# TAMANHO ÓTIMO DE PARCELAS PARA EXPERIMENTOS DE CAMPO COM CAJUEIRO-ANÃO PRECOCE[1]

ADROALDO GUIMARÃES ROSSETTI[2], LEVI DE MOURA BARROS[3] e JOSÉ INÁCIO LINO DE ALMEIDA[4]

RESUMO - Este trabalho foi realizado com o objetivo de estimar o tamanho ótimo de parcelas para experimentos de campo com cajueiro-anão precoce (*Anacardium occidentale* L.). Baseou-se em dados de cinco anos de produção de quatro clones e de um plantio por sementes, através das variáveis peso de castanha (PC) e número de castanhas (NC). O tamanho ótimo da parcela foi estimado pelo método do coeficiente de correlação intraclasse ($\rho$), com os resultados permitindo recomendar parcelas de quatro a seis plantas úteis, em duas fileiras, quer com meia bordadura (b=1/2), quer com bordadura simples (b=1) entre elas. Parcelas lineares, com meia bordadura ou bordadura simples, devem ter de três a quatro plantas úteis. As parcelas de experimentos com plantas propagadas por semente, além de grande número de plantas úteis, exigem maior número de repetições. Nos experimentos de campo, quanto menor a parcela, maior deve ser o número de repetições. Porém, mesmo com maior número de repetições, os experimentos com parcelas pequenas permitem redução da área experimental, sem prejuízo de sua precisão.

Termos para indexação: coeficiente de correlação intraclasse, bordadura, repetições, variância da média de um tratamento.

## OPTIMUM PLOT SIZE FOR FIELD EXPERIMENTS ON PRECOCIOUS DWARF CASHEW TREE

ABSTRACT - This study was carried out with the objective of obtaining information on the plot size for field experiments with dwarf cashew tree (*Anacardium occidentale* L.). Data were obtained from seed propagated plants as well as from clonal plants, during a five-year productive period. Optimum plot size was determined by using the intraclass coefficient of correlation ($\rho$). Based on both production variables, number and weight of mature nuts, the authors recommended plots with four to six plants in two test rows, either with one half guard row (b=1/2) or with a complete guard row (b=1). Linear plots with a half guard row or a complete guard row should have either three or four plants. Experiments with seed propagated plants demand larger plots and a higher number of replications. For field experiments, if small plots are to be used, the number of replications should be increased. However, even with more replications, trials using small plots allow a considerable reduction in the experimental area, without reducing experimental precision.

Index terms: intraclass correlation coefficient, guard rows, replications, variance of treatment mean.

## INTRODUÇÃO

Os experimentos de campo com cajueiro têm, geralmente, parcelas muito grandes, o que constitui, de acordo com Rossetti (1994), sério problema, pois dependendo do número de tratamentos, do delineamento e do número de repetições adotados, a área experimental cresce demasiadamente, dificultando o manejo e a obtenção de resultados precisos e confiáveis. Há necessidade, pois, da definição e emprego de métodos estatísticos sólidos para que sejam evitados resultados duvidosos. Para tanto, o tamanho e a forma da unidade experimental ou parcela têm grande importância, pois é na parcela que são estimados os efeitos dos tratamentos. Para Pearce (1975), a fim de economizar terreno usam-se parcelas pequenas, e para economizar trabalho especializa-

[1] Aceito para publicação em 23 de julho de 1996.

[2] Matemático, M.Sc., Embrapa-Centro Nacional de Pesquisa de Agroindústria Tropical (CNPAT), Caixa Postal 3761, CEP 60060-510 Fortaleza, CE.

[3] Eng. Agr., Dr., Embrapa - CNPAT

[4] Eng. Téc. Agropecuário, B.Sc. em Agronomia, Empresa de Pesquisa Agropecuária do Ceará (EPACE), Av. Rui Barbosa, 1246, CEP 60115-221 Fortaleza, CE.

do usam-se parcelas grandes. Para esta afirmativa, esse autor não considerou a variabilidade dentro da parcela, fator importantíssimo na precisão das estimativas dos efeitos de tratamentos. Parcelas muito grandes ou muito pequenas podem conduzir a estimativas viesadas dos efeitos de tratamentos. Alguns autores, entre eles Cochran & Cox (1957), Rampton & Petersen (1962), Rossetti & Pimentel-Gomes (1983), Rossetti et al. (1986) e Pimentel-Gomes (1987), enfatizam que o uso de parcelas grandes tem sido associado com a adoção de poucas repetições, o que é um risco para a precisão experimental, pois quanto maior o número de repetições, maior a precisão, uma vez que o aumento do número de graus de liberdade do resíduo assegura sempre estimativas fidedignas dos efeitos dos tratamentos.

Vários métodos têm sido propostos para estimar o tamanho ótimo da parcela para culturas perenes, parecendo mais adequado o apresentado por Pimentel-Gomes (1984), que usa o coeficiente de correlação intraclasse $\rho$, estimado experimentalmente, considera as bordaduras, e define como tamanho ótimo da parcela o número de plantas úteis k, que minimiza a variância da média de cada tratamento para um número fixo de plantas por tratamento. Lin & Binns (1984) também usaram essa estatística para o mesmo fim, porém para plantas não-arbóreas. Os autores basearam a discussão no coeficiente de variação, no parâmetro b proposto por Smith (1938), e no método de Koch & Rigney (1951), para estimar b; não consideraram as bordaduras nem a variação dentro das parcelas. Rossetti & Pimentel-Gomes (1987), considerando a correlação entre plantas de parcelas vizinhas - fato que freqüentemente ocorre na prática, sobretudo quando as variâncias são estimadas a partir dos mesmos dados -, generalizaram o método do coeficiente de correlação intraclasse $\rho$, proposto por Pimentel-Gomes (1984), consideraram o tipo de bordadura e o número de fileiras de plantio utilizados na formação da parcela experimental, e estimaram, em função desses parâmetros, o número k de plantas úteis e os demais componentes.

Este trabalho foi realizado com o objetivo de estimar o número ótimo de plantas por parcela, em experimentos de campo com cajueiro-anão precoce, em função do tipo de bordadura e do número de fileiras de plantio que minimize a área experimental, com vistas a aumentar a precisão dos resultados obtidos.

## MATERIAL E MÉTODOS

Para a realização do presente trabalho, foram utilizados dados de cinco anos de produção (1988 a 1992) proveniente de quatro clones, e de plantas propagadas por semente de cajueiro-anão precoce, coletados no Campo Experimental de Pacajus, CE. Em ambos os casos, o plantio foi efetuado em 1982, em espaçamento de 7 m x 7 m, sem nenhum delineamento experimental. O local de plantio apresenta, conforme Pinheiro (1994), as seguintes características: areias quartzosas, de textura média e baixa fertilidade natural, bem drenadas, topografia plana, altitude de 60 m, clima quente e subúmido, com precipitação média anual de 1.042 mm, temperatura média de 26°C, e 81% de umidade relativa média. Os dados foram coletados de plantas individuais, de quatro fileiras de plantio, onde se formaram duas parcelas de quatro plantas cada uma, numa estrutura hierárquica, ajustando-se, no caso dos quatro clones, estudados em conjunto, ao modelo estatístico:

$$Y_{ijlt} = m + c_i + f_{ij} + p_{ijl} + k_{ijlt}\,.$$

Para cada clone individualmente e para o material propagado por semente, os dados foram ajustados ao modelo:

$$Y_{jlt} = m + f_j + p_{jl} + k_{jlt},$$

onde:

m é a média geral;

$c_i$, o i-ésimo clone (i = 1,2,3,4);

$f_{ij}$, a j-ésima fileira dentro do i-ésimo clone (j = 1,2,3,4);

$p_{ijl}$, a l-ésima parcela, dentro da j-ésima fileira, do i-ésimo clone (l = 1,2), e

$k_{ijlt}$, a t-ésima planta dentro da l-ésima parcela, e da j-ésima fileira do i-ésimo clone (t = 1,2,3,4), dando origem aos esquemas de análises de variância apresentados nas Tabelas 1 e 2, respectivamente. Analisaram-se os dados de produção das variáveis peso de castanha (PC) e número de castanha (NC), usando o método do coeficiente de correlação intraclasse $\rho$, apresentada por Rossetti & Pimentel-Gomes (1987), cuja vantagem é ser uma estatística de variação bem conhecida, além de levar em conta os tipos de bordadura e o número de fileiras de plantio que constituem as parcelas.

**TABELA 1. Esquema da análise de variância dos dados de produção dos quatro clones, segundo um modelo hierárquico com quatro fatores.**

| Fonte de variação | GL | QM | E(QM) |
|---|---|---|---|
| Clone (c) | (c - 1) | - | - |
| Fileira / clone(f) | c (f - 1) | - | - |
| Parcela / fileira (p) | cf (p - 1) | $V_1$ | $\sigma^2 [1 + (k - 1) \hat{\rho}]$ |
| Planta / parcela (k) | cfp (k - 1) | $V_2$ | $\sigma^2 (1 - \hat{\rho})$ |

**TABELA 2. Esquema da análise de variância dos dados de produção de cada clone e do material propagado por semente, segundo um modelo hierárquico com três fatores.**

| Fonte de variação | GL | QM | E(QM) |
|---|---|---|---|
| Fileira | (f - 1) | - | - |
| Parcela / fileira | f (p - 1) | $V_1$ | $\sigma^2 [1 + (k - 1) \hat{\rho}]$ |
| Planta / parcela | f p (k - 1) | $V_2$ | $\sigma^2 (1 - \hat{\rho})$ |

A partir das Tabelas 1 e 2, obtém-se um estimador do coeficiente de correlação intraclasse ρ, pela relação:

$$\hat{\rho} = \frac{V_1 - V_2}{V_1 + (k - 1)\, V_2}, \quad (k > 1),$$

onde:

$V_1$ é a estimativa da variância relativa a parcelas dentro de fileiras, dentro de clones,

$V_2$, a estimativa da variância relativa às plantas dentro de parcelas;

k é o número de plantas úteis por parcela;

Sendo $V_1$ e $V_2$ positivos, $-1/(k - 1) < \hat{\rho} < 1$ e $k > 1$. Para $\hat{\rho}$ fixado, o coeficiente de variação (CV) do experimento é obtido por:

$$CV = \frac{100\sigma}{km} \sqrt{1 + (k-1)\hat{\rho}}\,,$$

onde a média de plantas m é uma função decrescente de k, tal que o valor máximo de (CV) ocorre para k = 1. O erro-padrão de $\hat{\rho}$ é obtido pelas expressões:

$$V(\hat{\rho}) = \frac{2(1 - \hat{\rho})^2\,[1 + (k-1)\hat{\rho}]^2}{k^2}\left[\frac{1}{n_1 + 2} + \frac{1}{n_2 + 2}\right] \text{ e}$$

$$s(\hat{\rho}) = \sqrt{V(\hat{\rho})}\,,$$

onde:

$n_1$ e $n_2$ são os números de graus de liberdade de $V_1$ e $V_2$, respectivamente.

Nas Tabelas 3 e 4 encontram-se os quadrados médios utilizados para o cálculo de $\hat{\rho}$, para as variáveis estudadas.

Se um tratamento inclui N plantas, em r repetições, com parcelas de k plantas em n fileiras, demonstra-se que a mínima variância da média de um tratamento $V(\hat{m})$, para um número n fixo e $\hat{\rho} > 0$, ocorre para:

$$k = \sqrt{\frac{2bn(1-\hat{\rho})}{\hat{\rho}}}, \quad \hat{\rho} > 0,$$

onde:

b representa o tipo de bordadura (b = 1/2, b = 1 e b = 2, respectivamente, para meia bordadura, bordadura simples ou bordadura dupla);

n é o número de fileiras úteis da parcela e

k, múltiplo de n.

Analogamente, o número total de plantas por parcela é estimado pela expressão:

$$K = (n + 2b)\left(\frac{k}{n} + 2b\right), \quad n > 1$$

cujos valores para as variáveis estudadas estão nas Tabelas 5, 6, e 7.

O mais importante, porém, é reduzir a variância da média de cada tratamento. Essa variância, para um experimento com parcelas de k plantas úteis em n fileiras, com N plantas por tratamento (N constante), é estimada por:

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{N}\left(1 + \frac{2b}{n}\right)\left(1 + \frac{2bn}{k}\right)[1 + (k-1)\,\hat{\rho}],$$

$$k > 1 \text{ e } \hat{\rho} > 0.$$

**TABELA 3. Análise de variância dos dados de produção, do peso de castanha (PC) em kg, e do número de castanha (NC), de quatro clones de cajueiro-anão precoce (CCP 1001, CCP 76, CCP 09 e CCP 06). Fortaleza, CE, 1988/1992.**

| Fonte de variação | GL | QM | | E (QM) |
|---|---|---|---|---|
| | | PC | NC | |
| Clone | 3 | 16,1331 | 13,0740 | - |
| Fileira / clone | 12 | 14,0953 | 12,3121 | - |
| Parcela / fileira | 16 | 12,9333 | 11,7981 | $\sigma^2 (1 + 3\hat{\rho})$ |
| Planta / parcela | 96 | 8,1137 | 8,2097 | $\sigma^2 (1 - \hat{\rho})$ |
| $\hat{\rho}$ | | 0,1293 | 0,0985 | - |

**TABELA 4. Análise de variância dos dados de produção do peso de castanha (PC) em kg, e do número de castanha (NC) de cada um dos clones estudados (CCP 1001, CCP 76, CCP 09 e CCP 06). Fortaleza, CE, 1988/1992.**

| Fonte de variação | GL | QM | | | | | | | | E (QM) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | PC | | | | NC | | | | |
| | | 1001 | 76 | 09 | 06 | 1001 | 76 | 09 | 06 | |
| Fileira | 3 | 0,9004 | 2,3061 | 3,1884 | 6,2341 | 0,8506 | 2,9873 | 4,8002 | 2,1113 | - |
| Parcela/fileira | 4 | 0,8482 | 1,4692 | 3,0483 | 5,4237 | 0,7894 | 2,3047 | 4,3104 | 1,8117 | $\sigma^2 (1 + \hat{\rho})$ |
| Planta/parcela | 24 | 0,5208 | 0,9670 | 1,9646 | 3,4469 | 0,5497 | 1,5433 | 2,8620 | 1,2185 | $\sigma^2 (1 - \hat{\rho})$ |
| $\hat{\rho}$ | | 0,1358 | 0,1149 | 0,1212 | 0,1254 | 0,0983 | 0,1098 | 0,1123 | 0,1085 | - |

**TABELA 5. Estimativas do coeficiente de correlação intraclasse ($\hat{\rho}$), do número de plantas úteis por parcela (k), da variância da média de um tratamento [V( $\hat{m}$ )], do número total de plantas por parcelas (K), formadas de uma a quatro fileiras de plantio, considerando-se o uso de meia bordadura (b = 1/2), das variáveis de produção de cajueiro-anão precoce, peso de castanha (PC) e número de castanha (NC), dos quatro clones, quando estudados em conjunto, e de clone separadamente. Fortaleza, CE, 1988/1992.**

| Variáveis | $\hat{\rho}$ | Tamanho e variância da parcela[1] | Meia bordadura b = 1 / 2 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1 fileira | 2 fileiras | 3 fileiras | 4 fileiras |
| | | k | 2 ou 3 | 4 | 9 | 16 |
| PC: 4 clones | 0,1293 | V( $\hat{m}$ ) | 3,39 ou 3,36 | 3,12 | 3,62 | 4,59 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 | 16 | 25 |
| | | k | 3 ou 4 | 4 ou 6 | 9 | 16 |
| NC: 4 clones | 0,0985 | V ( $\hat{m}$ ) | 3,19 ou 3,24 | 2,91 ou 2,99 | 3,18 | 3,87 |
| | | K | 8 ou 10 | 9 ou 12 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 | 9 | 16 |
| PC: CCP 1001 | 0,1358 | V( $\hat{m}$ ) | 3,41 ou 3,39 | 3,17 | 3,71 | 4,75 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 | 9 | 16 |
| PC: CCP 76 | 0,1149 | V( $\hat{m}$ ) | 3,34 ou 3,28 | 3,02 | 3,41 | 4,25 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 | 9 | 16 |
| PC: CCP 09 | 0,1212 | V( $\hat{m}$ ) | 3,36 ou 3,31 | 3,07 | 3,50 | 4,40 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 | 9 | 16 |
| PC: CCP 06 | 0,1254 | V( $\hat{m}$ ) | 3,38 ou 3,34 | 3,10 | 3,56 | 4,50 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 | 16 | 25 |
| | | k | 3 ou 4 | 4 ou 6 | 9 | 16 |
| NC: CCP 1001 | 0,0983 | V( $\hat{m}$ ) | 3,19 ou 3,24 | 2,91 ou 2,98 | 3,17 | 3,87 |
| | | K | 8 ou 10 | 9 ou 12 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 ou 6 | 9 | 16 |
| NC: CCP 76 | 0,1098 | V( $\hat{m}$ ) | 3,33 ou 3,25 | 2,99 ou 3,10 | 3,34 | 4,13 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 ou 12 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 | 9 | 16 |
| NC: CCP 09 | 0,1123 | V( $\hat{m}$ ) | 3,34 ou 3,26 | 3,01 | 3,37 | 4,19 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 | 16 | 25 |
| | | k | 2 ou 3 | 4 ou 6 | 9 | 16 |
| NC: CCP 06 | 0,1085 | V( $\hat{m}$ ) | 3,32 ou 3,24 | 2,98 ou 3,08 | 3,32 | 4,10 |
| | | K | 6 ou 8 | 9 ou 12 | 16 | 25 |

[1] Todos os valores de V( $\hat{m}$ ) devem ser multiplicados pela constante $\sigma^2/N$.

**TABELA 6. Estimativas do coeficiente de correlação intraclasse ($\hat{\rho}$), do número de plantas úteis por parcela (k), da variância da média de um tratamento [V($\hat{m}$)], do número total de plantas por parcelas (K), formadas de uma a quatro fileiras de plantio, considerando-se o uso de bordadura simples ou completa (b = 1), das variáveis de produção de cajueiro-anão precoce peso de castanha (PC) e número de castanha (NC), dos quatro clones, quando estudados em conjunto, e de cada clone separadamente. Fortaleza, CE, 1988/1992.**

| Variáveis | $\hat{\rho}$ | Tamanho e variância da parcela[1] | Bordadura simples ou completa b = 1 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1 fileira | 2 fileiras | 3 fileiras | 4 fileiras |
| | | k | 3 ou 4 | 4 ou 6 | 9 | 16 |
| PC: 4 clones | 0,1293 | V($\hat{m}$) | 6,29 ou 6,24 | 5,55 ou 5,49 | 5,65 | 6,61 |
| | | K | 15 ou 18 | 16 ou 20 | 25 | 36 |
| | | k | 4 ou 5 | 6 ou 8 | 9 | 16 |
| NC: 4 clones | 0,0985 | V($\hat{m}$) | 5,83 ou 5,85 | 4,98 ou 5,07 | 4,97 | 5,57 |
| | | K | 18 ou 21 | 20 ou 24 | 25 | 36 |
| | | k | 3 ou 4 | 6 | 9 | 16 |
| PC: CCP 1001 | 0,1358 | V($\hat{m}$) | 6,36 ou 6,33 | 5,60 | 5,79 | 6,83 |
| | | K | 15 ou 18 | 20 | 25 | 36 |
| | | k | 3 ou 4 | 6 | 9 | 16 |
| PC: CCP 76 | 0,1149 | V($\hat{m}$) | 6,15 ou 6,05 | 5,25 | 5,33 | 6,13 |
| | | K | 15 ou 18 | 20 | 25 | 36 |
| | | k | 3 ou 4 | 6 | 9 | 16 |
| PC: CCP 09 | 0,1212 | V($\hat{m}$) | 6,21 ou 6,14 | 5,35 | 5,47 | 6,34 |
| | | K | 15 ou 18 | 20 | 25 | 36 |
| | | k | 3 ou 4 | 6 | 9 | 16 |
| PC: CCP 06 | 0,1254 | V($\hat{m}$) | 6,25 ou 6,19 | 5,42 | 5,56 | 6,48 |
| | | K | 15 ou 18 | 20 | 25 | 36 |
| | | k | 4 ou 5 | 6 ou 8 | 9 | 16 |
| NC: CCP 1001 | 0,0983 | V($\hat{m}$) | 5,83 ou 5,85 | 4,97 ou 5,06 | 4,96 | 5,57 |
| | | K | 18 ou 21 | 20 ou 24 | 25 | 36 |
| | | k | 4 ou 5 | 6 | 9 | 16 |
| NC: CCP 76 | 0,1098 | V($\hat{m}$) | 5,98 ou 6,04 | 5,16 | 5,22 | 5,96 |
| | | K | 18 ou 21 | 20 | 25 | 36 |
| | | k | 3 ou 4 | 6 | 9 | 16 |
| NC: CCP 09 | 0,1123 | V($\hat{m}$) | 6,12 ou 6,02 | 5,20 | 5,27 | 6,04 |
| | | K | 15 ou 18 | 20 | 25 | 36 |
| | | k | 4 ou 5 | 6 | 9 | 16 |
| NC: CCP 06 | 0,1085 | V($\hat{m}$) | 5,96 ou 6,02 | 5,14 | 5,19 | 5,91 |
| | | K | 18 ou 21 | 20 | 25 | 36 |

[1] Todos os valores de V($\hat{m}$) devem ser multiplicados pela constante $\sigma^2/N$.

Note-se que, para parcelas de k plantas úteis em n fileiras, o mínimo da variância V($\hat{m}$) ocorre para $k = n^2$, e portanto, o número de fileiras úteis por parcela é obtido por:

$$n = \sqrt[3]{\frac{2b(1-\hat{\rho})}{\hat{\rho}}}, \quad \hat{\rho} > 0.$$

Entretanto, condições práticas levam, muitas vezes, ao emprego de parcelas retangulares, isto é, $n^2 < k$. Neste caso, é importante que a configuração adotada não difira muito da forma quadrada, pois parcelas retangulares e parcelas lineares muito compridas têm, em geral, maior variância V($\hat{m}$) do que parcelas quadradas ou de forma próxima destas. Além disso, o uso de bordaduras entre as parcelas aumenta muito o número de plantas e, conseqüentemente, a área experimental.

**TABELA 7. Estimativas do coeficiente de correlação intraclasse ($\hat{\rho}$), do número de plantas úteis por parcela (k), da variância da média de um tratamento [V($\hat{m}$)], do número total de plantas por parcelas (K), formadas de uma a quatro fileiras de plantio, considerando-se o uso de bordadura dupla (b = 2), das variáveis de produção de cajueiro-anão precoce, peso de castanha (PC) e número de castanha (NC), dos quatro clones, quando estudados em conjunto, e de cada clone separadamente. Fortaleza, CE, 1988/1992.**

| Variáveis | $\hat{\rho}$ | Tamanho e variância da parcela[1] | Bordadura dupla b = 2 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1 fileira | 2 fileiras | 3 fileiras | 4 fileiras |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 | 16 |
| PC: 4 clones | 0,1293 | V($\hat{m}$) | 13,65 ou 13,72 | 11,43 | 11,08 | 11,76 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 | 64 |
| | | k | 6 ou 7 | 8 ou 10 | 12 | 16 |
| NC: 4 clones | 0,0985 | V($\hat{m}$) | 12,44 ou 12,50 | 10,14 ou 10,19 | 9,72 | 9,91 |
| | | K | 50 ou 55 | 48 ou 54 | 56 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 | 16 |
| PC: CCP 1001 | 0,1358 | V($\hat{m}$) | 13,89 ou 13,99 | 11,70 | 11,36 | 12,15 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 ou 12 | 16 |
| PC: CCP 76 | 0,1149 | V($\hat{m}$) | 13,14 ou 13,12 | 10,82 | 10,45 ou 10,56 | 10,89 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 ou 56 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 ou 12 | 16 |
| PC: CCP 09 | 0,1212 | V($\hat{m}$) | 13,36 ou 13,38 | 11,09 | 10,72 ou 10,89 | 11,27 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 ou 56 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 ou 12 | 16 |
| PC: CCP 06 | 0,1254 | V($\hat{m}$) | 13,51 ou 13,56 | 11,27 | 10,91 ou 11,10 | 11,52 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 ou 56 | 64 |
| | | k | 6 ou 7 | 8 | 12 | 16 |
| NC: CCP 1001 | 0,0983 | V($\hat{m}$) | 12,43 ou 12,49 | 10,13 | 9,71 | 9,90 |
| | | K | 50 ou 55 | 48 | 56 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 ou 10 | 9 ou 12 | 16 |
| NC: CCP 76 | 0,1098 | V($\hat{m}$) | 12,95 ou 12,91 | 10,61 ou 10,74 | 10,23 ou 10,30 | 10,59 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 ou 54 | 49 ou 56 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 ou 12 | 16 |
| NC: CCP 09 | 0,1123 | V($\hat{m}$) | 13,04 ou 13,01 | 10,72 | 10,33 ou 10,43 | 10,74 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 ou 56 | 64 |
| | | k | 5 ou 6 | 8 | 9 ou 12 | 16 |
| NC: CCP 06 | 0,1085 | V($\hat{m}$) | 12,91 ou 12,85 | 10,56 | 10,17 ou 10,24 | 10,51 |
| | | K | 45 ou 50 | 48 | 49 ou 56 | 64 |

[1] Todos os valores de V($\hat{m}$) devem ser multiplicados pela constante $\sigma^2/N$.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Pela análise dos dados, verifica-se que os quadrados médios referentes a parcelas dentro de clones ($V_1$) são maiores que os de plantas dentro de parcelas ($V_2$), tanto para os quatro clones quando estudados em conjunto (Tabela 3), como para cada um destes, separadamente (Tabela 4). Conseqüentemente, $\hat{\rho}$ será sempre maior que zero ($\hat{\rho}>0$), ou seja, apesar de toda a variabilidade observada, o coeficiente de correlação intraclasse para plantas dentro de parcelas foi positivo, em todos os casos estudados. Isto permite o uso de parcelas razoavelmente pequenas.

Observa-se, ainda, que em todos os casos os valores de $\hat{\rho}$, em relação a número de castanha (NC), foram menores que os obtidos em relação a peso de castanha (PC), o que acarreta, como se observa nas Tabelas 5, 6 e 7, em parcelas ligeiramente maiores. Isto é um indicativo de maior variabilidade para esta característica do que para o peso de castanha. Esta última apresenta-se mais estável, sendo, portanto, mais apropriada para estudos envolvendo a produção de caju.

O número ótimo de fileiras para parcelas com meia bordadura (b=1/2), no caso de clones estudados em conjunto, será:

$$n = \sqrt[3]{(1-0{,}1293)/0{,}1293} \quad n = 1{,}89,$$

isto é, 2, pois o número de fileiras só pode ser um número inteiro positivo. Dessa forma, o número ótimo de plantas úteis por parcela, $k = 2^2 = 4$. Em tais condições, a variância da média de um tratamento com N plantas será:

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{N}(1+1/2)(1+2/4)[1+0{,}3879] = 3{,}12\,\sigma^2/N,$$

e a parcela terá, ao todo, $K = (2 + 1)(4/2 + 1) = 9$ plantas.

No caso de parcelas com bordadura simples ou completa (b = 1), o número ótimo de fileiras úteis será:

$$n = \sqrt[3]{2(1-0{,}1293)/0{,}1293} \quad n = 2{,}37,$$

isto é, n = 2 ou 3. Tomando-se n = 2, $k = n^2 = 4$, a variância será $V(\hat{m}) = 5{,}55\sigma^2/N$; e n = 3, $k = n^2 = 9$, a variância será $V(\hat{m}) = 5{,}65\sigma^2/N$, com, respectivamente, 16 e 25 plantas ao todo. Portanto, neste caso também, a parcela ótima deve ser formada por n = 2 fileiras e k = 4 plantas úteis, pois apresenta menor variância. Note-se, entretanto, que a variância da parcela de nove plantas úteis em três fileiras não aumenta tanto.

O mesmo procedimento para cada um dos clones, separadamente, levou aos mesmos resultados, com ligeiras diferenças nas variâncias, devido aos valores de $\hat{\rho}$, em cada caso, para os quais se tem $s(\hat{\rho}) = 0{,}11925$. Em conseqüência, as conclusões são as mesmas.

Pelas Tabelas 5 e 6 observa-se que as variâncias das parcelas praticamente não mudam quando se usam seis plantas úteis em duas fileiras ou três ou quatro plantas em uma única fileira, tanto para meia bordadura (b = 1/2), como para bordadura simples ou completa (b = 1).

Nas situações práticas em que a opção for por parcelas retangulares ou lineares, deve-se tomar cuidado, pois, se muito compridas, têm, em geral, maior variância $V(\hat{m})$ do que parcelas quadradas ou de forma próxima destas, além de exigirem maior número de plantas. Assim, para $\hat{\rho} = 0{,}1293$, uma parcela com meia bordadura e quatro plantas úteis em duas fileiras tem $V(\hat{m}) = 3{,}12\sigma^2/N$, com nove plantas ao todo. Esta mesma parcela com apenas uma fileira teria $V(\hat{m}) = 3{,}47\sigma^2/N$ e dez plantas ao todo. Na Tabela 5, verifica-se, para o mesmo valor de $\hat{\rho}$, que uma parcela de k = 16 plantas úteis em n = 4 fileiras e meia bordadura tem variância $V(\hat{m}) = 4{,}59\sigma^2/N$ e 25 plantas ao todo. Essa mesma parcela em n = 2 fileiras teria $V(\hat{m}) = 4{,}96\sigma^2/N$ e 27 plantas ao todo.

Considerando todas as variáveis observadas e os cálculos resumidos nas Tabelas 5 e 6, verifica-se que os melhores resultados ocorrem para n = 2 e k = 4 ou 6, tanto para b = 1/2 como para b = 1. Nos casos, porém, do uso de parcelas lineares, estas devem ter entre três e quatro plantas úteis, quer com meia bordadura, quer com bordadura simples ou completa. As parcelas retangulares, embora aceitáveis nos espaçamentos quadrados, são mais apropriadas para os espaçamentos retangulares. Assim, uma parcela de seis plantas úteis em espaçamento de 7 m x 4 m, por exemplo, com forma bem próxima da quadrada, teria variância $V(\hat{m})$ menor do que em espaçamento de 7 m x 7 m, portanto de acordo com os resultados obtidos neste trabalho.

Avaliando os dados das Tabelas 5 e 6, observa-se que são possíveis outras alternativas de tamanho de parcela, sendo que a escolha depende dos objetivos da pesquisa. Deve-se ressaltar, entretanto, que o uso de bordadura dupla (b = 2), embora necessária em alguns casos, resulta em parcelas muito grandes, o que contribui para o aumento da área experimental. Assim, para $\hat{\rho} = 0{,}1293$, n = 2, por exemplo, a parcela deve ser, necessariamente, retangular, e ter k = 8 plantas úteis, $V(\hat{m}) = 11{,}43\sigma^2/N$, com 48 plantas ao todo. Na Tabela 7 são apresentadas outras alternativas de tamanhos de parcelas com bordadura dupla e respectivas variâncias.

É importante salientar que o tamanho da parcela experimental cresce quando $\hat{\rho}$, considerado positivo, tende a zero. Na Tabela 6, por exemplo, verifica-se, para a variável (PC) do clone CCP 76, que, para $\hat{\rho} = 0{,}1149$, b = 1 e n = 2, a parcela deve ter seis plantas úteis. Se se considerar para a mesma variável um valor de $\hat{\rho} = 0{,}0341$, a parcela terá k = 10,64, portanto dez ou doze plantas úteis.

Deve-se mencionar, também, que, com $\hat{\rho} > 0$, quando o tamanho da parcela diminuir, deve-se aumentar o número de repetições, para manter a mesma variância para a média de cada tratamento. Apesar desse aumento, há redução da área total do experimento. Em conseqüência, é possível passar de um experimento com k plantas úteis em n fileiras para outro com k' plantas úteis em n' fileiras, sem mudanças na variância da média de um tratamento, ou seja: Como as áreas ocupadas são proporcionais aos números totais de plantas, a relação entre as áreas A' e A pode ser escrita como:

$$\frac{A'}{A} = \frac{(1 + 2b'/n')(1 + 2b'n'/k')[1 + (k' - 1)\hat{\rho}]}{(1 + 2b/n)(1 + 2bn/k)[1 + (k - 1)\hat{\rho}]},$$

logo:

$$\frac{A'}{A} = \frac{N'}{N} = \frac{r'K'}{rK} \quad \text{ou seja:} \quad \frac{r'}{r} = \frac{K}{K'}\frac{A'}{A}.$$

Assim, com $\hat{\rho} = 0{,}0983$ e bordadura simples ou completa (b = 1), é possível passar de um experimento com k = 20 plantas úteis em n = 4 fileiras, para outro com k' = 6 plantas úteis em n' = 2 fileiras, onde a relação entre as áreas será:

$$\frac{A'}{A} = \frac{4{,}97167}{6{,}02217} = 0{,}82 = 82\%.$$

Há, portanto, uma economia de 18% da área, sem perda de precisão para o experimento.

Tomando-se o mesmo exemplo, tem-se:

$$K = (n + 2)\left(\frac{k}{n} + 2\right) = (4 + 2)\left(\frac{20}{4} + 2\right) \quad K = 42$$

$$K' = (2 + 2)\left(\frac{6}{2} + 2\right) \quad K' = 20$$

Portanto:

$$\frac{r'}{r} = \frac{K}{K'} \times \frac{A'}{A} = \frac{42}{20} \times 0{,}82 = 1{,}722.$$

Logo r' = 1,722r. Se o experimento com k = 20 plantas úteis tiver cinco repetições (r = 5), o experimento com k' = 6 plantas úteis por parcela deverá ter r'= 1,722 x 5 = 8,61, isto é, oito ou nove repetições.

Note-se que mesmo aumentando-se o número de repetições, o total de plantas no tratamento será reduzido de n = 5 x 42 = 210 para n'= 8 x 20 = 160, com redução efetiva de 23,8% na área necessária para o experimento. Na prática, entretanto, há, às vezes, restrições que impedem o uso do número desejável de repetições, sendo a mais comum relativa à área total do experimento. Assim sendo, a alternativa sugerida neste trabalho, para aumentar o número de repetições e a eficiência dos experimentos, reduzindo, ao mesmo tempo, a área experimental, permite maior precisão à pesquisa agronômica de campo, com plantas perenes arbóreas, com custos mais reduzidos.

No caso do material propagado por semente (Tabela 8), verifica-se que os quadrados médios entre parcelas ($V_1$) são menores que os de plantas dentro de parcelas ($V_2$), o que conduz a $\hat{\rho} < 0$, em todos os casos. Isto deve-se ao fato de o cajueiro ser uma planta alógama e, neste grupo de plantas, a variação entre progênies é sempre menor que dentro de progênie. Os valores de $\hat{\rho}$ obtidos ($\hat{\rho} = -0{,}0614$ e $\hat{\rho} = -0{,}0519$) para as variáveis PC e NC, respectiva-

**TABELA 8. Análise de variância dos dados de produção das variáveis peso de castanha (PC) em kg e número de castanha (NC), de cajueiro-anão precoce propagado por semente. Fortaleza, CE, 1998/1992.**

| Fonte de variação | GL | QM | | E (QM) |
|---|---|---|---|---|
| | | PC | NC | |
| Fileira | 3 | 0,5083 | 3,0415 | - |
| Parcela / fileira | 4 | 0,7589 | 3,7104 | $\sigma^2(1+\hat{\rho})$ |
| Planta / parcela | 24 | 0,9872 | 4,6236 | $\sigma^2(1-\hat{\rho})$ |
| $\hat{\rho}$ | | - 0,0614 | - 0,0519 | - |

mente (Tabela 8), indicam acentuada variabilidade, devido às características do material utilizado, no caso, progênies de meio-irmãos, oriundas de um campo de policruzamento entre genótipos divergentes para os caracteres em questão. Nesta situação, é esperada a presença de grande variabilidade dentro das progênies, o que se confirmou com a variação mais acentuada do que a encontrada por Rossetti et al. (1991), no cajueiro comum, tanto para plantas propagadas por sementes ($\hat{\rho}$= 0,1083), como para clones ($\hat{\rho}$= 0,1098). Esta menor variação para as plantas propagadas por sementes deve-se à natureza do material empregado na avaliação, no caso, uma população que não sofreu nenhum processo de seleção. Nestas condições, os experimentos de campo com cajueiro-anão precoce propagado por semente devem ter parcelas com maior número de plantas úteis k, sem prejuízo do número de repetições, de modo que o número de graus de liberdade para o resíduo seja suficiente para não comprometer os testes estatísticos. Fixando o valor de k, o número n de linhas úteis deve ser tão próximo de $\sqrt{k}$ quanto possível, pois o mínimo de $V(\hat{m})$ se dá para $n^2 = k$. É certo, no entanto, que aumentando-se k e o número de repetições, aumenta-se muito a área experimental e os custos da pesquisa, com riscos de diminuição da precisão dos resultados obtidos.

## CONCLUSÕES

1. Em experimentos de campo com clones de cajueiro-anão precoce, as parcelas ótimas são formadas por quatro a seis plantas úteis em duas fileiras de plantio, tanto com meia bordadura como com bordadura simples ou completa.

2. As parcelas lineares, tanto de meia bordadura como de bordadura simples, são formadas por três ou por quatro plantas úteis.

3. Precisão satisfatória em experimentos de cajueiro com material propagado por semente só é possível com parcelas grandes e grande número de repetições.

4. O uso de parcelas com tamanho ótimo reduz a área e aumenta consideravelmente a precisão dos experimentos.

5. O uso de parcelas pequenas exige aumento do número de repetições, mas permite substancial redução de área sem prejuízo da precisão experimental.

6. Em estudos envolvendo produção de caju, o caráter peso de castanhas permite maior precisão experimental do que número de castanhas.

## REFERÊNCIAS


COCHRAN, W.G.; COX, G.M. **Experimental design.** 2. ed. New York: John Willey, 1957. 611p.

KOCH, E.J.; RIGNEY, J.A. A method of estimating optimum plot size from experimental data. **Agronomy Journal**, v.43, p.17-21, 1951.

LIN, C.S.; BINNS, M.R. Working rules for determining the plot size and numbers of plots per block in field experiments. **Journal of Agricultural Science**, v.103, p.11-15, 1984.

PEARCE, S.C. **Field experimentation with fruit trees and other perennial plants**. 2. ed. England: East Malling CAB, 1975. 183p. (Technical Communication, 23).

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de Estatística Experimental.** 12 ed. Piracicaba: Nobel, 1987. 467p.

PIMENTEL-GOMES, F. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.19, n.12, p.1507-1512, 1984.

PINHEIRO, C.A.F. **Levantamento detalhado de solos da Estação Experimental de Pacajus do Centro Nacional de Pesquisa de Agroindústria Tropical- - CNPAT/Embrapa**. Fortaleza: UFC, 1994. 75p. Tese de Mestrado.

RAMPTON, H.H.; PETERSEN, R.G. Relative efficiency of plot sizes and number of replications as indicated by yields of Orchardgrass Seed in a uniformity test. **Agronomy Journal**, v.54, n.3, p.247-249, 1962.

ROSSETTI, A.G. **Planejamento de experimentos de nutrição e adubação com plantas perenes arbóreas.** Fortaleza: Embrapa-CNPAT, 1994. 50p. (Embrapa-CNPAT. Documentos, 13).

ROSSETTI, A.G.; ALMEIDA, J.I.L. de; PARENTE, J.I.G.; BARROS, L. de M. Tamanho ótimo de parcela para experimento com cajueiro-comum. **Revista Brasileira de Fruticultura,** Cruz das Almas, v.13, n.2, p.117-122, 1991.

ROSSETTI, A.G.; PEREIRA, A.V.; PIMENTEL-GOMES, F. A amostragem na experimentação em viveiro de seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.21, n.8, p.837-841, 1986.

ROSSETTI, A.G.; PIMENTEL-GOMES, F. Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira,** Brasília, v.18, n.5, p.477-487, 1983.

ROSSETTI, A.G.; PIMENTEL-GOMES, F. A method for the determination of optimum plot size in experiments with rubber tree (*Hevea*). **Journal of Natural Rubber Research**, v.2, n.3, p.135-141, 1987.

SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yield of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science,** v.28, p.1-23, 1938.