

DETERMINAÇÃO DO TAMANHO E FORMA DA PARCELA PARA EXPERIMENTOS
COM MANDIOCA (Manihot esculenta, Crantz)

JANILSON PINHEIRO DE ASSIS

BCT/UPC

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA À COORDENAÇÃO DO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA, ÁREA DE CONCENTRAÇÃO
EM FITOTECNIA, COMO REQUESITO PARCIAL
PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE
UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ

FORTALEZA-1991

UFC/BU/BCT

01/07/1999



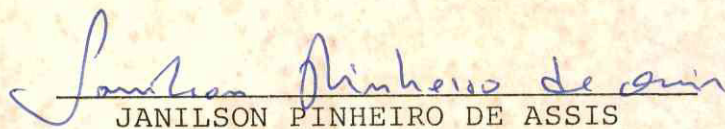
R1133888
C547301
T632

Determinacao do tamanho e forma
da parce

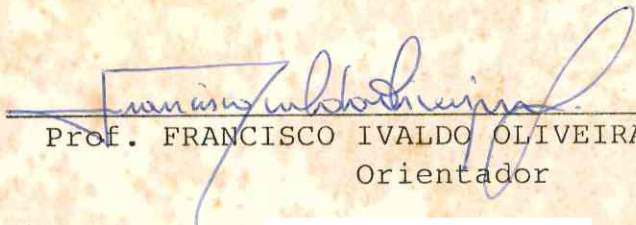
A865d

Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do Grau de Mestre em Agronomia, Área de Concentração em Fitotecnia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará.

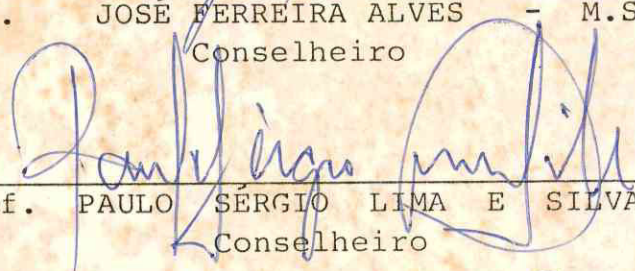
A citação de qualquer parte desta Dissertação é permitida, desde que seja feita de conformidade com as normas da ética científica.


JANILSON PINHEIRO DE ASSIS

DISSERTAÇÃO APROVADA EM 22/03/1991


Prof. FRANCISCO IVALDO OLIVEIRA MELO, Doutor
Orientador


Prof. JOSÉ FERREIRA ALVES - M.Sc.
Conselheiro


Prof. PAULO SÉRGIO LIMA E SILVA - Doutor
Conselheiro


Prof. FRANCISCO CÉLIO GUEDES ALMEIDA, Ph.D.
Coordenador do Curso de Pós-Graduação

Aos meus pais CÍCERO e DORALICE
e aos meus irmãos e sobrinhos.

D E D I C O

Agradecimentos

O autor expressa seus agradecimentos

A Deus pela saúde e força interior

À Escola Superior de Agricultura de Mossoró (ESAM) pela permissão para a realização do curso.

Ao Departamento de Fitotecnia do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, pela oportunidade concedida.

Ao Professor Francisco Ivaldo Oliveira Melo pelas valiosas sugestões dadas, pelas análises efetuadas no computador do Departamento de Fitotecnia do C.C.A. e, em particular, pela amizade sempre crescente durante os anos da nossa convivência.

Ao Professor José Ferreira Alves, pela amizade, orientação durante a realização do curso e pela revisão dos originais.

Aos Professores e colegas do Curso de Pós-Graduação em Fitotecnia, em especial as amigas Adélia Benedita Coelho dos Santos e Káthia Maria Barbosa e Silva.

A Wilbea Maria Teixeira de Oliveira, pelo incentivo, ajuda e dedicação.

Ao Estatístico Raimundo Parente de Oliveira, do Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido (CPATU) da EMBRAPA, pelas sugestões e análises realizadas no computador do referido centro.

Ao Professor Odací Fernandes de Oliveira da ESAM, pela ajuda na redação do resumo em inglês.

A Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa concedida durante o primeiro ano do curso.

A Sonia Maria Leandro da Silva, pelos trabalhos datilográficos.

Finalmente agradece a todos aqueles que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

S U M Á R I O

	Página
<u>LISTA DE TABELAS</u>	vii
<u>SUMÁRIO DOS APÊNDICES</u>	viii
<u>RESUMO</u>	xi
<u>ABSTRACT</u>	x
1 - <u>INTRODUÇÃO</u>	1
2 - <u>REVISÃO DE LITERATURA</u>	3
2.1 - Considerações Gerais	3
2.2 - Métodos de avaliação do tamanho e forma de parcelas experimentais	4
2.3 - Resultados de trabalhos sobre tamanho e forma de parcelas	8
3 - <u>MATERIAL E MÉTODOS</u>	11
3.1 - Material	11
3.2 - Métodos	12
3.2.1 - Método de SMITH ou de Regressão Simples da Variância sobre o Tamanho da Parcela	12
3.2.1.1 - Estimação do Coeficiente de Heterogeneidade do Solo ($\hat{b}$)	12
3.2.1.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo	14
3.2.2 - Método de AMARAL ou de Regressão Múltipla ..	16
3.2.2.1 - Estimação dos Parâmetros da Equação de Regressão	16
3.2.2.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo	24
3.2.3 - Método de HATHEWAY	25
3.2.3.1 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Número de Repetições	25
4 - <u>RESULTADOS E DISCUSSÃO</u>	28
4.1 - Valores para o Coeficiente de Variação (C.V.).	28

4.2 - Método de SMITH ou de Regressão Simples da Variância sobre o Tamanho da Parcela	31
4.2.1 - Estimação do Coeficiente de Heterogeneidade do Solo (b)	31
4.2.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo	32
4.3 - Método de AMARAL ou de Regressão Múltipla ..	34
4.3.1 - Estimação dos Parâmetros da Equação de Regressão	34
4.3.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo	37
4.4 - Método de HATHEWAY	37
4.4.1 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Número de Repetições	37
5 - <u>CONCLUSÕES</u>	40
6 - <u>LITERATURA CITADA</u>	42
7 - <u>APÊNDICE</u>	47

LISTA DE TABELAS

		Página
TABELA		
1	Coefficientes de variação (CV), relativos a diferentes tamanhos e formas de parcelas, obtidos pela combinação de unidades básicas (UB) de 1,00 m de comprimento e 0,60 m de largura Pacajus, CE, 1986 ...	30
2	Tamanho ótimo de parcela para experimentos com mandioca considerando diferentes relações de preços de K_1 e K_2 , com índice de heterogeneidade igual a 0,4533 Pacajus, CE, 1986	33
3	Área da parcela em m^2 , estimado pela fórmula de HATHEWAY (1961), para comprovar ao nível de 5% de probabilidade, diferenças (d) de 10,15 e 20% entre médias, em experimentos em blocos ao acaso, com diferentes números de tratamentos (I) e de repetições (r), para diversos valores de coeficientes de variação (C.V.) Pacajus, CE, 1986	39

SUMÁRIO DOS APÊNDICES

	Página
<u>APÊNDICE 1</u>	
TABELA 1 Produção de raízes (X_i) em gramas por parcela unitária de dimensões 1,00 m x 0,60 m de largura e comprimento, respectivamente. Pacaju, CE, 1986	49
<u>APÊNDICE 2</u>	
TABELA 1 Número de graus de liberdade (W_i), <u>va</u> riância por parcela, tamanho da par <u>ce</u> la (X), variância reduzida (V_r), log <u>a</u> ritmo do tamanho da parcela, logaritmo da variância reduzida, para parcelas de tamanhos e formas variáveis. Paca <u>j</u> us, CE, 1986	53
TABELA 2 Largura da parcela (X_1), comprimento da parcela (X_2), logaritmo da largura (X_{1i}), logaritmo do comprimento (X_{2i}) e produto Log. X_1 . Log X_2 (X_{3i}). Pa <u>ca</u> jus, CE, 1986	55
TABELA 3 Valores necessários para resolução do Sistema de Equações Normais $X' X = X'$ e obtenção da soma de quadrado to <u>ta</u> l	56
TABELA 4 Valores necessários à obtenção do coe <u>fi</u> ciente de regressão simples ($\hat{b}$)	57
TABELA 5 Valores componentes da fórmula de HA <u>THE</u> WAY	58

RESUMO

Um ensaio de uniformidade foi conduzido com o objetivo de avaliar os efeitos do tamanho e da forma da parcela sobre a precisão de ensaios com mandioca (Manihot esculenta Crantz). Utilizou-se a cultivar mastruço, plantada em espaçamento de 1,00 x 0,60 m². Foram colhidas as produções de raízes em 15 fileiras com 40 plantas cada uma, formando-se um total de 32 diferentes tipos de parcelas. O experimento foi realizado em Pacajus, Ceará, sob condições de sequeiro. A medida de variabilidade do solo foi representada pelo coeficiente b para a regressão do logaritmo da variância reduzida dos diferentes tamanhos de parcela sobre o logaritmo do número de unidades por parcela. Para o ensaio em questão encontrou-se $\hat{b} = 0,4533$. Inicialmente, determinaram-se os valores do coeficiente de variação para cada tipo de parcela onde se observou uma redução no coeficiente à medida que se aumentou o tamanho da parcela, tanto no sentido da largura como do comprimento. Esta redução foi mais acentuada nas parcelas de maior largura, indicando ser esta a forma mais eficiente. A estimativa do tamanho ótimo de parcela, em função das diferentes relações de custos usadas ($K_1: K_2$, 50:50, 60:40, 70:30, 80:20 e 90:10), variou de 0,50, a 4,50 m². O tamanho ótimo da parcela também foi avaliado considerando-se os seus componentes: Largura (X_1) e comprimento (X_2). Neste estudo verificou-se que não houve significância estatística dos parâmetros da equação de regressão múltipla, sugerindo que os resultados não permitiam a obtenção de um tamanho ideal de parcela. Entretanto, construiu-se uma tabela para vários tamanhos de parcela obtidos em função de $\hat{b}$ e de diversos valores para o coeficiente de variação, número de repetições e diferenças significativas entre médias de dois tratamentos. Conclui-se que as parcelas menores, com maior número de repetições, foram mais eficientes que as parcelas maiores com menor número de repetições.

ABSTRACT

A uniformity trial was carried out to evaluate the effects of size and shape of plots on the accuracy of trials with manioc (Manihot esculenta Crantz). It was utilized plants of the cultivar "mastruço" spaced 1,00 x 0,60 m². Root yields were harvested in 15 rows with 40 plants each, totalizing in a total of 32 different types of plots. The experiment was conducted under non-irrigated conditions in Pacajus, State of Ceará, northeastern Brazil. The soil variability measure was the coefficient b for the regression of the reduced variance logarithm of the different plot sizes on the logarithm of the number of unities per plot. For this trial it was found $\hat{b} = 0.4533$. Initially, the values of the variation coefficient for each type of plot were calculated, thereof it was noticed that this coefficient decreased when the plot size was increased, either with regard to width or length, being that decrement larger in the wider plots, thus evincing that this shape is the most efficient. The estimate of the optimum plot length, taking in account the several cost relations used ($K_1:K_2$, 50:50, 60:40, 70:30, 80:20, and 90:10), varied from 0.50 to 4.50 m². The optimum plot length was also evaluated regarding its components: Width (X_1) and length (X_2). There was not any statistical significance regarding the parameters of the multiple regression equation, indicating that the results did not permit to obtain an ideal plot length. However, a table was set for including several plot size estimated in function of $\hat{b}$ and several variation coefficient values, replication number, and significant differences between averages of two treatments. The analyses led to the conclusion that smaller plots with greater replication number were more efficient than larger plots with smaller replication number.

1. INTRODUÇÃO:

A mandioca (Manihot esculenta Crantz) é uma espécie útil aos homens e animais devido principalmente ao valor nutritivo de suas raízes feculentas (NORMANHA, 1976). É considerada um dos alimentos energéticos mais importantes e baratos nos países tropicais em desenvolvimento. O seu aproveitamento como alimento é feito sob uma diversidade de produtos, dentre os quais destaca-se a farinha.

Na fase inicial de toda pesquisa, um dos pontos mais importantes para o pesquisador é o conhecimento de parâmetros experimentais, tais como número de repetições, disposição dos tratamentos, delineamento experimental, tamanho e forma de parcelas para determinadas condições. Estes conhecimentos permitem minimizar o erro experimental e também os custos dos trabalhos de campo, possibilitando uma maior precisão estatística na comparação dos tratamentos em estudo e a realização de um maior número de pesquisas com os mesmos recursos.

O dimensionamento de parcelas, através do aproveitamento de dados de experimentos agrícolas, é feito frequentemente levando em consideração a heterogeneidade do solo e os custos de condução do ensaio. Segundo CHACIN (1976) a forma da parcela tem menos influência que o tamanho, no que se refere a diminuição dos coeficientes de variação e, portanto, na detecção de diferenças entre tratamentos. O mesmo autor relaciona 10 fatores importantes que influem no tamanho e na forma de parcelas, os quais são: extensão superficial do terreno disponível, do tipo de solo, o objetivo do ensaio, uniformidade do material experimental, número de tratamentos e de repetições, recursos econômicos, grau de precisão desejado, método de cultivo, tipo de cultura e o tamanho da amostra que se utiliza dentro da unidade experimental.

Os estudos implementados na cultura da mandioca

por vários centros de pesquisa objetivam a identificação dos fatores limitantes de sua produtividade e diversificação de seu uso. Mas o conhecimento científico com relação às técnicas experimentais nesta cultura, ainda são incipientes o que vem justificar a realização deste trabalho.

Este estudo tem por objetivo a determinação do tamanho e forma da parcela mais convenientes para experimentos de campo com mandioca nas condições do litoral do Ceará, em função da heterogeneidade do solo, dos custos na condução do experimento, e do número de repetições.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

2.1 - Considerações Gerais

A literatura sobre a metodologia do tamanho e forma de parcelas, em experimentos agrícolas, é relativamente abundante, especialmente no que se refere a plantas anuais. OLIVEIRA & BIAVA (1982) publicaram uma bibliografia sobre o assunto contemplando o período de 1890 a 1982.

Os tamanhos de parcelas usados na experimentação agrícola com a maioria das cultivares foram determinados através de estudos comparativos ou baseados na experiência dos pesquisadores (LE CLERG et alii, 1962).

O número de repetições usado na determinação do tamanho ideal de parcelas, para determinada diferença de médias, fixada "a priori" não pode ser generalizado, pois varia com o solo e com a cultivar (ROSSETTI, 1983).

É mais vantajoso trabalhar com parcelas menores e maior número de repetições quando se pretende comprovar estatisticamente menores diferenças percentuais entre médias de tratamentos (NAGAI et alii, 1978 e SILVA et alii, 1987).

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 repetições devem ser evitadas. Em algumas condições, parcelas demasiado pequenas poderiam ser utilizadas, no entanto, 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. Em qualquer situação, a utilidade deste tipo de trabalho está ao nível de referên-

cia para algumas das decisões que devem ser tomadas quando do planejamento de experimento (CORDEIRO & MIRANDA, 1983).

RAMALHO et alli (1977) observaram que, de uma maneira geral, o aumento do tamanho de parcela, quer no sentido de comprimento ou da largura, acarretou um decréscimo do coeficiente de variação. No entanto, o decréscimo no CV, com o aumento do tamanho da parcela, pode ser conveniente até de terminado limite, a partir do qual o ganho da eficiência pela área não é compensador.

Segundo CALZADA BENZA (1965), em parcelas pequenas, a forma tem pouca ou nenhuma influência sobre o erro experimental, enquanto que, em parcelas grandes, essa influência é notável.

2.2 - Métodos de Avaliação do Tamanho e Forma de Parcelas Experimentais.

SMITH (1938) propôs o uso do coeficiente de regressão (b) como índice da heterogeneidade do solo, obtido a partir da equação:

$$V_x = \frac{V}{x^b}$$

onde: V_x = variância da média das parcelas constituídas de x unidades;

V = Variância das parcelas correspondentes a uma parcela unitária;

b = Coeficiente de regressão que mede o grau de associação entre parcelas adjacentes.

x = Tamanho da parcela

O coeficiente b mede a variabilidade de solo, estando os seus valores entre 0 e 1. Quando b tende a 0, indica que unidades formando uma parcela estão perfeitamente correlacionadas e, por conseguinte, o solo é homogêneo. Contudo, quando o valor de b tende a 1, significa que não há correlação entre as unidades, sendo o solo muito heterogêneo.

Através de uma transformação logarítmica na equação anterior o índice b é facilmente estimado como um coeficiente de regressão linear, ou seja:

$$\log V_X = \log V - b \log X$$

Quando $b = 0,5$, é indiferente tomar valores maiores ou menores que o melhor tamanho calculado. Para valores de b menores que 0,5 a perda de precisão é maior quando são usadas parcelas menores que as calculadas. Se o valor de b é maior que 0,5, a perda de precisão é menor quando são usadas parcelas maiores que o tamanho ótimo (SMITH, 1938).

FEDERER (1955) afirmou que o valor de b varia para cada cultura, região e de ano a ano. Entretanto, o referido autor afirma que se o valor de b cair entre 0,3 e 0,7 tomando-se o dobro ou a metade da área ótima estimada, a variabilidade não afetará os resultados.

GUPTON (1982) e CREWS et alii (1963) afirmaram que a magnitude da heterogeneidade do solo depende, em grande extensão, da quantidade e da distribuição das chuvas e das temperaturas prevalentes durante o ciclo da cultura.

AMARAL (1951), ao estimar o melhor tamanho e forma de parcela na experimentação com cafeeiro, trabalhou com seis tipos de parcelas representadas por a, b, c, d, e, f, (parcelas alongadas) e por outros seis tipos a', b', c', d', e', f' (parcelas de mesma dimensão, porém dispostas em sentido perpendicular às primeiras). Com esses 12 tipos de parcelas, o autor montou um gráfico representando o $\log V_r$ em ordenadas e o $\log x$ em abscissas, obtendo dois quadriláteros que são praticamente paralelogramas de lados homólogos paralelos. Esse paralelismo forneceu a indicação de que o "comprimento e a largura" das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância.

AMARAL (1951) usou o método de SMITH para determinar b na equação:

$$\log V_X = \log V - b \cdot \log X$$

O autor usou o método dos quadrados mínimos, usando como pesos os respectivos graus de liberdade. De cada parcela o mesmo autor denominou (V_r) de variância reduzida como uma

estimativa da variância das parcelas unitárias, de modo que $\log V_r = \log V + B \log X$.

onde $B = 1 - b$. Com o desdobramento de $\underline{X}$ nos seus componentes:

X_1 = número de parcelas unitárias, no sentido do comprimento (comprimento da parcela), e

X_2 = número de parcelas unitárias orientadas no sentido da largura (largura da parcela) e ele descreveu a equação de regressão múltipla

$$\log V_r = \log V + b_1 \cdot \log X_1 + b_2 \log X_2$$

KOCK & RIGNEY (1951) mostraram que o índice de heterogeneidade do solo b poderia ser estimado de resultados experimentais, em que os efeitos de tratamentos estão presentes, e de dados de ensaios de uniformidade (ensaios em branco), de conformidade com expressão seguinte:

$$b = \frac{\sum W_i (X' - \bar{X}') Y_i}{\sum W_i (X' - \bar{X}')^2}$$

onde, $i = \log V_{\underline{X}}$, $X' = \log X$ e os W_i são os respectivos Graus de liberdade.

FEDERER (1955), propôs a fórmula a seguir para o cálculo do índice de heterogeneidade do solo (b) dado por:

$$b = \frac{\sum W_i (\log V_{X_i}) (\log X_i) - (\sum W_i \log V_{X_i}) (\sum W_i \log X_i) / \sum W_i}{\sum W_i (\log X_i)^2 - (\sum W_i \log X_i)^2 / \sum W_i}$$

onde: V_{X_i} = é a variância por unidade de área entre as parcelas;

X_i = número de unidades básicas nos diferentes tamanhos de parcelas;

W_i = é o grau liberdade associado com a variância.

O grau de liberdade W_i é igual ao número de parcelas menos 1.

HATHEWAY (1961) associou a fórmula de COCHRAN & COX (1957) para determinação do número de repetições com a lei empírica de SMITH (1938) e obteve a seguinte equação para calcular o tamanho conveniente da parcela experimental, independentemente dos custos:

$$x^b = \frac{2 (t_1 + t_2)^2 (C.V.)^2}{r.d^2}$$

onde:

x é o número de unidades básicas que compõe a parcela;

b é o coeficiente de heterogeneidade do solo;

t₁ é o valor crítico de t de STUDENT, para o nível de significância ;

t₂ é o valor tabelado de t de STUDENT correspondente ao nível 2(1-P), onde P é a proporção desejada de experimentos que forneçam diferenças significativas no nível ;

(C.V.) é o coeficiente de variação das parcelas constituídas de uma unidade básica;

r é o número de repetições requeridas para detectar uma verdadeira diferença de d unidades entre tratamentos e

d é a diferença entre dois tratamentos, medida em percentagem da média, que se deseja detectar.

SILVA et alii (1984), utilizando um modelo quadrático na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos com caupi consorciado com milho, concluíram: o modelo quadrático que mede a relação entre o coeficiente de variação e as dimensões da parcela ajusta-se de forma bastante razoável, aos dados considerados e que o gráfico por contornos é apropriado para dar uma visão geral da superfície de resposta ajustada quando há duas variáveis independentes.

GOMES (1984) recomenda uma técnica para determinação do tamanho ótimo de parcelas, baseada no coeficiente de correlação intraclasse () entre unidades (subparcelas) dentro das parcelas do experimento, além de levar em conta as bordaduras. E define como tamanho ótimo o número K de árvores úteis que minimize a variância da média de cada tratamento, para um número total de árvores (N), considerado fixo. No entanto GOMES (1988), propôs um estudo mais geral,

buscando o tamanho ótimo quando varia tanto o número de linhas úteis (n), como o de árvores úteis (K) por parcela.

OLIVEIRA (1976), ao comparar os métodos de SMITH, HATHEWAY e de RODRIGUEZ, para estimação do tamanho adequado de parcelas experimentais, constatou a existência de diferenças significativas entre os métodos, quanto ao número de informação e ao risco. Com respeito a eficiência relativa e custo total dos experimentos, não foram detectadas diferenças significativas entre os métodos.

2.3 - Resultados de Trabalhos Sobre Tamanho e Forma da Parcela.

BRIM & MASON (1959), estudando o tamanho de parcelas em soja (Glycine max (L.) Merrill), determinaram o melhor tamanho. Encontraram ser de 3,6 unidades de 3 por 8 pés (7,81m²).

PIGNATARO & GONÇALVES (1972), trabalhando com soja (Glycine max (L.) Merrill), concluíram que a melhor área de parcela foi de 3,1 unidades básicas ou 1,80 m², podendo ser utilizadas parcelas de 1,80 a 3,60 m² sem perda de precisão.

SILVA (1974), estudando tamanho e forma de parcelas, para experimentos de soja, verificou que o comprimento e a largura das parcelas têm influência, de maneira independente, sobre a variância reduzida. As parcelas alongadas são as de menor variância, isto é, são as mais eficientes. 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.

ZULKE (1969), estudando o tamanho de parcela em ervilha (Pisum sativum L.), determinou o coeficiente de variação para os diversos tamanhos e fixou-o em 3,3 m², a parcela ideal.

IGUE et alli (1972) usaram a lei empírica de SMITH para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo

(b) a partir de dados obtidos de três experimentos de cultivares de arroz num delineamento em quadrado latino 5 x 5. Com a estimativa de b utilizaram a fórmula de HATHEWAY (1961) para calcular o tamanho adequado das parcelas. Os autores construíram uma tabela de tamanhos convenientes de parcelas para ensaio em blocos ao acaso com 10 tratamentos, em função de diversos números de repetições e diferenças minimas significativas, com base no teste "t" de "STUDENTE", ao nível de 5% de significância, em 80% dos experimentos ($P = 0,8$).

PEREIRA (1972), estudando o tamanho de parcelas e número de repetições, em experimentos de produção de cacaeiros, verificou que, nas condições de sul da Bahia, o tamanho mínimo da parcela deverá ser de nove plantas com cinco repetições, para áreas com espaçamento e sombra uniformes, e de 14 plantas, com seis repetições, para áreas com espaçamento e sombra irregulares.

Para qualquer número de variedades a ser testado, considerando-se a área experimental fixa, a parcela com um cafeeiro é a mais eficiente. O uso de parcelas unitárias torna-se mais eficiente à medida que cresce o número de variedades. Todavia, levando-se em conta os custos da condução do experimento, a parcela com dois cafeeiros seria a recomendada, admitindo-se serem iguais os custos proporcionais a área da parcela e ao número de tratamentos (ARRUDA & MONACO, 1976).

VENEGAS et alii (1980), estudando o efeito da variabilidade das plantas de café dentro da parcela, concluíram que as parcelas úteis apresentam erro experimental significativo para vários parâmetros analisados, tais como, produção, altura de planta e diâmetro de copa.

ZIMMERMANN (1982) estimou o tamanho ótimo de parcela para o consórcio milho (Zea mays L.) x feijão (Phaseolus vulgaris L.) em 18 m² (3m x 6m).

RIBEIRO et alii (1984), trabalhando com culturas consorciadas e solteiras de caupi e milho, verificaram que o comprimento e a largura das parcelas influem de maneira independente sobre a variância, em qualquer sistema de cul-

tivo; quando o custo relativo da área por tratamento torna-se menor parcelas maiores são mais econômicas, para qualquer sistema de cultivo; o tamanho ótimo da parcela poderá atender simultaneamente as duas culturas em consórcio; para se detectar estatisticamente menores diferenças percentuais entre médias de tratamentos, é melhor utilizar parcelas menores e aumentar o número de repetições.

BUENO & GOMES (1983), conduzindo estudos de tamanho e forma de parcela na cultura da mandioca (Manihot esculenta Crantz), concluíram que, nas condições dos ensaios, os resultados obtidos não permitiram a indicação do tamanho ideal de parcela para experimentos de avaliação de cultivares de mandioca. Contudo, afirmaram que não seria conveniente a utilização de parcelas com menos de 16 plantas úteis. No entanto, para situações de maior uniformidade das condições ambientais, parece ser perfeitamente viável a utilização de uma parcela menor sem comprometimento da precisão.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - Material

Os dados da pesquisa foram coletados em um ensaio de uniformidade (ensaio em branco) com mandioca (Manihot esculenta Crantz), cultivar Mastruço, conduzido na Unidade de Pesquisa do Litoral da Empresa de Pesquisa Agropecuária do Ceará (EPACE), localizada em Pacajus, Ceará, com coordenadas geográficas de 4º10' latitude sul, 38º27' longitude oeste e 60 m de altitude. O solo da região classifica-se como Podzólico Vermelho Amarelo Distrófico, Textura Arenosa (JACOMINE et alii, 1973). A precipitação média anual de 1.027 mm é caracterizada pela existência de duas estações, sendo uma com chuvas de janeiro a junho, onde se concentram 85% das precipitações e outra seca de julho a dezembro. O regime térmico é caracterizado por temperaturas relativamente elevadas durante todo o ano, com médias máximas de 32°C, média mínima de 23°C e média anual de 26,5°C. A umidade relativa média do ar varia de 70%, nos meses de estação seca, a 90% no período chuvoso (FROTA et alii, 1984).

Foram plantadas 15 fileiras de 24 m de comprimento com 40 plantas cada, no espaçamento de 1,0 m x 0,60 m ; com uma área total de 360 m². Foram colhidas 600 unidades básicas (1 planta) de 1,00 m x 0,60 m, sendo então combinadas com a finalidade de formar parcelas de vários tamanhos e formas, as quais são descritas pelo número de linhas (fileiras) e número de plantas, originando um total de 32 diferentes tipos de parcelas.

1 x 1	3 x 1	5 x 1	15 x 1
1 x 2	3 x 2	5 x 2	15 x 2
1 x 4	3 x 4	5 x 4	15 x 4
1 x 5	3 x 5	5 x 5	15 x 5
1 x 8	3 x 8	5 x 8	15 x 8
1 x 10	3 x 10	5 x 10	15 x 10
1 x 20	3 x 20	5 x 20	15 x 20
1 x 40	3 x 40	5 x 40	15 x 40

Quando os vários tamanhos e formas de parcelas foram comparados, todas as unidades básicas foram usadas, compreendendo a área total do ensaio de uniformidade.

3.2 - Métodos

Os arranjos espaciais foram analisados, segundo os métodos a seguir:

3.2.1 - Método de SMITH ou de Regressão Simples da Variância Sobre o Tamanho da Parcela

3.2.1.1 - Estimação do Coeficiente de Heterogeneidade do Solo (b)

SMITH (1938) determinou que existe uma relação empírica entre as variações das parcelas e o tamanho da parcela, a qual é descrita pela seguinte equação:

$$V_{(X)} = \frac{V_1}{x^b} \quad \text{ou} \quad V_{(\bar{X})} = \frac{V}{r \cdot x^b} \quad (3.1)$$

onde:

X = tamanho da parcela ou número de unidades que formam a parcela experimental;

$V_{(X)}$ = Variância do rendimento médio por unidade de área, para parcelas que têm X unidades de tamanho;

V_1 = Variância entre as parcelas de tamanho correspondente a uma unidade;

r = Número de repetições;

b = O coeficiente de heterogeneidade do solo.

Seus valores variam entre zero e um 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 básicas não são correlacionadas, comportando-se como se fossem elementos de uma amostra aleatória simples. Quando $b = 1$, então $V(x) = \frac{V}{X}$ e as

unidades básicas que formam a parcela de X unidades são independentes. Por outro lado, quando as parcelas unitárias são perfeitamente correlacionadas, então $b = 0$ e $V(x) = V$, nesse caso nada se ganharia com um aumento no tamanho da parcela.

Ao se calcular a variância das parcelas constituídas de X unidades, a correlação entre estas é incluída. AMARAL (1951) utilizou a variância reduzida (V_r) que é uma estimativa da variância das parcelas, de tal modo que:

$$V_r = \frac{V_r}{X},$$

onde: V_r é o quociente entre a variância das parcelas formadas de X unidades e o respectivo número de unidades.

Aplicando uma transformação logarítma à equação (3.1) tem-se $\log V_{\bar{X}} = \log V - b \cdot \log X$ (3.2)

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

Sabe-se que $V_{\bar{X}} = \frac{V_r}{X}$ ou V_r ou V_r ou $V_r = V_{\bar{X}} \cdot X$ que ao ser comparado com o valor de $V_{\bar{X}}$ em (3.1), fornece:

$$V_r = \frac{V}{X^b} \cdot X \quad \text{ou} \quad V_r = V \cdot X^{1-b} \quad (3.3)$$

Aplicando logarítmos a equação (3.3) obtém-se:

$$\text{Log } V_r = \text{Log } V + (1-b) \cdot \text{Log } X \text{ e fazendo } 1-b = B, \text{ tem-se, finalmente, } \log V_r = \log V + B \cdot \log X \quad (3.4).$$

O coeficiente de regressão linear ($\hat{b}$) foi determinado a partir da equação proposta por FEDERER (1955):

$$b = \frac{\sum W_i \log V_{ri} \log X_i - (\sum W_i \log V_{ri}) (\sum W_i \log X_i) / \sum W_i}{\sum W_i (\log X_i)^2 - (\sum W_i \log X_i)^2 / \sum W_i} \quad (3.5)$$

onde: V_{ri} = é a variância por unidade de área entre as parcelas;

X_i = número de unidades básicas nos diferentes tamanhos de parcelas;

W_i = é o grau de liberdade associado com a variância. O grau de liberdade W_i é igual ao número de parcelas combinadas menos 1.

3.2.1.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo

A variabilidade do solo e a relação entre o custo fixo e o que varia com o número de unidades (custos da condução do experimento) influenciam no tamanho da parcela (SMITH 1938).

SMITH (1938) usou, em conjunção com a fórmula empírica $V(X) = \frac{V_1}{X^b}$ ou $V(\bar{X}) = \frac{V}{r \cdot X^b}$, uma função de custo que minimizada, fornece o tamanho ótimo de parcela. De acordo com aquele autor tem-se que:

O custo $C(X)$ de r repetições é dado pela seguinte função linear $C(X) = r \cdot K_1 + r \cdot K_2 \cdot X$ (3.6)

onde: r = o número de repetições;

K_1 = a parte do custo total proporcional ao número de parcelas por tratamento, ou seja, o custo associado com o aumento do número de parcelas.

K_2 = a parte do custo total proporcional a área total por tratamento, ou seja, o custo associado com o número de unidades básicas.

Usando-se o multiplicador de LAGRANGE (λ), do cálculo diferencial, na expressão abaixo obtém-se:

$$\log V_{\bar{X}} = \log V_1 - \log r - b \cdot \log X = L$$

$$F(x) = C_{(x)} + \lambda |\log V_{\frac{V_1}{X}} - L| \quad \text{assim,}$$

$$F_{(x)} = r \cdot K_1 + r \cdot K_2 \cdot X + \lambda (\log V_1 - \log r - b \cdot \log X - L)$$

minimizando-se $F_{(x)}$ em relação a $\underline{X}$ e $\underline{r}$, e resolvendo-se am bas as equações em λ , tem-se

$$\frac{\partial F}{\partial X} = r \cdot K_2 - \frac{\lambda b}{X} = 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial r} = K_1 + K_2 \cdot X - \frac{\lambda}{r} = 0$$

resolvendo por λ , tem-se

$$\lambda = \frac{r \cdot K_2 \cdot X}{b} \quad \therefore \quad K_1 + K_2 \cdot X - \frac{r \cdot K_2 \cdot X}{b \cdot r} = 0$$

$$\frac{r \cdot K_2 \cdot X}{b} = r(K_1 + K_2 \cdot X) \quad \therefore \quad K_2 \cdot X = b(K_1 + K_2 \cdot X)$$

$$K_2 \cdot X(1-b) = b \cdot K_1, \text{ onde } X = \frac{b \cdot K_1}{(1-b) \cdot K_2} \quad (3.7)$$

que estima o tamanho ótimo da parcela, em função dos custos determinados pela razão K_1/K_2 :

onde $\underline{x}$ é o tamanho da parcela (sem bordadura) ou número de unidades que formam a parcela experimental; K_1 e K_2 têm o mesmo significado mencionado anteriormente.

Os valores K_1 e K_2 não se encontram bem determinados para os experimentos realizados com mandioca no Ceará.

Vários autores como SILVA (1982) têm preferido usar diversos valores para a relação $K_1 : K_2$ empregando relações variando de 50:50 a 90:10. No presente trabalho, foram utilizados as seguintes relações para $K_1:K_2$: 50:50, 60:40, 70:30, 80:20 e 90:10.

3.2.2 - Método de AMARAL ou de Regressão Múltipla

3.2.2.1 - Estimação dos Parâmetros da Equação de Regressão

AMARAL (1951), ao fazer $X = X_1.X_2$, desdobrou o tamanho da parcela X em dois componentes

X_1 : número de unidades básicas por parcela no sentido do comprimento.

X_2 : número de unidades básicas por parcela no sentido da largura.

E obteve a seguinte expressão

$$\log V_r = \log V + b_1 \cdot \log X_1 + b_2 \log X_2 \quad (3.8)$$

Portanto a equação que em (3.4) era uma equação de regressão linear simples passou a ser uma equação de regressão linear múltipla.

SILVA (1972), com o objetivo de verificar se o comprimento e largura agem independentemente sobre a variância reduzida, incluiu na equação (3.8) um coeficiente b_3 , responsável pela interação $X_1.X_2$. Assim, a nova equação foi representada por:

$$\log V_r = \log V + b_1 \cdot \log X_1 + b_2 \cdot \log X_2 + b_3 \cdot \log X_1 \cdot \log X_2 \quad (3.9)$$

Além de estudar a influência de X_1 (comprimento), e X_2 (largura), também estudou a interação $X_1.X_2$ com a finalidade de verificar a existência ou não de independência entre comprimento e largura.

Na equação (3.9) , por conversão, fez-se

$$\text{Log } V_r = y_i$$

$$\text{Log } V = b_0$$

$$\text{Log } X_1 = x_1$$

$$\text{Log } X_2 = x_2$$

$$\text{Log } X_1 \cdot \text{Log } x_2 = x_3$$

tem-se pois para n observações de y_i

$$y_1 = b_0 + b_1 x_{11} + b_2 x_{21} + b_3 x_{31} + e_1$$

$$y_2 = b_0 + b_1 x_{12} + b_2 x_{22} + b_3 x_{32} + e_2$$

.....

$$y_n = b_0 + b_1 x_{1n} + b_2 x_{2n} + b_3 x_{3n} + e_n$$

ou

$$y_i = b_0 + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + b_3 x_{3i} + e_i \quad (3.10)$$

admitindo-se que:

$$e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$e \quad \bar{y} = b_0 + b_1 \bar{x}_1 + b_2 \bar{x}_2 + b_3 \bar{x}_3$$

tem-se:

$$y_i - \bar{y} = b_1 (x_{1i} - \bar{x}_1) + b_2 (x_{2i} - \bar{x}_2) + b_3 (x_{3i} - \bar{x}_3) + e_i \quad (3.11)$$

A fim de tornar as variâncias comparáveis faz-se necessário ponderar os erros pelos seus respectivos graus de liberdade. Os parâmetros da equação resultante podem ser estimadas através do método dos mínimos quadrados. Para isso, minimiza-se a soma de quadrados residual, dada por:

$$Z = \sum_{i=1}^n W_i e_i^2$$

onde W significa o número de graus de liberdade

Deste modo, obtêm-se:

$$Z = \sum_{i=1}^n W_i [(y_i - \bar{y}) - b_1 (x_{1i} - \bar{x}_1) - b_2 (x_{2i} - \bar{x}_2) - b_3 (x_{3i} - \bar{x}_3)]^2$$

Na simplicidade dos cálculos trabalhou-se com álgebra de matrizes, para estimação dos parâmetros da regressão.

Para simplificar a inversão da matriz, as variáveis foram centradas em relação as respectivas médias, conforme a expressão abaixo:

$$y_i = b_0 + b_1 x'_{1i} + b_2 x'_{2i} + b_3 x'_{3i} + e$$

onde

$$x'_{1i} = x_{1i} - \bar{x}_1$$

$$x'_{2i} = x_{2i} - \bar{x}_2$$

$$x'_{3i} = x_{3i} - \bar{x}_3$$

Sendo as médias dos x'_i s dadas por:

$$\bar{x} = \frac{\sum W_i \cdot x_{1i}}{\sum W_i}$$

$$\bar{x} = \frac{\sum W_i \cdot x_{2i}}{\sum W_i}$$

$$\bar{x} = \frac{\sum W_i \cdot x_{3i}}{\sum W_i}$$

O Sistema de equações normais é dado por:

$$X' X \hat{\beta} = X' y$$

ou

$$S. \hat{\beta} = X' y$$

As matrizes $X'\hat{\beta}$ e y são dadas por:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x'_{11} & x'_{21} & x'_{31} \\ 1 & x'_{12} & x'_{22} & x'_{32} \\ \cdot & \dots & \dots & \dots \\ \cdot & \dots & \dots & \dots \\ \cdot & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x'_{1n} & x'_{2n} & x'_{3n} \end{bmatrix} \quad \hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{b}_0 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \\ \hat{b}_3 \end{bmatrix} \quad y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_n \end{bmatrix}$$

A matriz $S = X'X$ ponderada pelo número de graus de liberdade será:

$$S = \begin{bmatrix} \sum W_i & \sum W_i x'_{1i} & \sum W_i x'_{2i} & \sum W_i x'_{3i} \\ \sum W_i x'_{1i} & \sum W_i x'^2_{1i} & \sum W_i x'_{1i} x'_{2i} & \sum W_i x'_{1i} x'_{3i} \\ \sum W_i x'_{2i} & \sum W_i x'_{1i} x'_{2i} & \sum W_i x'^2_{2i} & \sum W_i x'_{2i} x'_{3i} \\ \sum W_i x'_{3i} & \sum W_i x'_{1i} x'_{3i} & \sum W_i x'_{2i} x'_{3i} & \sum W_i x'^2_{3i} \end{bmatrix} \quad \text{ou}$$

$$S = \begin{bmatrix} \sum W_i & \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) & \sum W_i (x_{2i} - \bar{x}_2) & \sum W_i (x_{3i} - \bar{x}_3) \\ \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) & \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1)^2 & \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) (x_{2i} - \bar{x}_2) & \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) (x_{3i} - \bar{x}_3) \\ \sum W_i (x_{2i} - \bar{x}_2) & \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) (x_{2i} - \bar{x}_2) & \sum W_i (x_{2i} - \bar{x}_2)^2 & \sum W_i (x_{2i} - \bar{x}_2) (x_{3i} - \bar{x}_3) \\ \sum W_i (x_{3i} - \bar{x}_3) & \sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) (x_{3i} - \bar{x}_3) & \sum W_i (x_{2i} - \bar{x}_2) (x_{3i} - \bar{x}_3) & \sum W_i (x_{3i} - \bar{x}_3)^2 \end{bmatrix}$$

Como:

$$\sum W_i (x_{1i} - \bar{x}_1) = 0, \quad \sum W_i (x_{2i} - \bar{x}_2) = 0 \quad \text{e} \quad \sum W_i (x_{3i} - \bar{x}_3) = 0$$

Obtem-se:

$$S = \begin{pmatrix} \sum W_i & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum W_i(x_{1i} - \bar{x})^2 & \sum W_i(x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{2i} - \bar{x}_2) & \sum W_i(x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{3i} - \bar{x}_3) \\ 0 & \sum W_i(x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{2i} - \bar{x}_2) & \sum W_i(x_{2i} - \bar{x}_2)^2 & \sum W_i(x_{2i} - \bar{x}_2)(x_{3i} - \bar{x}_3) \\ 0 & \sum W_i(x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{3i} - \bar{x}_3) & \sum W_i(x_{2i} - \bar{x}_2)(x_{3i} - \bar{x}_3) & \sum W_i(x_{3i} - \bar{x}_3)^2 \end{pmatrix}$$

A matriz S no estado da regressão é não singular, isto é, ela admite uma inversa S^{-1} tal que

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

ou

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

onde $\hat{\beta}$ é o vetor das estimativas dos parâmetros.

O produto matricial $X'y$ ponderado pelo número de graus de liberdade fica:

$$X'y = \begin{pmatrix} \sum W_i y_i \\ \sum W_i x'_{1i} y_i \\ \sum W_i x'_{2i} y_i \\ \sum W_i x'_{3i} y_i \end{pmatrix}$$

ou

$$X'y = \begin{pmatrix} \sum W_i y_i \\ \sum W_i(x_{1i} - \bar{x}_1)y_i \\ \sum W_i(x_{2i} - \bar{x}_2)y_i \\ \sum W_i(x_{3i} - \bar{x}_3)y_i \end{pmatrix}$$

Para obter a análise de variância é preciso estimar a soma de quadrados do resíduo através da equação:

$$SQR = Y'Y - \beta X'Y$$

Isto é,

$$S.Q.R. = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \bar{b}_0, \bar{b}_1, \bar{b}_2, \bar{b}_3 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ X'_{11} & X'_{12} & X'_{13} & X'_1 \\ X'_{21} & X'_{22} & X'_{23} \dots X'_{2n} \\ X'_{31} & X'_{32} & X'_{33} \dots X'_{3n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_{2n} \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}$$

ou

$$S.Q.R. = \sum Y_i^2 - (\bar{b}_0 \sum Y_i + \bar{b}_1 \sum X'_{1i} Y_i + \bar{b}_2 \sum X'_{2i} Y_i + \bar{b}_3 \sum X'_{3i} Y_i)$$

ou

$$S.Q.R. = \sum Y_i^2 - [\bar{b}_0 \sum Y_i + \bar{b}_1 \sum (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + \bar{b}_2 \sum (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + \bar{b}_3 \sum (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i]$$

Considerando-se o modelo ponderado pelo número de graus de liberdade, obtém-se:

$$S.Q.R. = \sum W_i Y_i^2 - [\bar{b}_0 \sum W_i Y_i + \bar{b}_1 \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + \bar{b}_2 \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + \bar{b}_3 \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i]$$

Tem-se então:

$$S.Q.R. = \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2 - b_1 \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + b_2 \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + b_3 \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i$$

onde

$$\bar{Y} = \frac{\sum W_i Y_i}{\sum W_i}$$

e finalmente:

$$S.Q.R. = S.Q. \text{ Total} - S.Q. \text{ Regressão } (X_1, X_2, X_3)$$

O quadro da análise da variância para P marãmetros (Quadro I) usando o modelo.

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

é o seguinte:

QUADRO I - Análise de variância da Regressão (x_1, x_2, x_3) de
P parâmetros

Causa de variação	G.L.
Regressão (x_1, x_2, x_3)	$P - 1$
Resíduo	$N - P$
Total	$N - 1$

onde:

P = número de parâmetros da regressão (x_1, x_2, x_3)

Eliminando x_3 (interação $x_1.x_2$) a nova análise de va
riância será

Causa de variação	G.L.
Regressão (x_1, x_2)	$P' - 1$
Resíduo	$N - P$
Total	$N - 1$

onde: P' = número de parâmetros da regressão (x_1, x_2)

O teste de x_3 (interação $x_1 . x_2$), objetivando ava
liar se há ou não vantagem na inclusão de x_3 , é feito como
segue:

Causa de variação	G.L.
Regressão (x_1, x_2)	$P' - 1$
Regressão ($x_3/x_1, x_2$)	$P - P'$
Resíduo	$N - P$
Total	$N - 1$

O teste F, é usado na identificação do modelo que representa a equação de ajustamento.

Sendo o efeito da regressão estatisticamente significativo, a partir da matriz S^{-1} inversa da matriz $S = X'Y'$ determina-se as estimativas das variâncias e covariâncias, dada por:

$$M = S^{-1}S^2$$

ou

$$M = \begin{pmatrix} \hat{V}(\hat{b}_0) & \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_1) & \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_3) \\ \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_1) & \hat{V}(\hat{b}_1) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_3) \\ \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) & \hat{V}(\hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_2, \hat{b}_3) \\ \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_3) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_3) & \text{Cov}(\hat{b}_2, \hat{b}_3) & \hat{V}(\hat{b}_3) \end{pmatrix}$$

Por intermédio do teste t é possível verificar se $\hat{b}_1$, $\hat{b}_2$, e $\hat{b}_3$ diferem significativamente de zero, pelo em prego da fórmula

$$t = \frac{\hat{b}_j - 0}{\sqrt{\hat{V}(\hat{b}_j)}}$$

O intervalo de confiança, para um determinado ní vel de confiança, do coeficiente $\hat{b}_j$ tem os extremos dados por:

$$IC = \hat{b}_j \pm t.s (\hat{b}_j)$$

3.2.2.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo

AMARAL (1951), ao avaliar os custos por parcela utilizou x_1 (comprimento e x_2 (largura).

SILVA (1972), modificando a equação de custo por parcela sugerida por SMITH (1938), usou a equação dada por:

$$T_{x_1} \cdot x_2 = K_1 + K_2 \cdot x_1 \cdot x_2 + K_3 \cdot \frac{x_2}{x_1} \quad (3.12)$$

obtendo um custo por unidade de informação, proporcional a:

$$y = K_1 x_1^{-b_1} \cdot x_2^{-b_2} + K_2 x_1^{1-b_1} \cdot x_2^{1-b_2} + K_3 x_1^{1-b_1} \cdot x_2^{1-b_2} \quad (3.13)$$

e obtendo as expressões de x_1 e x_2 :

$$x = \sqrt{\frac{K_3(\bar{b}_2 + \bar{b}_1)}{K_2(\bar{b}_2 - \bar{b}_1)}} \quad (3.14)$$

e

$$x = \frac{K_1(\bar{b}_2 - \bar{b}_1) \cdot \sqrt{K_3(\bar{b}_2 + \bar{b}_1)}}{2 \cdot K_3(1 - \bar{b}_2) \cdot \sqrt{K_2(\bar{b}_2 - \bar{b}_1)}} \quad (3.15)$$

o que, segundo o autor; exige $0 < b_1 < b_2 < 1$

onde,

x_1 = número de parcelas unitárias no sentido do com
primento.

x_2 = número de parcelas unitárias no sentido da lar
gura.

A área ótima da parcela é, portanto:

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{K_1(\bar{b}_2 - \bar{b}_1) \cdot K_3(\bar{b}_2 + \bar{b}_1)}{2K_3(1 - \bar{b}_2) \cdot K_2(\bar{b}_2 - \bar{b}_1)} \cdot x_1 \cdot x_2 = \frac{K_1(\bar{b}_2 + \bar{b}_1)}{2 \cdot K_2(1 - \bar{b}_2)} \quad (3.16)$$

3.2.3 - Método de HATHEWAY.

3.2.3.1 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Número de Repetições.

HATHEWAY (1961), associando o coeficiente b a equação que estima o número de repetições, dada por COCHRAN & COX 1957.

$r = 2(CV)^2(t_1 + t_2) / d^2$ (3.17) obteve a expressão que corresponde ao tamanho da parcela, independentemente do custo, para uma determinada diferença de médias, que se deseje conhecer "a priori".

Considerando-se (3.1) e substituindo-se V_1 pelo seu valor correspondente, vem:

$$V_{(x)} = \frac{V'(x)}{x} \quad \text{ou} \quad V_{(x)} = \frac{S^2(x)}{x^2}$$

Já o coeficiente de variação para as parcelas de tamanho x é calculado por:

$$CV_{(x)} = \frac{S_x}{m_{(x)}} \quad (3.18)$$

Onde $m_{(x)}$ é a média aritmética de parcelas de tamanho x .

Note-se que, como a variância, a média também é reduzida à unidade básica:

$$m_1 = \frac{m_{(x)}}{x} \quad (3.19)$$

portanto,

$$CV^2_{(x)} = \frac{S^2_x}{x^2 \cdot m_1^2} = \frac{V_x}{m_1^2}$$

que substituindo em (3.17), resulta:

$$r = \frac{2(t_1 + t_2)^2 \cdot V_x}{d^2 \cdot m_1^2}$$

Aplicando-se a lei da variância de SMITH (1938), obtêm-se:

$$r = \frac{2(t_1 + t_2)^2 \cdot V_1}{dm^2 \cdot m_1^2 \cdot x^b}$$

e resolvendo para um x^b genérico, tem-se:

$$x_j^b = \frac{2(t_1 + t_2)^2 \cdot (C.V.)^2}{r \cdot d^2} \quad (3.20) \quad \text{que fornece}$$

o tamanho ótimo da parcela em número de unidades básicas, onde:

x_j é o número de unidades básicas que compõem a parcela ($j = 1, 2, \dots, J$)

b é o coeficiente de heterogeneidade do solo.

t₁ é o valor crítico de t de STUDENT ao nível de significância α (neste estudo utilizou-se $\alpha = 5\%$)

t₂ é o valor tabelado de t de STUDENT correspondente ao nível $2(1-p)$, onde P é a proporção desejada dos experimentos que forneçam diferenças significativas no nível α (neste trabalho, $P = 0,80$);

(C.V.)² é o quadrado do coeficiente de variação do experimento (para o C.V., foram usados neste estudo valores de 10,15, 20, 25 e 30);

r é o número de repetições requeridas para detectar uma verdadeira diferença de d unidades entre tratamentos (foram tomadas 4, 6 e 8 repetições) e

d é a diferença entre dois tratamentos, medidas em porcentagem da média, que se deseja detectar, (foram utilizados, no presente estudo, valores de 10,15 e 20% para d).

Foram utilizados para o número de tratamentos, valores de 6, 10 e 16.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na TABELA 1 do apêndice 1 são apresentadas as produções de raízes, em gramas por unidade básica (1 planta), com área de 1,00m x 0,60m.

4.1. - Valores para o Coeficiente de Variação (C.V.)

Os valores obtidos para o coeficiente de variação, em função dos diferentes tamanhos e forma da parcela, estão contidos na TABELA 1. O exame da referida tabela evidencia que os valores correspondentes ao C.V. são discrepantes, variando de 2,10% a 40,87%. Nota-se também, pela TABELA 1, que os aumentos do comprimento e/ou de largura da parcela determinam decréscimos C.V. Estes resultados estão de acordo com os observados por IGUE et alii, 1972; RAMALHO, 1977; ZUHLKE & GRITTON, 1969. Tais decréscimos tendem a ser maiores com o aumento do tamanho de parcelas pequenas e menores, para as parcelas grandes. Assim, a partir de determinado tamanho, aumentos adicionais na área da parcela não resultam em decréscimos significativos no coeficiente de variação.

Observa-se também que quando se aumentou a parcela no sentido de sua largura, o decréscimo no coeficiente de variação foi mais acentuado que quando se aumentou a parcela no sentido do comprimento. Isto ficou evidenciado quando se considerou as parcelas com 10 unidades, as mais quadradas, 5 x 2 unidades, apresentam um coeficiente de variação de 12,44%. Já na parcela mais estreita, 1 x 10 unidades, o seu coeficiente de variação foi de 13,41%. Em face dos resultados parece que as parcelas mais largas e quadradas têm menor variação do que parcelas de mesma área, com formas mais compridas e estreitas. O mesmo tipo de resposta foi observado nas parcelas 1 x 5; 5 x 1; 1 x 20; 4 x 4 e 3 x 5; 15 x 1.

Outros fatores, além das variâncias e coeficientes de variação, devem ser considerados na estimação do tama

nho ótimo da parcela. Uma parcela grande, com um baixo coeficiente de variação, pode ser menos eficiente que uma parcela pequena com maior número de repetições dentro da mesma área. SMITH (1938) sugere a inclusão dos custos relativos na estimação do tamanho ótimo da parcela.

A heterogeneidade do solo introduz considerável variação dentro das parcelas grandes, reduzindo assim, a probabilidade de detectar diferenças entre tratamentos. O uso de parcelas grandes também apresenta o problema de carrear maiores recursos na condução dos ensaios e necessitar de maior área para sua implantação. CALZADA BENZA (1965) afirmou que, em parcelas pequenas, a forma tem pouca ou nenhuma influência sobre a variabilidade do experimento, enquanto que em parcelas grandes a influência é notável.

TABELA 1 - Coeficientes de variação (CV), relativos a diferentes tamanhos e formas de parcelas, obtidos pela combinação de unidades básicas (UB) de 1,00m de comprimento e 0,60m de largura. Pacajus, CE, 1986.

Agrupamento de UB no sentido da largura (L)	Agrupamento de UB no sentido do comprimento (C)							
	1	2	4	5	8	10	20	40
	Coeficiente de Variação (%)							
1	40,9	30,2	22,5	20,4	14,0	13,4	10,8	5,0
3	24,2	17,1	13,3	12,0	6,3	6,6	4,6	2,1
5	18,6	12,4	9,8	9,5	5,2	5,6	5,4	3,7
15	11,8	7,8	6,9	5,6	3,0	4,2	4,7	

4.2 - Método de SMITH ou de Regressão Simples da Variância Sobre o Tamanho da Parcela

4.2.1 - Estimação do Coeficiente de Heterogeneidade do solo ($\hat{b}$)

De acordo com os dados da TABELA 4 do apêndice 2 o valor do coeficiente de heterogeneidade do solo ($\hat{b}$), utilizando-se a equação proposta por FEDERER (1955), é:

$$\hat{b} = \frac{8052,113 - \frac{(13426,557)(1193,266)}{2128}}{1188,329 - \frac{(72265,700)}{2128}}$$

$$\hat{b} = 0,4533$$

Este valor permite considerar que o solo em estudo apresenta homogeneidade relativamente baixa. Segundo KOCH & RIGNEY (1951), $\hat{b}$ é uma medida da heterogeneidade do solo e da correlação entre parcelas adjacentes. Em geral, $\hat{b}$ varia entre 0 e 1. Se é igual a 1 as unidades básicas constituintes da parcela não são correlacionadas (alta heterogeneidade do solo). Se é igual a zero, há uma perfeita correlação.

Para WASSON & KALTON (1953), a uniformidade absoluta ou perfeita correlação dos rendimentos entre parcelas adjacentes nunca é atingida. Todavia, se o solo se aproxima dessa condição, isto é, $\hat{b}$ se aproxima de zero, a parcela ótima se torna muito pequena.

Segundo KOCH & RIGNEY (1951), CREWS et alii, (1963) e GUPTON (1982), a homogeneidade do solo pode ser influenciada pelas condições climáticas predominantes durante o ciclo da cultura. CABALLERO (1966) afirma que a heterogeneidade do solo representa um papel importante na maior ou menor precisão dos experimentos, pois o coeficiente de variação tende a aumentar com a maior heterogeneidade do solo.

O valor estimado de $\hat{b}$ está situado no intervalo

entre 0,2 a 0,8, o qual foi determinado por SMITH (1938), com dados de 38 diferentes grupos de ensaios de uniformidade. A aplicação da técnica de SMITH (1938) conduz, algumas vezes, a obtenção de valores maiores do que 1, valores estes que não admitem uma interpretação física adequada; um exemplo desta ocorrência é citado no trabalho de HATHEWAY & WILLIAMS (1958).

4.2.2 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Custo.

A TABELA 2 apresenta o tamanho ótimo de parcelas para diversas relações de preços K_1 e K_2 , para $b = 0,4533$. Pelos resultados, evidencia-se que a redução do custo, relativo ao tamanho da parcela, faz com que as parcelas maiores sejam mais econômicas, em razão da influência do número de parcelas sobre o custo do experimento. Estes resultados estão de acordo com os encontrados por NAGAI *et alii* (1978) e RIBEIRO *et alii* (1984). Entretanto, BRIM & MASON (1959), citados por SILVA (1972), afirmam que quando $b = 1$ o tamanho da parcela é independente do custo por parcela.

TABELA 2 - Tamanho Ótimo de parcela para experimentos com mandioca considerando diferentes relações de preços de K_1 e K_2 , com índice de heterogeneidade igual a 0,4533. Pacajus, CE. 1986.

$K_1:K_2$ *	Tamanho da Parcela em:	
	Nº de Unidades Básicas	Área em m ²
50:50	0,83	0,50
60:40	1,24	0,75
70:30	1,93	1,16
80:20	3,32	2,00
90:10	7,46	4,50

* K_1 = Parte do custo total proporcional ao número de parcelas por tratamento.

K_2 = Parte do custo total proporcional a área total por tratamento.

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 repetições, devem ser evitadas. (CORDEIRO & MIRANDA, 1983).

Ao se examinar na tabela 1 os coeficientes de variação das parcelas de tamanho ótimo, nota-se altos valores, o que denota imprecisão. CABALLERO (1966), citado por CAMPOS (1972), afirma que esses resultados são alheios à variabilidade do solo, e sua causa deve ser procurada em outras fontes.

FEDERER (1955) afirma que se o coeficiente de regressão $\hat{b}$ da equação $\log V_r = \log V + b \cdot \log X$ situa-se entre 0,3 e 0,7, pode-se tomar o dobro ou a metade da área ótima estimada, pois a variabilidade não afetará os resultados. O coeficiente $\hat{b}$, estimado neste trabalho, está dentro dos limites preconizados por aquele autor. Desta maneira, pode-se utilizar parcelas com áreas variando entre:

0,25 m ² e 1,00 m ²	-	50%:50%
0,38 m ² e 1,50 m ²	-	60%:40%
0,58 m ² e 2,32 m ²	-	70%:30%
1,00 m ² e 4,00 m ²	-	80%:20%
2,25 m ² e 9,00 m ²	-	90%:10%

SMITH (1938) discutiu sobre o efeito da variabilidade, de tamanho de parcela maior do que o tamanho ótimo estimado e afirmou que o tamanho ótimo da parcela pode variar de um quarto a quatro vezes o tamanho ideal, com pequeno efeito sobre a eficiência experimental.

O efeito da bordadura é outro fator que deve ser considerado, uma vez que numa parcela pequena, a ausência de bordadura pode afetar a precisão dos dados, muito mais do que em uma parcela grande. Consequentemente, para reduzir o efeito de bordadura, áreas de guarda devem ser plantadas nas laterais e extremidades de cada parcela. É racional então, que haja maior ganho com uso de bordadura do que a perda ocasionada com o aumento do tamanho da parcela.

4.3 - Método de AMARAL ou de REGRESSÃO MÚLTIPLA

4.3.1 - Estimação dos Parâmetros da Equação de Regressão .

Na TABELA 2 do apêndice 2 são dados os valores do comprimento da parcela (X_1), da largura (X_2), o logaritmo de X_1 , o logaritmo de X_2 e o produto do $\log X_1 \cdot \log X_2 (X_3)$.

Com os dados contidos na TABELA 3 do apêndice 2, a matriz $S = X'X$, ponderada pelo número de graus de liberdade, é:

$$S = \begin{pmatrix} 2128,00000 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 229,00343 & -5,30664 & 71,43364 \\ 0 & -5,30664 & 300,81695 & 64,02069 \\ 0 & 71,43364 & 64,02069 & 66,93358 \end{pmatrix}$$

cuja inversa é:

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 0,000 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,00768 & 0,00236 & -0,01046 \\ 0 & 0,00236 & 0,00489 & -0,00720 \\ 0 & -0,01046 & -0,00720 & 0,03299 \end{bmatrix}$$

E o vetor $X'Y$ é:

$$X'Y = \begin{bmatrix} 12233,30970 \\ 1,90650 \\ 2,09529 \\ -1,70014 \end{bmatrix}$$

Como $\hat{\beta} = S^{-1}.X'Y$, obtêm-se para o vetor $\hat{\beta}$ o valor:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 5,74874 \\ 0,03738 \\ 0,02702 \\ -0,09114 \end{bmatrix}$$

e portanto,

$$\hat{b} = 5,74870$$

$$\hat{b}_1 = 0,03738$$

$$\hat{b}_2 = 0,02702$$

$$\hat{b}_3 = 0,09114$$

A análise de variância da regressão (X_1, X_2, X_3), obtida pelo cálculo matricial, foi realizada com os dados da tabela 3 do apêndice 2 e com os valores das estimativas dos parâmetros da regressão, segundo a expressão:

$$\text{Soma de quadrados do resíduo} = Y'Y - \hat{\beta}' X'Y$$

O desenvolvimento desta equação matricial ponderada pelo número de graus de liberdade resulta em:

$$\text{Soma de quadrados total} = \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2, \text{ e}$$

Soma de quadrados dos parâmetros da regressão (X_1, X_2, X_3) =
 $= b_1 \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + b_2 \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + b_3 \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i$
isto é,

$$S.Q.Total = 9,748800$$

S.Q.Parâmetros da Regressão Linear Múltipla = 0,2828335
e portanto,

$$S.Q.Resíduo = 9,4660$$

Com estas estimativas construiu-se o Quadro I da análise da variância.

QUADRO I - Análise da variância dos parâmetros da regressão (X_1, X_2, X_3) .

Causa de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão (X_1, X_2, X_3)	3	0,2828335	0,09428	0,27 n.s.
Resíduo	27	9,4660000	0,3510	

A aplicação do teste F de SNEDECOR, ao nível de 5% de probabilidade, permite concluir que a regressão Linear múltipla é não significativa, indicando que as suas dimensões da parcela não influem sobre a variância.

O coeficiente de determinação total é dado por:

$$R^2 = \frac{S.Q. REGRESSÃO (X_1, X_2, X_3)}{S.Q. TOTAL}$$

é de:

$$R^2 = 2,9\%$$

Isto é, apenas 2,9% da variação de Y_i , medida em termos da S.Q.TOTAL, é explicada pela regressão.

Estes resultados não concordam com os obtidos por SILVA, 1972, SILVA et alii, 1987; CAMPOS, 1972, uma vez que os citados autores encontraram significância para a equação de regressão linear múltipla, sugerindo que o comprimento

(X_1), largura (X_2), e a interação ($X_1.X_2$) influem significativamente sobre a variância. Desta forma, a equação de regressão linear múltipla, proposta por AMARAL (1951), não se presta para a determinação do tamanho e forma da parcela, nas condições em que foi realizado o presente trabalho. No entanto, os coeficientes $\hat{b}_1$ e $\hat{b}_2$ estão compreendidos entre zero e a unidade, portanto, dentro dos limites preconizados por KOCK & RIGNEY (1951).

4.3.2 - Estimação do Tamanho da Parcela em Função do Custo.

A área ótima dada por $X_1.X_2 = \frac{K_1(\hat{b}_2 + \hat{b}_1)}{2.K_2(1 - \hat{b}_2)}$ não foi

estimada, em razão de os componentes da regressão $\hat{b}_1$ e $\hat{b}_2$ não atingirem significância estatística, devido provavelmente, a homogeneidade do solo ser relativamente baixa, o que exige parcelas pequenas, onde a forma tem pouca influência. Além dos arranjos nas parcelas não permitirem a formação de parcelas de tamanhos iguais e formas diferentes, como por exemplo 1 x 2 e 2 x 1, haja visto que em todos os trabalhos em que é usado o método de AMARAL (1951) tais arranjos são postos à prova. Entretanto, KOCH & RIGNEY (1951), citado por CAMPOS (1972), afirmaram que ao estimar-se a heterogeneidade do solo pode-se cometer vícios ("bias"), visto que a orientação das repetições no campo pode influir na estimação do componente das repetições, fazendo-se muito grande ou muito pequeno, e, por conseguinte, produzir desvios na linearidade da regressão.

4.4 - Método DE HATHEWAY

4.4.1 - Estimação do Tamanho Ótimo da Parcela em Função do Número de Repetições

De acordo com os valores da TABELA 6, do apêndice 2, utilizando a fórmula proposta por HATHEWAY (1961) estimou-se os diferentes tamanhos de parcelas, a fim de detectar, ao nível de 5% de probabilidade, diferenças entre médias.

dias de tratamentos (d), em experimentos em blocos ao acaso, com diferentes números, de tratamentos (I) e repetições (r), para cinco valores de coeficiente de variação (C.V.) (TABELA 3). Observou-se elevados aumentos no tamanho das parcelas, com:

a) aumento no valor do CV, mantidos fixos d , I e r ; b) redução do valor de r , fixando-se d , CV e I ; c) diminuição no valor de d , mantidos constantes r , I e CV. Em contrapartida, verificou-se, também, que o tamanho da parcela foi pouco influenciado com a variação em I , mantendo-se constantes os valores de r , CV e d . Observou-se ainda que parcelas menores, com amior número de repetições, permitem detectar menores diferenças percentuais entre médias de tratamento que parcelas maiores com um menor número de repetições.

Pelo exame da tabela 3 pode-se escolher com sucesso o tamanho da parcela mais conveniente, desde que o número de tratamentos que se pretenda testar seja 6, 10, 16 ou um número próximo, e que a variável a ser analisado seja a produtividade. No entanto, verifica-se que existem valores inviáveis do ponto de vista prático. Isto se deve ao fato de o método proposto por HATHEWAY (1961) conduzir a tamanhos de parcela extremamente grandes e pequenos, quando a relação $(CV/d)^2$ é muito grande ou muito pequena, respectivamente, o que também foi observado por OLIVEIRA, 1976 e SILVA, 1987. Por outro lado ao se determinar o tamanho da parcela, deve-se levar em consideração, além dos mencionados fatores, a quantidade de semente (estaca) disponível; o tipo de máquina que se empregará no experimento, natureza dos estudos a realizar, área do campo utilizável, tempo e mão-de-obra disponível.

Segundo CALZADA BENZA (1965), quanto maior for a variabilidade do meio, maior deve ser o número de repetições. Desse modo, os resultados sugerem o uso de um número reduzido de repetições.

TABELA 3 - Área da parcela em m², estimado pela fórmula de HATHEWAY (1961), para comprovar ao nível de 5% de probabilidade, diferenças (d) de 10, 15 e 20% entre médias, em experimentos em blocos ao acaso, com diferentes números de tratamentos (I) e de repetições (r), para diversos valores de coeficientes de variação (C.V.). Pacajus-Ce., 1986

d	C.V. (%) (%)	r=4			r=6			r=8		
		I			I			I		
		6	10	16	6	10	16	6	10	16
10	10	16,5	14,4	13,5	14,6	13,5	13,0	13,9	13,2	12,8
	15	98,5	86,2	80,8	35,7	33,0	31,8	18,0	17,4	16,6
	20	350,6	306,9	287,4	127,2	117,5	113,2	64,0	62,0	58,9
	25	938,3	821,4	769,2	340,4	314,5	303,0	171,4	166,1	157,7
	30	2097,5	1836,2	1719,4	761,0	702,9	677,3	383,3	371,3	352,6
15	10	2,8	2,4	2,3	1,0	0,9	0,9	0,5	0,5	0,5
	15	16,5	14,4	13,5	6,0	5,5	5,3	3,0	2,9	2,8
	20	58,6	51,3	48,0	21,3	19,6	18,9	10,7	10,4	9,8
	25	156,8	137,3	128,6	56,9	52,6	50,6	28,7	27,8	26,4
	30	350,6	306,9	287,4	127,2	117,5	113,2	64,0	62,0	58,9
20	10	0,8	0,7	0,6	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1	0,1
	15	4,6	4,1	3,8	1,7	1,6	1,5	0,8	0,8	0,8
	20	16,5	14,4	13,5	6,0	5,5	5,3	3,0	2,9	2,8
	25	44,1	38,6	36,1	16,0	14,8	14,2	8,1	7,8	7,4
	30	98,5	86,2	80,8	35,7	33,0	31,8	18,0	17,4	16,6

5 - CONCLUSÃO:

- 1 - O coeficiente de variação diminuiu, com o aumento do tamanho das parcelas, sendo o decréscimo mais acentuado quando se aumentou a parcela no sentido de sua largura, sugerindo que parcelas mais largas e quadradas são mais eficientes do que parcelas de mesma área, mas com formato comprido e estreito.
- 2 - A estimativa do índice de heterogeneidade ($\hat{h} = 0,4533$) indicou que o solo do experimento apresenta homogeneidade de relativamente baixa, isto é, existe alta correlação entre as unidades básicas que constituem a parcela.
- 3 - De acordo com a lei da variância de SMITH, o tamanho ótimo da parcela é de $4,50 \text{ m}^2$ quando estimada em 10% a parte do custo total (K_2) proporcional à área total por tratamento. Para valores mais altos de K_2 , devem ser usadas parcelas menores, pois à medida que o custo relativo ao tamanho da parcela, torna-se menor, parcelas maiores são mais econômicas. Contudo podem ser utilizadas parcelas com metade ou o dobro do tamanho ótimo estimado sem perda de precisão nos resultados.
- 4 - A estimativa do tamanho ótimo da parcela através do método de AMARAL não foi realizada, pois os arranjos de parcelas e a baixa homogeneidade do solo provavelmente, proporcionaram regressão linear múltipla não significativa.
- 5 - O método de HATHEWEY mostrou que alguns tamanhos de parcelas, do ponto de vista prático, não são recomendáveis pois conduz a valores extremamente grandes e pequenos quando a relação $(CV/d)^2$ é muito grande ou muito pequena, respectivamente. Por outro lado, à medida que diminui o número de repetições, o tamanho das parcelas é ca

da vez maior, evidenciando assim, a importância da utilização de parcelas menores e um maior número de repetições, o qual permite detectar menores diferenças percentuais entre tratamentos quando comparadas a parcelas maiores com um menor número de repetições.

6 - LITERATURA CITADA

AMARAL, E. Tamanho e forma das parcelas em experimentos com o cafeeiro. IV Seminário de Estatísticas, 1951.

ARRUDA, H.V. de & MONACO, L.C. Estudos sobre tamanho e forma de parcelas para experimentos de melhoramento de café. Turrialba, 27: 187-192, 1977.

BRIM, C.A & D.D.MASON. Estimates of optimum plot Size for Soybean yield trials Agronomy journal, 51: 331-334, 1959.

BUENO, A. & GOMES, F.P. Estimativa do tamanho de parcela em experimentos de mandioca. Revista Brasileira de Mandioca. 2 (2): 39-44, 1983.

CABALLERO, W.A. Investigaciones Sobre el tamaño de Las Parcelas experimentais. Peru, Estación Experimental Agropecuária de Lambayeque, 1966. 19 p. (Boletim, 5).

CAMPOS, G.M Determinação do tamanho e forma das parcelas para uso em experimentos de girassol (*Helianthus annuus*) L. ESALQ, 1972. 133 p. (Tese de Mestrado).

CALZADA BENZA, J. El Error Experimental y la precision en los experimentos. Estación Experimental Agrícola de La Molina. 1965. (Boletim, 67).

CHACIN LUGO, F. Tamaño de parcela experimental y su forma. Revista de la Facultad de Agronomia, 9 : 55-74, 1976.

COCHRAN, W.G. & COX, G.M. Methods for increasing the accuracy of experiments. In: _____. Experimental designs. New York, John Wiley & Sons, 1957. Chap 2, p. 15-30.

- CORDEIRO, C.M.T. & MIRANDA, J.E.C. de Tamanho de parcela e eficiência experimental em batata-doce usando a potência do teste F. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 18: 707-713, 1983.
- CREWS, J.W.; JONES, G.L.; MASON, D.D Field plot technique studies with flue-cured tobacco. I Optimum plot size and shape. Agronomy Journal, 55: 197-199. 1963.
- FEDERER, W.T. Plot or pen technique. In: _____. Experimental design. New York, The Macmillan, 1955. Chap. 3, p.58-85.
- FROTA, P.C.E.; PARENTE, J:I.G.; COSTA, J.T.A. & MELO, F.I.O. Influência de fatores climáticos nas fenofases do cajueiro. [s.n.t.] trabalho apresentado no 1º Encontro Nacional de Agro-indústria do Caju e 2ª Semana Cearense do Caju, 1984.
- GOMES, F.P. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com Plantas arbóreas. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 19 : 1507-1512, dez. 1984.
- GOMES, F.P. Novos aspectos do problema do tamanho ótimo das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 23 : 59-62, jan. 1988.
- GUPTON, C.L. Estimates of optimum plot size and shape from uniformity data in burley tobacco (Nicotiana tabacum L.) Agronomy Journal, 64: 687 - 682.1982.
- HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. Agronomy Journal, 53: 279-280, 1961.
- HATHEWAY, W.H. & WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crops Yields. Biometrics, 14: 207-22, 1958.

- IGUE, I.; SOUZA, D.M. & NAGAI, V. Tamanho de parcelas mais convenientes para experimentação de campo com arroz. Ciência e Cultura, 24 : 1150-3, 1972.
- IGUE, T. & MASCARENHAS, H.A.A. Determinação do Tamanho Ótimo das Parcelas para Experimentos de Campo com Soja. Campinas, Instituto Agrônomo, 1974. 28 p. (I.A.C. Boletim técnico, 9).
- JACOMINE, P.R.T.; ALMEIDA, J.C. & MEDEIROS, L.A.R. Levantamento exploratório - Reconhecimento de solos no Estado do Ceará. Recife, Ministério da Agricultura - Divisão de Pesquisa pedológica, 1973. 2v. (Boletim Técnico, 28).
- KOCH, E.J. & RIGNEY, H.J.A. method of estimating optimum plot size from experimental data. Agronomy Journal , 43: 17-21. 1951.
- LE CLERG, E.L.; LEONARD, W.H. & CLARK, A.G. The field plot. In: _____. Field plot technique. Minneapolis, Burgess Publishing Company, 1962. Chap. 9, P. 105-128.
- NAGAI, V.; PASSOS, F.A.; SCARANARI, H.J. & MARTINS, F.P. Tamanho de parcelas e número de repetições em experimentos com morangueiros. Bragantia, 37 : 71-81, 1978.
- NORMANHA, E.S. A mandioca no Brasil e no mundo. In: I Curso Intensivo Nacional de Mandioca; aspectos gerais, econômicos e industrias. Revista Brasileira de Mandioca. P.9-46. 1976.
- OLIVEIRA, E.B. & BIAVA, M.L. Bibliografia sobre tamanho e forma de parcelas experimentais. Brasília, EMBRAPA-DID , 1982. 201 p.
- OLIVEIRA, R.P. de. Estudo comparativo de alguns métodos de estimação do tamanho adequado de parcelas experimentais

Universidade de Brasília, 1976. 100 p. (Tese de Mestrado).

PEREIRA, C.P. Tamanho de parcela e número de repetições em experimentos de produção com cacaueiros. Revista Theobroma, 2 : 3-7, 1972.

PIGNATARO, I.A.B. & GONÇALVES, H.M. Estimativa do melhor tamanho de parcela para experimentos de soja (Glycine max (L.) Merrill). Agronomia Sulriograndense. 8 : 153-159, 1972.

RAMALHO, M.A.P.; DUARTE, G. de S., SILVEIRA, J.V. & CARVALHO, M.A. de. Estimativa do tamanho ideal da parcela para os experimentos com a cultura do feijão. Ciência e Prática, 1 : 5-12, 1977.

RIBEIRO, V.Q.; & SILVA, E.C. da.; & FILHO, F.R.F. Tamanho e forma de parcelas de culturas consorciadas e solteiras de caupi e milho. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 19: 1365-1371, 1984.

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

SILVA, E.C. Estudo do tamanho e forma de parcela para experimentos de soja. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 9: 49-59, 1974.

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

SILVA, P.S.L. e; & MACHADO, A.A.; & MOURA, M.M. Tamanho e

- forma de parcela para experimentação com milho irrigado. Ciência e Cultura. 39 : 1178-1181, 1987.
- SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. Journal of Agricultural Sciences, 28 : 1-23. 1938.
- VANEGAS, V.H.A.; GUIMARÃES, P.T.G & CARRARO, I.M. Efeito da variabilidade das plantas de café dentro da parcela. Revista Ceres, 27 : 1-16, 1980.
- WASSON, C.E. & KALTON, R.R. Estimations of optimum Plots Size using data from brome grass uniformity trials. Agricultural Station Iowa State, Research Bulletin. 396:296-320 , 1953.
- ZIMMERMANN, F.J.P. Tamanho e forma de parcela para pesquisa de feijão consorciado com milho. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 17 : 741-743, maio 1982.
- ZUHLKE, A. THOMAS & GRITTON, T. Earl. Optimum plot size and Shape estimate for pea yield. Agronomy Journal, 61:905-908, 1969.

7 - APÉNDICES

7.1 - APÊNDICE 1

TABELA 1 - Produção de raízes, em gramas por parcela unitária de dimensões 1,00 m x 0,60 m de largura e comprimento, respectivamente. Pacajus, CE, 1986.

Dentro da Linha	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5
1	3750,000	2950,000	2500,000	1450,000	300,000
2	400,00	3600,000	2050,000	1750,000	950,000
3	1750,000	3050,000	3100,000	1200,000	2600,000
4	2200,000	2550,000	2800,000	3000,000	2900,000
5	1750,000	2050,000	1000,000	1650,000	1750,000
6	1000,000	1800,000	1100,000	1150,000	1950,000
7	1200,000	1800,000	1250,000	3800,000	2050,000
8	1200,000	3500,000	1550,000	2250,000	4700,000
9	1050,000	3700,000	1850,000	1600,000	2450,000
10	2200,000	2600,000	1050,000	1700,000	1500,000
11	2100,000	1500,000	1550,000	1450,000	1950,000
12	750,000	1750,000	2700,000	2500,000	1500,000
13	1000,000	1600,000	2300,000	950,000	2500,000
14	1100,000	1800,000	1800,000	2450,000	2450,000
15	1950,000	1600,000	850,000	2750,000	2500,000
16	1850,000	1300,000	1250,000	2100,000	2150,000
17	2000,000	2000,000	2300,000	1600,000	2550,000
18	1600,000	1150,000	2050,000	1500,000	1550,000
19	1650,000	2500,000	1500,000	2100,000	3400,000
20	1550,000	2650,000	1750,000	2400,000	1100,000
21	1450,000	1800,000	1550,000	900,000	800,000
22	1650,000	1200,000	1800,000	900,000	2750,000
23	1850,000	2200,000	1750,000	2900,000	1150,000
24	3850,000	800,000	1350,000	1550,000	600,000
25	850,000	1900,000	450,000	2400,000	1600,000
26	3800,000	1450,000	1250,000	2350,000	1650,000
27	2450,000	2250,000	1700,000	2150,000	1800,000
28	500,000	1400,000	1850,000	1950,000	2750,000
29	2100,000	1000,000	1200,000	1850,000	2100,000
30	2150,000	1200,000	2800,000	2000,000	1150,000
31	2400,000	750,000	1700,000	2750,000	1000,000
32	3300,000	2050,000	750,000	2950,000	1550,000
33	1700,000	1900,000	2600,000	2250,000	850,000
34	2900,000	700,000	1200,000	1150,000	1700,000
35	1150,000	500,000	600,000	1000,000	3400,000
36	2850,000	2500,000	1900,000	1850,000	3150,000
37	2150,000	900,000	2150,000	1750,000	1900,000
38	1700,000	750,000	2850,000	1700,000	1650,000
39	1400,000	1600,000	1500,000	1400,000	2550,000
40	3550,000	2200,000	1850,000	500,000	2350,000

TABELA 1 (continuação)

Dentro da Linha	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10
1	1400,000	1700,000	2050,000	850,000	3400,000
2	550,000	1400,000	2650,000	350,000	1600,000
3	1200,000	2250,000	1250,000	2800,000	2500,000
4	950,000	2250,000	950,000	500,000	2950,000
5	1650,000	1100,000	1150,000	1450,000	1200,000
6	2600,000	1650,000	2000,000	4300,000	2300,000
7	1450,000	1850,000	2200,000	2600,000	750,000
8	850,000	2450,000	900,000	3050,000	1600,000
9	1600,000	1950,000	2650,000	3050,000	1450,000
10	1850,000	2000,000	1700,000	2150,000	1600,000
11	2500,000	1800,000	3200,000	1500,000	1750,000
12	1750,000	1700,000	1050,000	2400,000	1350,000
13	500,000	1500,000	950,000	900,000	2850,000
14	1650,000	1750,000	700,000	900,000	1550,000
15	2050,000	1000,000	750,000	1250,000	1800,000
16	1900,000	1300,000	2450,000	3550,000	1750,000
17	1200,000	1150,000	2850,000	3450,000	2150,000
18	2100,000	3700,000	2950,000	3150,000	750,000
19	3500,000	1900,000	1400,000	1450,000	1900,000
20	1500,000	1700,000	2650,000	650,000	2350,000
21	1450,000	1250,000	1350,000	1200,000	2700,000
22	950,000	1600,000	1700,000	700,000	700,000
23	1550,000	2700,000	1350,000	1900,000	2100,000
24	700,000	1000,000	1000,000	1800,000	1000,000
25	1750,000	2150,000	4000,000	2450,000	2500,000
26	1500,000	2000,000	3050,000	750,000	750,000
27	800,000	850,000	4250,000	2950,000	1400,000
28	1050,000	1950,000	1650,000	1900,000	850,000
29	2750,000	950,000	1300,000	2050,000	1750,000
30	1600,000	1100,000	500,000	1000,000	1600,000
31	1850,000	1750,000	1550,000	1900,000	2600,000
32	1250,000	1800,000	2100,000	1400,000	1700,000
33	1550,000	1050,000	1250,000	1900,000	1300,000
34	1000,000	1200,000	1400,000	2450,000	2300,000
35	1000,000	1000,000	3350,000	1450,000	1400,000
36	1150,000	1650,000	1900,000	1350,000	1350,000
37	2450,000	1550,000	1700,000	300,000	1550,000
38	2600,000	3200,000	1750,000	1100,000	1200,000
39	2650,000	1600,000	2250,000	1700,000	1500,000
40	850,000	2650,000	1100,000	900,000	1390,000

TABELA 1 (continuação)

Dentro da Linha	Linha 11	Linha 12	Linha 13	Linha 14	Linha 15
1	2900,000	2100,000	1350,000	3600,000	2000,000
2	1250,000	1700,000	1600,000	2050,000	700,000
3	800,000	1350,000	2100,000	1150,000	550,000
4	600,000	1700,000	2250,000	2150,000	1450,000
5	1050,000	1550,000	2050,000	1900,000	1500,000
6	2200,000	1400,000	2750,000	1300,000	2100,000
7	1800,000	1300,000	2000,000	1750,000	2750,000
8	1500,000	1850,000	1650,000	2350,000	1350,000
9	1600,000	3000,000	2650,000	2800,000	2350,000
10	1150,000	600,000	1650,000	1100,000	1800,000
11	1100,000	3000,000	2000,000	800,000	2000,000
12	2750,000	1550,000	1150,000	2500,000	2200,000
13	1400,000	1250,000	1550,000	950,000	2700,000
14	1500,000	2850,000	1500,000	3000,000	1900,000
15	1600,000	1950,000	1800,000	2000,000	1550,000
16	1100,000	1950,000	1950,000	850,000	1750,000
17	1850,000	1400,000	2550,000	1700,000	1900,000
18	1150,000	1700,000	1900,000	1300,000	1400,000
19	1650,000	900,000	2700,000	1200,000	1400,000
20	2150,000	1550,000	1850,000	2100,000	1200,000
21	1800,000	1950,000	1350,000	1900,000	1900,000
22	1650,000	700,000	2300,000	1150,000	2000,000
23	1350,000	1250,000	1300,000	1850,000	1500,000
24	300,000	2100,000	1550,000	1950,000	1000,000
25	3150,000	2600,000	1750,000	1650,000	2550,000
26	1800,000	2400,000	1000,000	2550,000	1500,000
27	1050,000	1900,000	3150,000	1900,000	1750,000
28	1700,000	2100,000	2000,000	750,000	1150,000
29	1250,000	3700,000	250,000	1200,000	2100,000
30	2450,000	1600,000	850,000	700,000	1400,000
31	1700,000	2250,000	950,000	2700,000	1650,000
32	2400,000	850,000	2000,000	2050,000	2550,000
33	1450,000	2150,000	1500,000	1050,000	1350,000
34	1250,000	1450,000	1900,000	1400,000	2050,000
35	400,000	2600,000	400,000	1700,000	1200,000
36	2450,000	1850,000	1950,000	1200,000	2650,000
37	2600,000	2000,000	1550,000	2050,000	2250,000
38	3150,000	1300,000	1800,000	1650,000	1900,000
39	2600,000	1000,000	1850,000	1600,000	1300,000
40	2500,000	750,000	2300,000	2300,000	1050,000

7.2 - APÊNDICE 2

TABELA 1 - Número de graus de liberdade (W_i), variância por parcela, tamanho da parcela (X_i), variância reduzida (V_r), logaritmo do tamanho da parcela, logaritmo da variância reduzida, para parcelas de tamanhos e formas variáveis. Pacajus, CE, 1986.

Tipo de parcela (largura $\bar{x}$ Comprimento)	G.L. (W_i)	Variância por Parcela	Divisor (X_i)	Variância Reduzida (V_i)	Log X (X_i)
1 x 1	599	529470,6733	1	529470,6733	0,0000
1 x 2	299	1157762,0959	2	578881,0479	0,3010
1 x 4	149	2566353,9149	4	641588,4787	0,6021
1 x 5	119	3286509,8039	5	657301,9608	0,6989
1 x 8	74	4022614,4144	8	502826,8018	0,9031
1 x 10	59	5710412,4294	10	571041,2429	1,0000
1 x 20	29	14884091,9540	20	744204,5977	1,3010
1 x 40	14	13098023,8095	40	327450,5952	1,6021
3 x 1	199	1671401,0050	3	557133,6683	0,4771
3 x 2	99	3337046,4646	6	556174,4108	0,7782
3 x 4	49	8062248,9796	12	671854,0816	1,0792
3 x 5	39	10212282,0513	15	680818,8034	1,1761
3 x 8	24	7127100,0000	24	296962,5000	1,3802
3 x 10	19	12349105,2632	30	411636,8421	1,4771
3 x 20	9	24310666,6667	60	405177,7778	1,7782
3 x 40	4	20149250,0000	120	167910,4167	2,0792
5 x 1	119	2752686,2745	5	550537,2549	0,6989
5 x 2	59	4903463,2768	10	490346,3277	1,0000
5 x 4	29	12045298,8506	20	602264,9425	1,3010
5 x 5	23	17677318,8406	25	707092,7536	1,3979
5 x 8	14	13942309,5238	40	348557,7381	1,6021
5 x 10	11	24831515,1515	50	496630,3030	1,6989
5 x 20	5	91008666,6667	100	910086,6667	2,0000
5 x 40	2	173355833,3333	200	866779,1667	2,3010
15 x 1	39	9974974,3589	15	664998,2906	1,1761
15 x 2	19	17325421,0526	30	577514,0351	1,4771
15 x 4	9	54951777,7778	60	915862,9629	1,7782
15 x 5	7	55427857,1429	75	739038,0952	1,8751
15 x 8	4	39731750,0000	120	331097,9167	2,0792
15 x 10	3	126288333,3333	150	841922,2222	2,1761
15 x 20	1	637245000,0000	300	2124150,0000	2,4771
15 x 40	0	0	600	0,0000	2,7782

TABELA 1 - (Continuação)

Tipo de Parcela (Largura x Comprimento)	Log Vr (Yi)
1 x 1	5,7238
1 x 2	5,7626
1 x 4	5,7073
1 x 5	5,8178
1 x 8	5,7014
1 x 10	5,7567
1 x 20	5,8717
1 x 40	5,5151
3 x 1	5,7459
3 x 2	5,7452
3 x 4	5,8273
3 x 5	5,8330
3 x 8	5,4727
3 x 10	5,6145
3 x 20	5,6076
3 x 40	5,2251
5 x 1	5,7410
5 x 2	5,6910
5 x 4	5,7798
5 x 5	5,8495
5 x 8	5,5423
5 x 10	5,6960
5 x 20	5,9591
5 x 40	5,9379
15 x 1	5,8228
15 x 2	5,7616
15 x 4	5,9618
15 x 5	5,8687
15 x 8	5,5199
15 x 10	5,9253
15 x 20	6,3272
15 x 40	-

TABELA 2 - Largura da parcela (X_1), comprimento da parcela (X_2), logaritmo da largura (X_{1i}), logaritmo do comprimento (X_{2i}) e produto $\text{Log } X_1 \cdot \text{Log } X_2$ (X_{3i}).
Pacajus, CE, 1986.

X_1	X_2	$\text{Log } X_1 (X_{1i})$	$\text{Log } X_2 (X_{2i})$	$\text{Log } X_1 \cdot \text{Log } X_2 (X_{3i})$
1	1	0,0000	0,0000	0,0000
1	2	0,0000	0,3010	0,0000
1	4	0,0000	0,6021	0,0000
1	5	0,0000	0,6989	0,0000
1	8	0,0000	0,9031	0,0000
1	10	0,0000	1,0000	0,0000
1	20	0,0000	1,3010	0,0000
1	40	0,0000	1,6021	0,0000
3	1	0,4771	0,0000	0,0000
3	2	0,4771	0,3010	0,1436
3	4	0,4771	0,6021	0,2873
3	5	0,4771	0,6989	0,3334
3	8	0,4771	0,9031	0,4309
3	10	0,4771	1,0000	0,4771
3	20	0,4771	1,3010	0,6207
3	40	0,4771	1,6021	0,7644
5	1	0,6989	0,0000	0,0000
5	2	0,6989	0,3010	0,2104
5	4	0,6989	0,6021	0,4208
5	5	0,6989	0,6989	0,4885
5	8	0,6989	0,9031	0,6312
5	10	0,6989	1,0000	0,6989
5	20	0,6989	1,3010	0,9093
5	40	0,6989	1,6021	1,1197
15	1	1,1761	0,0000	0,0000
15	2	1,1761	0,3010	0,3540
15	4	1,1761	0,6021	0,7081
15	5	1,1761	0,6989	0,8219
15	8	1,1761	0,9031	1,0621
15	10	1,1761	1,0000	1,1761
15	20	1,1761	1,3010	1,5301
15	40	1,1761	1,6021	1,8842

TABELA 3 - Valores necessários para resolução do Sistema de equações $X'X \hat{\beta} = X'Y$ e obtenção da soma de quadra do total.

ΣW_i	= 2128
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$	= 229,00340
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$	= 300,81695
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2$	= 66,93358
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) (X_{2i} - \bar{X}_2)$	= 5,30664
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) (X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 71,43364
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) (X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 64,02069
$\Sigma W_i Y_i$	= 12233,30970
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i$	= 1,90650
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i$	= 2,09529
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i$	= 1,70014
$\Sigma W_i (Y_i - \bar{Y})^2$	= 9,74878

TABELA 4 - Valores necessários a obtenção do coeficiente de regressão simples ($\hat{b}$).

ΣW_i	=	2128,000
$\Sigma W_i \text{ Log} X_i$	=	1193,266
$(\Sigma W_i \text{ Log} X_i)^2$	=	72265,700
$\Sigma W_i (\text{Log} X_i)^2$	=	1188,329
$\Sigma W_i \text{ Log} V_{Xi}$	=	13426,557
$\Sigma W_i \text{ Log} V_{Xi} \text{ Log} X_i$	=	8052,113

TABELA 5 - Valores componentes da fórmula de HATHEWAY.

d	CV	r	I	t ₁	t ₂
10	10	4	6	2,130	0,866
10	10	4	10	2,052	0,855
10	10	4	16	2,014	0,850
10	10	6	6	2,060	0,856
10	10	6	10	2,014	0,850
10	10	6	16	1,992	0,847
10	10	8	6	2,030	0,852
10	10	8	10	1,998	0,849
10	10	8	16	1,982	0,845
10	15	4	6	2,130	0,866
10	15	4	10	2,052	0,855
10	15	4	16	2,014	0,850
10	15	6	6	2,060	0,856
10	15	6	10	2,014	0,850
10	15	6	16	1,992	0,847
10	15	8	6	2,030	0,852
10	15	8	10	2,012	0,849
10	15	8	16	1,982	0,845
10	20	4	6	2,130	0,866
10	20	4	10	2,052	0,855
10	20	4	16	2,014	0,850
10	20	6	6	2,060	0,856
10	20	6	10	2,014	0,850
10	20	6	16	1,992	0,847
10	20	8	6	2,030	0,852
10	20	8	10	2,012	0,849
10	20	8	16	1,982	0,845
10	25	4	6	2,130	0,866
10	25	4	10	2,052	0,855
10	25	4	16	2,014	0,850
10	25	6	6	2,060	0,856
10	25	6	10	2,014	0,850
10	25	6	16	1,992	0,847
10	25	8	6	2,030	0,852
10	25	8	10	2,012	0,849
10	25	8	16	1,982	0,845
10	30	4	6	2,130	0,866
10	30	4	10	2,052	0,855
10	30	4	16	2,014	0,850
10	30	6	6	2,060	0,856
10	30	6	10	2,014	0,850
10	30	6	16	1,992	0,847
10	30	8	6	2,030	0,852
10	30	8	10	2,012	0,849
10	30	8	16	1,982	0,845

TABELA 5 - (continuação)

d	CV	r	I	t ₁	t ₂
15	10	4	6	2,130	0,866
15	10	4	10	2,052	0,855
15	10	4	16	2,014	0,850
15	10	6	6	2,060	0,856
15	10	6	10	2,014	0,850
15	10	6	16	1,992	0,847
15	10	8	6	2,030	0,852
15	10	8	10	2,012	0,849
15	10	8	16	1,982	0,845
15	15	4	6	2,130	0,866
15	15	4	10	2,052	0,855
15	15	4	16	2,014	0,850
15	15	6	6	2,060	0,856
15	15	6	10	2,014	0,850
15	15	6	16	1,992	0,847
15	15	8	6	2,030	0,852
15	15	8	10	2,012	0,849
15	15	8	16	1,982	0,845
15	20	4	6	2,130	0,866
15	20	4	10	2,052	0,855
15	20	4	16	2,014	0,850
15	20	6	6	2,060	0,856
15	20	6	10	2,014	0,850
15	20	6	16	1,992	0,847
15	20	8	6	2,030	0,852
15	20	8	10	2,012	0,849
15	20	8	16	1,982	0,845
15	25	4	6	2,130	0,866
15	25	4	10	2,052	0,855
15	25	4	16	2,014	0,850
15	25	6	6	2,060	0,856
15	25	6	10	2,014	0,850
15	25	6	16	1,992	0,847
15	25	8	6	2,030	0,852
15	25	8	10	2,012	0,849
15	25	8	16	1,982	0,845
15	30	4	6	2,130	0,866
15	30	4	10	2,052	0,855
15	30	4	16	2,014	0,850
15	30	6	6	2,060	0,856
15	30	6	10	2,014	0,850
15	30	6	16	1,992	0,847
15	30	8	6	2,030	0,852
15	30	8	10	2,012	0,849
15	30	8	16	1,982	0,845

TABELA 5 - (continuação)

d	CV	r	I	t ₁	t ₂
20	10	4	6	2,130	0,866
20	10	4	10	2,052	0,855
20	10	4	16	2,014	0,850
20	10	6	6	2,060	0,856
20	10	6	10	2,014	0,850
20	10	6	16	1,992	0,847
20	10	8	6	2,030	0,852
20	10	8	10	2,012	0,849
20	10	8	16	1,982	0,845
20	15	4	6	2,130	0,866
20	15	4	10	2,052	0,855
20	15	4	16	2,014	0,850
20	15	6	6	2,060	0,856
20	15	6	10	2,014	0,850
20	15	6	16	1,992	0,847
20	15	8	6	2,030	0,852
20	15	8	10	2,012	0,849
20	15	8	16	1,982	0,845
20	20	4	6	2,130	0,866
20	20	4	10	2,052	0,855
20	20	4	16	2,014	0,850
20	20	6	6	2,060	0,856
20	20	6	10	2,014	0,850
20	20	6	16	1,992	0,847
20	20	8	6	2,030	0,852
20	20	8	10	2,012	0,849
20	20	8	16	1,982	0,845
20	25	4	6	2,130	0,866
20	25	4	10	2,052	0,855
20	25	4	16	2,014	0,850
20	25	6	6	2,060	0,856
20	25	6	10	2,014	0,850
20	25	6	16	1,992	0,847
20	25	8	6	2,030	0,852
20	25	8	10	2,012	0,849
20	25	8	16	1,982	0,845
20	30	4	6	2,130	0,866
20	30	4	10	2,052	0,855
20	30	4	16	2,014	0,850
20	30	6	6	2,060	0,856
20	30	6	10	2,014	0,850
20	30	6	16	1,992	0,847
20	30	8	6	2,030	0,852
20	30	8	10	2,012	0,849
20	30	8	16	1,982	0,845