambda), \qquad (2)$$

sendo:

Ho a hipótese de igualdade de efeitos de tratamento (hipótese nula);

H_1 a hipótese de que pelo menos dois tratamentos diferem entre si (hipótese alternativa);

$F_{(n_1, n_2, \lambda)}$ uma variável aleatória com uma função de distribuição de probabilidade F, tendo os parâmetros n_1 (graus de liberdade do numerador), n_2 (graus de liberdade do denominador) e um parâmetro de não-centralidade,

$$\lambda = r \, \frac{\sum_{i=1}^{m} (\bar{\tau}_i - \bar{\tau})^2}{\sigma^2}, \qquad (3)$$

onde,
r = o número de repetições;
m = o número de tratamentos;
$\bar{\tau}_i$ = a média populacional do tratamento i;
$\bar{\tau}$ = a média aritmética dos parâmetros τ_i, e
σ^2 = a variância populacional do erro experimental sobre a mesma unidade experimental em que é expresso τ_i e $\bar{\tau}$.

(Esta forma de λ é aquela adotada pelo Statistical Analysis System Institute Inc. (1981) para o parâmetro de não-centralidade da distribuição F).

f_o é uma constante determinada pela igualdade (1), de modo a atingir um nível de significância específico, α, no teste F, e a função de potência do teste é $1 - \beta(\lambda)$.

Observa-se que λ é uma função de σ^2, que representa a variância entre os erros experimentais de parcelas de x unidades básicas. Estes erros devem ser considerados como os desvios da parcela em relação à média do bloco, quando um tratamento uniforme é usado sobre toda a área experimental (Kempthorne 1975). Assim, a lei empírica de Smith, que relaciona a variância entre parcelas com o seu tamanho em experimentos de uniformidade, pode ser usada para atribuir valores a σ^2.

Segundo Smith (1938),

$$(V_x)_\infty = \frac{(V_1)_\infty}{x^b}, \qquad (4)$$

onde:

$(V_x)_\infty$ = S_x^2/x^2, sendo S_x^2 a variância entre parcelas de x unidades básicas, em um campo infinitamente grande;
$(V_1)_\infty$ = a variância de parcelas constituídas por uma unidade básica, em um campo infinitamente grande;
x = o número de unidades básicas na parcela;
b = o coeficiente de heterogeneidade do solo.

O mesmo autor propõe um fator de correção:

$$f = \frac{m(1 - m^{-b})}{m - 1}, \qquad (5)$$

para a obtenção da variância da média por unidade básica entre parcelas em um campo de m parcelas, de modo que

$$(V_x)_m = (V_x)_\infty f. \qquad (6)$$

Assim, a relação entre a variância do erro experimental σ^2, e o parâmetro S_x^2 pode ser considerada, para fins de natureza prática, como $\sigma^2 = S_x^2 f$. Esta correção foi adotada com o intuito de corrigir a $(V_x)_\infty$ para quando se trabalha em blocos de m parcelas, sendo m igual ao número de tratamentos em um delineamento em blocos completos casualizados.

Para um número específico t de tratamentos e r de repetições, podemos calcular $n_1 = t - 1$ e $n_2 = (t-1)(r-1)$ e, conhecidas as probabilidades de erro α e β que se está disposto a assumir, pode-se calcular o parâmetro λ a partir das equações (1) e (2), e relacioná-lo com (6), da seguinte forma:

$$(V_x)_m = \frac{S_x^2 f}{x^2} = \frac{\sigma^2}{x^2} = \frac{r \sum_i (\bar{\tau}_i - \bar{\tau})^2}{\lambda x^2}. \qquad (7)$$

Esta última fórmula diz que a variância do erro experimental σ^2, adequada às condições (1) e (2), depende de $\sum_i (\tau_i - \tau)^2$. É simples de ver que essa soma de quadrados satisfaz a igualdade

$$D^2 = \frac{1}{t(t-1)} \sum_{i \neq j} \sum (\bar{\tau}_i - \bar{\tau}_j)^2 = \frac{2}{(t-1)} \sum_i (\bar{\tau}_i - \bar{\tau})^2, \qquad (8)$$

e concluir que o parâmetro D representa uma distância média entre os possíveis pares de tratamentos.

Então, de (7) e (8) tem-se que:

$$(V_x)_m = \frac{r D^2 (t-1)}{2 \lambda x^2}. \tag{9}$$

Finalmente, em se expressando D como uma percentagem da média por parcela, ou seja:

$$\delta = \frac{D}{m_1 x} . 100,$$

onde m_1 é a média por unidade básica, e se considerarmos C_1 o coeficiente de variação por unidade básica, isto é, $[(V_1)_\infty / m_1^2]^{1/2}$, de (4), (6) e (9), concluiremos que

$$x = \exp \left\{ [\log 2 f . C_1{}^2 \lambda - \log r \delta^2 (t-1)] / b \right\}. \tag{10}$$

Esta expressão fornece o número de unidades básicas que deve compor a parcela para as condições de α, β, t, r e δ, que sejam de interesse, sendo que este último parâmetro será referenciado, daqui em diante, como simplesmente D.

Eficiência de blocos

Adotou-se o fator f, equação (5), como uma medida da eficiência relativa de blocos de diversos tamanhos em relação a um bloco com um número de tratamento infinitamente elevado, conforme proposto por Smith (1938).

Orientação das parcelas

Neste trabalho, considerou-se como unidade básica 0,64 m^2, ou seja, duas plantas por leira, e as produções assim obtidas constituíram uma tabela de 20 linhas com 40 colunas.

Foram geradas parcelas dos seguintes tipos:

(I) - parcelas crescendo no sentido perpendicular à leira, com quatro fileiras por parcela;
(II) - parcelas crescendo no sentido perpendicular à leira, com duas fileiras por parcela;
(III) - parcelas crescendo no sentido da leira, com duas leiras por parcela;
(IV) - parcelas crescendo no sentido da leira, com uma leira por parcela.

Para cada um destes tipos foi estimado o coeficiente de heterogeneidade do solo, expressando-se a equação (4) como uma regressão linear do tipo:

$$\log (V_x)_{n/x} = \log (V_1)_n - b \log x, \tag{11}$$

onde: $(V_x)_{n/x}$ denota que V_x é medida sobre n/x parcelas de x unidades básicas, em um campo com n unidades básicas.

O método de estimação usado foi aquele descrito por Hatheway & Williams (1958).

Para obtenção da matriz de peso adotada nesse método, considerou-se a estrutura aninhada que deu origem aos diferentes tamanhos de parcela para cada um dos tipos considerados.

Detalhes sobre o cálculo da estimativa de b podem ser obtidos em Cordeiro et al. (1982).

Distribuição da variável peso de raiz

Para cada um dos tamanhos de parcela gerados, nas formas enumeradas anteriormente, foram obtidas estatísticas descritivas e teste para a hipótese de que as observações sejam provenientes de uma distribuição normal (estatística D de Kolmogorov-Smirnov).

Tamanho de parcela - aplicação

Os tamanhos de parcela foram obtidos a partir de (10), fixando α em 0,05 e tomando diversas combinações de: número de tratamentos (t); número de blocos ao acaso (r); níveis de β, e distância média entre possíveis pares de tratamentos expressa em percentagem da média por parcela (D). Os resultados apresentados correspondem ao tipo (IV) de parcela, crescendo no sentido da leira, com uma leira por parcela. Foram utilizadas as facilidades computacionais oferecidas pelo Statistical Analysis System Institute Inc. 1981, através das funções: FINV, que fornece os valores de F em função de (α, n_1, n_2, λ), e da FNONCT, que fornece λ em função de (f_0, n_1, n_2, β).

RESULTADOS

A produção média por unidade básica foi de 1.229,9 g e o coeficiente de variação em relação à unidade básica foi de 25,09%. Os coeficientes de heterogeneidade do solo para os diversos tipos de parcela são apresentados na Tabela 1 e foram obtidos a partir das variâncias apresentadas na Tabela 2.

Os desvios da regressão, equação (11), podem ser testados avaliando-se assim a validade da equação (4). Neste trabalho foram observados desvios significativos somente para o tipo III de parcela. Uma possível explicação pode estar nos tamanhos de parcelas usados cujo tamanho máximo de 80 unidades básicas já representa 1/10 do total, e neste caso a equação (4) já não é adequada (Smith 1938).

A amplitude de variação das estimativas de b foi aparentemente pequena, mas não foi adotado nenhum critério estatístico para testar a hipótese referente à igualdade dos b's para as diversas

TABELA 1. Estimativas dos coeficientes de heterogeneidade do solo para peso de raízes.

Tipo de parcela	$\hat{b}$	Intervalo de confiança aproximado (0,95)	Desvios de regressão χ^2 (n - 2)
I	0,695	b ± 0,10	NS
II	0,747	b ± 0,10	NS
III	0,674	b ± 0,12	* *
IV	0,644	b ± 0,10	NS

TABELA 2. Variâncias e coeficientes de variação nos diversos tipos de parcela para peso de raízes.

Tipo de parcela	x	$(V_x)_{n/x}$ *	G.L.	C.V.
I	40	7278,5	19	6,93
	20	11675,15	39	8,78
	10	20692,77	79	11,69
	2	57834,50	399	19,55
II	20	9401,6	39	7,88
	10	16666,68	79	10,49
	5	29071,6	159	13,89
III	80	4801,06	9	5,63
	40	9453,68	19	7,90
	20	14072,85	39	9,64
	10	21944,36	79	12,04
	2	50169,0	399	18,21
IV	40	7187,65	19	6,89
	20	14489,75	39	9,78
	10	21475,4	79	11,91
	5	34381	159	15,07

* n = 800

formas de parcela estudadas, porque estas estimativas foram geradas sobre as mesmas observações. Mesmo assim, preferiu-se concluir que a correlação entre unidades básicas próximas, à qual o coeficiente de heterogeneidade do solo está inversamente correlacionado (Oliveira 1976) parece ser mais elevada para as parcelas no sentido da leira, cortando a maior declividade (III e IV), do que para aquelas no sentido perpendicular à leira, que acompanham a maior declividade (I e II).

Dentre os dois tipos de parcela que parecem mais razoáveis entre aqueles estudados, a parcela tipo IV é a que tem um formato semelhante àquele adotado na prática e para o qual os desvios da regressão foram não-significativos. Assim, os resultados para tamanho de parcela foram obtidos somente para este tipo.

Estes resultados são apresentados na Tabela 3, em função dos vários parâmetros considerados, inclusive D. Para este parâmetro, coloca-se, na tentativa de tornar a idéia de distância média entre os possíveis pares de tratamento mais próxima da experiência do pesquisador, a seguinte relação: inicialmente suponha-se que o pesquisador está de todo despreparado para formalizar D; mas ele supõe que a diferença expressa como um percentual em relação a média entre os tratamentos extremos seja D_m. É demonstrável, então,que

$$\sum_i (t_i - \bar{t})^2 > \frac{D_m^2}{2}.$$

Sabe-se, por (8), que $\sum_i (t_i - \bar{t})^2 = D^2 \dfrac{(t-1)}{2}$.

Assim, $D^2 > \dfrac{D_m^2}{(t-1)}$.

Esta desigualdade indica ao pesquisador apenas que ele não precisa escolher valores de D menores que aqueles assumidos pelo valor positivo do limite acima definido. Nota-se que este limite, considerando D_m constante, diminui quando o número de tratamentos cresce. Assim, nestas condições para valores maiores de t, valores menores de D devem ser considerados ao usar a Tabela 3.

TABELA 3. Tamanhos de parcela tipo (IV) em unidades básicas, $\alpha = 0,05$ e diversas combinações de β, D, t e r.

t	r	D	$\beta = 0,20$	$\beta = 0,30$
4	4	5	520	368
		7,5	148	105
		10	60	43
		12,5	30	21
		15	17	12
		17,5	11	8
		20	7	5
	5	5	309	220
		7,5	88	62
		10	36	26
		12,5	18	13
		15	10	7
		17,5	6	4
		20	4	3
	6	5	210	150
		7,5	60	42
		10	24	17
		12,5	12	9
		15	7	5
		17,5	4	3
		20	3	2
8	3	5	383	279
		7,5	108	79
		10	44	32
		12,5	22	16
		15	13	9
		17,5	9	6
		20	5	4
	4	5	195	143
		7,5	55	40
		10	23	17
		12,5	11	8
		15	6	5
		17,5	4	3
		20	3	2

TABELA 3. Continuação.

t	r	D	$\beta = 0,20$	$\beta = 0,30$
	5	5	123	90
		7,5	35	26
		10	14	10
		12,5	7	5
		15	4	3
		17,5	3	2
		20	2	1
	6	5	86	63
		7,5	24	18
		10	10	7
		12,5	5	4
		15	3	2
		17,5	2	1
		20	1	1
12	3	5	231	170
		7,5	65	48
		10	27	20
		12,5	13	10
		15	8	6
		17,5	5	3
		20	3	2
	4	5	121	90
		7,5	35	26
		10	14	10
		12,5	7	5
		15	4	3
		17,5	3	2
		20	2	1
	5	5	78	58
		7,5	22	16
		10	9	7
		12,5	5	3
		15	3	2
		17,5	2	1
		20	1	1
	6	5	55	41
		7,5	16	12
		10	7	5
		12,5	3	2
		15	2	1
		17,5	1	1
		20	1	1
16	3	5	166	124
		7,5	47	35
		10	19	14
		12,5	10	7
		15	5	4

TABELA 3. Continuação.

t	r	D	β = 0,20	β = 0,30
		17,5	3	3
		20	2	2
	4	5	89	67
		7,5	25	19
		10	10	8
		12,5	5	4
		15	3	2
		17,5	2	1
		20	1	1
	5	5	58	43
		7,5	16	12
		10	7	5
		12,5	3	3
		15	2	1
		17,5	1	1
		20	1	1
	6	5	41	31
		7,5	12	9
		10	5	4
		12,5	2	2
		15	1	1
		17,5	1	1
		20	1	1
20	3	5	130	98
		7,5	37	28
		10	15	11
		12,5	8	6
		15	4	3
		17,5	3	2
		20	2	1
	4	5	71	53
		7,5	20	15
		10	8	6
		12,5	4	3
		15	2	2
		17,5	1	1
		20	1	1
	5	5	46	35
		7,5	13	10
		10	5	4
		12,5	3	2
		15	2	1
		17,5	1	1
		20	1	1
	6	5	33	25
		7,5	9	7

TABELA 3. Continuação.

t	r	D	β = 0,20	β = 0,30
		10	4	3
		12,5	2	1
		15	1	1
		17,5	1	1
		20	1	1

Os resultados mostram que médias de diferenças em torno de 5% exigem experimentos de tamanho inviável na prática. De um modo geral, parcelas de tamanho grande indicam que a precisão e riscos estabelecidos pelo pesquisador não são compatíveis com o número de repetições que ele está disposto a usar; ampliando este número, ele encontrará tamanhos de parcela e ainda assim experimentos com menor número de plantas.

Testes mais potentes (menor β) implicam o uso de parcelas maiores, considerando-se uma mesma combinação de fatores. Se o pesquisador deseja uma probabilidade de 0,80 de não aceitar a hipótese de homogeneidade se houver diferenças entre tratamentos (β = 0,20), especificados os demais fatores, ele deverá trabalhar com parcelas maiores do que aquelas necessárias para o caso da referida probabilidade ser de 0,70, por exemplo. Scheffé (1959) sugere que no delineamento de experimentos sejam analisadas tabelas de potência para diferentes números de repetições e hipóteses alternativas, pois pode ser necessário baixar a potência, ou aumentar D, quando possível, para trabalhar a uma dada potência, de modo a obter-se tamanhos de experimentos viáveis.

O aumento no número de tratamentos, mantidos constantes os demais fatores, exige parcelas menores. Na prática, observa-se a tendência do pesquisador de, ao aumentar o número de tratamentos, também diminuir o número de repetições, tendo, geralmente, com referência à informação de natureza teórica, que experimentos com mais de 20 graus de liberdade para o erro oferecem boas estimativas da variância do erro; no entanto, isto não implica que a precisão do experimento seja adequada aos interesses do pesquisador. Um número adequado de repetições deve ser igualmente considerado.

Os resultados obtidos seriam exatos desde que se assumissem as estimativas dos coeficientes de heterogeneidade do solo e de variância por unidade básica como valores paramétricos.

Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram que o formato do bloco influencia sua eficiência. Assim, blocos no sentido da maior declividade (tipo I e II), como era esperado, apresentam uma eficiência menor que aqueles no sentido da curva de nível (tipo III e IV). Os arranjos de parcela e bloco tipo IV são aqueles com melhor eficiência e, segundo estes resultados, blocos com seis tratamentos são 22% mais eficientes que blocos com um número infinitamente elevado de tratamentos. A partir de blocos com 20 tratamentos, esta eficiência é relativamente baixa.

TABELA 4. Eficiência relativa de blocos de vários tamanhos em relação a um bloco de tamanho infinitamente grande, para peso de raízes.

Tipo de parcela	Nº de parcelas por blocos			
	30	20	10	6
I	1,07	1,08	1,13	1,17
II	1,05	1,06	1,10	1,13
III	1,08	1,10	1,14	1,19
IV	1,09	1,11	1,16	1,22

A distribuição do peso de raízes para os diversos tipos e tamanhos de parcela estudados pode ser aproximada pela distribuição normal a partir de unidades amostrais de dez a quinze plantas. Esta referência é de utilidade para o caso em que as condições desejadas pelo pesquisador permitam o uso de parcelas menores que este valor, mas que deverão, pois, ser evitadas.

CONCLUSÕES

1. O uso racional das unidades básicas disponíveis para a instalação de um experimento deve ser considerado com bastante critério. Parcelas de tamanho elevado em detrimento do número de repetição devem ser evitadas.

2. Pelo exame dos resultados obtidos, um pesquisador pode surpreender-se com a amplitude de variação que o tamanho de uma parcela pode assumir. Em algumas condições, parcelas demasiado pequenas poderiam ser utilizadas, no entanto, é certo que na maioria das vezes devem ser evitadas, por problemas de ordem prática, como: acentuada variação relativa no "stand" final, ou, mesmo, perda de parcela. Em outras condições, parcelas demasiado grandes são exigidas, sendo que, neste caso, uma melhor alocação das unidades básicas adotando um maior número de repetições resolverá o problema, na maioria dos casos.

3. Em qualquer situação, no entanto, a utilidade deste tipo de trabalho está ao nível de referência para algumas das decisões que devem ser tomadas quando do planejamento de experimentos.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Dr. Pedro Ferreira Rossi pela criteriosa revisão e sugestões oferecidas.

REFERÊNCIAS

CORDEIRO, C.M.T.; MIRANDA, J.E.C. de & CAMPOS, J. Tamanho de parcelas e número de repetições em experimentos de batata (*Solanum tuberosum* L.). Pesq. agropec. bras., Brasília, 17(9):1341-8, set. 1982.

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.

KEMPTHORNE, O. The design and analysis of experiments. In: ————. Randomization tests. Huntington, Robert E. Krieger, 1975. p.128-30.

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

STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM INSTITUTE INC., Cary, USA. SAS 79.5 supplemental procedures. Cary, 1981. n.p. (SAS Technical Report S-120x).

SCHEFFE, J. The analysis of variance. New York, John Wiley, 1959. 477p.

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