

**GERARDO MAGELA CAMPOS**  
**ENGENHEIRO AGRÔNOMO**

Departamento Nacional de Obras Contra as Secas  
Diretoria de Agronomia  
FORTALEZA - CE

**DETERMINAÇÃO DO TAMANHO E FORMA DAS PARCELAS  
PARA USO EM EXPERIMENTOS DE GIRASSOL (*Helianthus annuus* L.)**

ORIENTADOR: Prof. Roberto Simionato Moraes

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura  
"Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo,  
para obtenção do título de "Magister Scientiae" (M. S.)

PIRACICABA - ESTADO DE SÃO PAULO  
Setembro - 1972

## A G R A D E C I M E N T O S

*Expressamos nossos agradecimentos às seguintes pessoas e entidades:*

*Ao Prof. Roberto Simionato Moraes, pela valiosa orientação prestada na execução desse trabalho;*

*Ao Prof. Vivaldo Francisco da Cruz, pelas análises efetuadas no Computador Eletrônico, da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz";*

*Ao Prof. Raimundo de Pontes Nunes, pelas preciosas sugestões apresentadas e, pela cessão de área da Fazenda Experimental da Escola de Agronomia, aonde foi lançado um dos ensaios;*

*Aos Prof.<sup>s</sup> do Departamento de Matemática e Estatística, da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", pelos valiosos ensinamentos recebidos quando da realização do curso de Pós-graduação de Experimentação e Estatística;*

*Aos bolsistas do Instituto de Matemática da Universidade Federal do Ceará, Oscar Fernandes Souza e João Batista Ferreira Gomes Neto, pelas análises efetuadas no Computador do Serviço de Processamento de Dados da referida Universidade.*

*À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa de estudos concedida.*

*Ao Departamento Nacional de Obras Contra as Secas, pela oportunidade que nos concedeu de realizar o Curso de Experimentação e Estatística;*

A

Lais, minha esposa

A

Ildelfonso *"in memoriam"*, meu pai

Adelina, minha mãe

A

Edson e Cristina, meus filhos

D E D I C O

A 2.<sup>a</sup> Diretoria Regional do Departamento Nacional de Obras Contra as Secas pela concessão de áreas na Estação Experimental de Pentecoste, onde foram implantados dois ensaios;

Ao Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup> José Edísio Bezerra, da 2.<sup>a</sup> Diretoria Regional do Departamento Nacional de Obras contra as Secas, pelo excelente desempenho na condução dos três ensaios;

A todos que direta ou indiretamente colaboraram para o bom andamento desta pesquisa.

# Í N D I C E

	Página
1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - REVISÃO DA LITERATURA .....	4
3 - MATERIAIS E MÉTODOS .....	13
3.1 - Materiais .....	13
3.1.1 - Ensaio da Fazenda Experimental (Escola de Agronomia) .....	13
3.1.2 - Ensaio da Estação Experimental (D.N.O.C.S.) ..	14
3.1.3 - Irrigação .....	15
3.1.4 - Fertilização .....	15
3.2 - Métodos .....	16
3.2.1 - Regressão Linear Simples .....	17
3.2.2 - Regressão Linear Múltipla .....	19
3.2.3 Tamanho Ótimo das Parcelas .....	28
4 - RESULTADOS .....	30
4.1 - Ajustamento da Produção .....	30
4.1.1 - Ensaio n.º 1 .....	31
4.1.2 - Ensaio n.º 2 .....	31
4.1.3 - Ensaio n.º 3 .....	31
4.2 - Método da Máxima Curvatura .....	31
4.2.1 - Ensaio n.º 1 .....	33
4.2.2 - Ensaio n.º 2 .....	33
4.2.3 - Ensaio n.º 3 .....	36
4.3 - Método da Informação Relativa .....	41

	Página
4.4 - Regressão Linear Simples .....	45
4.4.1 - Ensaio n.º 1 .....	48
4.4.2 - Ensaio n.º 2 .....	48
4.4.3 - Ensaio n.º 3 .....	48
4.5 - Regressão Linear Múltipla .....	52
4.5.1 - Ensaio n.º 1 .....	57
4.5.2 - Ensaio n.º 2 .....	68
4.5.3 - Ensaio n.º 3 .....	75
4.6 - Tamanho Ótimo das Parcelas .....	80
5 - DISCUSSÃO .....	86
5.1 - Ajustamento da Produção .....	86
5.2 - Máxima Curvatura e Informação Relativa .....	86
5.3 - Regressão Linear Simples .....	88
5.4 - Regressão Linear Múltipla .....	88
6 - CONCLUSÕES .....	94
7 - RESUMO .....	97
8 - SUMMARY .....	100
9 - BIBLIOGRAFIA .....	103
10 - APÊNDICES .....	107

## ÍNDICE DAS TABELAS

	Página
TABELA I - Variabilidade e Informação Relativa - ENSAIO N.º 1 ..	34
TABELA II - Variabilidade e Informação Relativa - ENSAIO N.º 2 ..	38
TABELA III - Variabilidade e Informação Relativa - ENSAIO N.º 3 ..	42
TABELA IV - Variância por parcela, variância reduzida, logaritmo da variância reduzida, logaritmo do tamanho da parcela e número de graus de liberdade para parcelas de tamanho e formas variáveis .....	46
TABELA V - Logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ), número de graus de liberdade ( $W_1$ ), variância por parcela, variância reduzida ( $V_r$ ) e logaritmo da variância reduzida ( $\log V_r$ ) para parcelas de tamanho e formas variáveis .....	49
TABELA VI - Comprimento da parcela ( $x_1$ ), largura da parcela ( $x_2$ ), logaritmo do comprimento ( $\log x_1$ ), logaritmo da largura ( $\log x_2$ ) e produto $\log x_1 \cdot \log x_2$ ( $X_{3i}$ ) - ENSAIO N.º 1 .....	53
TABELA VII - Comprimento da parcela ( $x_1$ ), largura da parcela ( $x_2$ ), logaritmo do comprimento ( $\log x_1$ ), logaritmo da largura ( $\log x_2$ ) e produto $\log x_1 \cdot \log x_2$ ( $X_{3i}$ ) - ENSAIO N.º 2 e ENSAIO N.º 3 .....	55
TABELA VIII - Estimação de $K_1$ , custo proporcional ao número de parcelas e $K_2$ , custo proporcional à unidade de área .....	81

## ÍNDICE DOS APÊNDICES

	<u>Página</u>
 <u>APÊNDICE 1</u>	
TABELA 1 - Produção de grãos ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária (1,0 m X 1,0 m) ENSAIO N.º 1 .....	108
TABELA 2 - Produção de grãos ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária (1,0 m X 1,0 m) ENSAIO N.º 2 .....	112
TABELA 3 - Produção de grãos ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária (1,0 m X 1,0 m) ENSAIO N.º 3 .....	115
 <u>APÊNDICE 2</u>	
TABELA 1 - Valores necessários a obtenção do coeficiente de regressão linear simples ( $\hat{b}$ ) e matriz não singular S - ENSAIOS N.ºs 1, 2 e 3 .....	118
TABELA 2 - Valores necessários a obtenção da matriz $X'Y$ e Soma de Quadrado Total - ENSAIOS N.ºs 1, 2 e 3 ...	120
TABELA 3 - Forma da parcela, logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ), logaritmo da variância reduzida calculada ( $\log V_r$ ) e logaritmo da variância reduzida ajustada ( $\log V_r$ ajust.) - ENSAIO N.º 1 .....	121
TABELA 4 - Forma da parcela, logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ), logaritmo da variância reduzida calculada ( $\log V_r$ ) e logaritmo da variância reduzida ajustada ( $\log V_r$ ajust.) - ENSAIOS N.ºs 2 e 3 .....	123

APÊNDICE 3

Página

TABELA 1 - Programação FORTRAN para cálculo das produções ajustadas pela covariância, determinação das variâncias de diferentes tamanhos e formas de parcelas, coeficientes de variação e porcentagem de informação relativa .....	125
TABELA 2 - Programação FORTRAN para cálculo dos elementos das matrizes S e $X'Y$ .....	127

## 1 - INTRODUÇÃO

Atualmente, na experimentação agrícola, é de uso generalizado um modelo experimental, cada vez que se deseja evidenciar a ação de duas ou mais variáveis em estudo.

Na análise de variância de um experimento é mais fácil assinalar os efeitos devido aos tratamentos e as repetições do que aqueles emascarados no resíduo e, que são devidos a inúmeros fatores, muito deles incontroláveis pelo experimentador.

CALZADA (1965) relata que o pesquisador, para reduzir ao mínimo a variabilidade sobre os resultados de um experimento, deve atentar para os seguintes pontos:

- Forma e colocação das parcelas no campo
- Forma do bloco ou repetição
- Tamanho das parcelas
- Número de repetições
- Delineamentos experimentais
- Falhas de plantas nas parcelas
- Efeito de bordaduras entre as parcelas
- Forma de condução dos experimentos

Muitos experimentadores utilizam tamanhos e formas de parcelas inteiramente arbitrários. Para CALZADA (1965) tratando-se de parcelas pequenas, a forma tem pouca ou nenhuma influência sobre o erro experimental, enquanto que, em parcelas grandes, tem uma influência notável.

Na literatura, as referências acerca da metodologia do tamanho de parcelas são extensas, entretanto, nada foi encontrado referente a girassol.

Existem atualmente vários métodos para determinar o tamanho e a forma ótima das parcelas. Discute-se aqui quatro dos principais méto-

dos existentes, aplicando-os a três ensaios de uniformidade (ensaios em branco) com a cultura do girassol.

Esses métodos são os seguintes:

a - Método da Máxima Curvatura

Baseia-se numa relação inversa entre cada tamanho de parcela e seu coeficiente de variação. Mediante uma simples inspeção se determina o tamanho ótimo da parcela.

b - Método da Informação Relativa

Compara os diferentes tamanhos de parcelas relacionando-os com a parcela unitária. Para um dado tamanho, permite avaliar a eficiência de diferentes formas de parcelas.

Assume-se que a parcela unitária fornece cem por cento de informação relativa.

c - Lei da Variância de Smith

É usualmente aceita como uma das medidas mais úteis da variabilidade do solo. Baseia-se numa relação empírica entre o tamanho da parcela e a variância, estabelecendo uma dependência negativa. Quando o tamanho relativo da parcela aumenta, a variância relativa diminui. A equação

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

expressa essa lei, onde  $b$  é um coeficiente que mede a heterogeneidade do solo. Na obtenção do tamanho ótimo da parcela SMITH (1938) associou o coeficiente  $b$  aos fatores reais do custo de um experimento.

d - Método de Amaral

Determina o tamanho e a forma das parcelas trabalhando não apenas com  $x$ , número de unidades por parcela, e sim decompondo  $x$  em suas dimensões:

$x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura), de modo que:

$$x = x_1 \cdot x_2$$

Côo o intuito de determinar o tamanho e a forma ideal das parcelas para uso em experimentos com a cultura do girassol nas condições do Vale do Rio Curu - Ceará, inicia-se a presente investigação.

## 2 - REVISÃO DA LITERATURA

Muitas investigações acerca do tamanho e da forma das parcelas foram conduzidas com diferentes culturas, contudo, na literatura consultada, nada foi encontrado referente a girassol.

Em 1915, HARRIS, citado por SMITH (1938) e LOMA (1966), propôs o uso do coeficiente de correlação intraclasse da produção de áreas adjacentes como um "coeficiente de heterogeneidade". Tal método entretanto, segundo SMITH (1938) serve apenas para demonstrar que a fertilidade das parcelas adjacentes são correlacionadas.

Muitos dos dados obtidos no passado foram analisados através de estudos de desvio padrão ou coeficiente de variação em relação ao tamanho da parcela (DAY, 1920; ODLAND, 1928; WIEBE, 1935).

CHRISTIDIS (1939) verificou que parcelas alongadas no sentido do comprimento controlavam melhor a heterogeneidade do solo do que parcelas quadradas com a mesma área.

JUSTENSEN, REYNOLDS, BOSE, LOESSELL, KULKARNI e BOSE, citados por CHRISTIDIS (1939) trabalhando com diversas culturas, verificaram que as parcelas alongadas e estreitas são mais eficientes do que as curtas e largas com mesma área.

WIEBE (1935) trabalhando com trigo sugere que parcelas quadradas são mais uniformes do que quando alongadas no sentido das linhas do experimento.

Mais recentemente outros autores estudaram essa relação entre coeficiente de variação e tamanho da parcela - Método da Máxima Curvatura.

ELLIOT e outros (1952), usando o método da máxima curvatura, verificaram em trigo, que aumentando o comprimento da parcela ocorria um decréscimo no valor do coeficiente de variação, entretanto, esse decréscimo não era proporcional ao aumento da área da parcela.

WEBER e HORNER (1957) trabalhando com soja, observaram que o Coeficiente de Variação (C.V.) decrescia a medida que aumentava o tamanho da parcela. Entretanto, parcelas longas eram mais variáveis do que parcelas curtas e largas. Para eles esse resultado pouco comum foi devido a orientação das parcelas com respeito ao gradiente de fertilidade.

CABALLERO (1966) trabalhando com sorgo forrageiro e pasto elefante, verificou que a variabilidade é maior nas parcelas de maior comprimento (sentido dos sulcos) do que em parcelas largas (transversal aos sulcos).

FEDERER (1955) afirmou que o método de máxima curvatura apresenta duas objeções: 1.<sup>a</sup>) Os custos relativos dos diferentes tamanhos de parcelas não são considerados, e 2.<sup>a</sup>) O ponto de máxima curvatura é susceptível de variar com a escala de medida.

SMITH (1938) propôs o uso de  $\underline{b}$ , coeficiente de regressão, como um índice da heterogeneidade do solo partindo da equação:

$$V_{\underline{x}} = \frac{V}{\underline{x} \cdot b} \quad (2.1)$$

onde:  $V_{\underline{x}}$  = Variância da média das parcelas constituídas de  $\underline{x}$  unidades;

$V$  = Variância das parcelas correspondente a uma parcela unitária;

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

O coeficiente  $\underline{b}$  mede a variabilidade do solo, estando seus valores entre 0 e 1. Quando  $\underline{b}$  tende a 0, indica que as unidades formando uma parcela, estão perfeitamente correlacionadas e por conseguinte o solo é bem uniforme. Por outro lado, quando  $\underline{b}$  tende a 1, indica que

não há correlação entre as unidades, sendo o solo experimental muito heterogêneo.

Aplicando logarítmos à equação (2.1) o índice  $b$  é facilmente estimado como um coeficiente de regressão linear, ou seja:

$$\log \frac{V}{x} = \log V - b \log x$$

FEDERER (1955) afirmou que o valor de  $b$  varia para cada cultura, para cada região, e de ano a ano.

SMITH (1938) computou os dados de 38 ensaios de uniformidade verificando que os valores de  $b$  oscilam entre 0,2 e 0,8.

KELLER (1949) propôs o uso do método da informação relativa, na estimação do mais eficiente tamanho e forma de parcela em lúpulo, partindo de um ensaio de uniformidade. A variância entre parcelas foi computada para cada tipo de parcela proposto e logo dividida pelo número de unidades básicas que formavam a parcela, para obter uma variância que seria comparável com a variância da unidade básica. A variância entre as unidades básicas, foi atribuída como fornecendo 100% de informação relativa. Dividindo esta variância pela variância comparável de cada tipo de parcela, KELLER (1949) obteve a porcentagem de informação relativa, correspondente a cada tipo de parcela.

KELLER (1949) concluiu que em lúpulo, de modo geral, a variância comparável aumentou e a informação relativa diminuiu a medida que aumentava o tamanho da parcela.

WASSOM e KALTON (1953) aplicaram o método da informação relativa aos dados de três ensaios de uniformidade com "bromegrass". Verificaram que a variância comparável aumentava e a informação relativa diminuía com o aumento do tamanho da parcela. Os dados indicaram que as parcelas unitárias foram as mais eficientes.

Como uma ampliação da lei da variância de SMITH, KOCH e RIGNEY (1951), criaram uma técnica que permite calcular o tamanho ótimo da parcela utilizando dados de experimentos conduzidos em blocos incompletos ou "split-plot", onde há efeitos de tratamentos. Das análises de variâncias desses delineamentos foram calculados os componentes de variância. Esses componentes foram usados para estimar a regressão do logaritmo da variância da parcela sobre o logaritmo do tamanho da parcela. KOCH e RIGNEY (1951) afirmaram que ao estimar-se a heterogeneidade do solo pode cometer-se vícios ("bias"), já que a orientação das repetições no campo pode influir na estimativa do componente das repetições, fazendo-o muito grande ou muito pequeno, e por conseguinte produzir desvios na linearidade da regressão.

KOCH e RIGNEY (1951) ressaltam a dificuldade de computar um coeficiente de regressão ponderado, devido a falta de independência das estimativas das variâncias para os diferentes tamanhos de parcelas.

SMITH (1938) sugere que para dados de uniformidade cada variância poderia ser ponderada por seus graus de liberdade, ajustando uma regressão, pelo método dos quadrados mínimos.

KOCH e RIGNEY (1951) dizem que o ajustamento pelo número de graus de liberdade não é viável para dados experimentais de vez que, as variâncias são construídas de diferentes componentes estimados. Em consequência disso, um ajustamento imponderado poderia ser feito através do método dos quadrados mínimos.

BRIM e MASON (1959) aplicaram a técnica de KOCH e RIGNEY a ensaios de soja. Os ensaios foram delineados de modo a obter-se vários tamanhos de parcelas, os quais simularam um ensaio de uniformidade. Eles obtiveram um coeficiente de regressão imponderado  $b$  na equação

$$b = \frac{\sum_i (x_i' - \bar{x}') y}{\sum_i (x_i' - \bar{x}')^2}$$

onde:  $y = \log \frac{v}{x}$  ,  $x_i' = \log x_i$  e  $\bar{x}' = \frac{\sum x_i'}{n}$

HATHEWAY e WILLIAMS (1958) descrevem um método de ponderação de variâncias observadas de diferentes tamanhos de parcelas que conduzem a uma estimativa não viciada de  $b$  , com variância mínima. O método é aplicável, tanto a ensaios de uniformidade, como a dados experimentais.

A aplicação da fórmula de BRIM e MASON (1959) pode apresentar algumas vezes estimativas de  $b$  maiores que 1 , o que é inadmissível em vista da concepção do parâmetro  $b$  . A estimativa de  $b$  seria inexata devido a ponderação igual das observações  $y_i$  de diferente variabilidade. Nestas condições HATHEWAY e WILLIAMS (1958) aplicaram aos diferentes termos nas somas de quadrados e produtos que definem o coeficiente de regressão, pesos, que permitem obter uma estimativa com variância mínima. Os pesos apropriados são as entradas da inversa da matriz de variância e covariância, isto é, a matriz informação, dos valores das observações  $y_i$  .

Designando essas entradas ou elementos por  $W_{ik}$  a estimativa de  $b$  será:

$$\hat{b} = \frac{\sum_i \sum_k W_{ik} y_i (x_k' - \bar{x}')}{\sum_i \sum_k W_{ik} x_i' (x_k' - \bar{x}')}$$

onde:  $\bar{x}'$  é uma média ponderada:

$$\bar{x}' = \frac{\sum_i \sum_k W_{ik} x_i'}{\sum_i \sum_k W_{ik}}$$

AMARAL (1951) procurando definir o melhor tamanho e forma das parcelas 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  $\log V_r$  em ordenadas e  $\log x$  em abcissas, obtendo dois quadriláteros que são praticamente paralelogramos de lados homólogos paralelos. Esse paralelismo forneceu a indicação de que "comprimento e largura das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância".

AMARAL (1951) aplicou o método de Smith determinando  $b$  na equação:

$$\log \frac{V}{x} = \log V - b \log x$$

pelo método dos quadrados mínimos, usando como pesos os respectivos graus de liberdade. Ele denominou variância reduzida ( $V_r$ ) a 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  $x$  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);

o autor montou a equação de regressão múltipla

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 \quad (2.2)$$

FEDERER (1955) 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.

SMITH (1938) na obtenção do tamanho ótimo da parcela, associou o coeficiente  $b$  a fatores reais do custo de um experimento. Determinou a equação

$$T_x = K_1 + K_2 x \quad (2.3)$$

como sendo o custo por parcela. O custo por unidade de informação será mínimo quando

$$x = \frac{b K_1}{(1 - b) K_2} \quad (2.4)$$

onde:

$x$  = é o tamanho da parcela

$K_1$  = é a parte do custo que está associada ao número de parcelas

$K_2$  = é o custo por unidade de área.

SMITH (1938) define  $K_1$  em homem-hora por parcela, e  $K_2$  em homem-hora por pé quadrado.

CREWS e outros (1963), BRIM e MASON (1959), estimaram os custos em homem-horas.

WASSOM e KALTON (1953) e NONNECKE (1959) utilizaram porcentagens de custo ao invés dos custos reais.

ROBINSON e outros (1948) verificaram que 30% do custo total foi proporcional a área total usada. Eles determinaram 70/30 na relação  $K_1/K_2$  da equação (2.4) e calcularam o tamanho ótimo da parcela nessa equação, em função das unidades básicas usadas no ensaio de uniformidade.

Procedimentos similares foram adotados por ELLIOTT e outros (1952) e ENEDINO (1972).

MARANI (1963) afirma que  $K_1$  e  $K_2$  são constantes para diferentes tamanhos de parcelas, todavia  $K_1$  está associado ao número de uni-

dades básicas por parcela e  $K_2$  está associado a unidade de área básica. As porcentagens dos dois tipos de custos em relação ao custo total são por conseguinte proporcionais a  $K_1$  e  $K_2 \cdot x$  respectivamente. Assim, a relação usada pelos autores na equação (2.4) foi realmente

$$\frac{K_1}{K_2 \cdot x} \text{ e não } \frac{K_1}{K_2} .$$

ENEDINO (1972) como resultado de um ensaio de uniformidade em soja, construiu um gráfico com  $\log V_r$  em ordenadas e  $\log x$  em abcissas e, verificou que "aquele paralelismo ocorrido com AMARAL (1951) não apresentou a mesma nitidez". Em virtude disso na equação (2.2) incluiu o parâmetro  $b_3$  responsável pela interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento versus largura), montando a equação:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_3 \log x_1 \cdot \log x_2 \quad (2.5)$$

que além de  $x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura), estuda a interação  $x_1 \cdot x_2$ , ou seja a independência entre comprimento e largura da parcela.

ENEDINO (1972) aplicou o método de Smith à equação de regressão múltipla (2.5) utilizando-se do método dos quadrados mínimos, usando como pesos os respectivos graus de liberdade. Na estimação dos parâmetros da regressão, trabalhou com álgebra de matrizes.

ENEDINO (1972) verificou que na análise da variância da regressão a interação  $x_1 \cdot x_2$  não foi estatisticamente significativa, concluindo que a estimativa do parâmetro  $b_3$  não influiu na regressão. Com isso ENEDINO (1972) concluiu como AMARAL (1951), que de fato "comprimento e largura das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância".

ENEDINO (1972) trabalhando em função do comprimento e largura da parcela, estudou o custo por parcela através da equação:

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

deduzindo as equações:

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

que exige

$$\hat{b}_2 > \hat{b}_1$$

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

com

$$0 < \hat{b}_1 < \hat{b}_2 < 1$$

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

que dão os valores numéricos de  $x_1$  (comprimento),  $x_2$  (largura) e  $x_1 \cdot x_2$  (tamanho da parcela).

### 3 - MATERIAIS E MÉTODOS

#### 3.1 - MATERIAIS

Em setembro de 1971, foram implantados três ensaios de uniformidade (ensaios em branco) com a cultura do girassol (Helianthus annuus L.), variedade holombra. O primeiro ensaio foi implantado em área da Fazenda Experimental do Vale do Curu - Pentecoste - Ceará, pertencente a Escola de Agronomia da Universidade Federal do Ceará, situada a 3° 47' latitude sul e 39°16' longitude oeste.

Os outros dois ensaios foram lançados lado a lado em área da Estação Experimental do Vale do Curu - Pentecoste - Ceará, pertencente ao Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS), localizada a 3° 47' latitude sul e 39° 15' longitude oeste.

##### 3.1.1 - Ensaio da Fazenda Experimental (Escola de Agronomia)

O experimento foi instalado em solo do tipo Franco Arenoso e consistiu de 40 linhas tendo cada uma, o comprimento de 40,0 metros, formando uma área quadrada de 1.600,00 m<sup>2</sup>. O espaçamento adotado foi de 1,0 m entre linhas de plantio e 5 plantas por metro linear de sulco.

A unidade experimental adotada, foi a de 1,0 m linear de sulco, contendo 5 plantas.

A bordadura constituiu-se de 2 linhas de cada lado do experimento e de 2,0 metros em cada cabeceira.

Obteve-se 36 parcelas unitárias por linha e um total de 1.296, para todo o ensaio. Essas parcelas foram colhidas separadamente e suas produções combinadas para formar parcelas de diferentes tamanhos e formas. Somente as parcelas que utilizaram cem por cento da área experimental foram usadas para as análises. Escolheu-se 67 tipos de parcelas, como segue:

1 x 1	2 x 1	3 x 1	4 x 1	6 x 1	9 x 1	12 x 1	18 x 1	36 x 1
1 x 2	2 x 2	3 x 2	4 x 2	6 x 2	9 x 2	12 x 2	18 x 2	36 x 2
1 x 3	2 x 3	3 x 3	4 x 3	6 x 3	9 x 3	12 x 3	18 x 3	36 x 3
1 x 4	2 x 4	3 x 4	4 x 4	6 x 4	9 x 4	12 x 4	18 x 4	36 x 4
1 x 6	2 x 6	3 x 6	4 x 6	6 x 6	9 x 6	12 x 6	18 x 6	
1 x 9	2 x 9	3 x 9	4 x 9	6 x 9	9 x 9	12 x 9		
1 x 12	2 x 12	3 x 12	4 x 12	6 x 12	9 x 12	12 x 12		
1 x 18	2 x 18	3 x 18	4 x 18	6 x 18				
1 x 36	2 x 36	3 x 36	4 x 36					

### 3.1.2 - Ensaio da Estação Experimental (D.N.O.C.S.)

Os experimentos foram lançados a 10,0 metros de distância um do outro, em solo do tipo Franco e, cada ensaio, constou de 28 linhas, tendo cada uma, o comprimento de 40,0 metros, formando uma área retangular de ..... 1.120,00 m<sup>2</sup>. O espaçamento adotado para os 2 ensaios foi de 1,0 metro entre linhas de plantio e 5 plantas por metro linear de sulco.

A unidade experimental adotada foi a de 1,0 metro linear de sulco, contendo 5 plantas.

A fim de tornar a área quadrada, e com isso apreciar melhor as comparações entre diferentes tamanhos e formas de parcelas, estraiu-se em cada campo, bordaduras constituídas de 2 linhas de cada lado do ensaio e 8,0 metros em cada cabeceira. Essa bordadura maior nas cabeceiras dos dois experimentos, veio dar mais uniformidade aos campos, pois nas duas extremidades de cada um deles, a altura e o vigor das plantas contrastava acentuadamente com o restante do experimento.

Obteve-se 24 parcelas unitárias por linha, e um total de 576 para cada um dos ensaios. Essas parcelas foram colhidas separadamente e suas produções combinadas para formar parcelas de diferentes tamanhos e formas. Somente as parcelas que utilizaram cem por cento da área experimental foram utilizadas para as análises. Escolheu-se 56 tipos de parcelas como

segue:

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

### 3.1.3 - Irrigação

A irrigação foi efetuada por meio de sulcos atravessando todo o ensaio. Adotou-se suplementar água à cultura quando a umidade disponível no solo baixava a 25 por cento, ou seja, quando 75 por cento dessa umidade tinha sido consumida na profundidade considerada.

No ensaio da Fazenda Experimental aplicou-se no solo um volume líquido de 4.918,0 m<sup>3</sup> d'água por hectare e um volume total bruto de ..... 6.300,0 m<sup>3</sup> d'água por hectare.

Em cada um dos ensaios da Estação Experimental aplicou-se ao solo um volume líquido d'água de 6.420,0 m<sup>3</sup> por hectare e um volume total bruto de 8.025,0 m<sup>3</sup> d'água por hectare.

### 3.1.4 - Fertilização

Os três experimentos foram uniformemente adubados com uma mistura de N-P-K. O fósforo e o potássio foram aplicados em fundação. O nitrogênio foi aplicado em cobertura, sendo um terço 10 dias após o plantio e dois terços, 40 dias após o plantio. Aplicou-se por linha de 40,0 m de comprimento os seguintes teores de fertilizantes:

Uréia (45% de N)	- 356,0 g
Superfosfato Triplo (46% de P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> )	- 178,0 g
Cloreto de Potássio (60% de K <sub>2</sub> O)	- 267,0 g

### 3.2 - MÉTODOS

Os procedimentos no cômputo das variâncias e coeficientes de variação, foram os usados por WASSOM e KALTON (1953) e NONNECKE (1959), e constou de:

- Cálculo das Somas de Quadrados, entre parcelas de  $\underline{x}$  unidades.
- Determinação da variância entre parcelas de  $\underline{x}$  unidades. (\*)
- Cálculo da "Variância Comparável", dividindo a variância entre parcelas de  $\underline{x}$  unidades, pelo número de unidades básicas  $\underline{x}$  por parcela.
- Determinação do "Coeficiente de Variação" para cada tamanho de parcela através da equação

$$C. V. = \frac{100 s}{\bar{x}}$$

\* \* \*

(\*) No cálculo da análise de covariância, determinação das variâncias, coeficientes de variação e informação relativa, utilizou-se o Computador IBM 1130 do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz". Os programas, em linguagem FORTRAN usados, aparecem no Apêndice 3, Tabela 1.

### 3.2.1 - Regressão Linear Simples (\*)

Seja  $V$  a variância de uma parcela unitária. A variância da soma de  $x$  parcelas unitárias, seria, caso não houvesse correlação entre as parcelas adjacentes:

$$V + V + V + \dots + V = x \cdot V$$

Então a variância média da nova parcela (constituída da soma de  $x$  unidades experimentais) seria:

$$V_{\bar{x}} = \frac{x \cdot V}{x^2} \quad \text{ou} \quad V_{\bar{x}} = \frac{V}{x}$$

Sendo as parcelas formadas por parcelas unitárias adjacentes, deve haver uma correlação entre as unidades dentro das parcelas tornando a variância maior que  $V/x$ .

SMITH (1938) propôs o uso do coeficiente de regressão ( $b$ ), para medir essa correlação entre parcelas unitárias, através da equação

$$V_{\bar{x}} = \frac{V}{x \cdot b} \quad (3.1)$$

Quando  $b = 1$ , então

$$V_{\bar{x}} = \frac{V}{x}$$

\* \* \*

(\*) Na determinação do coeficiente de regressão linear simples ( $b$ ), matriz  $S$  e matriz  $X'Y$ , utilizou-se o Computador IBM-1130 do Serviço de Processamento de Dados da Universidade Federal do Ceará. Os programas em linguagem FORTRAN aparecem no Apêndice 3, Tabela 2.

e as unidades experimentais que formam a parcela de  $x$  unidades são independentes. Por outro lado, quando as parcelas unitárias são perfeitamente correlacionadas, então  $b = 0$  e  $V_{\bar{x}} = V$ . Para LE CLERG e outros (1966) nessa circunstância 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. Desse modo, AMARAL (1951), utilizou-se da variância reduzida ( $V_r$ ) para estimar a variância da média. Para esse autor,  $V_r$  é uma estimativa da variância das parcelas, de tal modo que:

$$V_{\bar{x}} = \frac{V_r}{x}$$

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

Quando se trabalha com variância reduzida, o parâmetro  $b$  mede a variabilidade do solo dentro das parcelas. Em se tratando de plantas cujas sementes são semeadas a lanço, como é o caso do girassol, a variabilidade dentro da parcela é mais importante do que entre parcelas, justificando assim, o uso no presente trabalho, da variância reduzida.

Aplicando logarítmos a equação (3.1) vem

$$\log V_{\bar{x}} = \log V - b \log x$$

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

Como já foi visto anteriormente

$$V_{\bar{x}} = \frac{V_r}{x} \quad \text{ou} \quad V_r = V_{\bar{x}} \cdot x$$

que ao ser comparado com o valor de  $V_{\bar{x}}$  em (3.1), fornece:

$$V_r = \frac{V}{x^b} \cdot x \quad \text{ou} \quad V_r = V \cdot x^{1-b} \quad (3.2)$$

Aplicando logarítmos a equação (3.2) obtém-se:

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

e fazendo  $1 - b = B$ , tem-se finalmente

$$\log V_r = \log V + B \log x \quad (3.3)$$

O coeficiente de regressão linear (b) é determinado a partir da equação:

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

onde  $W_i$  = número de graus de liberdade correspondente a cada tamanho de parcela considerado

$$y_i = \log V_r$$

$$X_i = \log x$$

$$\bar{X} = \frac{\sum W_i X_i}{\sum W_i}$$

### 3.2.2 - Regressão Linear Múltipla

AMARAL (1951) ao fazer  $x = x_1 \cdot x_2$  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.

Com isso obtém-se:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 \quad (3.4)$$

e agora a equação que em (3.3) era uma equação de regressão linear simples passou a ser uma equação de regressão múltipla.

ENEDINO (1972) com o objetivo de verificar se o comprimento e a largura agem independentemente sobre a variância reduzida, incluiu na e-

quação (3.4) um coeficiente  $b_3$ , responsável pela interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento x largura). Com isso a nova equação

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_3 \log x_1 \cdot \log x_2 \quad (3.5)$$

além de estudar a influência de  $x_1$  (comprimento), e  $x_2$  (largura), também estuda a interação  $x_1 \cdot x_2$  com o fim de verificar ou não, a existência de in dependência entre comprimento e largura.

Na equação (3.4) por convenção fez-se

$$\log V_r = Y_i$$

$$\log V = b_0$$

$$\log x_1 = X_1$$

$$\log x_2 = X_2$$

$$\log x_1 \cdot \log x_2 = X_3$$

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

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + e_i \quad (3.6)$$

admite-se que

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

e

$$\bar{Y} = b_0 + b_1 \bar{X}_1 + b_2 \bar{X}_2 + b_3 \bar{X}_3$$

portanto:

$$Y_i - \bar{Y} = b_1 (X_{1i} - \bar{X}_1) + b_2 (X_{2i} - \bar{X}_2) + b_3 (X_{3i} - \bar{X}_3) + e_i \quad (3.7)$$

Na equação (3.6) os  $b$  são parâmetros desconhecidos. Essas constantes, podem ser estimadas através do método dos mínimos quadrados. Para isso minimiza-se a soma de quadrados residual dada por

$$Z = \sum_{i=1}^N e_i$$

Da equação (3.7) tira-se

$$Z = \sum_{i=1}^N \left[ (Y_i - \bar{Y}) - b_1 (X_{1i} - \bar{X}_1) - b_2 (X_{2i} - \bar{X}_2) - b_3 (X_{3i} - \bar{X}_3) \right]^2$$

Fazendo a ponderação pelo número de graus de liberdade, obtém-se

$$Z = \sum_{i=1}^N W_i \left[ (Y_i - \bar{Y}) - b_1 (X_{1i} - \bar{X}_1) - b_2 (X_{2i} - \bar{X}_2) - b_3 (X_{3i} - \bar{X}_3) \right]^2$$

Trabalhando-se com Álgebra de Matrizes na estimação dos parâmetros da regressão, os cálculos se simplificam.

Seja a equação de regressão múltipla

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

como a inversão de matrizes é muito trabalhosa, simplifica-se os cálculos introduzindo uma modificação no modelo para

$$Y_i = b_0 + b_1 X'_{1i} + b_2 X'_{2i} + b_3 X'_{3i} + e_i$$

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  $X$  ponderadas do seguinte modo

$$\bar{X}_1 = \frac{\sum W_i X_{1i}}{\sum W_i}$$

$$\bar{X}_2 = \frac{\sum W_i X_{2i}}{\sum W_i}$$

$$\bar{X}_3 = \frac{\sum W_i X_{3i}}{\sum W_i}$$

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

$$X = \begin{bmatrix} 1 & X'_{11} & X'_{21} & X'_{31} \\ 1 & X'_{12} & X'_{22} & X'_{32} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & X'_{1N} & X'_{2N} & X'_{3N} \end{bmatrix}, \quad \hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{b}_0 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \\ \hat{b}_3 \end{bmatrix} \quad e \quad Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix}$$

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

$$S = \begin{bmatrix} \sum W_i & \sum W_i X'_{1i} & \sum W_i X'_{2i} & \sum W_i X'_{3i} \\ \sum W_i X'_{1i} & \sum W_i X'^2_{1i} & \sum W_i X'_{1i} X'_{2i} & \sum W_i X'_{1i} X'_{3i} \\ \sum W_i X'_{2i} & \sum W_i X'_{1i} X'_{2i} & \sum W_i X'^2_{2i} & \sum W_i X'_{2i} X'_{3i} \\ \sum W_i X'_{3i} & \sum W_i X'_{1i} X'_{3i} & \sum W_i X'_{2i} X'_{3i} & \sum W_i X'^2_{3i} \end{bmatrix}$$

ou

$$S = \begin{bmatrix} \Sigma W_i & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) & \Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) \\ \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2 & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2) & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3) \\ \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2) & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2 & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3) \\ \Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3) & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3) & \Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2 \end{bmatrix}$$

Sendo:

$$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) = 0, \quad \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) = 0 \quad \text{e} \quad \Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) = 0$$

obtem-se

$$S = \begin{bmatrix} \Sigma W_i & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2 & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2) & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3) \\ 0 & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2) & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2 & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3) \\ 0 & \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3) & \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3) & \Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2 \end{bmatrix}$$

A matriz  $S$  no estudo da regressão é não singular, o que equivale a dizer que 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 como segue:

$$X' Y = \begin{bmatrix} \Sigma W_i Y_i \\ \Sigma W_i X'_{1i} Y_i \\ \Sigma W_i X'_{2i} Y_i \\ \Sigma W_i X'_{3i} Y_i \end{bmatrix}$$

ou

$$X' Y = \begin{bmatrix} \Sigma W_i Y_i \\ \Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i \\ \Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i \\ \Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i \end{bmatrix}$$

Para obter a análise da variância é preciso determinar a Soma de Quadrados do Resíduo que é dada por

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

ou seja

$$SQR = \left\{ \begin{array}{l} [Y_1, Y_2, \dots, Y_N] \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} - [\hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{b}_2, \hat{b}_3] \cdot \\ \cdot \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ X'_{11} & X'_{12} & X'_{13} & \dots & X'_{1N} \\ X'_{21} & X'_{22} & X'_{23} & \dots & X'_{2N} \\ X'_{31} & X'_{32} & X'_{33} & \dots & X'_{3N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} \end{array} \right\}$$

ou

$$SQR = \sum Y_i^2 - (\hat{b}_0 \sum Y_i + \hat{b}_1 \sum X_{1i} Y_i + \hat{b}_2 \sum X_{2i} Y_i + \hat{b}_3 \sum X_{3i} Y_i)$$

ou

$$SQR = \sum Y_i^2 - \left[ \hat{b}_0 \sum Y_i + \hat{b}_1 \sum (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + \hat{b}_2 \sum (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + \hat{b}_3 \sum (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i \right]$$

Fazendo a ponderação pelo número de graus de liberdade, obtém-se

$$SQR = \sum W_i Y_i^2 - \left[ \hat{b}_0 \sum W_i Y_i + \hat{b}_1 \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + \hat{b}_2 \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + \hat{b}_3 \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i \right]$$

Do sistema de equações normais tira-se:

$$\hat{b}_0 = \frac{\sum Y_i}{N} = \bar{Y}$$

Tem-se então:

$$SQR = \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2 - \left[ \hat{b}_1 \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + \hat{b}_2 \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + \hat{b}_3 \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i \right]$$

onde

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

e finalmente:

$$SQR = SQ \text{ Total} - SQ \text{ Regressão } (X_1, X_2, X_3)$$

O quadro da análise da variância generalizado para  $p$  parâmetros (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 que se segue:

QUADRO I - Análise da 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 ( $X_1, X_2, X_3$ )

Agora eliminando  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) a nova análise da variância 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 ( $X_1, X_2$ )

Segundo DRAPER and SMITH (1967) será agora interessante testar  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) e verificar se há vantagem na inclusão de  $X_3$ , o que se faz desdobrando os graus de liberdade 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	$N - 1$

Como resultado da aplicação do Teste F, elege-se o modelo que representa a equação de ajustamento.

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

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

ou

$$M = \begin{bmatrix} V(\hat{b}_0) & \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_1) & \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_3) \\ \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_1) & V(\hat{b}_1) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_3) \\ \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) & V(\hat{b}_2) & \text{Cov}(\hat{b}_2, \hat{b}_3) \\ \text{Cov}(\hat{b}_0, \hat{b}_3) & \text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_3) & \text{Cov}(\hat{b}_2, \hat{b}_3) & V(\hat{b}_3) \end{bmatrix} \sigma^2$$

Pode-se verificar através do Teste  $t$  se  $\hat{b}_1, \hat{b}_2$  e  $\hat{b}_3$  diferem significativamente de zero, através da equação

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

O intervalo de confiança, para uma dada probabilidade, do coeficiente  $\hat{b}_j$  tem os extremos dados por

$$I C = \hat{b}_j \pm t s(\hat{b}_j)$$

### 3.2.3 - Tamanho Ótimo das Parcelas

SMITH (1938) aplicou à fórmula empírica

$$V_{\frac{V}{x}} = \frac{V}{x \cdot b}$$

uma função de custo dada pela equação  $T_{\frac{V}{x}} = K_1 + K_2 x$ . Com isso, SMITH (1938), deduziu a equação que dá o tamanho ótimo da parcela

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

onde:

$\hat{b}$  = é um coeficiente que mede o grau de correlação entre parcelas adjacentes

$K_1$  = é a parte do custo total que está associada ao número de parcelas unitárias

$K_2$  = é a parte do custo total que está associada à unidade de área.

AMARAL (1951) desdobrou a parcela em duas dimensões  $x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura). Para melhor estudar os custos por parcela, ENE DINO (1972), usou a equação de custos

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

deduzindo as equação que dão:

$x_1$  = número de parcelas unitárias no sentido do comprimento

$x_2$  = número de parcelas unitárias no sentido da largura

e  $x_1 \cdot x_2$  = área ótima da parcela

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

com  $\hat{b}_2 > \hat{b}_1$

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

com  $0 < \hat{b}_1 < \hat{b}_2 < 1$

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

#### 4 - RESULTADOS

Com o fim de facilitar a exposição dos dados, adotou-se numerar os três ensaios do seguinte modo:

Ensaio n.º 1 - Experimento conduzido na Fazenda Experimental da Escola de Agronomia - Pentecoste - Ceará;

Ensaio n.º 2 - Experimento conduzido na Estação Experimental do Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS) - Pentecoste - Ceará;

Ensaio n.º 3 - Experimento conduzido na Estação Experimental do DNOCS Pentecoste - Ceará.

##### 4.1 - AJUSTAMENTO DA PRODUÇÃO

Cada parcela unitária deveria conter 5 plantas. Entretanto ocorreram falhas, havendo assim necessidade de ajustamento na produção uma vez que a análise de covariância nos três ensaios foi significativa. Assim, através da equação de ajustamento  $y' = y - b(x - \bar{x})$ , eliminou-se a variação devido ao "stand".

Na equação acima, tem-se:

$y'$  = produção ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária;

$y$  = produção existente em cada parcela unitária;

$x$  = número de plantas existentes em cada parcela unitária;

$\bar{x}$  = média geral do número de plantas por parcela unitária.

No Apêndice 1, Tabelas 1, 2 e 3 constam, para os três ensaios, as produções ajustadas em gramas por parcela unitária.

As equações de ajustamento encontradas foram as que se seguem.

4.1.1 - Ensaio n.º 1

$$y' = y - 14,1438 (x - \bar{x})$$

com  $\bar{x} = 4,1689$

O coeficiente de correlação ( $r = 0,2454$ ) foi significativo ao nível de 5% de probabilidade

4.1.2 - Ensaio n.º 2

$$y' = y - 8,7213 (x - \bar{x})$$

com  $\bar{x} = 4,1510$

A correlação ( $r = 0,3871$ ) foi significativa ao nível de 1% de probabilidade.

4.1.3 - Ensaio n.º 3

$$y' = y - 9,7343 (x - \bar{x})$$

com  $\bar{x} = 3,8576$

A correlação ( $r = 0,3729$ ) foi significativa ao nível de 1% de probabilidade.

## 4.2 - MÉTODO DA MÁXIMA CURVATURA

Usando as variâncias entre parcelas de  $\underline{x}$  unidades, determinou-se os coeficientes de variação. Dispondo os tamanhos de parcelas nas abcissas e os C. V. nas ordenadas, determina-se os pontos correspondentes a cada tamanho de parcela. Unindo esses pontos se obtém uma curva que estabelece uma relação inversa entre os tamanhos das parcelas e seus respectivos coeficientes de variação. Nesta curva, mediante uma inspeção se determina o ponto de máxima curvatura, e o tamanho da parcela estará justamente sobre o ponto ou região de máxima curvatura.

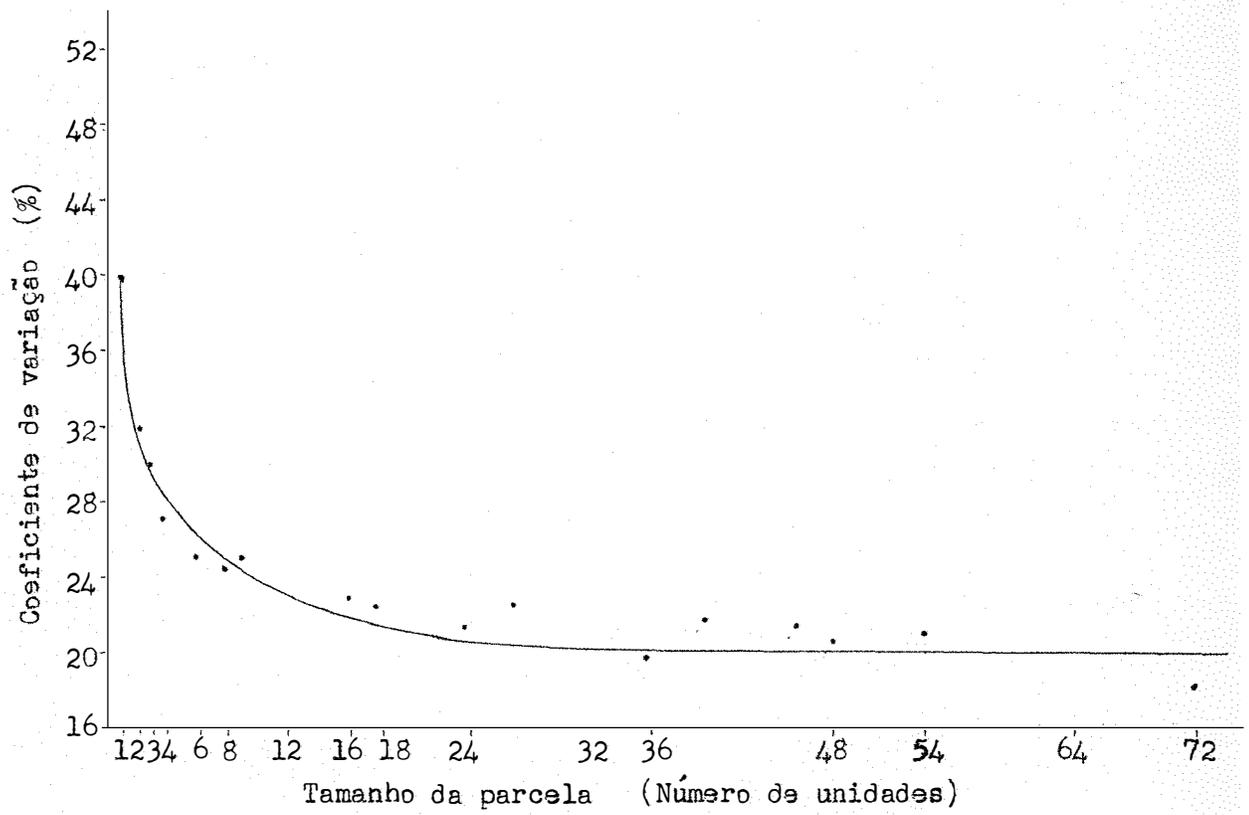


FIGURA 1 - Coeficiente de variação médio para cada tamanho de parcela calculado. ENSAIO N.º 1.

#### 4.2.1 - Ensaio n.º 1

A região de máxima curvatura se encontra entre 3 e 6 unidades, ou seja, entre 3,0 e 6,0 m<sup>2</sup>. É dentro desse limite, que se deve achar o tamanho mais eficiente de parcela (Figura 1).

Note-se que na Tabela I os coeficientes de variação vão diminuindo a medida que aumenta o tamanho da parcela. Os valores extremos foram de 40% para as parcelas unitárias (1,0 m<sup>2</sup> de área) e 9% para as parcelas com 108,0 m<sup>2</sup> de área (3 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 36 no sentido da largura).

Outro aspecto interessante, é destacar a influência da forma da parcela sobre os coeficientes de variação, podendo-se observar em todos os casos, que a variabilidade foi maior quando as parcelas eram mais compridas do que largas (considera-se o comprimento no sentido dos sulcos de irrigação).

Dentro de um mesmo tamanho de parcela, a diferença em variabilidade entre uma ou outra forma estudada (maior comprimento ou maior largura) com parcelas pequenas é insignificante, porém quando o tamanho da parcela ultrapassa 36 unidades experimentais se observa um menor coeficiente de variação nas parcelas de maior largura.

#### 4.2.2 - Ensaio n.º 2

De acordo com a Figura 2, pode dizer-se que o tamanho ótimo da parcela se situa entre 4 e 8 unidades experimentais, uma vez que dentro desse intervalo se situa a região de máxima curvatura. O tamanho ideal da parcela esta compreendido entre 4,0 e 8,0 m<sup>2</sup> de área.

Os coeficientes de variação (Tabela II) vão diminuindo a medida que aumenta o tamanho da parcela. Os valores extremos foram de 50% para as

TABELA I - Variabilidade e Informação Relativa - ENSAIO N.º 1

Tamanho das Parcelas			Número de Parcelas	Variância Comparável $V_i$	Coef. de Variação Forma das Parc.			Informação Relativa Forma das Parcelas		
Comprimento m	Largura m	Número de unidades			C %	L %	M %	C %	L %	M %
1	1	1	1.296	2.520,9052			40,0			100,0
2	1	2	648	3.513,9523	33			17,7		
1	2	2	648	3.058,3786		31	32,0		82,4	77,1
3	1	3	432	4.521,7653	31			55,7		
1	3	3	432	3.947,7289		29	30,0		63,8	59,8
4	1	4	324	5.478,0541	29			46,0		
1	4	4	324	4.390,5384		26			57,4	
2	2	4	324	4.721,9583		27	27,3		53,4	52,3
6	1	6	216	7.329,5827	28			34,4		
1	6	6	216	5.791,0391		25			43,5	
3	2	6	216	6.552,5478	26			38,5		
2	3	6	216	6.379,0247		26	26,3		39,5	39,0
4	2	8	162	7.894,9313	25			31,9		
2	4	8	162	7.361,6282		24	24,5		34,2	33,1
9	1	9	144	9.967,8533	26			25,3		
1	9	9	144	7.928,7858		24			31,8	
3	3	9	144	9.024,4934		25	25,0		27,9	28,3
12	1	12	108	12.314,7116	25			20,5		
1	12	12	108	7.898,3904		20			31,9	
6	2	12	108	10.966,5147	24			23,0		
2	6	12	108	9.924,8896		23			25,4	
4	3	12	108	11.023,3218	24			22,9		
3	4	12	108	10.697,3824		24	23,3		23,6	24,6
4	4	16	81	13.368,5203			23,0			18,8
18	1	18	72	15.485,7116	23			16,3		
1	18	18	72	12.637,8358		21			19,9	
9	2	18	72	15.561,5692	23			16,2		
2	9	18	72	14.042,3131		22			17,9	
6	3	18	72	15.669,0498	23			16,1		
3	6	18	72	14.894,4135		23	22,5		16,9	17,2
12	2	24	54	19.619,7881	23			12,8		
2	12	24	54	14.266,9502		19			17,7	
6	4	24	54	18.885,6686	22			13,3		
4	6	24	54	18.505,0998		22	21,5		13,6	14,4
9	3	27	48	22.496,3684	23			11,2		
3	9	27	48	20.968,1970		22	22,5		12,0	11,6

TABELA I - (continuação)

Tamanho das Parcelas			Número de Parcelas	Variância Comparável $V_i$	Coef. de Variação Forma. das Parc.			Informação Relativa Forma das Parcelas		
Comprimento m	Largura m	Número de unidades			C %	L %	M %	C %	L %	M %
36	1	36	36	20.704,4642	19			12,2		
1	36	36	36	5.574,6837		10			45,2	
18	2	36	36	25.466,3710	21			9,9		
2	18	36	36	23.414,4154		20			10,8	
12	3	36	36	29.417,4794	23			8,6		
3	12	36	36	21.425,6813		19			11,8	
9	4	36	36	27.786,2337	22			9,1		
4	9	36	36	25.870,5480		21			9,7	
6	6	36	36	26.921,7984		22	19,7		9,4	14,1
12	4	48	27	35.474,1150	22			7,1		
4	12	48	27	27.033,4151		19	20,5		9,3	8,2
18	3	54	24	38.222,6023	21			6,6		
3	18	54	24	35.748,2794		20			7,0	
9	6	54	24	40.113,6224	22			6,3		
6	9	54	24	38.394,9887		21	21,0		6,6	6,6
36	2	72	18	37.666,2426	18			6,7		
2	36	72	18	10.567,4861		10			23,8	
18	4	72	18	46.998,7026	20			5,4		
4	18	72	18	46.180,5923		20			5,4	
12	6	72	18	52.139,3194	21			4,8		
6	12	72	18	39.547,2336		19	18,0		6,4	8,8
9	9	81	16	57.067,2330			21,0			4,4
36	3	108	12	58.384,4967	18			4,3		
3	36	108	12	15.383,2289		9			16,4	
18	6	108	12	70.348,9799	20			3,6		
6	18	108	12	70.784,1094		20			3,6	
12	9	108	12	75.690,1398	21			3,3		
9	12	108	12	60.229,7071		19	17,8		4,2	5,9
36	4	144	9	74.655,7066	18			3,4		
4	36	144	9	20.596,4635		9			12,2	
12	12	144	9	79.239,8941		19	15,3		3,2	6,3

parcelas unitárias ( $1,0 \text{ m}^2$  de área) e de 17% para as parcelas de  $96,0 \text{ m}^2$  de área (24 unidades experimentais no sentido do comprimento e 4 no sentido da largura).

É interessante notar que, ao contrário do ensaio n.º 1, as parcelas compridas (no sentido dos sulcos de irrigação), foram menos variáveis do que as largas (transversal aos sulcos de irrigação).

Dentro de um mesmo tamanho de parcela, as parcelas pequenas com respeito as duas formas estudadas praticamente não apresentaram diferenças em variabilidade e, somente quando o tamanho da parcela ultrapassa 16 unidades experimentais, se observa valores ligeiramente menores do C. V. para as parcelas de maior comprimento.

#### 4.2.3 - Ensaio n.º 3

De acordo com a Figura 3 e a Tabela III, pode-se dizer que o tamanho ótimo da parcela se situa entre 4 e 8 unidades experimentais. O tamanho ideal da parcela oscila entre  $4,0$  e  $8,0 \text{ m}^2$  de área.

Os coeficientes de variação, como nos ensaios anteriores, vão diminuindo a medida que aumenta o tamanho da parcela. Os valores extremos variaram entre 44% para as parcelas unitárias ( $1,0 \text{ m}^2$  de área) e de 6% para as parcelas de  $96,0 \text{ m}^2$  (24 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 4 no sentido da largura).

Como no caso do ensaio n.º 2, as parcelas compridas (na direção dos sulcos de irrigação) foram menos variáveis do que as largas (transversal aos sulcos de irrigação).

Com relação à influência da forma, para um mesmo tamanho de parcela, a diferença em variabilidade de uma ou outra forma estudada (comprimento ou largura), não é muito notável em parcelas pequenas, todavia,

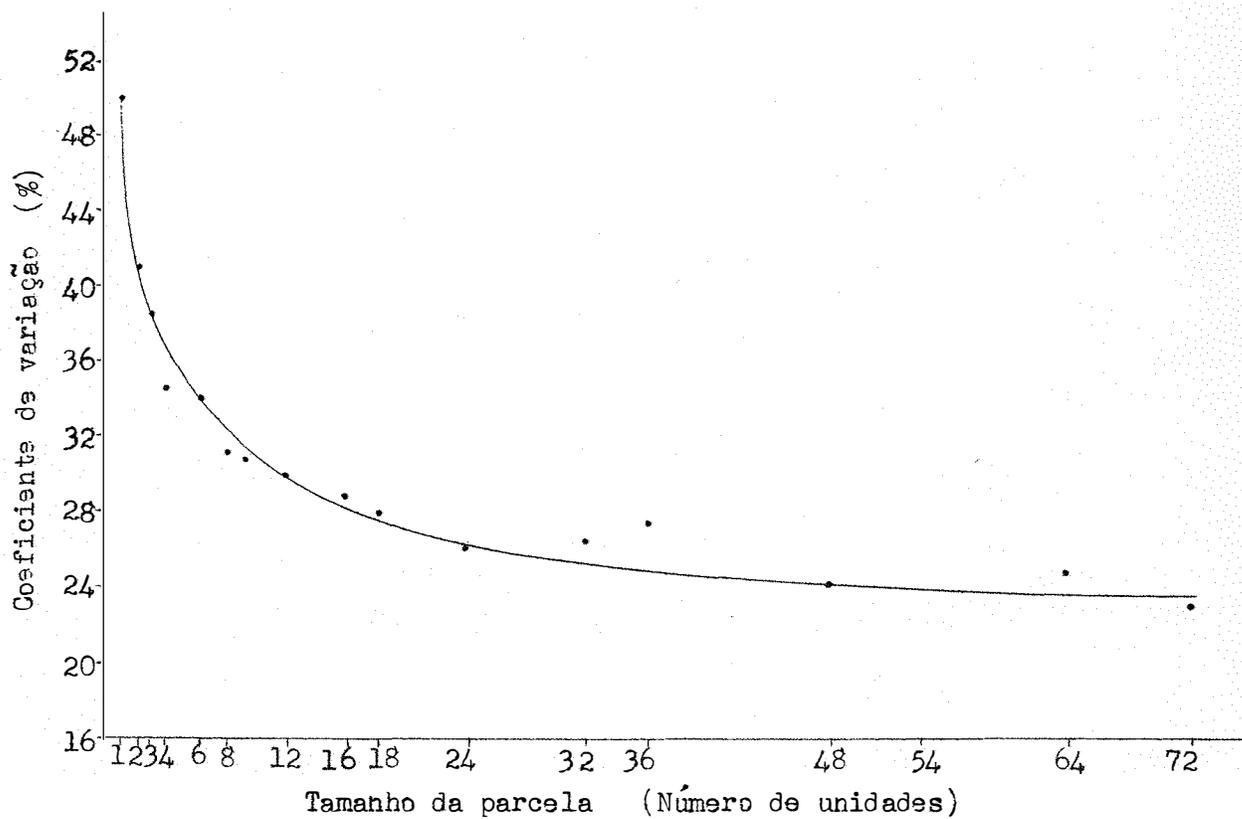


FIGURA 2 - Coeficiente de variação médio para cada tamanho de parcela calculado. ENSAIO N.º 2.

TABELA II - Variabilidade e Informação Relativa - ENSAIO N.º 2

Tamanho das Parcelas			Número de Parcelas	Variância Comparável $V_i$	Coef. de Variação Forma das Parc.			Informação Relativa Forma das Parcelas		
Comprimento m	Largura m	Número de unidades			C %	L %	M %	C %	L %	M %
1	1	1	576	396,1231			50,0			100,0
2	1	2	288	495,7577	41			74,4		
1	2	2	288	489,0428		41	41,0		75,5	75,0
3	1	3	192	601,5329	37			61,4		
1	3	3	192	629,8382		38	37,5		58,6	60,0
4	1	4	144	742,0700	36			49,7		
1	4	4	144	748,4315		36			49,3	
2	2	4	144	722,4390		35	35,7		51,1	50,0
6	1	6	96	887,0421	32			41,6		
1	6	6	96	933,5139		33			39,5	
3	2	6	96	943,3482	33			39,1		
2	3	6	96	983,2778		34	33,0		37,5	39,4
8	1	8	72	1.012,3194	29			36,5		
1	8	8	72	1.188,4980		32			31,0	
4	2	8	72	1.167,0764	32			31,6		
2	4	8	72	1.191,5088		32	31,3		31,0	32,5
3	3	9	64	1.261,1345			31,0			29,3
12	1	12	48	1.471,9158	29			25,1		
1	12	12	48	1.551,0601		30			23,8	
6	2	12	48	1.442,0908	29			25,6		
2	6	12	48	1.567,4794		30			23,5	
4	3	12	48	1.638,2091	31			22,5		
3	4	12	48	1.632,2487		31	30,0		22,6	23,9
8	2	16	36	1.666,7491	27			22,1		
2	8	16	36	2.064,5954		30			17,9	
4	4	16	36	1.996,7509		29	28,7		18,5	19,5
6	3	18	32	2.024,1307	28			18,2		
3	6	18	32	2.104,1884		28	28,0		17,5	18,2

TABELA II - (continuação)

Tamanho das Parcelas			Número de Parcelas	Variância Comparável $V_i$	Coef. de Variação Forma da Parc.			Informação Relativa Forma da Parcela		
Comprimento m	Largura m	Número de unidades			C %	L %	M %	C %	L %	M %
24	1	24	24	1.376,7884	20			26,8		
1	24	24	24	1.945,7600		24			19,0	
12	2	24	24	2.574,5784	27			14,3		
2	12	24	24	2.742,1313		28			13,5	
8	3	24	24	2.337,7851	26			15,8		
3	8	24	24	2.851,6318		29			12,9	
6	4	24	24	2.551,6914	27			14,5		
4	6	24	24	2.677,0684		28	26,1		13,8	16,3
8	4	32	18	2.869,7868	25		12,9			
4	8	32	18	3.639,6790		28	26,5		10,1	11,5
12	3	36	16	3.711,6404	27			9,9		
3	12	36	16	3.955,9851		27			9,3	
6	6	36	16	3.569,6515		26	26,7		10,3	9,8
24	2	48	12	2.400,6955	19			15,4		
2	24	48	12	3.689,1193		23			10,0	
12	4	48	12	4.723,2245	26			7,8		
4	12	48	12	5.175,7968		27			7,1	
8	6	48	12	4.001,7720	24			9,2		
6	8	48	12	4.855,3061		26	24,2		7,6	9,5
8	8	64	9	5.783,1052			25,0			6,4
24	3	72	8	3.348,2429	18			11,0		
3	24	72	8	5.403,1023		23			6,8	
12	6	72	8	6.773,5042	25			5,4		
6	12	72	8	7.033,5645		26	23,0		5,2	7,1
24	4	96	6	4.077,7412	17			9,0		
4	24	96	6	7.062,9803		22			5,2	
12	8	96	6	9.715,2131	26			3,8		
8	12	96	6	8.428,8239		25	22,5		4,4	5,6

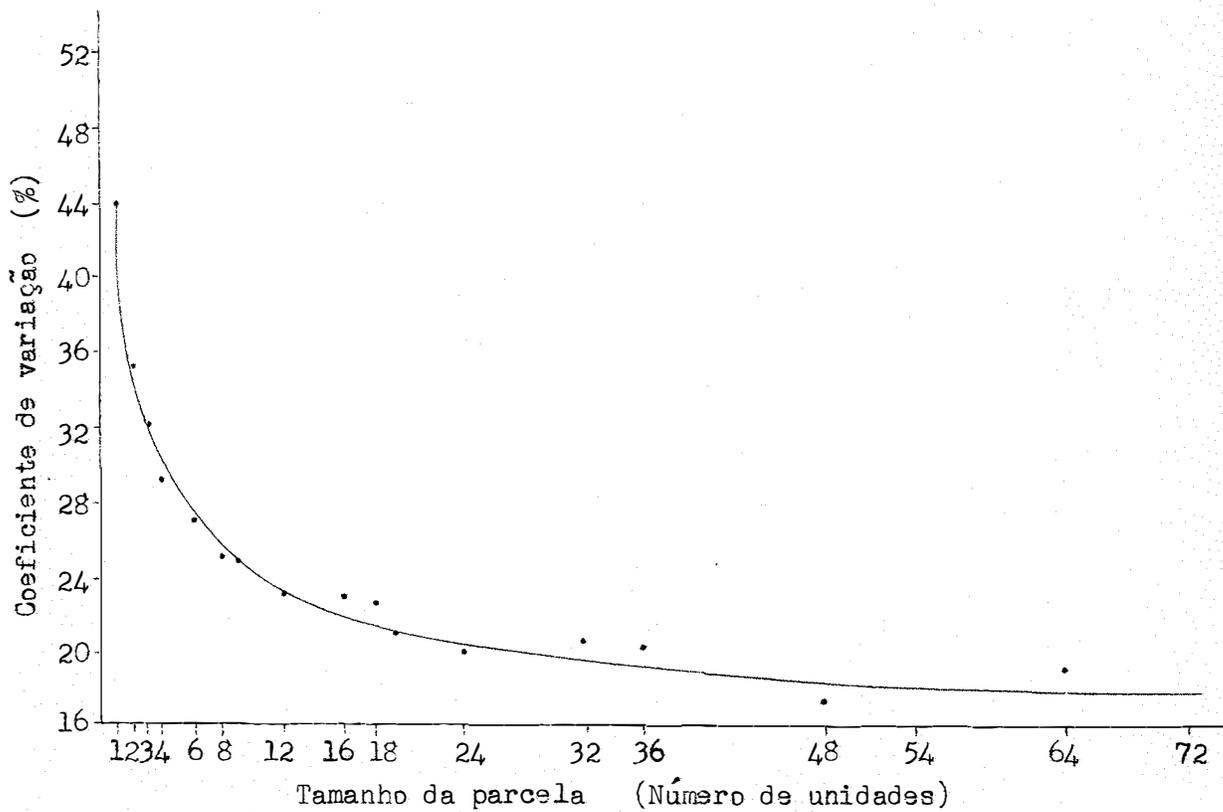


FIGURA 3 - Coeficiente de variação médio para cada tamanho de parcela calculado. ENSAIO N.º 3.

quando o tamanho da parcela ultrapassa 48 unidades experimentais, observa-se um menor coeficiente de variação nas parcelas de maior comprimento.

#### 4.3 - MÉTODO DA INFORMAÇÃO RELATIVA

Para obter uma medida da informação relativa, é necessário relacionar as variâncias comparáveis de todos os tamanhos de parcelas estudados, com a variância comparável da parcela de menor tamanho (parcela unitária), à qual se atribui cem por cento de informação.

De acordo com KELLER (1951) a variância comparável e a informação relativa apresentam interpretação similar. Em vista disso, na análise dos dados, somente se faz referência à informação relativa.

##### Ensaio n.º 1

A Tabela I contém a porcentagem de informação relativa a cada tamanho de parcela de acordo com a sua forma. Pode-se considerar sob esse aspecto como aceitáveis os três tamanhos de parcelas seguintes:

A parcela de  $2,0 \text{ m}^2$  de área (2 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 1 no sentido da largura);

A parcela de  $2,0 \text{ m}^2$  de área (1 parcela unitária no sentido do comprimento e 2 no sentido da largura);

A parcela de  $3,0 \text{ m}^2$  de área (1 parcela unitária no sentido do comprimento e 3 no sentido da largura).

Comparando-se as parcelas em que predomina o comprimento sobre a largura, com relação àquelas em que predomina a largura frente ao comprimento, para um mesmo tamanho de parcela, se observa que estas últimas dão melhor informação relativa. As diferenças em informação relativa favoráveis as parcelas em que predomina a largura frente ao comprimento, são mais notá-

TABELA III - Variabilidade e Informação Relativa - ENSAIO N.º 3

Tamanho das Parcelas			Número de Parcelas	Variância Comparável $V_i$	Coef. de Variação Forma das Parc.			Informação Relativa Forma. das Parcelas		
Comprimento m	Largura m	Número de unidades			C %	L %	M %	C %	L %	M %
1	1	1	576	618,4699			44,0			100,0
2	1	2	288	779,9007	35			79,3		
1	2	2	288	784,1437		35	35,0		78,9	79,1
3	1	3	192	1.026,0880	33			60,3		
1	3	3	192	932,9557		31	32,0		66,3	63,3
4	1	4	144	1.081,6505	29			57,2		
1	4	4	144	1.047,0098		29			59,1	
2	2	4	144	1.114,2041		30	29,3		55,5	57,3
6	1	6	96	1.346,5661	27			45,9		
1	6	6	96	1.306,5215		26			47,3	
3	2	6	96	1.499,7650	28			41,2		
2	3	6	96	1.403,4261		27	27,0		44,1	44,6
8	1	8	72	1.609,9768	25			38,4		
1	8	8	72	1.526,2544		25			40,5	
4	2	8	72	1.574,2976	25			39,3		
2	4	8	72	1.652,7419		26	25,3		37,4	38,9
3	3	9	64	1.913,7293			25,0			32,3
12	1	12	48	1.983,5011	23			31,2		
1	12	12	48	2.152,2556		24			28,7	
6	2	12	48	1.952,4133	23			31,7		
2	6	12	48	2.197,6010		24			28,1	
4	3	12	48	2.121,9274	24			29,1		
3	4	12	48	2.292,5680		25	23,8		27,0	29,3
8	2	16	36	2.446,5964	22			25,3		
2	8	16	36	2.634,1220		23			23,5	
4	4	16	36	2.578,4769		23	22,7		24,0	
6	3	18	32	2.683,1274	22			23,0		
3	6	18	32	3.036,0121		23	22,5		20,4	24,3

TABELA III - (continuação)

Tamanho das Parcelas			Número de Parcelas	Variância Comparável $V_i$	Coef. de Variação			Informação Relativa		
Comprimento m	Largura m	Número de unidades			Forma da Parc.			Forma da Parcela		
			C%	L%	M%	C%	L%	M%		
24	1	24	24	974,1520	11			63,5		
1	24	24	24	3.120,4724		20			19,8	
12	2	24	24	2.975,5016	20			20,8		
2	12	24	24	3.868,5467		23			16,0	
8	3	24	24	3.422,9610	21			18,1		
3	8	24	24	3.838,1622		23			16,1	
6	4	24	24	3.235,1323	21			19,1		
4	6	24	24	3.398,3994		21	20,0		18,2	24,0
8	4	32	18	4.257,5843	21			14,5		
4	8	32	18	4.121,4464		20	20,5		15,0	14,8
12	3	36	16	4.436,1207	20			13,9		
3	12	36	16	5.673,7600		22			10,9	
6	6	36	16	4.240,1535		19	20,3		14,6	13,1
24	2	48	12	930,5408	8			66,5		
2	24	48	12	5.725,7996		19			10,8	
12	4	48	12	5.322,4816	19			11,6		
4	12	48	12	6.340,8620		20			9,7	
8	6	48	12	5.539,2894	19			11,2		
6	8	48	12	5.553,3590		19	17,3		11,1	20,2
8	8	64	9	7.804,4675			19,0			7,9
24	3	72	8	1.269,2838	7			48,7		
3	24	72	8	8.882,0560		20			7,0	
12	6	72	8	8.223,4019	18			7,5		
6	12	72	8	8.309,6691		19	16,0		7,4	17,7
24	4	96	6	1.150,1950	6			53,8		
4	24	96	6	10.611,8854		19			5,8	
12	8	96	6	10.578,9830	19			5,8		
8	12	96	6	11.292,7148		19	15,8		5,5	17,7

veis nas parcelas de 36 , 72 e 2 unidades experimentais, ou seja: 33,0% ; 17,1% e 10,7% .

### Ensaio n.º 2

Os dados (Tabela II) indicam que três tamanhos de parcelas podem ser considerados aceitáveis nesse aspecto:

A parcela de 2,0 m<sup>2</sup> de área (1 parcela unitária no sentido do comprimento e 2 no sentido da largura);

A parcela de 2,0 m<sup>2</sup> de área (2 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 1 no sentido da largura);

A parcela de 3,0 m<sup>2</sup> de área (3 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 1 no sentido da largura).

Ao contrário do ensaio n.º 1, se observa aqui que, de modo geral, as parcelas longas dão melhor informação relativa. As diferenças em informação relativa favoráveis as parcelas em que predomina o comprimento sobre a largura são entretanto, muito pequenas e somente nas parcelas de 24 unidades experimentais é que se verifica uma diferença de 7,8% , favorável às parcelas constituídas de 24 unidades experimentais orientadas no sentido do comprimento.

### Ensaio n.º 3

Observando-se os dados da Tabela III , verifica-se que seis tamanhos de parcelas podem ser considerados bons neste aspecto:

A parcela de 2,0 m<sup>2</sup> de área (2 parcelas unitárias no sentido do comprimento, e 1 no sentido da largura);

A parcela de 2,0 m<sup>2</sup> de área (1 parcela unitária no sentido do comprimento e 2 no sentido da largura);

A parcela de 3,0 m<sup>2</sup> de área (1 parcela unitária no sentido do comprimento e 3 no sentido da largura);

A parcela de  $3,0 \text{ m}^2$  de área (3 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 1 no sentido da largura);

A parcela de  $4,8,0 \text{ m}^2$  de área (24 parcelas unitárias no sentido de comprimento e 2 no sentido da largura);

A parcela de  $24,0 \text{ m}^2$  de área (24 parcelas unitárias no sentido do comprimento e 1 no sentido da largura).

As parcelas de  $24,0$  e  $4,8,0 \text{ m}^2$  devem ser descartadas por não serem práticas no campo.

Do mesmo modo que no ensaio n.º 2, se observa que as parcelas alongadas dão melhor informação relativa. As diferenças em informação relativa favoráveis às parcelas em que predomina o comprimento, são mais notáveis nas parcelas formadas de 4,8,96, 24 e 72 parcelas unitárias; 55,7%; 48,3%, 43,7% e 41,7% respectivamente.

#### 4.4- REGRESSÃO LINEAR SIMPLES

A variância entre parcelas foi computada para cada tamanho de parcela considerado. Estas variâncias foram então divididas pelo número de unidades por parcelas para dar as variâncias reduzidas.

Com os dados das Tabelas IV e V fez-se a computação do logaritmo da variância reduzida ( $\log V_r$ ) sobre o logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ) para obtenção do coeficiente de regressão ( $b$ ). O coeficiente de regressão ( $b$ ) ponderado pelo número de graus de liberdade é estimado pela equação

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

TABELA IV - Variância por parcela, variância reduzida, logarítmo da variância reduzida, logarítmo do tamanho da parcela e número de graus de liberdade para parcelas de tamanhos e formas variáveis.

Tamanho (Número de parcelas uni- tárias x	Forma (Comprimento x Largura) C x L	Variância por Parcela	Variância reduzida ( $V_r$ )	$\log V_r$ $Y_i$	$\log x$ $X_i$	Graus de liberdade $W_i$
1	1 x 1	2.520,9052	2.520,9052	3,4015	0,0000	1.295
2	1 x 2	6.116,7573	3.058,3786	3,4854	0,3010	647
3	1 x 3	11.843,1867	3.947,7289	3,5963	0,4771	431
4	1 x 4	17.562,1536	4.390,5384	3,6425	0,6020	323
6	1 x 6	34.746,2348	5.791,0391	3,7627	0,7781	215
9	1 x 9	71.359,0726	7.928,7858	3,8992	0,9542	143
12	1 x 12	94.780,6858	7.898,3904	3,8975	1,0791	107
18	1 x 18	227.481,0456	12.637,8358	4,1016	1,2552	71
36	1 x 36	200.688,6143	5.574,6837	3,7462	1,5563	35
2	2 x 1	7.027,9046	3.513,9523	3,5457	0,3010	647
4	2 x 2	18.887,8334	4.721,9583	3,6741	0,6020	323
6	2 x 3	38.274,1485	6.379,0247	3,8047	0,7781	215
8	2 x 4	58.893,0256	7.361,6282	3,8669	0,9030	161
12	2 x 6	119.098,6752	9.924,8896	3,9967	1,0791	107
18	2 x 9	252.761,6374	14.042,3131	4,1474	1,2552	71
24	2 x 12	342.406,8072	14.266,9502	4,1543	1,3802	53
36	2 x 18	842.918,9575	23.414,4154	4,3694	1,5563	35
72	2 x 36	760.859,0012	10.567,4861	4,0239	1,8573	17
3	3 x 1	13.565,2959	4.521,7653	3,6553	0,4771	431
6	3 x 2	39.315,2869	6.552,5478	3,8164	0,7781	215
9	3 x 3	81.220,4414	9.024,4934	3,9554	0,9542	143
12	3 x 4	128.368,5888	10.697,3824	4,0292	1,0791	107
18	3 x 6	268.099,4436	14.894,4135	4,1730	1,2552	71
27	3 x 9	566.141,3200	20.968,1970	4,3215	1,4313	47
36	3 x 12	771.324,5295	21.425,6813	4,3309	1,5563	35
54	3 x 18	1.930.407,0888	35.748,2794	4,5532	1,7323	23
108	3 x 36	1.661.388,7285	15.383,2289	4,1870	2,0334	11
4	4 x 1	21.912,2165	5.478,0541	3,7386	0,6020	323
8	4 x 2	63.159,4558	7.894,9319	3,8973	0,9030	161
12	4 x 3	132.279,8623	11.023,3218	4,0423	1,0791	107
16	4 x 4	213.896,3251	13.368,5203	4,1260	1,2041	80
24	4 x 6	444.122,3964	18.505,0998	4,2672	1,3802	53
36	4 x 9	931.339,7297	25.870,5480	4,4128	1,5563	35
48	4 x 12	1.297.603,9248	27.033,4151	4,4319	1,6812	26
72	4 x 18	3.325.002,6464	46.180,5923	4,6644	1,8573	17
144	4 x 36	2.965.890,7519	20.596,4635	4,3137	2,1583	8

TABELA IV - (continuação)

Tamanho (Número de parcelas unifárias x)	Forma (Comprimento x Largura) C x L	Variância por Parcela	Variância reduzida ( $V_r$ )	$\log V_r$ $Y_i$	$\log x$ $X_i$	Graus de liberdade $W_i$
6	6 x 1	43.977,4962	7.329,5827	3,8650	0,7781	215
12	6 x 2	131.598,1765	10.966,5147	4,0400	1,0791	107
18	6 x 3	282.042,8979	15.669,0498	4,1950	1,2552	71
24	6 x 4	453.256,0473	18.885,6686	4,2761	1,3802	53
36	6 x 6	969.184,7431	26.921,7984	4,4301	1,5563	35
54	6 x 9	2.073.329,3940	38.394,9887	4,5842	1,7323	23
72	6 x 12	2.847.400,8271	39.547,2336	4,5971	1,8573	17
108	6 x 18	7.644.683,8281	70.784,1094	4,8499	2,0334	11
9	9 x 1	89.710,6801	9.967,8533	3,9986	0,9542	143
18	9 x 2	280.108,2469	15.561,5692	4,1920	1,2552	71
27	9 x 3	607.401,9475	22.496,3684	4,3521	1,4313	47
36	9 x 4	1.000.304,4150	27.786,2337	4,4438	1,5563	35
54	9 x 6	2.166.135,6123	40.113,6224	4,6032	1,7323	23
81	9 x 9	4.622.445,8769	57.067,2330	4,7563	1,9084	15
108	9 x 12	6.504.808,3769	60.229,7071	4,7798	2,0334	11
12	12 x 1	147.776,5397	12.314,7116	4,0904	1,0791	107
24	12 x 2	470.874,9155	19.619,7881	4,2926	1,3802	53
36	12 x 3	1.059.029,2592	29.417,4794	4,4686	1,5563	35
48	12 x 4	1.702.757,5214	35.474,1150	4,5499	1,6812	26
72	12 x 6	3.754.031,0048	52.139,3194	4,7171	1,8573	17
108	12 x 9	8.174.535,1035	75.690,1398	4,8790	2,0334	11
144	12 x 12	11.410.544,7578	79.239,8941	4,8989	2,1583	8
18	18 x 1	278.742,8101	15.485,7116	4,1899	1,2552	71
36	18 x 2	916.789,3574	25.466,3710	4,4059	1,5563	35
54	18 x 3	2.064.020,5249	38.222,6023	4,5823	1,7323	23
72	18 x 4	3.383.906,5908	46.998,7026	4,6720	1,8573	17
108	18 x 6	7.597.689,8339	70.348,9799	4,8472	2,0334	11
36	36 x 1	745.360,7143	20.704,4642	4,3160	1,5563	35
72	36 x 2	2.711.969,4736	37.666,2426	4,5759	1,8573	17
108	36 x 3	6.305.525,6503	58.384,4967	4,7662	2,0334	11
144	36 x 4	10.750.421,7695	74.655,7066	4,8730	2,1583	8

4.4.1 - Ensaio n.º 1

Na Tabela 1 do Apêndice 2 , tem-se:

$$\Sigma W_i (X_i - \bar{X}) Y_i = 1.296,007663$$

$$\Sigma W_i (X_i - \bar{X})^2 = 2.036,836595$$

donde:

$$\hat{b} = 0,6363$$

4.4.2 - Ensaio n.º 2

A Tabela 1 do Apêndice 2 fornece:

$$\Sigma W_i (X_i - \bar{X}) Y_i = 481,280772$$

$$\Sigma W_i (X_i - \bar{X})^2 = 779,129272$$

donde:

$$\hat{b} = 0,6177$$

4.4.3 - Ensaio n.º 3

Na Tabela 1 do Apêndice 2 , tem-se:

$$\Sigma W_i (X_i - \bar{X}) Y_i = 406,590304$$

$$\Sigma W_i (X_i - \bar{X})^2 = 779,129272$$

donde:

$$\hat{b} = 0,5218$$

4.5 - REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

Desdobrando-se o tamanho da parcela  $x$  em suas dimensões,  $x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura), obteve-se a equação de regressão múltipla a seguir

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 \quad (4.1)$$

TABELA V - Logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ), número de graus de liberdade ( $W_1$ ), variância por parcela, variância reduzida ( $V_r$ ) e logaritmo da variância reduzida ( $\log V_r$ ) para parcelas de tamanho e formas variáveis.

Tamanho (Número de parcelas <u>n</u> nitárias) x	Forma (Comprimento X largura)	log x $X_i$	Graus de Liberdade	ENSAIO N.º 2		
				Variância por parcela	Variância reduzida $V_r$	log $V_r$ $Y_i$
1	1 x 1	0,0000	575	369,1231	369,1231	2,5671
2	1 x 2	0,3010	287	978,0856	489,0428	2,6893
3	1 x 3	0,4771	191	1.889,5147	629,8382	2,7992
4	1 x 4	0,6020	143	2.993,7262	748,4315	2,8741
6	1 x 6	0,7781	95	5.601,0834	933,5139	2,9701
8	1 x 8	0,9030	71	9.507,9846	1.188,4980	3,0749
12	1 x 12	1,0791	47	18.612,7217	1.551,0601	3,1906
24	1 x 24	1,3802	23	46.698,2412	1.945,7600	3,2890
2	2 x 1	0,3010	287	991.5454	495,7577	2,6952
4	2 x 2	0,6020	143	2.889,7562	722,4390	2,8588
6	2 x 3	0,7781	95	5.889,6668	983,2778	2,9926
8	2 x 4	0,9030	71	9.532,0711	1.191,5088	3,0760
12	2 x 6	1,0791	47	18.809,7533	1.567,4794	3,1952
16	2 x 8	1,2041	35	33.033,5268	2.064,5954	3,3148
24	2 x 12	1,3802	23	65.811,1515	2.742,1313	3,4380
48	2 x 24	1,6812	11	177.077,7272	3.689,1193	3,5669
3	3 x 1	0,4771	191	1.804,5988	601,5329	2,7792
6	3 x 2	0,7781	95	5.660,0897	943,3482	2,9746
9	3 x 3	0,9542	63	11.350,2114	1.261,1345	3,1007
12	3 x 4	1,0791	47	19.586,9852	1.632,2487	3,2127
18	3 x 6	1,2552	31	37.875,3916	2.104,1884	3,3230
24	3 x 8	1,3802	23	68.439,1651	2.851,6318	3,4550
36	3 x 12	1,5563	15	142.415,4658	3.955,9851	3,5972
72	3 x 24	1,8573	7	389.023,3670	5.403,1023	3,7326
4	4 x 1	0,6020	143	2.968,2800	742,0700	2,8704
8	4 x 2	0,9030	71	9.336,6114	1.167,0764	3,0670
12	4 x 3	1,0791	47	19.658,5099	1.638,2091	3,2143
16	4 x 4	1,2041	35	31.948,0147	1.996,7509	3,3003
24	4 x 6	1,3802	23	64.249,6434	2.677,0684	3,4276
32	4 x 8	1,5051	17	116.469,7289	3.639,6790	3,5610
48	4 x 12	1,6812	11	248.438,2473	5.175,7968	3,7139
96	4 x 24	1,9822	5	678.046,1135	7.062,9803	3,8489

TABELA V - (continuação)

Tamanho (Número de par- celas $\mu$ nitárias) $x$	Forma (Comprimento X largura)	log x $X_i$	Graus de Liberda- de	ENSAIO N.º 2		
				Variância por parcela	Variância reduzida $V_r$	log $V_r$ $Y_i$
6	6 x 1	0,7781	95	5.322,2528	887,0421	2,9479
12	6 x 2	1,0791	47	17.305,0899	1.442,0908	3,1589
18	6 x 3	1,2552	31	36.434,3533	2.024,1307	3,3062
24	6 x 4	1,3802	23	61.240,5958	2.551,6914	3,4068
36	6 x 6	1,5563	15	128.507,4574	3.569,6515	3,5526
48	6 x 8	1,6812	11	233.054,6964	4.855,3061	3,6862
72	6 x 12	1,8573	7	506.416,6477	7.033,5645	3,8471
8	8 x 1	0,9030	71	8.098,5558	1.012,3194	3,0053
16	8 x 2	1,2041	35	26.667,9870	1.666,7491	3,2218
24	8 x 3	1,3802	23	56.106,8431	2.337,7851	3,3688
32	8 x 4	1,5051	17	91.833,1783	2.869,7868	3,4578
48	8 x 6	1,6812	11	192.085,0571	4.001,7720	3,6022
64	8 x 8	1,8061	8	370.118,7388	5.783,1052	3,7621
96	8 x 12	1,9822	5	809.167,1008	8.428,8239	3,9257
12	12 x 1	1,0791	47	17.662,9900	1.471,9158	3,1678
24	12 x 2	1,3802	23	61.789,8818	2.574,5784	3,4107
36	12 x 3	1,5563	15	133.619,0564	3.711,6404	3,5695
48	12 x 4	1,6812	11	226.714,7787	4.723,2245	3,6742
72	12 x 6	1,8573	7	487.692,3087	6.773,5042	3,8308
96	12 x 8	1,9822	5	932.660,4633	9.715,2131	3,9874
24	24 x 1	1,3802	23	33.042,9232	1.376,7884	3,1388
48	24 x 2	1,6812	11	115.233,3865	2.400,6955	3,3803
72	24 x 3	1,8573	7	241.073,4957	3.348,2429	3,5248
96	24 x 4	1,9822	5	391.463,1629	4.077,7412	3,6104

TABELA V - (continuação)

Tamanho (Número de par- celas $\underline{u}$ nitarias) $\underline{x}$	Forma (Compri- mento $\times$ largura)	log x $X_i$	Graus de Liberda- de	ENSAIO N.º 3		
				Variância por parcela	Variância reduzida $V_r$	log $V_r$ $Y_i$
1	1 x 1	0,0000	575	618,4699	618,4699	2,7913
2	1 x 2	0,3010	287	1.568,2875	784,1437	2,8943
3	1 x 3	0,4771	191	2.798,8671	932,9557	2,9698
4	1 x 4	0,6020	143	4.188,0395	1.047,0098	3,0199
6	1 x 6	0,7781	95	7.839,1294	1.306,5215	3,1161
8	1 x 8	0,9030	71	12.210,0358	1.526,2544	3,1836
12	1 x 12	1,0791	47	25.827,0678	2.152,2556	3,3328
24	1 x 24	1,3802	23	74.891,3383	3.120,4724	3,4942
2	2 x 1	0,3010	287	1.559,8014	779,9007	2,8920
4	2 x 2	0,6020	143	4.456,8167	1.114,2041	3,0469
6	2 x 3	0,7781	95	8.420,5567	1.403,4261	3,1471
8	2 x 4	0,9030	71	13.221,9354	1.652,7419	3,2182
12	2 x 6	1,0791	47	26.371,2121	2.197,6010	3,3419
16	2 x 8	1,2041	35	42.145,9522	2.634,1220	3,4206
24	2 x 12	1,3802	23	92.845,1224	3.868,5467	3,5875
48	2 x 24	1,6812	11	274.838,3809	5.725,7996	3,7578
3	3 x 1	0,4771	191	3.078,2640	1.026,0880	3,0111
6	3 x 2	0,7781	95	8.998,5903	1.499,7650	3,1760
9	3 x 3	0,9542	63	17.223,5640	1.913,7293	3,2818
12	3 x 4	1,0791	47	27.510,8165	2.292,5680	3,3603
18	3 x 6	1,2552	31	54.648,2187	3.036,0121	3,4823
24	3 x 8	1,3802	23	92.115,8941	3.838,1622	3,5841
36	3 x 12	1,5563	15	204.255,3628	5.673,7600	3,7538
72	3 x 24	1,8573	7	639.508,0366	8.882,0560	3,9485
4	4 x 1	0,6020	143	4.326,6023	1.081,6505	3,0340
8	4 x 2	0,9030	71	12.594,3811	1.574,2976	3,1970
12	4 x 3	1,0791	47	25.463,1293	2.121,9274	3,3267
16	4 x 4	1,2041	35	41.255,6317	2.578,4769	3,4113
24	4 x 6	1,3802	23	81.561,5870	3.398,3994	3,5312
32	4 x 8	1,5051	17	131.886,2849	4.121,4464	3,6150
48	4 x 12	1,6812	11	304.361,3806	6.340,8620	3,8021
96	4 x 24	1,9822	5	1.018.741,0004	10.611,8854	4,0257

TABELA V - (continuação)

Tamanho (Número de par- celas u nitárias)	Forma (Comprimento X largura)	log x  $X_i$	Graus de Liberda- de	ENSAIO N.º 3		
				Variância por parcela	Variância reduzida $V_r$	log $V_r$  $Y_i$
6	6 x 1	0,7781	95	8.079,3969	1.346,5661	3,1292
12	6 x 2	1,0791	47	23.428,9601	1,952,4133	3,2905
18	6 x 3	1,2552	31	48.296,2944	2.683,1274	3,4286
24	6 x 4	1,3802	23	77.643,1753	3.235,1323	3,5098
36	6 x 6	1,5563	15	152.645,5272	4.240,1535	3,6273
48	6 x 8	1,6812	11	266.561,2331	5.553,3590	3,7445
72	6 x 12	1,8573	7	598.296,1794	8.309,6691	3,9195
8	8 x 1	0,9030	71	12.879,8151	1.609,9768	3,2068
16	8 x 2	1,2041	35	39.145,5428	2.446,5964	3,3885
24	8 x 3	1,3802	23	82.151,0652	3.422,9610	3,5344
32	8 x 4	1,5051	17	136.242,6986	4.257,5843	3,6291
48	8 x 6	1,6812	11	265.885,8924	5.539,2894	3,7434
64	8 x 8	1,8061	8	499.485,9224	7.804,4675	3,8923
96	8 x 12	1,9822	5	1.084.100,6259	11.292,7148	4,0527
12	12 x 1	1,0791	47	23.802,0139	1.983,5011	3,2974
24	12 x 2	1,3802	23	71.412,0394	2.975,5016	3,4735
36	12 x 3	1,5563	15	159.700,3460	4.436,1207	3,6470
48	12 x 4	1,6812	11	255.479,1196	5.322,4816	3,7261
72	12 x 6	1,8573	7	592.084,9384	8.223,4019	3,9150
96	12 x 8	1,9822	5	1.015.582,3762	10.578,9830	4,0244
24	24 x 1	1,3802	23	23.379,6481	974,1520	2,9886
48	24 x 2	1,6812	11	44.665,9602	930,5408	2,9687
72	24 x 3	1,8573	7	91.384,8393	1.269,2338	3,1035
96	24 x 4	1,9822	5	110.418,7250	1.150,1950	3,0607

TABELA VI - Comprimento da parcela ( $x_1$ ), largura da parcela ( $x_2$ ), logarítmo do comprimento ( $\log x_1$ ), logarítmo da largura ( $\log x_2$ ) e produto  $\log x_1 \cdot \log x_2$  ( $X_{3i}$ ).  
 ENSAIO N.º 1.

$x_1$	$x_2$	$\log x_1$ ( $X_{1i}$ )	$\log x_2$ ( $X_{2i}$ )	$\log x_1 \cdot \log x_2$ ( $X_{3i}$ )
1	1	0	0	0
1	2	0	0,3010	0
1	3	0	0,4771	0
1	4	0	0,6020	0
1	6	0	0,7781	0
1	9	0	0,9542	0
1	12	0	1,0791	0
1	18	0	1,2552	0
1	36	0	1,5563	0
2	1	0,3010	0	0
2	2	0,3010	0,3010	0,0906
2	3	0,3010	0,4771	0,1436
2	4	0,3010	0,6020	0,1812
2	6	0,3010	0,7781	0,2342
2	9	0,3010	0,9542	0,2872
2	12	0,3010	1,0791	0,3248
2	18	0,3010	1,2552	0,3778
2	36	0,3010	1,5563	0,4684
3	1	0,4771	0	0
3	2	0,4771	0,3010	0,1436
3	3	0,4771	0,4771	0,2276
3	4	0,4771	0,6020	0,2872
3	6	0,4771	0,7781	0,3712
3	9	0,4771	0,9542	0,4552
3	12	0,4771	1,0791	0,5149
3	18	0,4771	1,2552	0,5989
3	36	0,4771	1,5563	0,7425
4	1	0,6020	0	0
4	2	0,6020	0,3010	0,1812
4	3	0,6020	0,4771	0,2872
4	4	0,6020	0,6020	0,3624
4	6	0,6020	0,7781	0,4684
4	9	0,6020	0,9542	0,5745
4	12	0,6020	1,0791	0,6497
4	18	0,6020	1,2552	0,7557
4	36	0,6020	1,5563	0,9369

TABELA VI - (continuação)

$x_1$	$x_2$	$\log x_1 (X_{1i})$	$\log x_2 (X_{2i})$	$\log x_1 \cdot \log x_2 (X_{3i})$
6	1	0,7781	0	0
6	2	0,7781	0,3010	0,2342
6	3	0,7781	0,4771	0,3712
6	4	0,7781	0,6020	0,4684
6	6	0,7781	0,7781	0,6055
6	9	0,7781	0,9542	0,7425
6	12	0,7781	1,0791	0,8397
6	18	0,7781	1,2552	0,9767
9	1	0,9542	0	0
9	2	0,9542	0,3010	0,2872
9	3	0,9542	0,4771	0,4552
9	4	0,9542	0,6020	0,5745
9	6	0,9542	0,7781	0,7425
9	9	0,9542	0,9542	0,9105
9	12	0,9542	1,0791	1,0298
12	1	1,0791	0	0
12	2	1,0791	0,3010	0,3248
12	3	1,0791	0,4771	0,5149
12	4	1,0791	0,6020	0,6497
12	6	1,0791	0,7781	0,8397
12	9	1,0791	0,9542	1,0298
12	12	1,0791	1,0791	1,1646
18	1	1,2552	0	0
18	2	1,2552	0,3010	0,3778
18	3	1,2552	0,4771	0,5989
18	4	1,2552	0,6020	0,7557
18	6	1,2552	0,7781	0,9767
36	1	1,5563	0	0
36	2	1,5563	0,3010	0,4684
36	3	1,5563	0,4771	0,7425
36	4	1,5563	0,6020	0,9369

TABELA VII - Comprimento da parcela ( $x_1$ ), largura da parcela ( $x_2$ ), logaritmo do comprimento ( $\log x_1$ ), logaritmo da largura ( $\log x_2$ ) e produto  $\log x_1 \cdot \log x_2$  ( $X_{3i}$ ).  
 ENSAIO Nº 2 e ENSAIO Nº 3.

$x_1$	$x_2$	$\log x_1$ ( $X_{1i}$ )	$\log x_2$ ( $X_{2i}$ )	$\log x_1 \cdot \log x_2$ ( $X_{3i}$ )
1	1	0	0	0
1	2	0	0,3010	0
1	3	0	0,4771	0
1	4	0	0,6020	0
1	6	0	0,7781	0
1	8	0	0,9030	0
1	12	0	1,0791	0
1	24	0	1,3802	0
2	1	0,3010	0	0
2	2	0,3010	0,3010	0,0906
2	3	0,3010	0,4771	0,1436
2	4	0,3010	0,6020	0,1812
2	6	0,3010	0,7781	0,2342
2	8	0,3010	0,9030	0,2718
2	12	0,3010	1,0791	0,3248
2	24	0,3010	1,3802	0,4154
3	1	0,4771	0	0
3	2	0,4771	0,3010	0,1436
3	3	0,4771	0,4771	0,2276
3	4	0,4771	0,6020	0,2872
3	6	0,4771	0,7781	0,3712
3	8	0,4771	0,9030	0,4308
3	12	0,4771	1,0791	0,5149
3	24	0,4771	1,3802	0,6585
4	1	0,6020	0	0
4	2	0,6020	0,3010	0,1812
4	3	0,6020	0,4771	0,2872
4	4	0,6020	0,6020	0,3624
4	6	0,6020	0,7781	0,4684
4	8	0,6020	0,9030	0,5437
4	12	0,6020	1,0791	0,6497
4	24	0,6020	1,3802	0,8309

TABELA VII - (continuação)

$x_1$	$x_2$	$\log x_1 (X_{1i})$	$\log x_2 (X_{2i})$	$\log x_1 \cdot \log x_2 (X_{3i})$
6	1	0,7781	0	0
6	2	0,7781	0,3010	0,2342
6	3	0,7781	0,4771	0,3712
6	4	0,7781	0,6020	0,4684
6	6	0,7781	0,7781	0,6055
6	8	0,7781	0,9030	0,7027
6	12	0,7781	1,0791	0,8397
8	1	0,9030	0	0
8	2	0,9030	0,3010	0,2718
8	3	0,9030	0,4771	0,4308
8	4	0,9030	0,6020	0,5437
8	6	0,9030	0,7781	0,7027
8	8	0,9030	0,9030	0,8155
8	12	0,9030	1,0791	0,9745
12	1	1,0791	0	0
12	2	1,0791	0,3010	0,3248
12	3	1,0791	0,4771	0,5149
12	4	1,0791	0,6020	0,6497
12	6	1,0791	0,7781	0,8397
12	8	1,0791	0,9030	0,9745
24	1	1,3802	0	0
24	2	1,3802	0,3010	0,4154
24	3	1,3802	0,4771	0,6585
24	4	1,3802	0,6020	0,8309

Nas Tabelas VI e VII são dados para os três ensaios, o comprimento da parcela ( $x_1$ ), a largura ( $x_2$ ), o logaritmo de  $x_1$ , o logaritmo de  $x_2$  e o produto do  $\log x_1 \cdot \log x_2$  ( $X_3$ ).

De posse do logaritmo da variância reduzida ( $\log V_r$ ) e do logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ), apresentam-se as Figuras 4 e 5 correspondentes aos ensaios n.ºs 1 e 3, com o  $\log x$  representado nas abcissas e o  $\log V_r$  nas ordenadas. Observa-se que, ao contrário do que ocorrera com AMARAL (1951) e ENEDINO (1972), as retas de regressão não mantêm qualquer paralelismo. O ensaio n.º 2 comportou-se de modo semelhante aos ensaios n.ºs 1 e 3. Mais adiante, quando se trata do problema de ajustamento do logaritmo da variância reduzida, se apresenta a Figura 7 (ensaio n.º 2), que dá uma idéia bem precisa da falta de paralelismo entre as retas de regressão de cada tipo.

Com isso incluiu-se na equação (4.1) o parâmetro  $b_3$  responsável pela interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento x largura), obtendo-se a nova equação:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_3 \log x_1 \cdot \log x_2 \quad (4.2)$$

Na estimação dos parâmetros da regressão múltipla, para simplificação dos cálculos, aplicou-se a teoria de Álgebra de Matrizes.

O sistema de equações normais é dado por

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

#### 4.5.1 - Ensaio n.º 1

Com os dados contidos na Tabela 1 do Apêndice 2, a matriz  $S = X' X$ , ponderada pelo número de graus de liberdade, será:

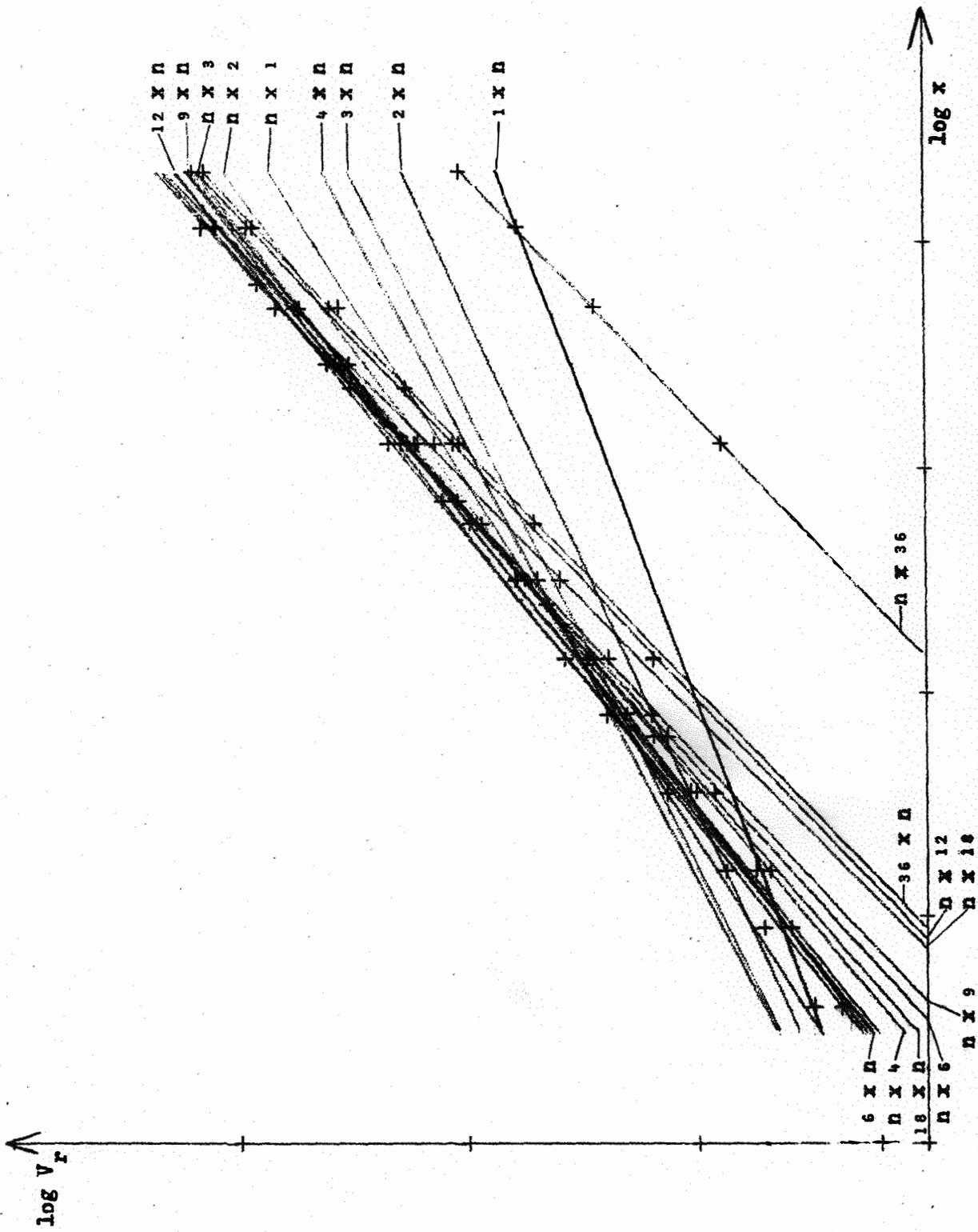


FIGURA 4 - Retas de regressão linear não ajustadas para parcelas do tipo  $1 \times n, 2 \times n, \dots, 36 \times n$  e  $n \times 1, n \times 2, \dots, n \times 36$ ; representando a regressão do logaritmo da variância reduzida sobre o logaritmo do tamanho da parcela. ENSAIO N.º 1

$\log V_r$

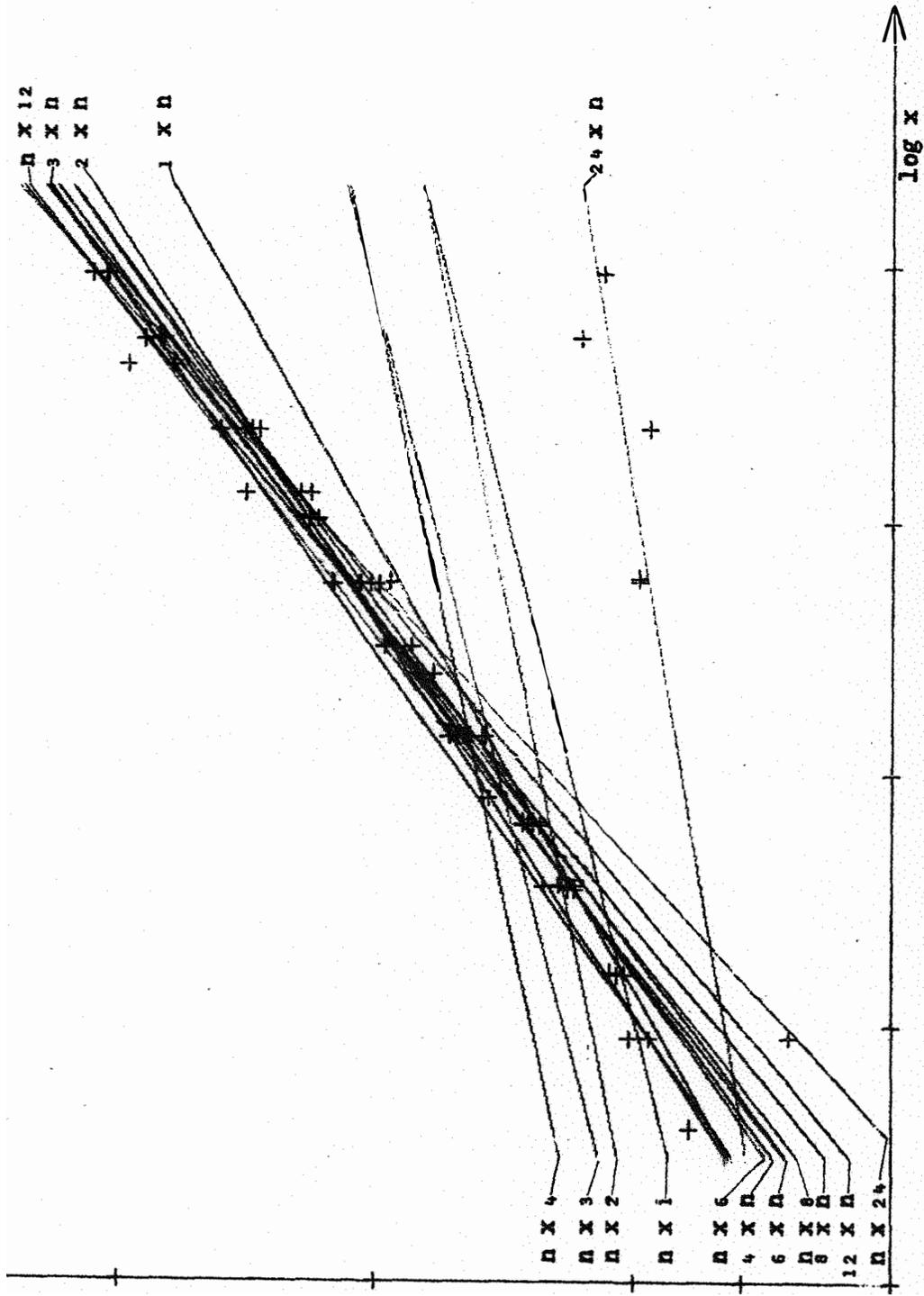


FIGURA 5 - Retas de regressão linear não ajustadas para parcelas do tipo  $1 \times n, 2 \times n, \dots, 24 \times n$  e  $n \times 1, n \times 2, \dots, n \times 24$ ; representando a regressão linear do logaritmo da variância reduzida sobre o logaritmo do tamanho da parcela. ENSAIO N.º 3

$$S = \begin{bmatrix} 8.151 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1065,06038 & - 46,66318 & 321,52781 \\ 0 & - 46,66318 & 1065,06038 & 321,52781 \\ 0 & 321,52781 & 321,52781 & 321,25958 \end{bmatrix}$$

cuja inversa é

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 0,000122684 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,001783780 & 0,000884276 & - 0,002670284 \\ 0 & 0,000884276 & 0,001783780 & - 0,002670284 \\ 0 & - 0,002670284 & - 0,002670284 & 0,008457776 \end{bmatrix}$$

Na Tabela 2 do apêndice 2 , constam os valores necessários à montagem do produto matricial  $X' Y$  .

Assim

$$X' Y = \begin{bmatrix} 30.841,66761 \\ 737,0257046 \\ 558,9819767 \\ 447,3761935 \end{bmatrix}$$

Com  $\hat{\beta} = S^{-1} X' Y$  , obtém-se para a matriz  $\hat{\beta}$  (matriz das estimativas dos parâmetros), o valor:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 3,78378 \\ 0,61436 \\ 0,45421 \\ 0,32310 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\hat{b}_0 = 3,78378$$

$$\hat{b}_1 = 0,61436$$

$$\hat{b}_2 = 0,45421$$

$$\hat{b}_3 = 0,32310$$

A análise de variância da regressão  $(X_1, X_2, X_3)$  através do cálculo matricial é dada por

$$SQ \text{ Resíduo} = Y' Y - \hat{\beta}' X' Y$$

Desenvolvendo a equação matricial acima e fazendo a ponderação pelo número de graus de liberdade obtém-se:

$$SQ \text{ Total} = \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$\begin{aligned} e \quad SQ \text{ Parâmetros da Regressão } (X_1, X_2, X_3) &= \hat{b}_1 \sum W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i + \\ &+ \hat{b}_2 \sum W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i + \\ &+ \hat{b}_3 \sum W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i \end{aligned}$$

Com os dados da Tabela 2 do Apêndice 2 e os valores das estimativas dos parâmetros da regressão, obtém-se:

$$SQ \text{ Total} = 871,016041$$

$$SQ \text{ P Regressão} = 851,241564$$

e portanto

$$SQ \text{ Resíduo} = 19,77477$$

Com os dados acima obteve-se o quadro da análise da variância (Quadro I) seguinte.

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	851,241564	283,747188	904,00 **
Resíduo	63	19,774477	0,313881	
Total	66	871,016041		

\*\* - Regressão linear significativa ao nível de 1% de probabilidade

O coeficiente de determinação total dado por

$$R^2 = \frac{\text{S. Q. Regressão } (X_1, X_2, X_3)}{\text{S. Q. Total}}$$

é:

$$R^2 = 0,9773$$

ou seja:

97,7% da variação de  $Y_i$  medida em termos da S. Q. Total é explicada pela regressão.

Eliminando-se  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ), obtém-se

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 0,000122684 & 0 & 0 \\ 0 & 0,000940720 & 0,000041215 \\ 0 & 0,000041215 & 0,000940720 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 30.841,66761 \\ 737,0257046 \\ 558,9819767 \end{bmatrix}$$

ou

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 3,78378 \\ 0,71637 \\ 0,55623 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\hat{b}_0 = 3,78378$$

$$\hat{b}_1 = 0,71637$$

$$\hat{b}_2 = 0,55623$$

$$S. Q. \text{ Regressão } (X_1, X_2) = 838,905649$$

e a nova análise da variância (Quadro II) , será:

QUADRO II - Análise da Variância dos parâmetros da Regressão  $(X_1, X_2)$ , com eliminação de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ )

Causa de Variação	G. L.	S. Q.	Q. M.	F
Regressão $(X_1, X_2)$	2	838,905649	419,452825	836,02 **
Resíduo	64	32,110392	0,501725	
	66	871,016041		

\*\* - Efeito da regressão significativo ao nível de 1% de probabilidade.

O coeficiente de determinação total dado por:

$$R^2 = \frac{S. Q. \text{ Regressão } (X_1, X_2)}{S. Q. \text{ Total}}$$

é

$$R^2 = 0,9631$$

ou seja, 96,3% da variação total é explicada pela regressão.

Com a finalidade de testar  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) , desdobrou-se os graus de liberdade, como se segue (Quadro III).

QUADRO III - Análise da Variância com desdobramento dos graus de liberdade a fim de testar  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ )

Causa de Variação	G. L.			
Regressão ( $X_1, X_2$ )	2	838,905649	419,452825	
Regressão ( $X_3/X_1, X_2$ )	1	12,335915	12,335915	39,30 **
Resíduo	63	19,774477	0,313881	
Total	66	871,016041		

\*\* - Efeito de  $X_3$  significativo ao nível de 1% de probabilidade.

A conclusão a que se chega é de que  $\hat{b}_3$  influenciou na regressão, sendo pois significativa a interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento x largura).

A equação de ajustamento, empregando-se a equação (3.6) do capítulo 3 é:

$$Y_i = 3,78378 + 0,61436 X_{1i} + 0,45421 X_{2i} + 0,32310 X_{3i} \quad (4.3)$$

Na Tabela 3 do Apêndice 2 estão distribuídos para cada tipo de parcela, o  $\log V_r$  calculado e o  $\log V_r$  ajustado pela regressão ( $X_1, X_2, X_3$ ). Ali para melhor visualização, destacamos parcelas de forma aa (parcela unitária); parcelas de forma ba, ca, da, ea, ..., etc (parcelas alongadas no sentido do comprimento) e parcelas de forma ab, ac, ad, ae, ..., etc (parcelas alongadas no sentido da largura, isto é, parcelas largas).

Com os dados da Tabela 3 do Apêndice 2, colocando-se em ordenadas o  $\log V_r$  ajustado através da equação de regressão (4.3), e nas abscissas o  $\log x$ , montou-se a Figura 6. Aí se vê, que a exemplo do que mostra a Figura 4, as retas não mantêm quaisquer paralelismo, o que era de se esperar, uma vez que o efeito de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) foi alta -

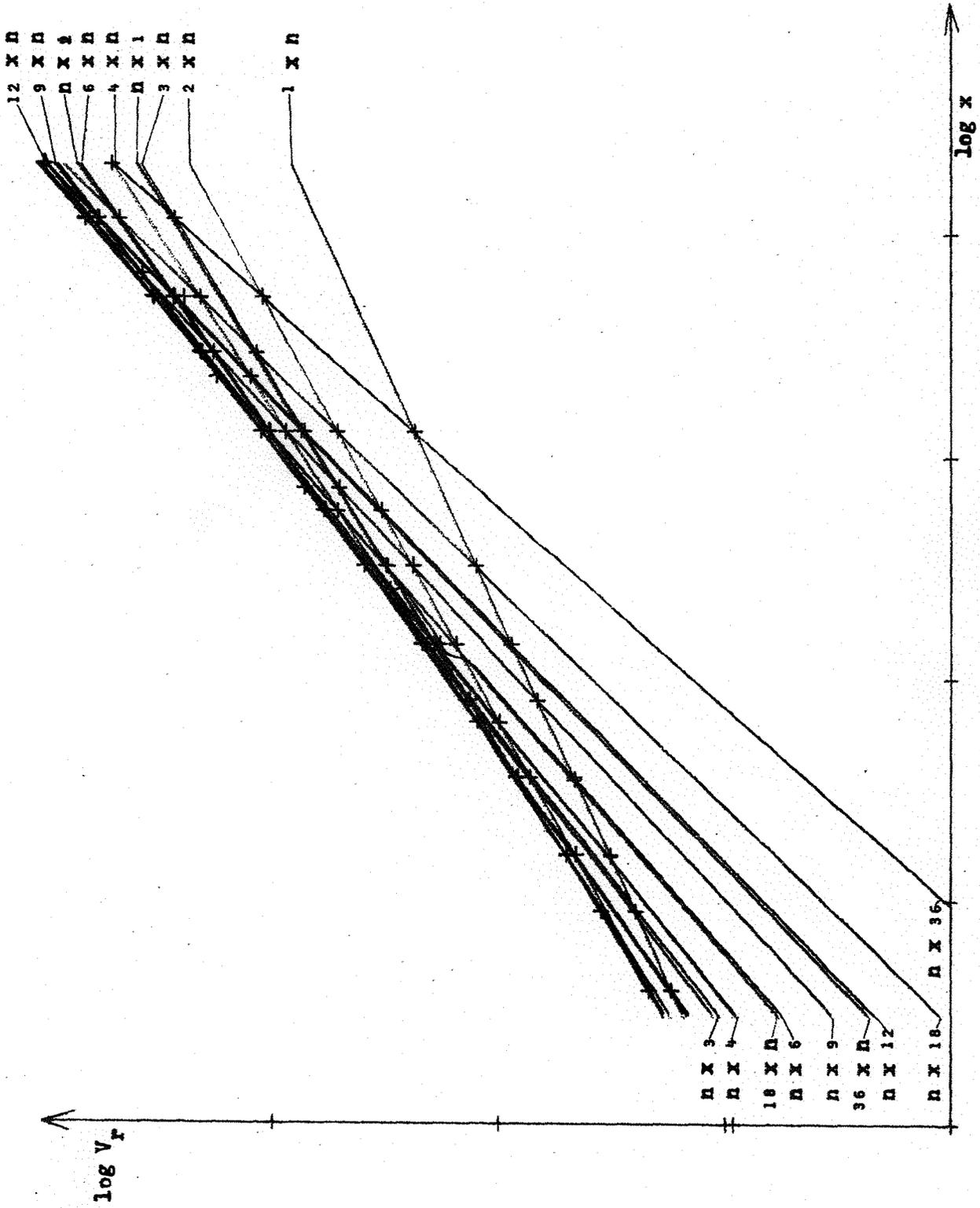


FIGURA 6 - Retas de regressão linear ajustadas para parcelas do tipo  $1 \times n, 2 \times n, \dots, n \times 36$ ; representando a regressão do logaritmo da variância reduzida sobre o logaritmo do tamanho da parcela. ENSAIO N.º 1

mente significativo, mostrando com isso, a falta de independência entre comprimento e largura.

O logaritmo da variância ajustado pela regressão, representa a variância esperada para cada parcela com comprimento ( $x_1$ ) e largura ( $x_2$ ) variáveis.

Dado que na equação de ajustamento

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

a soma de quadrados da regressão foi altamente significativa, determinou-se as estimativas das variâncias dos parâmetros  $\hat{b}_1$ ,  $\hat{b}_2$  e  $\hat{b}_3$  através da equação matricial

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

que é a matriz de Variâncias e Covariâncias, e portanto:

$$M = \begin{bmatrix} 0,001783780 & 0,000884276 & - 0,002670284 \\ 0,000884276 & 0,001783780 & - 0,002670284 \\ - 0,002670284 & - 0,002670284 & 0,008457776 \end{bmatrix} \sigma^2$$

Logo:

$$\hat{V}(\hat{b}_1) = 0,001783780 s^2 = 0,001783780 \cdot 0,313881$$

portanto

$$\hat{V}(\hat{b}_1) = 0,000560$$

$$\hat{V}(\hat{b}_2) = 0,001783780 s^2 = 0,001783780 \cdot 0,313881$$

portanto

$$\hat{V}(\hat{b}_2) = 0,000560$$

$$\hat{V}(\hat{b}_3) = 0,008457776 \cdot 0,313881$$

$$\hat{V}(\hat{b}_3) = 0,002655$$

O Teste  $t$  apresentou para os parâmetros da regressão, os valores seguintes:

Para  $\hat{b}_1$  :

$$t = \frac{b_1 - 0}{\sqrt{\hat{v}(\hat{b}_1)}} = \frac{0,61436 - 0}{\sqrt{0,000560}} = 25,96^{***}$$

Para  $\hat{b}_2$  :

$$t = \frac{b_2 - 0}{\sqrt{\hat{v}(\hat{b}_2)}} = \frac{0,45421 - 0}{\sqrt{0,00560}} = 19,19^{***}$$

Para  $\hat{b}_3$  :

$$t = \frac{b_3 - 0}{\sqrt{\hat{v}(\hat{b}_3)}} = \frac{0,32310 - 0}{\sqrt{0,002655}} = 6,27^{***}$$

\*\*\* - Valor de  $t$  significativo ao nível de 0,1% de probabilidade

A significância estatística de  $t$  para os três parâmetros, mostrou que comprimento ( $x_1$ ), a largura ( $x_2$ ), e a interação ( $x_1 \cdot x_2$ ) influem significativamente sobre a variância.

Os intervalos de confiança ao nível de 5% de probabilidade, são:

Para  $\hat{b}_1$  :

$$I. C. = \hat{b}_1 \pm t s(\hat{b}_1) = 0,61436 \pm 2,00 \cdot 0,023664$$

ou

$$(0,56703 < \hat{b}_1 < 0,66169)$$

Para  $\hat{b}_2$  :

$$I. C. = \hat{b}_2 \pm t s(\hat{b}_2) = 0,45421 \pm 2,00 \cdot 0,047328$$

ou

$$(0,40688 < \hat{b}_2 < 0,50154)$$

Para  $\hat{b}_3$  :

$$I. C. = \hat{b}_3 \pm t s (\hat{b}_3) = 0,32310 \pm 2,00 \cdot 0,051526$$

ou

$$(0,22005 < \hat{b}_3 < 0,42615)$$

#### 4.5.2 - Ensaio n.º 2

A matriz  $S = X' X$ , ponderada pelo número de graus de liberdade de (Tabela 1 do Apêndice 2), é a que se segue:

$$S = \begin{bmatrix} 3.521 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 405,98219 & - 16,42563 & 119,26950 \\ 0 & - 16,42563 & 405,98219 & 119,26950 \\ 0 & 119,26950 & 119,26950 & 114,43225 \end{bmatrix}$$

cuja inversa é:

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 0,000284010 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,004731447 & 0,002364066 & - 0,007395453 \\ 0 & 0,002364066 & 0,004731447 & - 0,007395453 \\ 0 & - 0,007395453 & - 0,007395453 & 0,024154940 \end{bmatrix}$$

Dos dados da Tabela 2 do Apêndice 2, tira-se:

$$X' Y = \begin{bmatrix} 10.307,98933 \\ 228,6260741 \\ 252,6546986 \\ 160,6611907 \end{bmatrix}$$

e

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 2,92757 \\ 0,49086 \\ 0,54775 \\ 0,32147 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\hat{b}_0 = 2,92757$$

$$\hat{b}_1 = 0,49086$$

$$\hat{b}_2 = 0,54775$$

$$\hat{b}_3 = 0,32147$$

Com os dados da Tabela 2 do Apêndice 2 e as estimativas dos parâmetros da regressão, a análise de variância é dada por

$$\text{S.Q. Total} = 305,09054$$

$$\text{S.Q. P. Regressão} = 302,26276$$

$$\text{e S.Q. Resíduo} = 2,82778$$

Com isto se obteve o Quadro IV da análise de variância.

QUADRO IV - 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	302,26276	100,75423	1852,78 **
Resíduo	52	2,82778	0,05438	
Total	55	305,09054		

\*\* - Regressão linear significativa ao nível de 1% de probabilidade.

com coeficiente de determinação total

$$R^2 = 0,9907$$

ou seja:

99,1% da variação de  $Y_i$  medida em termos da S. Q. Total é representada pela regressão.

Para o modelo

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

que elimina  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ), tem-se:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 0,000284010 & 0 & 0 \\ 0 & 0,002467200 & 0,00009982 \\ 0 & 0,000099819 & 0,002467201 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 10.307,98933 \\ 228,6260741 \\ 252,6546986 \end{bmatrix}$$

ou

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 2,92757 \\ 0,58929 \\ 0,64617 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\hat{b}_0 = 2,92757$$

$$\hat{b}_1 = 0,58929$$

$$\hat{b}_2 = 0,64617$$

$$S. Q. \text{ Regressão } (X_1, X_2) = 297,98495$$

e o novo quadro da análise da variância (Quadro V), será:

QUADRO V - Análise da variância dos parâmetros da Regressão ( $X_1$ ,  $X_2$ )  
com eliminação de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ )

Causa de Variação	G. L.	S. Q.	Q. M.	F
Regressão ( $X_1$ , $X_2$ )	2	297,98495	148,992457	1111,32 **
Resíduo	53	7,10559	0,134068	
Total	55			

\*\* - Regressão linear significativa ao nível de 1% de probabilidade  
com coeficiente de determinação total

$$R^2 = 0,9767$$

ou seja, 97,7% da variação total é explicada pela regressão.

Para tratar  $X_3$ , desdobrou-se os graus de liberdade (Quadro VI), como segue:

QUADRO VI - Análise da Variância dos parâmetros da Regressão ( $X_1$ ,  $X_2$ )  
com eliminação de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ )

Causa de variação	G. L.	S. Q.	Q. M.	F
Regressão ( $X_1$ , $X_2$ )	2	297,98495	148,992475	
Regressão ( $X_3/X_1$ , $X_2$ )	1	4,27781	4,27781	78,67 **
Resíduo	52	2,82778	0,054380	
Total	55	305,09054		

\*\* - Regressão linear significativa ao nível de 1% de probabilidade

Com isso conclui-se que  $\hat{b}_3$  influiu na regressão, sendo portanto significativa a interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento x largura).

A equação de ajustamento (3.6) dada no capítulo 3 é:

$$Y_i = 2,92757 + 0,49086 X_{1i} + 0,54757 X_{2i} + 0,32147 X_{3i} \quad (4.4)$$

De posse da equação (4.4) construiu-se a Tabela 4 do Apêndice 2, que forneceu o  $\log x$ , o  $\log V_r$  calculado e o  $\log V_r$  ajustado pela regressão.

Colocando-se nas ordenadas o  $\log V_r$  ajustado e nas abcissas o  $\log x$ , montou-se a Figura 7.

As retas de regressão não mantêm quaisquer paralelismo, o que era de se esperar, dado que o efeito de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) foi altamente significativo, demonstrando assim existir uma dependência entre comprimento e largura.

Na equação de ajustamento

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

com a soma de quadrados dos parâmetros da regressão altamente significativa, julgou-se conveniente testar as estimativas dos parâmetros através do Teste  $t$ . Para isso se procedeu a uma estimativa das variâncias dos parâmetros  $b_1$ ,  $b_2$  e  $b_3$  através da equação matricial

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

que é a matriz das Variâncias e Covariâncias, e portanto:

$$M = \begin{bmatrix} 0,004731447 & 0,002364066 & - 0,007395453 \\ 0,002364066 & 0,004731447 & - 0,007395453 \\ - 0,007395453 & - 0,007395453 & 0,024154940 \end{bmatrix} \sigma^2$$

Logo:

$$\hat{V}(\hat{b}_1) = 0,004731446 \times 0,054380$$

$$\dots \hat{V}(\hat{b}_1) = 0,000257$$

$$\hat{V}(\hat{b}_2) = 0,004731446 \times 0,054380$$

$$\dots \hat{V}(\hat{b}_2) = 0,000257$$

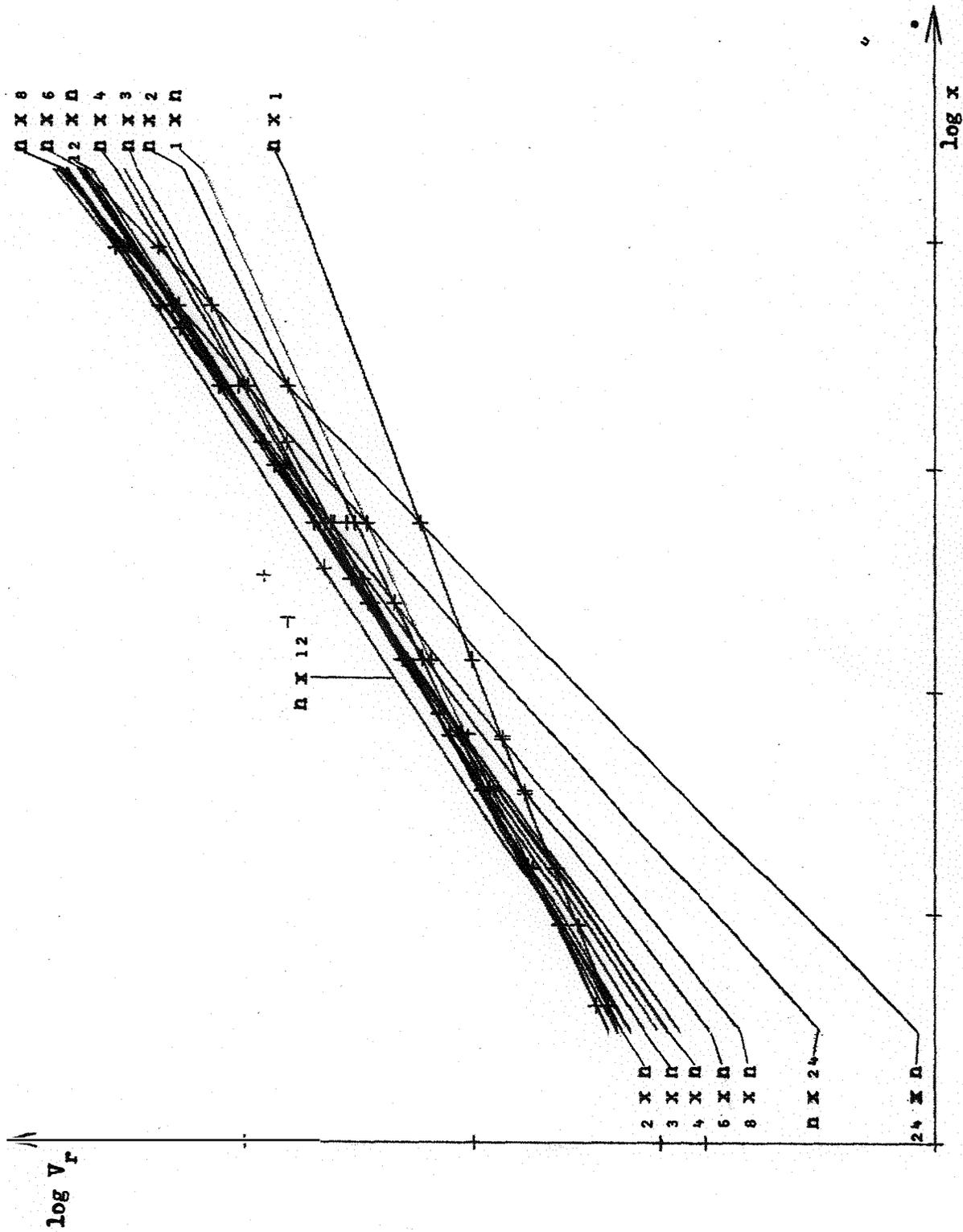


FIGURA 7 - Retas de regressão linear ajustadas para parcelas do tipo  $1 \times n, 2 \times n, \dots, 24 \times n$  e  $n \times 1, n \times 2, \dots, n \times 24$ ; representando a regressão linear do logaritmo da variância reduzida sobre o logaritmo do tamanho da parcela. ENSAIO Nº 2

$$\hat{V}(\hat{b}_3) = 0,024154940 \times 0,054380$$

$$\therefore \hat{V}(\hat{b}_3) = 0,001314$$

Com isso o Teste  $t$  apresentou para os três parâmetros os seguintes valores:

$$\text{Para } \hat{b}_1 : t = 30,62^{***}$$

$$\text{Para } \hat{b}_2 : t = 34,17^{***}$$

$$\text{Para } \hat{b}_3 : t = 8,87^{***}$$

\*\*\* - Valor de  $t$  significativo ao nível de 0,1% de probabilidade

O Teste  $t$  mostrou que tanto o comprimento ( $x_1$ ), a largura ( $x_2$ ), e a interação ( $x_1 \cdot x_2$ ), influem significativamente sobre a variância.

Os intervalos de confiança ao nível de 5% de probabilidade, são:

$$\text{Para } \hat{b}_1 : \text{I. C.} = 0,49086 \pm 2,00 \times 0,016031$$

ou

$$(0,45280 < \hat{b}_1 < 0,52292)$$

$$\text{Para } \hat{b}_2 : \text{I. C.} = 0,54775 \pm 2,00 \times 0,016031$$

ou

$$(0,51569 < \hat{b}_2 < 0,57981)$$

$$\text{Para } \hat{b}_3 : \text{I. C.} = 0,32147 \pm 2,00 \times 0,036249$$

ou

$$(0,24897 < \hat{b}_3 < 0,39397)$$

4.5.3 - Ensaio nº 3

A matriz  $S = X' X$  ponderada pelo número de graus de liberdade (Tabela 1 do Apêndice 2) será:

$$S = \begin{bmatrix} 3.521 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 405,98219 & - 16,42563 & 119,26950 \\ 0 & - 16,42563 & 405,98219 & 119,26950 \\ 0 & 119,26950 & 119,26950 & 114,43225 \end{bmatrix}$$

cuja inversa é

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 0,000284010 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,004731447 & 0,002364066 & - 0,007395453 \\ 0 & 0,002364066 & 0,004731447 & - 0,007395453 \\ 0 & - 0,007395453 & - 0,007395453 & 0,024154940 \end{bmatrix}$$

Com os dados da Tabela 2 do Apêndice 2, montou-se a matriz

$$X' Y$$

Assim:

$$X' Y = \begin{bmatrix} 10.905,21670 \\ 185,5383916 \\ 221,0519148 \\ 138,3839720 \end{bmatrix}$$

o que torna possível o cálculo da matriz  $\hat{\beta}$  (matriz das estimativas dos parâmetros).

Com efeito,

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 3,09719 \\ 0,37703 \\ 0,46110 \\ 0,33574 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\hat{b}_0 = 3,09719$$

$$\hat{b}_1 = 0,37703$$

$$\hat{b}_2 = 0,46110$$

$$\hat{b}_3 = 0,33574$$

Para o cálculo da análise da variância se utiliza os dados da Tabela 2 do Apêndice 2 e das estimativas dos parâmetros da regressão.

Assim fazendo, obtêm-se:

$$S. Q. Total = 235,21254$$

$$S. Q. Regressão = 218,34161$$

$$S. Q. Resíduo = 16,87093$$

e o Quadro VII da análise da variância

QUADRO VII - 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	218,34161	72,780537	224,32 **
Resíduo	52	16,87093	0,324441	
Total	55	235,21254		

\*\* - Efeito da regressão significativo ao nível de 1% de probabilidade

O coeficiente de determinação total assume o valor:

$$R^2 = 0,9282$$

ou seja:

92,9% da variação total é explicada pela regressão.

Para o modelo

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

que elimina  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ), obtém-se:

$$\begin{bmatrix} 0,000284010 & 0 & 0 \\ 0 & 0,002467200 & 0,000099819 \\ 0 & 0,000099819 & 0,002467201 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 10.905,21670 \\ 185,5383916 \\ 221,0519148 \end{bmatrix}$$

ou

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 3,00719 \\ 0,47982 \\ 0,56390 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\hat{b}_0 = 3,00719$$

$$\hat{b}_1 = 0,47982$$

$$\hat{b}_2 = 0,56390$$

$$S. Q. \text{ Regressão } (X_1, X_2) = 213,67621$$

e agora a nova análise da variância (Quadro VIII) , será:

QUADRO VIII - Análise da variância dos parâmetros da regressão  $(X_1, X_2)$ , com eliminação de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ )

Causa de Variação	G. L.	S. Q.	Q. M.	F
Regressão $(X_1, X_2)$	2	213,67621	106,838105	262,92 **
Resíduo	53	21,53633	0,406346	
Total	55	235,21254		

\*\* - Efeito da regressão significativo ao nível de 1% de probabilidade

O coeficiente de determinação total assume o valor:

$$R^2 = 0,9084$$

ou seja:

90,8% da variação total é explicada pela regressão.

A fim de testar  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) desdobrou-se os graus de liberdade (Quadro IX), como se segue:

QUADRO IX - Análise da Variância com desdobramento dos graus de liberdade a fim de testar  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ )

Causa de Variação	G. L.	S. Q.	Q. M.	F
Regressão ( $X_1, X_2$ )	2	213,67621	106,838105	
Regressão ( $X_3 / X_1, X_2$ )	1	4,66540	4,66540	14,38 **
Resíduo	52	16,87093	0,406346	
Total	55	235,21254		

\*\* - Efeito de  $X_3$  significativo ao nível de 1% de probabilidade

Conclui-se que  $\hat{b}_3$  influenciou na regressão, sendo pois significativa a interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento x largura).

A equação de ajustamento, dada pela equação (3.6) do capítulo 3 é a que se segue:

$$Y_i = 3,09719 + 0,37703 X_{1i} + 0,46110 X_{2i} + 0,33574 X_{3i} \quad (4.5)$$

Com os dados da equação (4.5), construiu-se a Tabela 4 do Apêndice 2, que fornece o  $\log x_1$ , o  $\log V_r$  calculado e o  $\log V_r$  ajustado pela regressão.

Sendo o efeito de  $X_3$  (interação  $x_1 \cdot x_2$ ) altamente significativo, é óbvio que as retas de regressão não são paralelas, como já ficou demonstrado nos ensaios n.ºs 1 e 2 (Figuras 6 e 7).

Na equação de ajustamento

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

em que a soma de quadrados dos parâmetros da regressão foi altamente significativa, é conveniente testar as estimativas dos parâmetros através do Teste  $t$ .

Através da equação matricial

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

que é a matriz das Variâncias e Covariâncias, determina-se:

$$M = \begin{bmatrix} 0,004731447 & 0,002364066 & - 0,007395453 \\ 0,002364066 & 0,004731447 & - 0,007395453 \\ 0,007395453 & - 0,007395453 & 0,024154940 \end{bmatrix}$$

e portanto:

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{b}_1) &= 0,004731447 \times 0,324441 \\ \therefore \hat{V}(b_1) &= 0,001535 \\ \hat{V}(\hat{b}_2) &= 0,004731447 \times 0,324441 \\ \therefore \hat{V}(b_2) &= 0,001535 \\ \hat{V}(\hat{b}_3) &= 0,024154940 \times 0,324441 \\ \therefore \hat{V}(b_3) &= 0,007837 \end{aligned}$$

Com isso o Teste  $t$  para os três parâmetros apresentou os seguintes valores:

$$\begin{aligned} \text{Para } \hat{b}_1 : & \quad t = 9,62 \quad *** \\ \text{Para } \hat{b}_2 : & \quad t = 11,77 \quad *** \\ \text{Para } \hat{b}_3 : & \quad t = 3,79 \quad *** \end{aligned}$$

\*\*\* - Valor de  $t$  significativo ao nível de 0,1% de probabilidade.

O Teste  $t$  evidenciou o fato de que tanto o comprimento ( $x_1$ ), a largura ( $x_2$ ), como a interação ( $x_1 \cdot x_2$ ) influem significativamente sobre a variância.

Os intervalos de confiança ao nível de 5% de probabilidade são dados por:

Para  $\hat{b}_1$  :

$$I. C. = 0,37703 \pm 2,00 \times 0,039179$$

ou

$$(0,29867 < \hat{b}_1 < 0,45539)$$

Para  $\hat{b}_2$  :

$$I. C. = 0,46110 \pm 2,00 \times 0,039179$$

ou

$$(0,38274 < \hat{b}_2 < 0,53946)$$

Para  $\hat{b}_3$  :

$$I. C. = 0,33574 \pm 2,00 \times 0,088526$$

ou

$$(0,15869 < \hat{b}_3 < 0,51279)$$

#### 4.6 - TAMANHO ÓTIMO DAS PARCELAS

Antes da determinação do tamanho ótimo da parcela faz-se necessário estimar dois fatores de custos  $K_1$  e  $K_2$ . Informações obtidas durante o transcorrer dos três ensaios e de outras investigações, realizadas com culturas de "exigências" semelhante ao girassol, no nordeste brasileiro, foram usadas para estimar a porcentagem de custo total relativa a cada operação (Tabela VIII).

TABELA VIII - Estimação de  $K_1$ , custo proporcional ao número de parcelas,  
e  $K_2$ , custo proporcional à unidade de área

Operação	Porcentagem do custo total	$K_1$ (porcentagem do custo total)	$K_2$ (porcentagem do custo total)
Planejamento do experimento	6,0	6,0	0
Preparo do solo	7,0	4,0	3,0
Preparo da semente	1,0	0,8	0,2
Marcação das parcelas	7,9	6,0	1,9
Plantio	5,0	2,6	2,4
Replantio e desbaste	7,0	4,0	3,0
Fertilização	2,5	2,0	0,5
Tratos culturais	10,6	8,5	2,1
Irrigações	15,0	11,0	4,0
Controle sanitário	1,0	0,6	0,4
Anotações (inclui os cálculos de irrigação)	10,0	6,0	4,0
Colheita (inclui a degrana)	9,0	8,0	1,0
Pesagens e registros	6,0	6,0	0
Coleta dos dados	5,0	5,0	0
Análise estatística	7,0	7,0	0
<b>Total</b>	<b>100,00</b>	<b>77,5</b>	<b>22,5</b>

O próximo passo foi estimar que parte do custo relativo a cada operação era proporcional ao número de parcelas somente, ou à unidade de área. Por exemplo, a operação de plantio forneceu aproximadamente 5,0% do custo total e desta porcentagem, 2,4% foi proporcional a unidade de área. No caso do custo do planejamento do experimento, a parte do custo total requerida foi de 6,0%. Contudo, para esta operação, o custo depende inteiramente do número de parcelas. Assim, 0% deste custo foi proporcional à unidade de área.

Os fatores de custo foram obtidos somando-se o custo proporcional de cada operação, obtendo-se:

$$K_1 = 77,5\%$$

$$K_2 = 22,5\%$$

Em seguida aplicou-se aos dados a equação

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

obtendo-se:

1.º Ensaio:

$$\hat{b} = 0,6363$$

$$x = \frac{0,6363 \times 77,5}{(1 - 0,6363) \times 22,5} = 6,026 \approx 6,0$$

isto é, o tamanho ótimo da parcela corresponde a 6,0 vezes a parcela unitária ou a aproximadamente 6,0 m<sup>2</sup> de área.

2.º Ensaio:

$$\hat{b} = 0,6177$$

$$x = \frac{0,6177 \times 77,5}{(1 - 0,6363) \times 22,5} = 5,565 \approx 5,6$$

isto é, a área ótima estimada é de  $5,6 \text{ m}^2$ .

3.º Ensaio:

$$\hat{b} = 0,5218$$

$$x = \frac{0,5218 \times 77,5}{(1 - 0,5218) \times 22,5} = 4,191 \approx 4,2$$

isto é, a área ótima estimada é de  $4,2 \text{ m}^2$ .

O coeficiente de regressão médio para os três ensaios é de  $\hat{b} = 0,5919$ , dando para tamanho médio da parcela.

$$x = \frac{0,5919 \times 77,5}{(1 - 0,5919) \times 22,5} = 5,0$$

ou seja, a área da parcela levando em conta o coeficiente de regressão médio dos três ensaios é de  $5,0 \text{ m}^2$ .

Entretanto, em lugar de se usar o tamanho  $\underline{x}$  (número de unidades experimentais por parcela), usou-se suas dimensões,  $x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura). Agora o custo por parcela foi melhor estudado pela equação

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

O valor de  $K_3$  para cada ensaio é determinado por tentativa. Como a área não depende de  $K_3$ , é facilmente determinada. A priori já se sabe a forma da parcela. Com isso, e em função do espaçamento entre linhas, se fixa  $x_2$ , e da equação que dá o valor de  $x_2$ , se estima  $K_3$ .

Aplicando-se aos dados as equações:

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

com  $\hat{b}_2 > \hat{b}_1$

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

com  $0 < \hat{b}_1 < \hat{b}_2 < 1$

e

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

Obtém-se:

### 1.º Ensaio:

No primeiro ensaio  $\hat{b}_2 < \hat{b}_1$ , não sendo possível a determinação de  $x_1$  de vez que se obtém uma raiz negativa de solução imaginária. Também  $x_2$  fornece uma raiz negativa sem solução.

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{77,5 \cdot 1,06857}{2 \cdot 22,5 \cdot 0,54579} = 3,371837 \approx 3,4$$

isto é, a área ótima corresponde a 3,4 vezes a parcela unitária ou seja aproximadamente  $3,4 \text{ m}^2$ .

### 2.º Ensaio:

$$K_3 = 19,5$$

$$x_1 = \sqrt{\frac{19,5 \cdot 1,03861}{22,5 \cdot 0,05689}} = 3,977721 \approx 4,0 \text{ m}$$

$$x_2 = \frac{77,5 \cdot 0,05689}{39,0 \cdot 0,45225} \cdot 3,977721 = 0,994327 \approx 1,0 \text{ m}$$

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{77,5 \cdot 1,03861}{45,0 \cdot 0,45225} = 3,955151 \approx 4,0 \text{ m}^2$$

3.º Ensaio

$$K_3 = 16,5$$

$$x_1 = \sqrt{\frac{16,5 \cdot 0,83813}{22,5 \cdot 0,08}} = 2,703871 \approx 2,7 \text{ m}$$

$$x_2 = \frac{77,5 \cdot 0,08407}{32,0 \cdot 0,53890} \cdot 2,703871 = 0,990620 \approx 1,0 \text{ m}$$

$$x_1 \cdot x_2 = \frac{77,5 \cdot 0,83813}{45,0 \cdot 0,53890} = 2,678505 \approx 2,7 \text{ m}^2$$

## 5 - DISCUSSÃO

### 5.1 - AJUSTAMENTO DA PRODUÇÃO

Em cada um dos ensaios foi feito um desbaste, deixando-se rigo-rosamente 5 plantas por metro linear de sulco (tamanho da parcela unitária). Entretanto, devido a incidência de moléstias, efeito de ventos, carregamento de plantinhas pela água de irrigação, etc., e em que pese ter sido feito o replantio, ocorreu uma queda de "stand", havendo em raros casos, parcelas unitárias que ficaram com apenas uma planta. Diante disso, havia necessidade de ajustamento da produção através da análise da covariância. Esse procedimento está de acordo com os adotados por CHRISTIDIS (1939) e E-NEDINO (1972).

Os valores dos coeficientes de correlação  $r$  nos três ensaios embora relativamente baixos, apresentaram significância estatística ao nível de 5% de probabilidade. Assim sendo, usou-se para corrigir os dados originais, a equação de ajustamento:

$$y' = y - b (x - \bar{x})$$

### 5.2 - MÁXIMA CURVATURA E INFORMAÇÃO RELATIVA

O coeficiente de variação expresso como porcentagem da média, usualmente decresce com o aumento do tamanho da parcela. Outros fatores, além das variâncias e coeficientes de variação, devem ser considerados na determinação do tamanho ótimo da parcela. Uma parcela grande com um baixo coeficiente de variação pode ser menos eficiente que uma pequena parcela com maior número de repetições dentro da mesma área. SMITH (1938) sugere então a inclusão dos custos relativos na determinação do tamanho ótimo da parcela.

Muitos pesquisadores, usam parcelas grandes em seus experimentos. A heterogeneidade do solo introduz considerável variação dentro das parcelas grandes reduzindo com isso, a probabilidade de detectar diferenças entre tratamentos. O uso de parcelas grandes também apresenta o problema de carrear maiores investimentos na condução dos experimentos e, necessitar de maior área para sua implantação.

Considerando-se os coeficientes de variação das parcelas de tamanho ótimo (Figuras 1, 2 e 3), se verifica que elas apresentam altos coeficientes de variação, valores esses que denotam imprecisão. Para CABALLERO (1966), esses altos valores dos coeficientes de variação são alheios a variabilidade do solo, e sua causa deve ser procurada em outras fontes.

No estudo do método da informação relativa se observa que as parcelas pequenas (Tabelas I, II e III), independentemente da forma, deram boa informação relativa. Isso vem corroborar a afirmativa de CALZADA (1965), de que em parcelas pequenas, a forma tem pouca ou nenhuma influência sobre a variabilidade do ensaio.

Fazendo-se uma análise dos resultados dos dois métodos, se verifica que o método de máxima curvatura apresenta como melhor tamanho de parcela, em média para os três ensaios, a parcela constituída de 5,5 unidades experimentais ou seja, uma parcela de 5,5 m<sup>2</sup> de área. O método da informação relativa apresenta para tamanho ótimo de parcela, em média para os três ensaios, a parcela constituída por 2,7 parcelas unitárias, ou seja, com 2,7 m<sup>2</sup> de área. Com relação à forma das parcelas, se observa que nos ensaios números 2 e 3 as parcelas longas (orientadas no sentido dos sulcos de irrigação), são menos variáveis. Isso está de acordo com a grande maioria de investigações feitas a respeito da influência da forma das parcelas no controle da variabilidade do solo, como se pode ver em CHRISTIDIS (1938),

ELLIOT e outros (1952), WASSOM e KALTON (1953). Já o ensaio n.º 1 forneceu um resultado contraditório. Um aumento na largura da parcela foi comparativamente mais eficiente do que um aumento no comprimento. Para WEBER e HORNER (1957) a menor variação no sentido da largura, decorre como consequência da orientação das parcelas com respeito ao gradiente de fertilidade.

### 5.3 - REGRESSÃO LINEAR SIMPLES

O coeficiente de regressão médio para os três ensaios  $\hat{b} = 0,5919$  pode ser considerado como meio termo entre a perfeita correlação e a extrema heterogeneidade. O tamanho médio de parcela para os três ensaios foi de  $5,0 \text{ m}^2$ .

Um baixo coeficiente de regressão que varie de 0 a 0,5 indica relativa uniformidade na produtividade do solo. Para WASSOM e KALTON (1953), a uniformidade absoluta ou completa 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. Na presente investigação a estimativa de  $K_2$  foi baixa, todavia, se o valor de  $K_2$  aumentasse, a estimativa do tamanho ótimo da parcela seria ainda menor.

### 5.4 - REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

Com o desdobramento do tamanho da parcela em seus componentes,  $x_1$  (comprimento da parcela na direção dos sulcos de irrigação) e  $x_2$  (largura da parcela, transversal aos sulcos de irrigação), obteve-se a equação de regressão múltipla (4.2) que além de estudar o comprimento e a largura da parcela, estuda também a interação  $x_1 \cdot x_2$ .

Nos três ensaios analisados, verificou-se ser significativa, a uma probabilidade de 1%, a interação  $x_1 \cdot x_2$ , demonstrando com isso não haver independência entre comprimento e largura.

A equação (4.2) mostrou-se eficiente, pois, levando em consideração a interação ( $x_1 \cdot x_2$ ) estimou com maior precisão o tamanho ótimo da parcela. Isso pode ser constatado claramente fazendo-se uma analogia entre os tamanhos de parcelas de cada ensaio, obtido primeiramente usando a equação de regressão simples (não considera a interação  $x_1 \cdot x_2$ ) e posteriormente, a equação de regressão múltipla.

Obteve-se:

Com a equação de regressão simples:	1.º Ensaio ....	$x = 6,0$
	2.º Ensaio ....	$x = 5,6$
	3.º Ensaio ....	$x = 4,2$
Com a equação de regressão múltipla:	1.º Ensaio ....	$x = 3,4$
	2.º Ensaio ....	$x = 4,0$
	3.º Ensaio ....	$x = 2,7$

ENEDINO (1972) trabalhando com a cultura da Soja verificou que a interação  $x_1 \cdot x_2$  não foi estatisticamente significativa, daí ter aquele autor determinado um mesmo tamanho de parcela, quer trabalhando com a regressão linear simples, ou com a regressão linear múltipla.

Na obtenção do comprimento ( $x_1$ ), largura ( $x_2$ ) e área ótima da parcela ( $x_1 \cdot x_2$ ), tem-se:

1.º Ensaio:

No primeiro ensaio  $\hat{b}_2 < \hat{b}_1$ . Assim sendo, não é possível calcular os valores de  $x_1$  e  $x_2$  como já foi analisado no capítulo 4. Entretanto, o coeficiente correspondente ao comprimento sendo maior que o re

lativo a largura, fornece a indicação de que as parcelas tem a maior dimensão orientada no sentido da largura (transversal aos sulcos de irrigação). Aliás isso já ficou comprovado quando foram estudados os métodos de máxima curvatura e informação relativa.

Sendo a área ótima obtida correspondente a 3,6 parcelas unitárias ou aproximadamente  $3,6 \text{ m}^2$  e, o espaçamento utilizado de 1,0 m entre linhas, e fixando-se a largura da parcela em 3,0 metros por exemplo, obtém-se o comprimento em 1,2 metros, que seria uma forma condizente com os resultados obtidos para  $b_1$  e  $b_2$  e, confirmados nos métodos anteriores.

Tem-se portanto:

$$\begin{aligned}x_1 \text{ (comprimento da parcela)} &= 1,2 \text{ m} \\x_2 \text{ (largura da parcela)} &= 3,0 \text{ m} \\x_1 \cdot x_2 \text{ (área da parcela)} &= 3,6 \text{ m}^2 \quad .\end{aligned}$$

## 2.º Ensaio:

No segundo ensaio se obteve  $\hat{b}_2 > \hat{b}_1$ . O coeficiente correspondente ao comprimento menor do que o relativo a largura, fornece a indicação de que as parcelas são menos variáveis no sentido do comprimento (sentido dos sulcos de irrigação). Isso já ficou patenteadado quando foram abordados os métodos da máxima curvatura e informação relativa. Partindo desse princípio, fixou-se  $K_3$  (custo teórico), de tal forma que a largura da parcela ( $x_2$ ) tivesse como valor  $x_2 = 1,0 \text{ m}$  (valor idêntico ao espaçamento entre linhas). Assim procedendo, estabeleceu-se por tentativa  $K_3 = 19,5$ , obtendo-se:

$$\begin{aligned}x_1 \text{ (comprimento da parcela)} &= 4,0 \text{ m} \\x_2 \text{ (largura da parcela)} &= 1,0 \text{ m} \\x_1 \cdot x_2 \text{ (área ótima da parcela)} &= 4,0 \text{ m}^2 \quad .\end{aligned}$$

3.º Ensaio:

No terceiro ensaio  $\hat{b}_2 > \hat{b}_1$ . A exemplo do ensaio n.º 2, o coeficiente correspondente ao comprimento menor do que o relativo a largura, fornece a indicação de que as parcelas são menos variáveis no sentido do comprimento (sentido dos sulcos de irrigação). Levando em consideração esse fato, e mais de que o espaçamento entre linhas é de 1,0 m, fixou-se  $K_3$  (custo teórico) de tal forma que a largura da parcela ( $x_2$ ) apresentasse como valor  $x_2 = 1,0$  m. Determinou-se por tentativa  $K_3 = 16,5$  obtendo-se:

$$\begin{aligned} x_1 \text{ (comprimento da parcela)} &= 2,7 \text{ m} \\ x_2 \text{ (largura da parcela)} &= 1,0 \text{ m} \\ x_1 \cdot x_2 \text{ (área da parcela)} &= 2,7 \text{ m}^2 \end{aligned}$$

O tamanho de parcela médio para os três ensaios é de

$$x_1 \cdot x_2 = 3,4 \text{ m}^2$$

Por outro lado, FEDERER (1955) afirmou que se o coeficiente de regressão linear ( $\hat{b}$ ) cair entre 0,3 e 0,7 ao tomar-se o dobro ou a metade da área ótima estimada, a variabilidade não afetará os resultados. O coeficiente de regressão linear simples para a média dos três ensaios foi de  $\hat{b} = 0,5919$ . Já a média de  $\hat{b}_1$  e  $\hat{b}_2$  dos três ensaios é de  $\hat{b}_1 = 0,49408$  e  $\hat{b}_2 = 0,48769$ . Assim, a área ótima da parcela que foi estimada em  $3,6 \text{ m}^2$ , poderá variar entre  $1,8$  e  $7,2 \text{ m}^2$ .

O efeito da bordadura é um outro fator que merece ser discutido. Em uma parcela pequena, a ausência de bordadura pode afetar a precisão experimental, muito mais do que em uma parcela grande. Conseqüentemente, para minimizar o efeito de bordadura, áreas de guarda devem ser plantadas nos lados e fins de cada parcela. Aqui há dois casos distintos a considerar, o ensaio n.º 1 e os ensaios n.ºs 2 e 3.

1.º caso: Ensaio n.º 1

Adotando-se uma bordadura constituída de uma linha de cada lado da parcela e 0,4 m nas extremidades (Figura 8), a nova parcela passaria a ser de  $5,0 \text{ m} \times 2,0 \text{ m} = 10,0 \text{ m}^2$ .

Portanto:

Área bruta:  $10,0 \text{ m}^2$

Área útil :  $3,6 \text{ m}^2$

2.º caso: Ensaios n.ºs 2 e 3

Adotando-se uma bordadura constituída de uma linha de cada lado da parcela (cada uma dessas linhas serviria de bordadura a duas parcelas contíguas) e, 0,7 m nas extremidades (Figura 9), a nova parcela passaria a ser de  $2,0 \times 5,0 \text{ m} = 10,0 \text{ m}^2$ .

Portanto:

Área bruta:  $10,0 \text{ m}^2$

Área útil :  $3,6 \text{ m}^2$

Surgirá uma indagação: Que efeito acarretará sobre a variabilidade um tamanho de parcela maior do que o tamanho ótimo estimado? SMITH (1938) discutiu esse ponto, e mostrou que o tamanho ótimo da parcela pode variar de um quarto a quatro vezes o tamanho ótimo, com pequeno efeito sobre a eficiência. É possível então, que seja maior o ganho com o uso de bordaduras, do que a perda acarretada com o conseqüente aumento no tamanho da parcela.

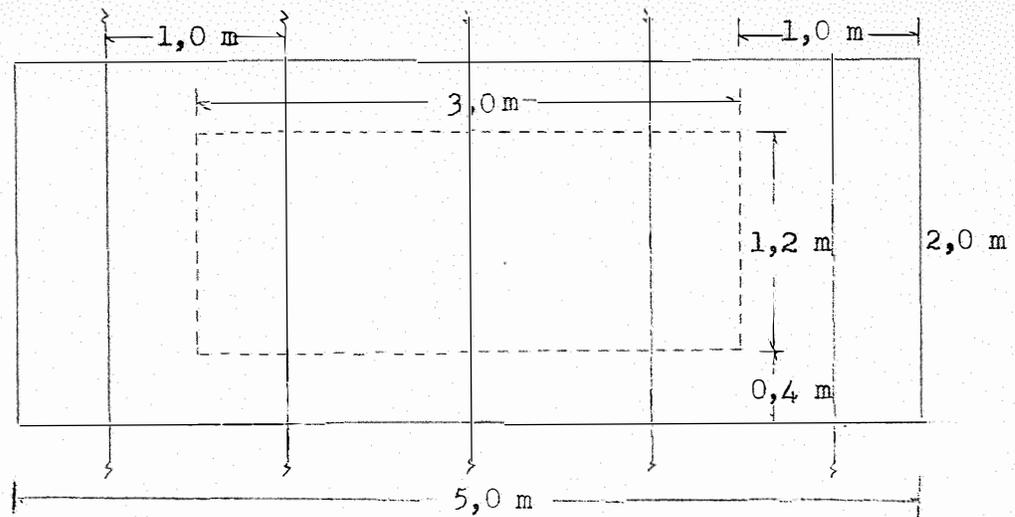


FIGURA 8 - Tamanho da parcela, considerando duas linhas de bordadura e 0,4 m nas extremidades de cada lado da área útil. ENSAIO N.º 1.

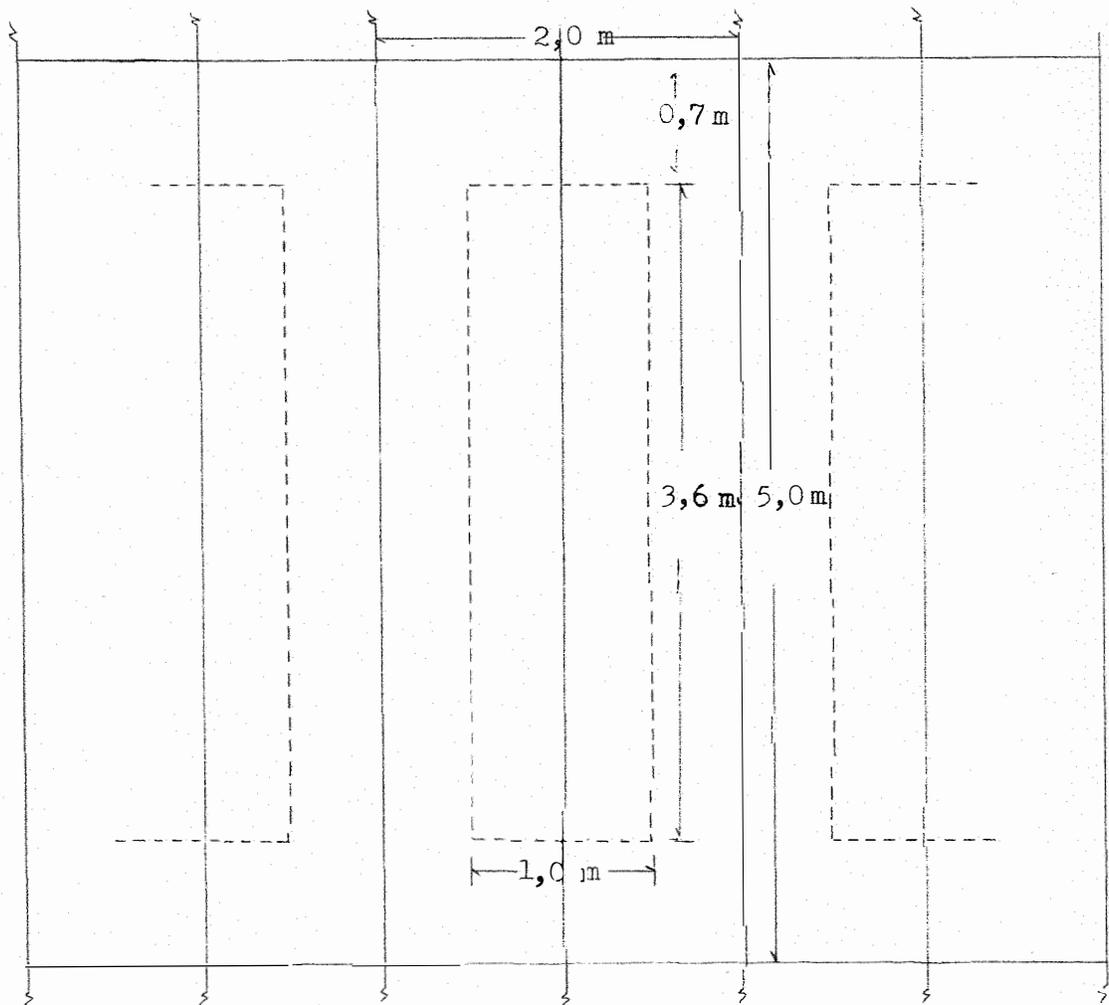


FIGURA 9 - Tamanho da parcela, considerando duas linhas de bordadura (cada linha de bordadura é comum a duas parcelas) e 0,7 m nas extremidades de cada lado da área útil. ENSAIO N.º 2 e ENSAIO N.º 3.

## 6 - CONCLUSÕES

Com as investigações conduzidas no presente trabalho chega-se às seguintes conclusões:

- 6.1 - Através da utilização do método de Máxima Curvatura determinou-se o tamanho ótimo de parcela, na média dos três ensaios, em 5,5 parcelas unitárias ou 5,5 m<sup>2</sup> de área. Como já salientaram SMITH e FEDERER, o ponto de máxima curvatura, que fornece o tamanho ideal da parcela, é susceptível de variar com a escala de medida adotada.
- 6.2 - O método da Informação Relativa só utiliza as variâncias para calcular o melhor tamanho de parcela, e baseia o cálculo unicamente na comparação da variância da parcela unitária com as variâncias comparáveis das demais parcelas. Por esse método, o melhor tamanho de parcela, na média dos três ensaios, foi o constituído por 2,7 unidades experimentais ou 2,7 m<sup>2</sup> de área. Entretanto, a aplicação do método não permitiu em todos os ensaios uma definição precisa do tamanho ideal da parcela. No ensaio n.º 3 a rigor, as parcelas formadas de 24 e 48 unidades experimentais deram boa informação relativa, sendo descartadas apenas, por não serem práticas no campo.
- 6.3 - A Lei da Variância de Smith é conhecida como a mais eficiente, na determinação do tamanho ótimo da parcela. Leva em consideração os custos e o coeficiente de regressão  $b$  (regressão do logaritmo da variância reduzida da parcela sobre o logaritmo do tamanho da parcela). Entretanto, por não levar em conta a interação entre comprimento e largura poderá sobrestimar o valor do tamanho ótimo da parcela (caso em que haja interação significativa). O valor de  $b$  pode variar entre 0 e 1. Na presente investigação o valor  $b$ ,

como média para os três ensaios, foi de  $b = 0,5919$ . O tamanho ideal de parcela, usando-se a lei de Smith foi, para a média dos três ensaios, o constituído de 5 unidades experimentais, ou  $5,0 \text{ m}^2$  de área.

6.4 - O método de AMARAL, que consiste em desdobrar  $x$  em seus componentes  $x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura) é ainda pouco conhecido, não tendo ao que parece, sido difundido em outros países. No presente trabalho, foi esse o método mais eficaz na determinação do tamanho ótimo da parcela. Estima dois coeficientes de regressão  $b_1$  e  $b_2$  que por si só fornecem a indicação da direção da variabilidade do campo experimental (variação no sentido do comprimento ou largura da parcela). Também calcula a interação  $x_1 \cdot x_2$  permitindo, caso haja interação significativa, isolar esse efeito, e com isso estimar um tamanho da parcela mais eficiente. Na média dos três ensaios, o tamanho de parcela, utilizando o método de AMARAL, correspondeu aproximadamente à 3,6 parcelas unitárias ou  $3,6 \text{ m}^2$  de área.

6.5 - No ensaio n.º 1 as parcelas, cuja maior dimensão foi orientada perpendicularmente aos sulcos de irrigação, são mais eficientes do que aquelas com a maior dimensão colocada paralelamente aos referidos sulcos. Com o lançamento de novo ensaio na mesma área, agora em sentido perpendicular ao primeiro, as parcelas terão seu comprimento orientado na direção do gradiente de fertilidade do solo e, com isso, provavelmente obter-se-á:  $b_2 > b_1$ .

6.6 - Tratando-se de um estudo, baseado no resultado de três ensaios, embora a variabilidade tenha sido um tanto elevada, as determinações devem ser seguidas, pelo menos na região aonde foram conduzidos os experimentos.

6.7 - Ressalte-se finalmente, que não foi enfocado o problema do número de repetições necessárias a obtenção de uma dada eficiência; estudo esse que se pretende levar avante em futuro próximo.

## 7 - RESUMO

A influência do tamanho e forma das parcelas no controle da variabilidade do solo nos experimentos de campo foi estudada por meio de três ensaios de uniformidade (ensaios em branco), implantados no Vale do Rio Curu - Pentecoste - Ceará. Usou-se, para esse estudo, a cultura do girassol. O Ensaio n.º 1 foi implantado em solo franco arenoso e os Ensaios n.ºs 2 e 3, em solo do tipo franco.

Utilizou-se inicialmente, os métodos do Coeficiente de Variação e da Informação Relativa que determinaram o tamanho da parcela, independentemente dos custos efetuados na execução dos experimentos. O tamanho ótimo da parcela encontrado, na média dos três ensaios, foi de 5,5 parcelas unitárias ou  $5,5 \text{ m}^2$  de área para o método dos Coeficientes de Variação e 2,7 parcelas unitárias ou  $2,7 \text{ m}^2$ , para o método da Informação Relativa.

Com relação à forma das parcelas, os dois métodos demonstraram resultados similares. Assim é que no ensaio n.º 1 as parcelas apresentaram a menor variação na direção de sua largura (transversal aos sulcos de irrigação), enquanto que os ensaios n.ºs 2 e 3 apresentaram menor variabilidade na direção do comprimento da parcela (paralelo aos sulcos de irrigação).

Posteriormente, fez-se uso da Lei da Variância de Smith e método de Amaral, que determinaram o tamanho da parcela, levando em consideração os custos efetuados na pesquisa.

O coeficiente de regressão  $b$  da Lei de Smith apresentou, como média para os três ensaios,  $\hat{b} = 0,5919$  e, considerando-se  $K_1 = 77,5\%$  e  $K_2 = 22,5\%$ , o tamanho ótimo da parcela foi estimado em 5,0 parcelas unitárias ou  $5,0 \text{ m}^2$  de área.

Trabalhando com variâncias reduzidas, AMARAL (1951), transformou a fórmula de SMITH (1938) em:

$$V_r = V \cdot x^{1-b}$$

a qual aplicando logaritmos obteve-se

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

Posteriormente AMARAL (1951), desdobrou o tamanho da parcela em suas dimensões:  $x_1$  (comprimento) e  $x_2$  (largura), e aplicando logaritmos obteve:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2$$

Com o objetivo de estudar a independência entre comprimento e largura da parcela quanto à influência exercida sobre a variância reduzida, ENEDINO (1972) incluiu na equação de ajustamento acima um coeficiente  $b_3$ , responsável pela interação  $x_1 \cdot x_2$  (comprimento x largura), montando a nova equação:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_3 \log x_1 \cdot \log x_2$$

Verificou-se que nos três ensaios estudados, a interação  $x_1 \cdot x_2$  (interação comprimento x largura) foi altamente significativa, constatando-se assim que, comprimento e largura são fatores que agem simultaneamente sobre a variância reduzida. Na média dos três ensaios encontrou-se  $\hat{b}_1 = 0,49408$ ,  $\hat{b}_2 = 0,48769$  e  $\hat{b}_3 = 0,32677$ ; onde  $\hat{b}_1$  é responsável pelo comprimento,  $\hat{b}_2$  pela largura e  $\hat{b}_3$  pela interação comprimento x largura. O tamanho ideal da parcela, como média para os três ensaios, foi de 3,6 parcelas unitárias ou 3,6 m<sup>2</sup> de área.

Com relação à forma das parcelas, os coeficientes  $\hat{b}_1$  e  $\hat{b}_2$  fornecem a direção da variabilidade do campo experimental. No ensaio n.º 1  $\hat{b}_2 < \hat{b}_1$  indica que as parcelas largas (transversais aos sulcos de irrigação), foram menos variáveis. Nos ensaios n.ºs 2 e 3  $\hat{b}_2 > \hat{b}_1$  indica que as parcelas longas (paralelas aos sulcos de irrigação) foram as que apresentaram menor variação.

Cumprе acrescentar, que o método de Amaral é o mais eficiente na determinação do tamanho ótimo da parcela, pois isola o efeito da interação  $x_1 \cdot x_2$ . No caso dessa interação ser significativa, um mais eficiente tamanho de parcela pode ser obtido.

8 - SUMMARY

The influence of size and shape of plots in controlling variability of soil in field experiments was studied by means of three uniformity trials carried out in the Curu River Valley (Vale do Rio Curu), Pentecoste, State of Ceara. The crop used in this study was the sunflower. Trial 1 was set up in a sandy-loam soil, and trials 2 and 3 in a loam type soil.

At first, the Coefficient of Variation and Relative Information methods were used, which determined the plot size, regardless of costs involved. The optimum plot size found in the average of three trials was 5.5 unit plots or 5.5 m<sup>2</sup> of area for the Coefficient of Variation method, and 2.7 unit plots or 2.7 m<sup>2</sup> for the Relative Information method.

Both methods presented similar results regarding to plot shape. Thus, in trial 1 the plots presented less variation widthwise (width crosswise to irrigation furrows) while trials 2 and 3 presented less variability lengthwise (parallel to irrigation furrows).

Fairfield Smith's Variance Law and Amaral's method were used to determine plot size taking in to account costs incurred in the research.

The regression coefficient  $b$  of Fairfield Smith's Law presented as an average for the three trials,  $b = 0.5919$ . Having this in view and assuming that  $K_1 = 77.5\%$  and  $K_2 = 22.5\%$ , the optimum plot size was estimated as 5.0 unit plots or 5.0 m<sup>2</sup> of area.

Working with reduced variances, AMARAL (1951) transformed Fairfield Smith's formula (1938) to:

$$V = V \cdot x^{1-b}$$

to which logarithms were applied and the following was obtained:

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

Subsequently AMARAL (1951) broke down the plot size into its dimensions:  $x_1$  (length) and  $x_2$  (width) and, applying logarithms, obtained:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2$$

With the objective of studying the independence between plot length and width as to the influence exerted on the reduced variance ENEDINO (1972) included a coefficient  $b_3$  in the adjusted equation above which is responsible for the  $x_1 \cdot x_2$  (length x width) interaction. The new equation as follows:

$$\log V_r = \log V + b_1 \log x_1 + b_2 \log x_2 + b_3 \log x_1 \cdot \log x_2$$

The  $x_1 \cdot x_2$  product was found highly significant in the three trials studied, indicating that length and width are factors that act simultaneously on reduced variance. In the average of the three trials, it was found that  $\hat{b}_1 = 0.49408$ ,  $\hat{b}_2 = 0.48769$  and  $\hat{b}_3 = 0.32677$ , where  $b_1$  is responsible for length,  $b_2$  for width and  $b_3$  for the length by width interaction. The ideal plot size as an average for the three trials, was 3.6 unit plots or  $3.6 \text{ m}^2$  of area.

With regard to plot shape, the coefficients  $b_1$  and  $b_2$  provide the direction on variability of the experiment field. In trial 1,  $b_2 < b_1$  indicates that the wide plots (crosswise to irrigation furrows) were less variable. In trials 2 and 3  $b_2 > b_1$  indicates that the long plots (parallel to irrigation furrows) were the ones that presented less variation.

It should be pointed out that Amaral's method is the most efficient in determining optimum plot size since it isolates the effect of the  $x_1 \cdot x_2$  interaction. In case of a significant  $x_1 \cdot x_2$  interaction a more efficient plot size estimate can be obtained.

9 - BIBLIOGRAFIA

- AMARAL, E. - 1951 - Tamanho e Forma das Parcelas em Experimentação com o Cafeeiro. 6.º Seminário de Estatística. Campinas , SP.
- ARROYO, J. R. y A. CHÁVEZ - 1966 - Estimación Eficiente de Parámetros en la Determinación del Tamaño Optimo de Parcela. Boletim n.º 15 . Estación Experimental Agrícola de La Molina. Lima , Peru.
- BANCO DO NORDESTE DO BRASIL S. A. - 1969 - Informações Básicas para Elaboração de Orçamentos Agrícolas no Nordeste. Fortaleza , Ceará.
- BRIM, CHARLES A. and DAVID D. MASON - 1959 - Estimates of Optimum Plot Size for Soybean Yield Trials. Agronomy Journal 51: 331-334 .
- CABALIERO, WILFREDO A. - 1966 - Investigaciones Sobre el Tamaño de las Parcelas Experimentales. Boletín n.º 5 . Estación Experimental Agropecuaria de Lambayeque , Peru.
- CALZADA BENZA, J. - 1965 - El Error Experimental y la Precisión en los Experimentos. Boletín n.º 67 . Estación Experimental Agrícola de La Molina. Lima , Peru.
- CHRISTIDIS, B. G. - 1939 - Variability of Plots of Various Shapes as Affected by Plot Orientation. The Empire Journal of Experimental Agriculture 7: 330-342.
- CONAGIN, A. - 1957 - Princípios de Técnica Experimental e Análise Estatística de Experimentos. Instituto Agrônômico de Campinas, SP. (mimeografado).
- CREWS, JULIAN W. , GUY L. JONES and D. D. MASON - 1963 - Field Plot Technique Studies with Flue Cured Tobacco I. Optimum Plot Size and Shape. Agronomy Journal 55: 197-199.
- DAY, JAMES W. - 1920 - The Relation of Size, Shape, and Number of Replications of Plots to Probable Error in Field Experimentation. Journal of the American Society of Agronomy 12: 100-105 .

- DEMOL, J. - 1963 - Étude des Dimensions Parcelles dans les Essais Variés  
taux d'Arachides à Bambesa. Bulletin D'information de l'Institute  
National pour L'étude Agronomique du Congo (INEAC) XII: 77-78.
- DRAPER, N. R. and HARRY SMITH - 1967 - Applied Regression Analysis. John  
Wiley & Sons, Inc. New York, 407 pp.
- ELLIOT, W. C. , J. G. DARROCH and H. L. WANG - 1952 - Uniformity Trials  
with Spring Wheat. Agronomy Journal 44: 524-529.
- FEDERER, W. T. - 1955 - Experimental Design. The Mc Millan Co. New  
York , 544 pp.
- FLEMING, A. A. , T. HAYDEN ROGERS and T. A. BANCROFT - 1957 - Field Plot  
Technique with Hybrid Corn Under Alabama Conditions. Agronomy  
Journal 49: 1-4.
- HALLAUER, ARNEL R. - 1964 - Estimation of Soil Variability and Convenient  
Plot Size from Corn Trials. Agronomy Journal 56: 493-499.
- HATHWAY, W. H. and E. J. WILLIAMS - 1958 - Efficient Estimation of the  
Relationship Between Plot Size and the Variability of Crops Yields.  
Biometrics 14: 207-222.
- HERNANDEZ, J. L. y J. RÓGER ARROYO VERGARA - 1968 - Investigaciones sobre  
Tamaño Optimo de Parcela en Arroz. Boletín n.º 20. Estación Expe-  
rimental Agrícola de La Molina , Lima, Peru.
- KELLER, KENETH R. - 1949 - Uniformity Trial on Hops, Humulus lupulus L.,  
for Increasing the Precision of Field Experiments. Agronomy  
Journal 42: 389-392.
- KOCH, E. J. and J. A. RIGNEY - 1951 - A Method of Estimating Optimum Plot  
Size from Experimental Data. Agronomy Journal 43: 17-21.
- KUEHL, R. O. and D. L. KITTOCK - 1969 - Estimate of Optimum Plot Size for  
Cotton Yield Trials. Agronomy Journal 61: 584-586.

- IE CLERG, ERWIN L. , W. H. LEONARD and A. G. CLARK - 1966 - Field Plot Technique. Burgess Publishing Company. Minneapolis , Minnesota. 373 pp.
- LOMA DE LA, J. L. - 1966 - Experimentacion Agrícola. Unión Tipográfica, Editorial Hispano Americana. México.
- MARANI, A. - 1963 - Estimation of Optimum Plot Size Using Smith's Procedure. Agronomy Journal 55: 503 .
- MEMÓRIA, J. M. POMPEU - 1960 - Curso de Estatística Aplicada à Pesquisa Científica. Instituto de Tecnologia Rural. Escola de Agronomia da Universidade do Ceará , Fortaleza - Ceará (mimeografado) , 243 pp.
- MONZON, PAIVA D. E. y A. V. RODRÍGUEZ - 1958 - Determinación del Tamaño Optimo de Unidad Experimental Mediante la Ley de la Varianza. Agronomia Tropical. Vol. VIII: 43-49.
- NONNECKE, I. L. - 1959 - The Precision of Field Experiments with Vegetal Crops as Influenced by Plot and Shape. Canadian Journal of Plant Science 39: 443-457.
- ODLAND T. E. and R. J. GARBER - 1928 - Size of Plat and Number of Replications in Field Experiments with Soybeans. Journal of the American Society of Agronomy 20: 93-108 .
- PIMENTEL GOMES, F. - 1970 - Curso de Estatística Experimental. 4.<sup>a</sup> ed. Livraria Nobel. Piracicaba , SP.
- PIMENTEL GOMES, F. e I. R. NOGUEIRA - 1964 - Regressão e Covariância. (mimeografado) , 45 pp.
- ROBINSON, H. F. , J. A. RIGNEY and P. H. HARVEY - 1948 - Investigations in Plot Technique with Peanuts. North Caroline Agricultural Experimental Stacion Technical , Bulletin 86: 1-9 .

- SILVA, E. CORRÊA DA - 1972 - Estudo do Tamanho e Forma de Parcelas para Experimentos de Soja. [Dissertação (Mestre) - ESALQ].
- SMITH, H. F. - 1938 - An Empirical Law Describing Heterogeneity in the Yields of Agricultural Crops. Journal of Agricultural Science, 28: 1-23.
- SNEDECOR, GEORGE W. - 1966 - Métodos Estadísticos. Companhia Editorial Continental S. A. México , DF , 626 pp.
- TEÓFILO, F. DE OLIVEIRA - 1946 - Contas Culturais DNOCS . Publicação n.º 146 . Série 11,L. Fortaleza , Ceará.
- WASSON, C. E. and R. R. KALTON - 1953 - Estimations of Optimum Plot Size Using Data from Bromegrass Uniformity Trials. Agricultural Experimental Station Iowa State College , Research Bulletin 396: 296-320.
- WEBER, C. R. and THEODORE W. H. - 1957 - Estimates of Cost and Optimum Plot Size and Shape for Measuring Yield and Chemical Caracteres in Soybeans. Agronomy Journal 49: 444-449.

10 - A P Ê N D I C E S

TABELA 1 - Produção de grãos ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária (1,0 m X 1,0 m). ENSAIO N.º 1.

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	89,5	85,3	103,3	118,5	160,3	143,5	140,3	76,2	114,2
2	124,3	125,2	109,3	116,2	102,5	152,3	147,3	165,2	107,2
3	132,3	99,3	153,2	114,6	125,3	194,2	164,5	88,2	111,3
4	145,3	136,6	126,2	170,3	189,5	169,3	162,3	184,2	182,3
5	214,3	229,3	143,5	84,5	199,2	172,3	197,3	118,3	173,2
6	134,2	61,3	211,2	167,3	193,3	123,3	111,5	149,2	134,5
7	148,3	64,5	117,3	176,2	136,3	153,2	207,2	244,2	197,2
8	213,5	71,2	178,2	158,2	165,2	252,5	142,5	68,2	134,3
9	173,5	118,5	145,2	133,3	245,5	61,8	214,3	156,2	122,3
10	173,6	176,2	151,3	49,2	176,3	58,3	175,2	202,2	182,3
11	63,5	144,5	189,2	128,5	212,2	128,5	261,3	142,3	141,3
12	80,6	85,3	189,3	167,6	193,5	105,2	131,6	193,2	155,3
13	56,5	162,3	138,3	177,3	245,3	106,2	98,5	225,2	129,5
14	70,5	231,2	177,3	151,3	136,2	136,5	190,2	173,3	135,3
15	182,3	218,3	208,3	168,5	178,2	236,2	190,2	135,2	188,5
16	143,3	104,2	138,8	97,3	121,2	174,2	294,3	99,5	84,2
17	223,2	112,3	117,6	116,6	161,2	150,3	171,5	201,2	157,2
18	89,2	208,2	157,5	162,2	137,2	128,3	122,2	79,6	166,3
19	200,2	120,2	81,8	272,3	150,3	188,5	215,2	135,3	189,2
20	85,3	100,2	189,2	126,3	136,3	118,3	153,2	156,6	163,5
21	102,2	154,2	215,5	141,2	137,3	103,5	172,5	207,2	207,5
22	87,5	117,3	84,5	153,5	72,6	114,3	105,3	209,2	205,2
23	130,5	99,3	184,5	94,3	77,5	190,3	116,5	131,3	171,6
24	239,5	207,3	131,6	134,2	116,2	78,3	203,2	202,3	70,6
25	102,3	230,2	206,3	135,3	139,2	146,2	143,2	185,6	156,3
26	129,3	128,3	156,6	159,2	121,2	201,3	111,3	98,2	260,3
27	143,3	276,3	136,5	84,5	100,3	105,6	117,3	126,3	158,3
28	127,8	64,2	111,3	126,5	43,5	136,2	172,2	128,5	179,2
29	25,3	133,2	190,3	67,3	208,3	174,2	175,5	135,3	148,2
30	40,6	173,3	106,3	104,3	235,3	131,3	222,3	235,2	256,2
31	137,2	121,2	144,3	125,3	86,2	116,3	193,2	96,2	109,2
32	59,2	84,5	48,5	65,2	158,3	132,3	160,3	136,3	183,2
33	214,5	134,2	132,2	124,2	99,2	66,2	113,2	216,2	158,3
34	207,5	107,2	107,2	48,2	89,2	164,2	206,2	54,3	115,2
35	111,2	116,3	104,3	113,2	136,2	129,5	74,2	163,2	85,2
36	168,3	119,3	127,5	80,6	120,6	171,3	69,3	121,2	137,3

TABELA 1 - (continuação)

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas								
	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	91,3	135,2	124,2	207,3	111,2	148,2	97,3	112,3	136,3
2	169,5	107,3	202,2	138,3	194,3	127,2	204,3	84,3	147,3
3	142,2	89,3	119,2	128,3	178,3	127,2	118,2	88,3	103,3
4	136,3	120,3	108,3	104,3	135,3	111,2	43,3	97,3	47,2
5	165,2	101,5	156,3	213,2	111,3	132,3	128,3	42,6	125,3
6	134,2	127,2	181,3	111,3	138,2	90,3	117,3	110,6	80,3
7	157,5	96,3	132,3	84,6	164,3	71,2	125,3	139,5	105,2
8	180,2	163,2	100,2	99,2	160,3	62,3	143,2	103,5	82,3
9	94,3	93,2	131,2	151,2	135,3	140,2	126,2	50,5	79,2
10	122,2	114,2	139,2	217,2	153,3	54,2	85,3	128,3	79,5
11	110,2	120,2	138,2	120,2	167,2	200,3	121,2	117,2	141,3
12	192,2	202,3	164,2	175,2	182,3	160,3	128,2	125,2	290,3
13	152,5	147,2	190,2	196,5	135,2	123,5	246,2	103,2	195,2
14	143,2	122,3	168,2	167,3	141,3	85,3	121,2	113,5	184,5
15	101,2	78,2	85,2	195,2	151,5	149,3	248,2	113,5	105,3
16	107,2	176,2	187,3	171,5	189,3	87,5	99,3	113,5	135,3
17	128,3	145,3	130,3	130,2	80,3	129,2	139,3	107,5	156,3
18	46,8	181,3	157,2	147,3	162,3	184,2	211,3	137,5	199,3
19	185,2	116,3	84,2	128,3	130,2	185,5	128,3	112,3	156,6
20	196,3	96,5	125,2	136,2	150,2	136,5	145,3	64,3	168,3
21	167,3	123,2	144,3	151,2	130,5	144,3	104,3	101,6	138,5
22	145,3	133,3	151,3	148,2	218,3	128,3	171,5	79,6	338,3
23	138,2	225,2	186,2	118,6	199,2	171,3	160,3	58,5	180,5
24	209,2	115,3	223,2	87,6	153,3	126,3	230,3	204,6	217,3
25	203,2	173,2	199,2	164,5	233,2	183,5	120,6	84,6	200,5
26	166,2	168,2	175,2	186,2	189,3	141,3	143,3	76,8	85,3
27	179,2	212,2	204,2	158,3	96,5	148,2	176,2	163,2	151,3
28	176,2	177,2	192,2	143,2	173,5	165,2	168,2	50,6	248,3
29	142,2	151,2	129,2	185,2	181,3	156,2	139,3	233,2	150,3
30	206,2	175,3	115,2	222,2	190,2	164,3	195,5	177,5	176,3
31	171,3	205,3	152,2	152,3	171,3	156,5	157,5	170,3	51,2
32	224,2	125,3	170,2	114,3	140,3	135,5	168,8	184,6	178,3
33	160,3	216,2	165,2	141,2	177,3	233,2	113,5	217,3	158,5
34	63,5	115,3	186,3	121,5	178,6	79,5	174,6	160,5	132,5
35	96,5	274,3	213,2	183,5	165,3	200,3	68,5	157,3	187,3
36	121,3	200,3	159,2	141,2	236,3	200,6	82,6	303,5	171,5

TABELA 1 - (continuação)

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas								
	19	20	21	22	23	24	25	26	27
1	142,2	92,3	85,2	122,3	91,3	154,2	93,5	115,2	115,3
2	77,5	84,2	95,3	78,3	49,2	78,2	68,3	89,3	71,2
3	29,3	67,3	98,2	92,3	78,2	80,5	72,2	102,2	109,2
4	78,2	88,2	99,2	92,3	123,2	67,2	53,2	71,2	64,2
5	97,3	78,2	127,2	75,2	36,2	57,2	88,2	93,2	71,2
6	114,3	47,2	86,3	87,3	36,2	49,2	90,2	70,2	82,2
7	66,2	52,2	93,2	65,2	72,2	68,3	82,3	74,2	45,3
8	94,3	62,2	93,2	107,3	62,2	63,2	59,3	77,2	51,2
9	78,3	58,3	146,2	65,6	78,2	71,2	60,2	59,2	70,3
10	95,2	89,2	93,2	63,2	94,2	76,2	61,2	105,2	77,3
11	114,2	116,2	56,2	104,2	95,2	129,3	94,2	95,2	88,2
12	71,3	136,5	119,3	86,5	122,3	78,2	49,3	90,2	82,2
13	99,5	94,2	124,2	90,3	95,2	102,3	84,3	61,2	73,3
14	156,2	114,3	136,3	127,5	93,2	117,3	79,3	79,3	76,3
15	128,5	131,2	112,2	101,2	78,2	85,2	104,2	108,5	145,3
16	128,5	175,2	150,3	117,2	100,2	100,2	94,2	113,5	165,5
17	199,6	117,5	115,3	130,3	111,5	98,5	121,3	133,3	113,6
18	180,2	36,5	189,3	113,3	137,3	104,2	161,2	103,2	106,2
19	108,8	83,6	160,3	79,5	87,3	64,2	104,2	95,2	144,5
20	213,5	149,2	62,3	147,2	86,2	103,2	136,2	112,3	68,3
21	84,5	113,2	192,2	69,2	113,5	140,2	110,5	85,2	119,2
22	131,2	115,2	139,3	89,2	156,5	102,5	159,3	82,2	125,3
23	122,2	143,2	106,2	148,2	114,2	95,5	155,2	66,2	100,2
24	138,3	122,2	82,2	133,3	69,2	108,3	114,2	119,3	99,5
25	160,2	112,3	168,2	107,3	47,2	65,2	131,3	92,3	124,2
26	184,3	120,2	152,5	143,2	96,3	108,2	80,2	112,2	96,3
27	137,2	129,2	48,8	148,3	77,3	78,3	96,2	128,2	69,3
28	154,3	48,5	35,2	45,3	93,2	86,2	59,3	142,2	67,3
29	199,2	157,2	93,2	103,3	106,2	89,3	150,2	70,3	92,2
30	165,3	107,3	78,3	86,6	112,3	87,2	113,5	123,2	106,2
31	103,3	118,3	147,2	94,3	93,3	68,3	92,3	76,2	117,2
32	259,2	41,5	239,2	63,5	100,2	119,2	101,2	105,2	87,2
33	259,3	60,5	125,3	68,5	146,2	109,2	64,2	103,2	69,2
34	278,2	37,6	301,3	80,5	132,2	155,2	154,2	117,3	140,2
35	298,5	41,5	169,3	102,3	156,2	93,3	201,5	81,3	140,3
36	159,2	150,3	134,5	58,9	145,6	139,2	137,2	150,2	74,2

TABELA 1 - (continuação)

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas								
	28	29	30	31	32	33	34	35	36
1	70,3	96,3	110,2	60,3	139,2	199,6	94,2	93,2	96,2
2	91,3	118,3	79,2	57,2	56,2	89,2	58,2	85,3	40,3
3	30,2	76,5	68,5	48,2	64,2	285,2	65,8	73,2	70,2
4	69,2	55,2	39,2	98,5	43,2	119,2	51,2	57,5	72,5
5	69,2	58,2	39,2	39,3	72,2	216,3	62,3	64,3	84,5
6	64,2	52,2	85,3	37,3	71,2	83,3	98,3	54,3	85,3
7	60,2	292,2	61,3	86,3	88,2	167,3	130,2	77,3	65,3
8	53,2	83,2	97,3	65,3	66,2	186,5	73,8	52,3	80,2
9	64,2	61,2	101,3	78,2	51,2	107,2	113,5	81,2	88,2
10	107,3	77,2	94,5	102,3	102,2	143,2	94,5	59,2	75,5
11	61,3	90,2	79,3	143,3	68,2	132,2	46,2	67,2	73,2
12	80,3	86,3	74,2	99,5	52,2	120,2	56,2	49,2	73,2
13	78,3	63,2	120,2	85,3	89,2	89,3	92,3	91,2	117,3
14	85,2	117,2	61,2	48,3	99,5	121,5	116,6	109,3	94,2
15	86,3	59,2	66,3	44,2	63,3	85,3	138,5	100,2	89,2
16	79,5	115,3	68,6	61,2	171,3	157,5	71,5	128,5	86,2
17	121,3	34,3	77,5	112,5	117,2	133,5	169,3	116,2	89,2
18	60,2	171,3	115,5	136,5	140,6	106,5	111,5	79,2	126,2
19	121,5	112,2	94,2	107,3	129,5	28,2	136,2	94,2	119,2
20	130,3	74,3	74,2	130,3	78,2	78,3	102,3	94,3	126,3
21	104,2	68,3	99,3	88,3	112,5	57,2	85,3	92,3	99,2
22	71,2	113,2	107,3	56,3	136,5	107,3	122,3	87,3	89,5
23	93,2	76,5	101,2	99,5	126,2	54,3	132,2	101,5	78,2
24	49,2	114,2	43,2	92,3	96,3	79,2	159,3	88,3	87,2
25	69,2	65,2	117,2	107,2	165,2	64,3	150,3	117,2	150,3
26	89,2	87,3	98,3	60,2	167,2	85,5	123,5	94,3	116,2
27	129,3	80,3	70,3	85,3	215,3	72,2	200,3	155,2	68,3
28	152,2	80,2	123,2	200,3	102,2	78,3	213,3	209,2	71,2
29	76,2	38,3	137,3	159,5	155,5	66,3	224,3	123,3	107,2
30	61,2	76,3	200,3	191,5	171,5	44,2	175,5	152,3	152,3
31	149,2	148,3	99,3	203,3	123,5	100,6	191,3	181,3	194,2
32	98,2	105,3	180,3	134,2	197,3	42,2	129,3	238,2	197,5
33	109,2	89,5	109,2	109,2	115,5	68,5	179,2	152,2	106,3
34	124,3	130,5	138,3	121,5	148,5	82,3	196,5	265,2	258,3
35	39,5	113,5	85,2	113,5	185,6	198,5	99,3	137,2	206,2
36	149,5	132,2	88,5	178,5	87,6	61,2	255,2	286,2	178,3

TABELA 2 - Produção de grãos ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária (1,0 m X 1,0 m). ENSAIO N.º 2.

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de parcelas							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	11,5	18,5	23,3	35,5	37,0	29,5	39,5	28,5
2	14,5	1,5	15,3	25,3	27,3	4,5	12,3	18,3
3	16,0	34,3	16,5	48,0	15,5	33,3	16,3	30,7
4	25,5	31,3	0,5	68,5	28,5	10,5	30,7	29,3
5	21,3	24,5	27,0	34,5	34,4	42,3	12,3	13,3
6	32,0	36,5	20,5	36,3	14,5	20,0	20,5	34,3
7	27,0	16,0	19,5	32,5	60,3	22,5	23,5	22,5
8	15,0	59,5	13,3	5,5	28,0	38,3	43,5	26,0
9	38,0	15,5	11,3	32,5	33,3	16,3	21,0	23,3
10	42,5	26,0	61,3	35,3	22,0	28,3	14,0	27,7
11	29,5	41,3	28,3	22,0	25,5	34,0	25,7	16,3
12	19,3	37,0	29,0	32,3	46,0	39,5	18,5	49,3
13	25,3	39,3	44,5	27,3	12,5	48,5	52,0	29,3
14	21,5	22,5	56,3	23,0	26,3	53,3	39,5	36,5
15	38,3	63,5	35,5	53,3	29,3	40,3	29,5	63,5
16	14,5	61,3	56,3	17,3	46,0	92,3	34,5	45,5
17	30,3	35,0	58,5	29,3	49,3	57,5	44,5	46,5
18	18,5	18,5	9,5	26,0	22,3	22,5	11,5	36,3
19	26,5	24,3	31,5	45,3	44,3	50,0	25,3	29,5
20	35,7	39,3	18,3	20,5	49,3	14,5	56,5	27,5
21	47,3	27,0	33,3	34,5	35,0	20,5	23,7	26,0
22	4,5	20,5	39,3	31,0	68,3	10,3	23,0	15,3
23	14,5	37,7	22,3	30,4	27,7	37,0	12,5	71,4
24	57,0	18,5	59,7	39,5	4,5	18,3	28,3	17,5

TABELA 2 - (continuação)

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas							
	9	10	11	12	13	14	15	16
1	16,3	31,5	23,7	19,5	20,5	13,5	43,5	43,0
2	33,0	17,0	11,5	9,5	24,3	10,5	17,0	86,0
3	44,3	19,5	33,3	29,5	22,3	27,3	29,5	35,5
4	27,7	25,5	13,3	17,5	13,0	27,3	43,3	28,5
5	23,5	13,3	36,3	56,5	48,3	28,3	31,7	37,5
6	27,3	41,0	43,0	33,3	41,3	21,5	28,3	41,0
7	37,3	24,5	22,3	13,3	34,5	19,5	32,5	43,3
8	25,0	19,5	23,5	45,0	27,5	28,5	45,5	59,5
9	31,5	21,5	25,0	26,3	42,3	25,5	28,5	9,5
10	23,0	29,5	45,0	33,3	25,7	22,0	43,3	42,5
11	51,0	33,5	57,5	13,5	31,5	35,5	34,5	42,5
12	25,5	25,5	53,5	29,5	63,5	10,5	25,5	34,5
13	32,3	51,3	37,3	43,5	58,3	63,5	43,5	36,5
14	39,5	45,5	37,0	28,5	33,5	52,5	34,5	34,5
15	20,5	20,5	53,5	49,3	53,3	33,3	59,5	32,5
16	78,5	26,5	44,3	49,5	69,5	39,5	43,3	61,5
17	55,3	63,5	46,5	79,3	24,5	43,5	65,5	85,5
18	49,5	36,3	68,5	78,3	120,3	63,5	63,5	100,5
19	39,0	22,5	21,0	100,5	29,5	34,5	37,5	94,3
20	41,3	31,3	29,5	62,5	30,4	42,0	45,5	62,5
21	33,0	26,5	32,3	38,7	49,7	26,3	54,5	38,3
22	37,3	31,3	39,5	73,5	47,3	24,5	59,0	38,7
23	44,5	45,7	38,0	41,0	36,0	57,0	71,5	29,5
24	26,3	12,0	41,5	44,3	23,0	12,0	10,3	62,4

TABELA 2 - (continuação)

Compr. N.º de Parce.	Largura - Número de Parcelas							
	17	18	19	20	21	22	23	24
1	33,5	36,0	26,3	28,4	15,5	26,3	5,5	30,0
2	23,3	29,0	26,3	19,0	6,3	23,3	17,3	11,5
3	16,5	38,3	10,5	22,0	49,5	20,5	57,5	76,3
4	51,5	28,3	32,3	14,3	35,5	35,7	61,0	23,0
5	33,3	45,5	29,5	22,5	24,5	17,5	32,3	42,3
6	14,5	56,3	49,5	68,5	44,5	42,0	67,3	53,5
7	35,3	22,5	19,5	50,5	46,5	16,0	50,5	62,5
8	52,5	43,5	33,3	54,3	17,5	24,3	38,0	40,7
9	63,0	27,3	51,5	22,0	34,5	33,3	28,3	48,0
10	26,0	32,0	31,5	20,0	28,3	32,0	105,0	35,5
11	62,3	32,3	49,5	19,5	45,3	27,5	41,5	60,3
12	59,3	32,3	18,3	39,7	32,3	40,7	30,0	27,0
13	26,5	42,3	23,5	52,3	51,5	23,7	46,5	29,3
14	52,3	42,3	27,0	59,0	44,3	28,3	50,3	31,3
15	59,5	86,5	55,5	63,5	47,5	50,5	49,3	54,3
16	72,5	51,0	52,5	114,3	76,5	20,5	57,0	47,3
17	61,5	87,3	53,5	52,7	45,5	34,3	60,5	39,5
18	102,3	123,3	52,3	71,3	43,0	43,3	68,3	41,5
19	64,5	104,5	82,3	95,3	82,3	53,5	59,5	56,3
20	66,5	48,3	63,5	53,0	30,5	53,3	64,5	43,5
21	53,5	59,3	63,3	82,3	28,0	63,0	28,3	56,5
22	53,3	57,0	23,3	20,0	65,5	69,5	80,0	57,3
23	24,3	60,4	46,0	56,0	83,3	22,0	62,3	59,5
24	39,5	43,0	24,5	37,0	51,3	31,0	51,0	27,3

TABELA 3 - Produção de grãos ajustada pela covariância, dada em gramas por parcela unitária (1,0 m X 1,0 m) - ENSAIO N.º 3.

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	22,8	38,8	27,6	49,6	44,8	62,8	25,3	38,0
2	33,8	53,6	63,6	61,8	28,8	63,6	51,3	48,8
3	22,8	27,8	64,6	58,6	72,6	73,8	48,8	89,6
4	25,6	43,8	64,6	68,6	23,8	42,6	33,6	78,8
5	36,6	30,8	53,8	68,0	98,8	108,8	35,8	45,6
6	70,8	48,8	34,6	62,6	37,6	55,3	52,6	54,6
7	57,6	30,0	66,8	14,8	47,0	48,8	56,6	73,6
8	44,6	60,8	48,6	29,6	63,6	30,3	17,8	23,6
9	21,6	54,6	44,3	60,3	54,8	52,6	53,3	51,3
10	32,6	17,8	39,6	28,8	25,3	33,0	37,6	41,3
11	31,8	33,6	28,6	39,0	57,3	57,3	47,3	28,3
12	35,6	20,8	27,8	- 1,1	29,0	38,8	59,0	58,6
13	18,8	27,6	47,8	47,3	35,6	48,3	21,0	56,6
14	48,8	53,6	22,6	27,6	48,6	40,6	54,3	63,6
15	88,3	48,6	53,3	68,6	61,6	118,6	63,8	69,6
16	108,0	157,8	72,8	18,8	161,8	72,8	90,6	97,6
17	101,3	100,8	37,8	96,8	74,8	62,3	58,3	84,3
18	79,8	100,8	77,8	80,8	75,8	102,8	152,8	88,8
19	49,8	79,8	80,6	100,3	87,8	37,8	89,0	96,8
20	60,6	48,6	65,0	32,6	57,6	51,6	63,8	89,3
21	116,8	72,8	54,3	67,3	47,3	85,6	51,3	116,6
22	94,8	57,3	70,0	66,8	95,6	63,6	67,3	43,6
23	74,6	57,0	77,6	98,3	82,6	69,6	100,0	70,3
24	70,6	49,3	85,6	64,6	109,6	55,0	92,3	66,3

TABELA 3 - (continuação)

Compr. N.º de Parc.	Largura - Número de Parcelas							
	9	10	11	12	13	14	15	16
1	20,8	42,6	32,6	29,6	17,8	85,6	51,6	46,8
2	31,3	61,6	38,3	62,6	6,8	67,3	42,6	79,6
3	51,6	46,8	47,8	54,6	30,6	64,8	43,8	43,8
4	36,6	92,8	31,0	36,8	29,8	65,8	43,6	44,6
5	54,8	63,8	27,6	38,6	22,6	69,8	27,8	44,8
6	63,6	104,0	24,6	36,8	22,8	37,8	51,6	34,8
7	22,6	88,8	46,8	54,6	27,8	58,6	49,6	50,6
8	55,6	44,6	31,3	48,6	35,0	42,6	64,0	53,8
9	34,3	55,3	27,3	49,8	51,3	56,3	70,6	42,6
10	26,3	21,6	31,0	48,0	46,3	37,3	28,8	43,8
11	39,6	36,0	32,3	20,8	85,6	42,0	54,8	56,3
12	26,8	45,8	41,3	43,0	44,8	60,8	86,3	40,0
13	72,3	22,8	19,8	44,3	40,3	47,0	39,6	42,8
14	56,3	55,0	52,0	26,0	72,3	42,8	40,6	64,0
15	110,3	42,6	43,6	29,8	37,8	57,3	43,8	48,6
16	26,0	48,6	58,6	66,6	72,6	123,3	76,0	54,6
17	110,8	58,3	74,3	19,3	89,0	68,6	27,3	54,6
18	41,8	46,6	101,8	126,8	62,8	100,8	84,6	32,6
19	165,6	87,3	32,3	20,6	67,6	99,6	69,6	50,8
20	55,3	98,8	22,6	81,6	80,6	76,0	74,3	83,3
21	90,8	66,8	44,3	64,6	99,6	78,8	61,6	42,0
22	69,6	51,6	53,3	106,3	66,6	76,6	40,3	55,0
23	87,3	75,3	64,6	87,3	50,0	101,6	75,3	43,3
24	128,8	45,8	87,6	86,3	54,3	44,3	36,8	74,6

TABELA 3 - (continuação)

Compr. Nº de Parc.	Largura - Número de Parcelas							
	17	18	19	20	21	22	23	24
1	67,8	59,8	78,6	48,8	33,8	18,8	42,8	23,3
2	54,6	75,8	57,8	76,6	15,6	13,8	21,3	46,8
3	79,8	86,6	54,8	43,8	33,8	23,8	30,6	56,6
4	69,8	46,8	42,6	22,6	28,6	28,8	39,6	22,6
5	64,8	63,6	44,3	61,3	64,6	31,8	66,3	47,3
6	40,8	28,6	47,8	58,8	54,8	29,3	33,8	9,8
7	88,8	32,6	20,8	49,3	36,6	98,8	22,6	96,8
8	54,8	99,8	50,6	85,8	38,8	37,6	46,3	32,8
9	27,8	67,6	57,8	44,3	59,8	66,8	84,0	22,6
10	57,8	47,3	35,3	72,6	48,8	54,8	64,6	27,6
11	37,3	33,8	33,6	36,3	59,0	68,3	55,6	59,6
12	52,3	32,6	59,6	76,6	80,6	89,8	64,8	39,6
13	41,3	24,8	57,0	27,0	105,8	74,0	82,8	56,3
14	50,0	20,6	78,3	61,3	59,6	23,3	44,3	42,3
15	60,6	44,6	49,8	66,8	53,0	56,8	105,6	19,8
16	31,6	59,8	37,6	29,6	102,6	23,3	108,6	51,8
17	54,8	46,8	63,8	73,6	135,3	27,8	54,6	58,6
18	64,8	78,6	75,6	50,3	35,6	58,6	72,6	52,6
19	62,6	73,6	75,3	58,3	131,3	69,3	71,0	62,3
20	64,6	37,3	50,3	91,6	107,6	30,6	62,8	42,0
21	79,8	60,8	45,8	66,3	51,0	36,6	90,8	17,8
22	52,6	24,6	26,8	72,0	52,6	67,0	61,3	33,6
23	63,8	72,6	38,8	58,8	45,3	57,6	38,3	33,3
24	62,3	88,6	54,3	53,3	55,6	35,8	50,6	27,6

TABELA 1 - Valores necessários a obtenção do coeficiente de regressão simples ( $\hat{b}$ ) e matriz não-singular S.

ENSAIO N.º 1		ENSAIO N.º 2	
$\Sigma W_i$	= 8.151	$\Sigma W_i$	= 3.521
$\Sigma W_i (X_i - \bar{X})^2$	= 2.036,836595	$\Sigma W_i (X_i - \bar{X})^2$	= 779,1292719
$\Sigma W_i (X_i - \bar{X}) Y_i$	= 1.296,007663	$\Sigma W_i (X_i - \bar{X}) Y_i$	= 481,2807716
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)$	= 0	$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)$	= 0	$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 0	$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$	= 1.065,06038	$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$	= 405,98219
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$	= 1.065,06038	$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$	= 405,98219
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2$	= 321,25958	$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2$	= 114,43225
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2)$	= - 46,66318	$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2)$	= - 16,42563
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 321,52781	$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 119,26950
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 321,52781	$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 119,26950

TABELA 1 - (continuação)

ENSAIO N.º 3	
$\Sigma W_i$	= 3.521
$\Sigma W_i (X_i - \bar{X})^2$	= 779,1292719
$\Sigma W_i (X_i - \bar{X}) Y_i$	= 406,5903037
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 0
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$	= 405,98219
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$	= 405,98219
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3)^2$	= 114,43225
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2)$	= - 16,42563
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 119,26950
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2)(X_{3i} - \bar{X}_3)$	= 119,26950

TABELA 2 - Valores necessários a obtenção da matriz  $X'Y$  e Soma de Quadrado Total.

ENSAIO N.º 1		ENSAIO N.º 2	
$\Sigma W_i Y_i$	= 30.841,66761	$\Sigma W_i Y_i$	= 10.307,98933
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i$	= 737,0257046	$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i$	= 228,6260741
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i$	= 558,9819767	$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i$	= 252,6546986
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i$	= 447,3761935	$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i$	= 160,6611907
$\Sigma W_i (Y_i - \bar{Y})^2$	= 871,0160408	$\Sigma W_i (Y_i - \bar{Y})^2$	= 305,0905388

---

ENSAIO N.º 3

---

$\Sigma W_i Y_i$	= 10.905,21670
$\Sigma W_i (X_{1i} - \bar{X}_1) Y_i$	= 185,5383916
$\Sigma W_i (X_{2i} - \bar{X}_2) Y_i$	= 221,0519148
$\Sigma W_i (X_{3i} - \bar{X}_3) Y_i$	= 138,3839720
$\Sigma W_i (Y_i - \bar{Y})^2$	= 235,2125426

---

TABELA 3 - Forma da parcela , logaritmo do tamanho da parcela (log x) , logaritmo da variância reduzida calculada (log V<sub>r</sub>) e logaritmo da variância reduzida ajustada (log V<sub>r</sub> ajust.)  
 ENSAIO N.º 1

Forma da parcela	log x	log V <sub>r</sub> calculado	log V <sub>r</sub> ajustado
a a	1 x 1	0	3,4015
b a	2 x 1	0,3010	3,5457
a b	1 x 2	0,3010	3,4854
c a	3 x 1	0,4771	3,6553
a c	1 x 3	0,4771	3,5963
d a	4 x 1	0,6020	3,7386
a d	1 x 4	0,6020	3,6425
e a	6 x 1	0,7781	3,8650
a e	1 x 6	0,7781	3,7227
f a	9 x 1	0,9542	3,9986
a f	1 x 9	0,9542	3,8992
g a	12 x 1	1,0791	4,0904
a g	1 x 12	1,0791	3,8975
h a	18 x 1	1,2552	4,1899
a h	1 x 18	1,2552	4,1016
i a	36 x 1	1,5563	4,3160
a i	1 x 36	1,5563	3,7462
b b	2 x 2	0,6020	3,6741
c b	3 x 2	0,7781	3,8164
b c	2 x 3	0,7781	3,8047
d b	4 x 2	0,9030	3,8973
b d	2 x 4	0,9030	3,8669
e b	6 x 2	1,0791	4,0400
b e	2 x 6	1,0791	3,9967
f b	9 x 2	1,2552	4,1920
b f	2 x 9	1,2552	4,1474
g b	12 x 2	1,3802	4,2926
b g	2 x 12	1,3802	4,1543
h b	18 x 2	1,5563	4,4059
b h	2 x 18	1,5563	4,3694
i b	36 x 2	1,8573	4,5759
b i	2 x 36	1,8573	4,0239
c c	3 x 3	0,9542	3,9554
d c	4 x 3	1,0791	4,0423
c d	3 x 4	1,0791	4,0292

TABELA 3 - (continuação)

Forma da parcela	log x	log V <sub>r</sub> calculado	log V <sub>r</sub> ajustado
e c	6 x 3	1,2552	4,1950
c e	3 x 6	1,2552	4,1730
f c	9 x 3	1,4313	4,3521
c f	3 x 9	1,4313	4,3215
g c	12 x 3	1,5563	4,4686
c g	3 x 12	1,5563	4,3309
h c	18 x 3	1,7323	4,5823
c h	3 x 18	1,7323	4,5532
i c	36 x 3	2,0334	4,7662
c i	3 x 36	2,0334	4,1870
d d	4 x 4	1,2041	4,1260
e d	6 x 4	1,3802	4,2761
d e	4 x 6	1,3802	4,2672
f d	9 x 4	1,5563	4,4438
d f	4 x 9	1,5563	4,4128
g d	12 x 4	1,6812	4,5499
d g	4 x 12	1,6812	4,4319
h d	18 x 4	1,8573	4,6720
d h	4 x 18	1,8573	4,6644
i d	36 x 4	2,1583	4,8730
d i	4 x 36	2,1583	4,3137
e e	6 x 6	1,5563	4,4301
f e	9 x 6	1,7323	4,6032
e f	6 x 9	1,7323	4,5842
g e	12 x 6	1,8573	4,7171
e g	6 x 12	1,8573	4,5971
h e	18 x 6	2,0334	4,8472
e h	6 x 18	2,0334	4,8499
f f	9 x 9	1,9084	4,7563
g f	12 x 9	2,0334	4,8790
f g	9 x 12	2,0334	4,7798
g g	12 x 12	2,1583	4,8989

TABELA 4 - Forma da parcela , logaritmo do tamanho da parcela ( $\log x$ ) , logaritmo da variância reduzida calculada ( $\log V_r$ ) e logaritmo da variância reduzida ajustada ( $\log V_r$  ajust.).  
ENSAIOS N.º 2 e 3 .

Forma da parcela		$\log x$	Ensaio n.º 2		Ensaio n.º 3	
			$\log V_r$ calculado	$\log V_r$ ajustado	$\log V_r$ calculado	$\log V_r$ ajustado
a a	1 x 1	0	2,5671	2,9276	2,7913	3,0972
b a	2 x 1	0,3010	2,6952	3,0753	2,8920	3,2107
a b	1 x 2	0,3010	2,6893	3,0924	2,8943	3,2360
c a	3 x 1	0,4771	2,7792	3,1618	3,0111	3,2771
a c	1 x 3	0,4771	2,7992	3,1888	2,9698	3,3172
d a	4 x 1	0,6020	2,8704	3,2231	3,0340	3,3242
a d	1 x 4	0,6020	2,8741	3,2572	3,0199	3,3748
e a	6 x 1	0,7781	2,9479	3,3095	3,1292	3,3906
a e	1 x 6	0,7781	2,9701	3,3536	3,1161	3,4560
f a	8 x 1	0,9030	3,0053	3,3708	3,2068	3,4376
a f	1 x 8	0,9030	3,0749	3,4220	3,1836	3,5136
g a	12 x 1	1,0791	3,1678	3,4573	3,2974	3,5040
a g	1 x 12	1,0791	3,1906	3,5184	3,3328	3,5948
h a	24 x 1	1,3802	3,1388	3,6050	2,9886	3,6176
a h	1 x 24	1,3802	3,2890	3,6833	3,4942	3,7336
b b	2 x 2	0,6020	2,8588	3,2693	3,0469	3,3817
c b	3 x 2	0,7781	2,9746	3,3727	3,1760	3,4669
b c	2 x 3	0,7781	2,9926	3,3827	3,1471	3,4817
d b	4 x 2	0,9030	3,0670	3,4461	3,1970	3,5274
b d	2 x 4	0,9030	3,0760	3,4632	3,2182	3,5527
e b	6 x 2	1,0791	3,1589	3,5496	3,2905	3,6127
b e	2 x 6	1,0791	3,1952	3,5767	3,3419	3,6528
f b	8 x 2	1,2041	3,2218	3,6230	3,3885	3,6731
b f	2 x 8	1,2041	3,3148	3,6571	3,4206	3,7237
g b	12 x 2	1,3802	3,4107	3,7265	3,4735	3,7584
b g	2 x 12	1,3802	3,4380	3,7706	3,5875	3,8238
h b	24 x 2	1,6812	3,3803	3,9034	2,9687	3,9041
b h	2 x 24	1,6812	3,5669	3,9646	3,7578	3,9949
c c	3 x 3	0,9542	3,1007	3,4962	3,2818	3,5780
d c	4 x 3	1,0791	3,2143	3,5766	3,3267	3,6463
c d	3 x 4	1,0791	3,2127	3,5837	3,3603	3,6568

TABELA 4 - (continuação)

Forma de parcela		log x	Ensaio n.º 2		Ensaio n.º 1	
			log V <sub>r</sub> calculado	log V <sub>r</sub> ajustado	log V <sub>r</sub> calculado	log V <sub>r</sub> ajustado
e c	6 x 3	1,2552	3,3062	3,6901	3,4286	3,7426
c e	3 x 6	1,2552	3,3230	3,7071	3,4823	3,7679
f c	8 x 3	1,3802	3,3688	3,7705	3,5344	3,8109
c f	3 x 8	1,3802	3,4550	3,7947	3,5841	3,8467
g c	12 x 3	1,5563	3,5695	3,8840	3,6470	3,9072
c g	3 x 12	1,5563	3,5972	3,9182	3,7538	3,9578
h c	24 x 3	1,8573	3,5248	4,0780	3,1035	4,0718
c h	3 x 24	1,8573	3,7326	4,1292	3,9485	4,1477
d d	4 x 4	1,2041	3,3003	3,6692	3,4113	3,7307
e d	6 x 4	1,3802	3,4068	3,7213	3,5098	3,7772
d e	4 x 6	1,3802	3,4276	3,7384	3,5312	3,8025
f d	8 x 4	1,5051	3,4578	3,8752	3,6291	3,9086
d f	4 x 8	1,5051	3,5610	3,8923	3,6150	3,9339
g d	12 x 4	1,6812	3,6742	3,9957	3,7261	4,0127
d g	4 x 12	1,6812	3,7139	4,0228	3,8021	4,0529
h d	24 x 4	1,9822	3,6104	4,2018	3,0607	4,1907
d h	4 x 24	1,9822	3,8489	4,2459	4,0257	4,2562
e e	6 x 6	1,5563	3,5526	3,9302	3,6273	3,9647
f e	8 x 6	1,6812	3,6022	4,0228	3,7434	4,0464
e f	6 x 8	1,6812	3,6862	4,0299	3,7445	4,0569
g e	12 x 6	1,8573	3,8308	4,1533	3,9150	4,1615
e g	6 x 12	1,8573	3,8471	4,1703	3,9195	4,1868
f f	8 x 8	1,8061	3,7621	4,1274	3,8923	4,1441
g f	12 x 8	1,9822	3,9874	4,2650	4,0244	4,2671
f g	8 x 12	1,9822	3,9257	4,2750	4,0527	4,2819



## TABELA 1 - (continuação)

```

      K=1
      WRITE (3,270)
270  FORMAT ('1')
      WRITE (3,700)N,M,N1M1,YM,XM,R,B
700  FORMAT ('  DIMENSAO ',I2,' X ',I2,10X,'NUM. PARCELAS =',I5/'  MEDI
      5A DE Y (AJ.) =',F10.4,5X,' MEDIA DE X =',F10.4,'  CORRELACAO =',F8
      6.4, 5X,' COEF. REGRESSAO =',F10.5//)
      DO 502 L1=1,N1
      DO 15 L2=1,M1
15   P(L2)=0
      DO 503 NN=1,N
      READ (1,K)(Y(J),X(J),J=1,NC)
      J=1
      DO 504 L2=1,M1
      DO 505 MM=1,M
      X(J)=X(J)-B*(Y(J)-XM)
      P(L2)=P(L2)+X(J)
505  J=J+1
504  CONTINUE
503  K=K+1
      DO 506 L2=1,M1
      SP=SP+P(L2)
506  SQ2=SQ2+P(L2)**2
      WRITE (3,600)(P(L2),L2=1,M1)
502  CONTINUE
      YM=SP/N1M1
      VAR=(SQ2-SP**2/N1M1)/(N1M1-1)
      DES=SQRT(VAR)
      CV=DES/YM*100
      WRITE (3,702)N,M,N1M1 ,YM,DES,CV,VAR
702  FORMAT (//,'  DIMENSAO ',I2,' X ',I2, 10X,'NUM. PARCELAS =',I5//'
      1  MEDIA GERAL',F10.2,'  D.PADRAO',F10.2,'  C.VARIACAO',F10.2,'
      2  VARIANCIA =',F20.4)
501  CONTINUE
500  CONTINUE
      PAUSE 1111
      GO TO 1001
      END

```

FEATURES SUPPORTED  
 ONE WORD INTEGERS  
 EXTENDED PRECISION  
 IOCS

CORE REQUIREMENTS FOR  
 COMMON            0   VARIABLES            416   PROGRAM            836

END OF COMPILATION

TABELA 2 - Programação FORTRAN para cálculo dos elementos das matrizes  $S$  e  $X'Y$

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
  SUBROUTINE AZAR2
  WRITE(3,1007)
  1007 FORMAT(13X,'-',21X,'-',19X,'- 2',16X,'-',19X,'- 2',/,6X,'WI(X''I
1-XI)YI',9X,'WI(X''1I-X1)',9X,'WI(X''1I-X1)',9X,'WI(X''2I-X2)',9X,'W
2I(X''2I-X2)')
  RETURN
  END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR AZAR2  
COMMON           0 VARIABLES           0 PROGRAM           68

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 003D (HEX)

END OF COMPILATION

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
  SUBROUTINE AZAR3
  WRITE(3,1008)
  1008 FORMAT(18X,'-',22X,'- 2',12X,'-',8X,'-',13X,'-',8X,'-',13X,'-',8X
1'-',/,10X,11HWI(X'3I-X3),12X,11HWI(X'3I-X3),5X,20HWI(X'1I-X1)(X'2I-
2X2),3X,20HWI(X'1I-X1)(X'3I-X3),3X,20HWI(X'2I-X2)(X'3I-X3))
  RETURN
  END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR AZAR3  
COMMON           0 VARIABLES           0 PROGRAM           88

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 0050 (HEX)

END OF COMPILATION

TABELA 2 - (continuação)

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
  SURROUTINE AZAR4
  WRITE(3,1010)
1010 FORMAT(13X,'-',19X,'-',21X,'-',19X,'-',19X,'- 2',/,5X,13HWI(X'1I-
1X1)YI,7X,13HWI(X'2I-X2)YI,7X,13HWI(X'3I-X3)YI,11X,9HWI(YI-YI),11X,
29HWI(YI-YI))
  RETURN
  FND
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR AZAR4  
COMMON           0   VARIABLES           0   PROGRAM           68

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 003C (HEX)

END OF COMPILATION

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
  SUBROUTINE AZAR5
  COMMON EA1,EA2,EA3,EA4,EA5,EA6,EA7,EA8,EA9,EA10,EA11,EA12
  COMMON EA13,EA14,EA15,EA16,EA17,EA18,EA19,EA20
  WRITE(3,1011)EA1,EA2,EA3,EA4,EA5,EA6,EA7,EA8,EA9,EA10,EA11,EA12
1011 FORMAT(31X,1H-,17X,4H- 2,14X,1H-,/,10X,6HEWIX'I,9X,9HE(X'I-XI),9X
1,9HE(X'I-XI),7X,11HEWI(X'I-XI),/,4(1X,E17.10),///,13X,4H- 2,12X,1
2H-,19X,1H-,17X,4H- 2,/,5X,11HEWI(X'I-XI),5X,13HEWI(X'I-XI)YI,2(6X
3,12HEWI(X'1I-X1))/,4(1X,E17.10),///,13X,1H-,17X,4H- 2,14X,1H-,17X
4,4H- 2,/,4X,12HEWI(X'2I-X2),6X,12HEWI(X'2I-X2),2(6X,12HEWI(X'3I-X
53))/,4(1X,E17.10),//)
  RETURN
  FND
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR AZAR5  
COMMON           60   VARIABLES           0   PROGRAM           178

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 0092 (HEX)

END OF COMPILATION

## TABELA 2 - (continuação)

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
  SUBROUTINE AZAR6
    COMMON EA1,EA2,EA3,EA4,EA5,EA6,EA7,EA8,EA9,EA10,EA11,EA12
    COMMON EA13,EA14,EA15,EA16,EA17,EA18,EA19,EA20
    WRITE(3,1012)EA13,EA14,EA15,EA16,EA17,EA18,EA19,EA20
1012 FORMAT(11X,1H-,8X,1H-,2(13X,1H-,8X,1H-),20X,1H-,/,2X,90HEWI(X'1I-X
11) (X'2I-X2) EWI(X'1I-X1) (X'3I-X3) EWI(X'2I-X2) (X'3I-X3)
2EWI(X'1I-X1)YI/,4(6X,E17.10),///,18X,1H-,22X,1H-,25X,1H-,22X,3H- 2
3,/,9X,14HFWI(X'2I-X2)YI,9X,14HFWI(X'3I-X3)YI,14X,9HEWI(YI-Y),14X,9
4HEWI(YI-Y),/,4(6X,E17.10),///)
  RETURN
  END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR AZAR6

COMMON        60   VARIABLES        0   PROGRAM        152

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 0081 (HEX)

END OF COMPILATION

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
  FUNCTION SOMA1(X,DIV,N)
    DIMENSION X(70)
    SOMA1=0.
    DO 1 I=1,N
  1 SOMA1=SOMA1+X(I)
    SOMA1=SOMA1/DIV
  RETURN
  END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR SOMA1

COMMON        0   VARIABLES        6   PROGRAM        52

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 000A (HEX)

END OF COMPILATION

TABELA 2 - (continuação)

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
    FUNCTION SOMA2(X,Y,DIV,N)
    DIMENSION X(70),Y(70)
    SOMA2=0.
    DO 1 I=1,N
1  SOMA2=SOMA2+X(I)*Y(I)
    SOMA2=SOMA2/DIV
    RETURN
    END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR SOMA2  
COMMON            0   VARIABLES            6   PROGRAM            56

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 000A (HEX)

END OF COMPILATION

```
// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*LIST SOURCE PROGRAM
    SUBROUTINE AZAR1
    WRITE(3,1005)
1005 FORMAT(35X,'-',19X,'- 2',16X,'-',19X,'- 2',/,13X,'WIX''I',12X,'(
    1X''I-XI)',12X,'(X''I-XI)',10X,'WI(X''I-XI)',10X,'WI(X''I-XI)')
    RETURN
    END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION

CORE REQUIREMENTS FOR AZAR1  
COMMON            0   VARIABLES            0   PROGRAM            56

RELATIVE ENTRY POINT ADDRESS IS 0030 (HEX)

END OF COMPILATION

## TABELA 2 - (continuação)

```

// FOR
*EXTENDED PRECISION
*ONE WORD INTEGERS
*IOCS(CARD,1132PRINTER,TYPEWRITER)
*LIST SOURCE PROGRAM
    DIMENSION XI(70),X1I(70),X2I(70),WI(70),V(70),XLI(70),XL1I(70),XL2
1I(70),XL3I(70),VI(70),YI(70),PERC(70),A1(70),A2(70),
2A4(70),A5(70),A6(70),A7(70),A8(70),A9(70),A10(70),A11(70),A12(70),
3A13(70),A14(70),A15(70),A16(70),A17(70),A18(70),A19(70),A20(70),A3
4(70)
    COMMON EA1,EA2,EA3,EA4,EA5,EA6,EA7,EA8,EA9,EA10,EA11,EA12
    COMMON EA13,EA14,EA15,EA16,EA17,EA18,EA19,EA20
    WRITE(3,2000)
2000 FORMAT(1H1)
    READ(2,1)N
    1 FORMAT(I3)
    READ(2,2)(XI(I),X1I(I),X2I(I),WI(I),V(I),I=1,N)
    2 FORMAT(4F5.0,F13.4)
    WRITE(3,999)
    999 FORMAT(3X,'XI      X1I',4X,'X2I',5X,'WI',4X,'VAR P/PARCELA')
    WRITE(3,1000)(XI(I),X1I(I),X2I(I),WI(I),V(I),I=1,N)
1000 FORMAT(1X,4(F5.0,2X),1X,F13.4)
    C=0.4342945
    DO 3 I=1,N
    XLI(I)=ALOG(XI(I))*C
    XL1I(I)=ALOG(X1I(I))*C
    XL2I(I)=ALOG(X2I(I))*C
    XL3I(I)=XL1I(I)*XL2I(I)
    VI(I)=V(I)/XI(I)
    YI(I)=ALOG(VI(I))*C
    3 PERC(I)=100.*VI(1)/VI(I)
    WRITE(3,1001)
1001 FORMAT(8X,3HX'I,8X,4HX'1I,8X,4HX'2I,8X,4HX'3I,10X,2HVI,10X,2HYI,10
1X,1H()
    WRITE(3,1002)(XLI(I),XL1I(I),XL2I(I),XL3I(I),VI(I),YI(I),PERC(I),I
1=1,N)
1002 FORMAT(1X,7F12.4)
    FWI=SOMA1(WI,1.,N)
    EXI=SOMA1(XI,1.,N)
    EX1I=SOMA1(X1I,1.,N)
    EX2I=SOMA1(X2I,1.,N)
    EXLI=SOMA1(XLI,1.,N)
    EXL1I=SOMA1(XL1I,1.,N)
    EXL2I=SOMA1(XL2I,1.,N)
    EXL3I=SOMA1(XL3I,1.,N)
    EVI=SOMA1(VI,1.,N)
    EYI=SOMA1(YI,1.,N)
    XIBAR=SOMA2(WI,XLI,EWI,N)
    X1BAR=SOMA2(WI,XL1I,EWI,N)
    X2BAR=SOMA2(WI,XL2I,EWI,N)
    X3BAR=SOMA2(WI,XL3I,EWI,N)
    CA=0.

```

## TABELA 2 - (continuação)

```

CO=0.
DO 4 I=1,N
CA=CA+W1(I)*(XLI(I)-XIBAR)*YI(I)
4 CO=CO+W1(I)*(XLI(I)-XIBAR)**2.
B=CA/CO
WRITE(3,1003)EWI,EXI,EX1I,EX2I,EXLI,EXL1I,EXL2I,EXL3I,EVI,EYI
1003 FORMAT(2X,'EWI=',E17.10,/,2X,'EXI=',E17.10,/,2X,'EX1I=',E17.10,/,2
1X'EX2I=',E17.10,16H,/,2X,'EX''I=',E17.10,/,2X,'EX'
2'II=',E17.10,/,2X,'EX''2I=',E17.10,/,2X,'EX''3I=',E17.10,/,2X,'EVI
3=',E17.10,/,2X,'EYI=',E17.10,/)
WY=SOMA2(WI,YI,1.,N)
WRITE(3,3000)WY
3000 FORMAT(2X,'EWIYI=',E17.10)
YIBAR=SOMA2(WI,YI,EWI,N)
WRITE(3,1004)XIBAR,X1BAR,X2BAR,X3BAR,B,YIBAR
1004 FORMAT(2X,'-',/,2X,'XI=',E17.10,/,2X,'-',/,2X,'X1=',E17.10,/,2X,
11H-,/,2X,'X2=',E17.10,/,2X,'-',/,2X,'X3=',E17.10,/,2X,'B CHAPEU=
2',E17.10,/,2X,'-',/2X,'YI=',E17.10,/)
DO 5 I=1,N
A1(I)=W1(I)*XLI(I)
A2(I)=XLI(I)-XIBAR
A3(I)=A2(I)**2.
A4(I)=W1(I)*A2(I)
A5(I)=W1(I)*A3(I)
A6(I)=W1(I)*A2(I)*YI(I)
A7(I)=W1(I)*(XL1I(I)-X1BAR)
A8(I)=W1(I)*(XL1I(I)-X1BAR)**2.
A9(I)=W1(I)*(XL2I(I)-X2BAR)
A10(I)=W1(I)*(XL2I(I)-X2BAR)**2.
A11(I)=W1(I)*(XL3I(I)-X3BAR)
A12(I)=W1(I)*(XL3I(I)-X3BAR)**2.
A13(I)=W1(I)*(XL1I(I)-X1BAR)*(XL2I(I)-X2BAR)
A14(I)=W1(I)*(XL1I(I)-X1BAR)*(XL3I(I)-X3BAR)
A15(I)=W1(I)*(XL2I(I)-X2BAR)*(XL3I(I)-X3BAR)
A16(I)=W1(I)*(XL1I(I)-X1BAR)*YI(I)
A17(I)=W1(I)*(XL2I(I)-X2BAR)*YI(I)
A18(I)=W1(I)*(XL3I(I)-X3BAR)*YI(I)
A19(I)=W1(I)*(YI(I)-YIBAR)
5 A20(I)=W1(I)*(YI(I)-YIBAR)**2.
EA1=SOMA1(A1,1.,N)
EA2=SOMA1(A2,1.,N)
EA3=SOMA1(A3,1.,N)
EA4=SOMA1(A4,1.,N)
EA5=SOMA1(A5,1.,N)
EA6=SOMA1(A6,1.,N)
EA7=SOMA1(A7,1.,N)
EA8=SOMA1(A8,1.,N)
EA9=SOMA1(A9,1.,N)
EA10=SOMA1(A10,1.,N)
EA11=SOMA1(A11,1.,N)
EA12=SOMA1(A12,1.,N)

```

TABELA 2 - (continuação)

```
EA13=SOMA1(A13,1.,N)
EA14=SOMA1(A14,1.,N)
EA15=SOMA1(A15,1.,N)
EA16=SOMA1(A16,1.,N)
EA17=SOMA1(A17,1.,N)
EA18=SOMA1(A18,1.,N)
EA19=SOMA1(A19,1.,N)
EA20=SOMA1(A20,1.,N)
CALL AZAR1
WRITE(3,1006)(A1(I),A2(I),A3(I),A4(I),A5(I),I=1,N)
1006 FORMAT(5(3X,E17.10))
CALL AZAR2
WRITE(3,1006)(A6(I),A7(I),A8(I),A9(I),A10(I),I=1,N)
CALL AZAR3
WRITE(3,1009)(A11(I),A12(I),A13(I),A14(I),A15(I),I=1,N)
1009 FORMAT(5(6X,E17.10))
CALL AZAR4
WRITE(3,1006)(A16(I),A17(I),A18(I),A19(I),A20(I),I=1,N)
CALL AZAR5
CALL AZAR6
CALL EXIT
END
```

FEATURES SUPPORTED  
ONE WORD INTEGERS  
EXTENDED PRECISION  
IOCS

CORE REQUIREMENTS FOR  
COMMON        60   VARIABLES    6792   PROGRAM    1260

END OF COMPILATION