O TAMANHO DA AMOSTRA PARA ESTUDO DOS
CARACTERES PESO DE 50 GRÃOS, PESO DE ESPIGA E
ALTURA DA PLANTA EM QUATRO GRUPOS DE
CULTIVARES DE MILHO (*Zea mays* L.)

JOSÉ FERNANDO SOARES DIAS

Engenheiro-Agrônomo

Orientador: Dr. Décio Barbin

Dissertação apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade
de São Paulo, para obtenção do título de
Mestre em Experimentação e Estatística.

P I R A C I C A B A

Estado de São Paulo - Brasil

Agosto, 1978

A Deus, pela vida

Aos meus pais José Raimundo e Léa,

pelo bom exemplo e dedicação

Aos meus irmãos e parentes,

pela união e cooperação

À Amariles, minha esposa,

pelas alegrias e incentivos.

D E D I C O

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Dr. Décio Barbin, pela sugestão do tema e, principalmente, pela valiosa orientação prestada na realização deste trabalho.

À Secretaria de Agricultura do Maranhão. Federação das Escolas Superiores do Maranhão e Empresa Maranhense de Pesquisa Agropecuária, pela oportunidade de aperfeiçoamento.

Ao Professor Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi, pelos ensinamentos, sugestões e versão do resumo para o inglês.

Ao Dr. Ernesto Paterniani, pelo fornecimento dos dados de campo.

Ao Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelas ajudas concedidas.

Ao Professor Dr. Frederico Pimentel Gomes, pelos ensinamentos e revisão do original.

Aos demais Professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelos ensinamentos e constante disponibilidade.

Aos cunhados Itaan e Vilma Santos da Fonseca, pelo apoio dispensado.

Aos colegas do curso de pós-graduação, pelo companheirismo e troca de idéias.

À Srta. Maria Izalina Ferreira Alves e família, pela amizade.

Aos funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ e à Srta. Fátima Pires de Araújo, pelo espírito de bem servir.

INDEX

	Pág.
1. RESUMO	1
2. INTRODUÇÃO	3
3. REVISÃO DE LITERATURA	5
4. MATERIAL E MÉTODOS	9
4.1 - Material	9
4.1.1 - Dados de campo	9
4.1.2 - Dados simulados	10
4.2 - Métodos	11
4.2.1 - Estudos preliminares	11
4.2.1.1 - Modelo matemático	11
4.2.1.2 - Sistema de equações normais	12
4.2.1.3 - Estimativas dos efeitos dos parâmetros	14
4.2.1.4 - Análise de variância	15
4.2.1.5 - Componentes de variância	17
4.2.1.6 - Estimativas dos componentes de variância	18
4.2.2 - Processo de simulação	18
4.2.3 - Análise de variância dos dados simulados ...	24
4.2.4 - Estudo de regressão	25
4.2.4.1 - Modelo matemático	25
4.2.4.2 - Estimativas dos parâmetros e suas variâncias e covariâncias	27

4.2.4.3 - Intervalos de confiança para o <u>co</u> ficiente de variação	29
4.2.4.4 - Análise de variância e coeficiente de determinação	30
4.2.5 - Determinação do tamanho ótimo amostral	31
5. RESULTADOS	33
5.1 - Caráter Peso de 50 Grãos	33
5.1.1 - Análise de variância dos dados simulados ..	33
5.1.2 - Análise de variância dos coeficientes de va- riação e coeficiente de determinação	36
5.1.3 - Equações de regressão	39
5.1.4 - Estimativas do coeficiente de variação e res- pectivos intervalos de confiança	40
5.1.5 - Representação gráfica das equações de regres- são	42
5.2 - Caráter Peso de Espiga	45
5.2.1 - Análise de variância dos dados simulados ..	45
5.2.2 - Análise de variância dos coeficientes de va- riação e coeficiente de determinação	48
5.2.3 - Equações de regressão	51
5.2.4 - Estimativas do coeficiente de variação e res- pectivos intervalos de confiança	51
5.2.5 - Representação gráfica das equações de regres- são	53

	Pág.
5.3 - Caráter Altura da Planta	59
5.3.1 - Análise de variância dos dados simulados ..	59
5.3.2 - Análise de variância dos coeficientes de va- riação e coeficiente de determinação	62
5.3.3 - Equações de regressão	65
5.3.4 - Estimativas do coeficiente de variação e res- pectivos intervalos de confiança	65
5.3.5 - Representação gráfica das equações de regres- são	67
6. DISCUSSÃO	71
7. CONCLUSÕES	75
8. SUMMARY	77
9. LITERATURA CITADA	79

1. RESUMO

O presente trabalho teve como objetivo principal determinar para os caracteres peso de 50 grãos, peso de espiga e altura da planta, o tamanho ótimo amostral para quatro grupos de cultivares de milho (híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos). Determinou-se também, o tamanho ótimo da amostra para cada caráter, no total dos quatro grupos de cultivares.

Visando-se a obter estimativas dos efeitos dos parâmetros e dos componentes de variância, utilizaram-se dados de dois experimentos, conduzidos em Piracicaba, SP, nos anos agrícolas 1972/73 e 1973/74. O delineamento experimental empregado foi o de blocos ao acaso com parcelas subdivididas ("split plot"). Para cada grupo foram utilizados dados de duas cultivares.

Utilizaram-se dados obtidos por simulação, através do computador eletrônico IBM 1130. As unidades amostrais foram geradas,

baseando-se no modelo matemático:

$$x_{ijkl} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + t'_k + (tt')_{ik} + e_{ijk} + n_{ijkl}.$$

Os valores fixados para os parâmetros basearam-se nas estimativas obtidas dos dois experimentos.

Foram escolhidos doze tamanhos amostrais, a saber: 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55 e 60 plantas por subparcela. Cada um desses tamanhos amostrais foi considerado em 100 análises de variância, para um determinado caráter e grupo de cultivares.

Os dados simulados foram analisados por grupo de cultivares, sendo calculada para cada análise de variância uma estimativa do coeficiente de variação, ao nível de planta. A essas estimativas, foi ajustada a equação $\hat{Y} = \hat{A} + \hat{B}X$, onde X foi considerado o inverso do tamanho amostral.

Para cada caráter, de um modo geral, os valores médios das médias das cultivares variaram pouco com o tamanho amostral, porém mantiveram a mesma ordem de grandeza.

Baseando-se no método da curvatura máxima, os tamanhos amostrais foram de 13, 15 e 5 plantas por subparcela, para os caracteres peso de 50 grãos, peso de espiga e altura da planta, respectivamente.

O tamanho amostral praticamente não variou dentro de cada caráter e sim dentro de cada grupo de cultivares.

2. INTRODUÇÃO

O grau de variabilidade fenotípica dos indivíduos está intimamente relacionado com o seu patrimônio genético e as condições ambientais onde se desenvolvem. Essa variabilidade, em grupos de cultivares, tem sido medida, em geral, pelos coeficientes de variação.

É comumente aceito que a um aumento de diversidade de genótipos deve corresponder um acréscimo na variabilidade fenotípica. Entretanto, os trabalhos conduzidos, no assunto, ainda não deram margem à confirmação dessa hipótese, por motivos ignorados. Supõe-se que, tal fato, seja devido a problemas de Amostragem, interferindo dessa forma nas estimativas dos coeficientes de variação.

Existem vários estudos sobre o tamanho ótimo da parcela experimental, porém, sobre o tamanho da amostra para representar populações de milho, parece não haver muita bibliografia (SÂN-

CHEZ, 1972}).

Neste trabalho, foram estudados os seguintes caracteres: peso de 50 grãos, peso de espiga e altura da planta. Foram incluídos quatro grupos de cultivares de milho (*Zea mays* L.), representando quatro níveis de variabilidade genética: híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos.

O objetivo principal do presente trabalho, foi determinar, para cada caráter, o tamanho ótimo amostral para cada um dos grupos de cultivares. Determinou-se, também, o tamanho ótimo da amostra para cada caráter, no total dos quatro grupos de cultivares.

3. REVISÃO DE LITERATURA

BOX e MULLER (1958) apresentaram um método para simular variáveis normais, independentes, com médias zero e variâncias um, partindo de variáveis independentes e uniformemente distribuídas no intervalo $\{0,1\}$. O método é de fácil aplicação, mesmo em pequenos computadores, evitando assim o uso de tabelas.

Para determinar intervalos de confiança para os pontos de máximo ou de mínimo de equações de regressão de segundo grau, D'AULÍSIO (1976) simulou 16.000 dados da variável aleatória Y , com distribuição aproximadamente normal de média zero e variância um. Os valores Y_i foram obtidos partindo da variável aleatória X , uniformemente distribuída no intervalo $\{0,1\}$, e aplicando a transformação:

$$Y = \frac{\sum_{i=1}^k X_i - \frac{k}{2}}{\sqrt{k/12}},$$

onde k (número de valores X_1) foi considerado igual a 60.

GODOI (1978) propôs um método para simular variáveis binormais, com médias e matriz de dispersão preestabelecidas. Partiu das variáveis aleatórias X_1 e X_2 , independentes e uniformemente distribuídas no intervalo $(0,1)$ e, após as transformações sucessivas:

$$(a) \quad \begin{cases} Y_1 = 2 \pi X_1 \\ Y_2 = \sqrt{-2 \ln X_2} \end{cases} ,$$

$$(b) \quad \begin{cases} Z_1 = Y_2 \cos Y_1 \\ Z_2 = Y_2 \cos (\theta - Y_1) \end{cases} ,$$

$$(c) \quad \begin{cases} W_1 = m_1 + \sigma_1 Z_1 \\ W_2 = m_2 + \sigma_2 Z_2 \end{cases} ,$$

obteve a variável binormal $\{W_1, W_2\}$, com vetor de médias

$$\begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix}$$

e matriz de dispersão

$$\begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix} .$$

A maior parte dos pesquisadores tem usado o coeficiente de variação para determinar o melhor tamanho e forma da parcela experimental. Os resultados mostraram que o coeficiente de variação decresceu com o aumento do tamanho da parcela (LANA *et alii*, 1953).

O método da curvatura máxima, assim chamado pela maneira como o tamanho da parcela é determinado, baseia-se no fato de que a variância e o coeficiente de variação decrescem com o aumento do tamanho da parcela (FEDERER, 1955).

Evans *et alii* (1961), citados por FERREIRA (1976), basearam-se no método da curvatura máxima para determinar tamanhos ideais de parcelas para povoamento de vinte anos de idade e para caracteres, entre os quais: altura total, diâmetro à altura do peito e espessura da casca. Concluíram que uma amostra de vinte árvores seria ideal.

Para estabelecer a área ideal da parcela para inventários de eucaliptos, estabelecidos em regimes por alto fuste e talhadia, FERREIRA (1976) baseou-se no método da curvatura máxima, utilizando os coeficientes de variação. Observou que, nos dois regimes considerados, a área ideal da parcela estava na faixa de 340 a 400 m².

IMMER (1932), estudando o tamanho da amostra (número de beterrabas por parcela) para determinar a percentagem de açúcar, observou que erros padrões da média de 20 e 30%, seriam obtidos facilmente, porém, o mesmo não ocorreria com um erro padrão de 10%. Verificou que aumentando o número de repetições, o tamanho da amostra diminuía, porém, o decréscimo não foi uniforme, sendo mais acentuado ao passar de quatro para seis repetições.

FREY e RODGER (1961) estudaram os números mais eficientes de repetições e amostras por parcela, para determinar o nú-

mero de espiguetas por espiga em aveia. Utilizaram dados de sete experimentos, onde foram tomadas quarenta e oito amostras (de uma espiga) por parcela. Observaram que para obter uma precisão da estimativa da variância da média igual a 8% da estimativa da média, devem ser usadas sete repetições e seis amostras por parcela.

Para determinar os prejuízos para os frutos da macieira, LeROUX (1961) realizou, em dois anos, oito amostragens durante o período de produção. Observou que, para obter erros padrões da média de 10 e 20%, o número de plantas variou de 140 a 255 e 35 a 65, respectivamente. Para os dois casos, o número de galhos por planta, a ser examinado, variou de 50 a 100.

SANCHEZ (1972), para determinar o tamanho ótimo da amostra (número de plantas por parcela), para representar populações de milho, utilizou dados de um experimento com seis populações. Adotou quatro tamanhos amostrais: 8, 16, 24 e 32 plantas por parcela. Baseando-se no método da curvatura máxima, observou que, para quatro repetições, o tamanho ótimo foi de oito plantas por parcela. Entretanto, para obter estimativas com níveis de precisão mais aceitáveis, sugere que sejam usadas dezessete plantas por parcela e seis repetições.

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1 - Material

4.1.1 - Dados de campo

Para o presente estudo, utilizaram-se dados que foram gentilmente cedidos pelo Dr. Ernesto Paterniani, Chefe do Departamento de Genética e Diretor do Instituto de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), Piracicaba, SP. Esses dados são oriundos de experimentos conduzidos, em Piracicaba, nos anos agrícolas de 1972/73 e 1973/74. O delineamento experimental empregado foi o de blocos ao acaso, com parcelas subdivididas ("split plot") e com dez repetições. Cada parcela foi constituída por dez fileiras, de dez metros de comprimento, espaçadas entre si de um metro. Nas parcelas foram estudadas dez cultivares de milho, a saber: Híbridos Simples (IP-1227 F_1 , IAC-6904 F_1 , M 206 e D G); Híbridos Du

plos (HMD 6999 B e AG 257); Variedades (Centralmex e Maya X); Compostos (Dentado e Flint). Nas subparcelas foram estudadas duas densidades de plantio: 33.333 e 50.000 plantas por hectare, que correspondem a uma planta a cada 30 cm e a cada 20 cm, respectivamente. No semeio foram usadas duas sementes por cova, sendo mantida uma planta por cova, após o desbaste. Foram dispensados os tratos culturais, usuais para a cultura do milho. Para as anotações dos caracteres estudados, foram tomadas plantas competitivas, ao acaso, das três fileiras centrais, em número de dez plantas dos híbridos simples, vinte dos híbridos duplos e quarenta das variedades e compostos.

Visando-se a uniformizar o número de cultivares por grupo, foram eliminados, ao acaso, os dados dos Híbridos Simples (M 206 e D G).

Os dados utilizados, neste trabalho, são referentes aos seguintes caracteres: peso de 50 grãos, peso de espiga (sem palha) e altura da planta.

Os dados do caráter altura da planta são provenientes apenas do ensaio do ano agrícola 1973/74, uma vez que no ano agrícola 1972/73 não foram efetuadas anotações para esse caráter.

4.1.2 - Dados simulados

Neste trabalho, foram utilizados 18.720.000 dados, obtidos por simulação, através do computador eletrônico IBM 1130 do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ.

4.2 - Métodos

4.2.1 - Estudos preliminares

Os estudos preliminares foram aplicados aos dados de campo, visando principalmente obter estimativas dos efeitos dos parâmetros em estudo e dos componentes de variância, referentes ao modelo matemático considerado.

4.2.1.1 - Modelo matemático

O modelo matemático, adaptado de PIMENTEL GOMES (1976) e KEMPTHORNE (1965), considerado para o experimento em parcelas subdivididas, com as parcelas dispostas em blocos ao acaso e com L unidades amostrais por subparcela, foi:

$$x_{ijkl} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + t'_k + (tt')_{ik} + e_{ijk} + n_{ijkl}, \quad (1)$$

onde: x_{ijkl} = valor da l -ésima unidade amostral da ik -ésima subparcela, no j -ésimo bloco;

m = média geral, teórica;

t_i = efeito do i -ésimo tratamento T ;

b_j = efeito do j -ésimo bloco;

$(tb)_{ij}$ = efeito da interação do i -ésimo tratamento T com o j -ésimo bloco ou efeito residual das parcelas, onde se supõe

$$(tb)_{ij} \sim N(0, \sigma_{tb}^2);$$

t'_k = efeito do k -ésimo tratamento T' ;

$(tt')_{ik}$ = efeito da interação do i -ésimo tratamento T com o k -ésimo tratamento T' ;

e_{ijk} = efeito da ik -ésima subparcela, no j -ésimo bloco ou erro experimental, onde se supõe $e_{ijk} \cap N(0, \sigma_e^2)$;

n_{ijkl} = efeito associado à ℓ -ésima unidade amostral da ik -ésima subparcela, no j -ésimo bloco ou erro amostral, onde se supõe $n_{ijkl} \cap N(0, \sigma_n^2)$.

$i = 1, 2; j = 1, 2, \dots, 10; k = 1, 2; \ell = 1, 2, \dots, L$.

A notação $X \cap N(m, \sigma^2)$, anteriormente usada, significa que a variável aleatória X tem distribuição normal com média m e variância σ^2 .

4.2.1.2 - Sistema de equações normais

O sistema de equações normais, obtido através do método dos quadrados mínimos, foi:

$$\begin{aligned}
 & IJKL \hat{m} + JKL \sum_i t_i + IKL \sum_j b_j + KL \sum_{ij} (tb)_{ij} + IJL \sum_k t'_k + \\
 & \quad + JL \sum_{ik} (tt')_{ik} + L \sum_{ijk} \hat{e}_{ijk} = x_{\dots} = G \\
 & JKL \hat{m} + JKL t_i + KL \sum_j b_j + KL \sum_j (tb)_{ij} + JL \sum_k t'_k + \\
 & \quad + JL \sum_k (tt')_{ik} + L \sum_{jk} \hat{e}_{ijk} = x_{i\dots} = T_i \\
 & IKL \hat{m} + KL \sum_i t_i + IKL b_j + KL \sum_i (tb)_{ij} + IL \sum_k t'_k + \\
 & \quad + L \sum_{ik} (tt')_{ik} + L \sum_{ik} \hat{e}_{ijk} = x_{\cdot j \dots} = B_j \\
 & KL \hat{m} + KL t_i + KL b_j + KL (tb)_{ij} + L \sum_k t'_k + \\
 & \quad + L \sum_k (tt')_{ik} + L \sum_k \hat{e}_{ijk} = x_{ij\dots} = P_{ij} \\
 & IJL \hat{m} + JL \sum_i t_i + IL \sum_j b_j + L \sum_{ij} (tb)_{ij} + IJL t'_k + \\
 & \quad + JL \sum_i (tt')_{ik} + L \sum_{ij} \hat{e}_{ijk} = x_{\dots k} = T'_k \\
 & JL \hat{m} + JL t_i + L \sum_j b_j + L \sum_j (tb)_{ij} + JL t'_k + \\
 & \quad + JL (tt')_{ik} + L \sum_j \hat{e}_{ijk} = x_{i \cdot k} = P_{ik} \\
 & L \hat{m} + L t_i + L b_j + L (tb)_{ij} + L t'_k + \\
 & \quad + L (tt')_{ik} + L \hat{e}_{ijk} = x_{ijk} = P_{ijk}
 \end{aligned}$$

onde: G = total geral;

T_i = total do i -ésimo tratamento T ;

B_j = total do j -ésimo bloco;

P_{ij} = total da parcela que recebeu o i-ésimo tratamento T, no j-ésimo bloco;

T'_k = total do k-ésimo tratamento T';

P_{ik} = total das subparcelas que receberam o i-ésimo e o k-ésimo tratamento T e T', respectivamente;

P_{ijk} = total da ik-ésima subparcela, no j-ésimo bloco.

4.2.1.3 - Estimativas dos efeitos dos parâmetros

Partindo-se do sistema de equações normais e introduzindo-se as restrições:

$$\begin{array}{lll} \sum_i t_i = 0 & ; & \sum_j b_j = 0 & ; & \sum_k t'_k = 0 & ; \\ \sum_i (tb)_{ij} = 0 & ; & \sum_j (tb)_{ij} = 0 & ; & \sum_{ij} (tb)_{ij} = 0 & ; \\ \sum_i (tt')_{ik} = 0 & ; & \sum_k (tt')_{ik} = 0 & ; & \sum_{ik} (tt')_{ik} = 0 & ; \\ \sum_j \hat{e}_{ijk} = 0 & ; & \sum_k \hat{e}_{ijk} = 0 & ; & \sum_{ij} \hat{e}_{ijk} = 0 & ; \\ \sum_{ik} \hat{e}_{ijk} = 0 & ; & \sum_{jk} \hat{e}_{ijk} = 0 & ; & \sum_{ijk} \hat{e}_{ijk} = 0 & ; \end{array}$$

obtiveram-se:

$$\hat{m} = \frac{G}{IJKL} ;$$

$$t_i = \frac{T_i}{JKL} - \hat{m} ;$$

$$b_j = \frac{B_j}{IKL} - \hat{m} ;$$

$$(tb)_{ij} = \frac{P_{ij}}{KL} - \hat{m} - t_i - b_j ;$$

$$t'_k = \frac{T'_k}{IJL} - \hat{m} .$$

$$(tt')_{ik} = \frac{P_{ik}}{JL} - \hat{m} - t_i - t'_k ;$$

$$\hat{e}_{ijk} = \frac{P_{ijk}}{L} - \hat{m} - t_i - b_j - (tb)_{ij} - t'_k - (tt')_{ik} .$$

4.2.1.4 - Análise de variância

Para cada ano agrícola e para cada caráter, as análises de variância foram feitas por grupo de cultivares.

Preliminarmente, os dados referentes aos caracteres peso de 50 grãos e peso de espiga foram corrigidos para a umidade de 15,5%, empregando-se a fórmula:

$$P_{15,5\%} = \frac{PC(1 - U)}{0,845} ,$$

onde: $P_{15,5\%}$ = peso de campo corrigido para a umidade de 15,5%;

PC = peso de campo observado;

U = umidade de campo observada.

O esquema da análise de variância, de acordo com KOCH e RIGNEY (1951), encontra-se na Tabela 1.

Tabela 1 - Esquema da análise de variância, para cada ano agrícola e para cada caráter, feita por grupo de cultivares.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.
Blocos (B)	J-1	$\sum_j \frac{B_j^2}{IKL} - C$
Tratamentos (T)	I-1	$\sum_i \frac{T_i^2}{JKL} - C$
Resíduo (a) = TxB	(I-1)(J-1)	$\sum_{ij} \frac{P_{ij}^2}{KL} - C - SQB - SQT$
<hr/>		
(Parcelas)	(IJ-1)	
Tratamentos (T')	K-1	$\sum_k \frac{(T'_k)^2}{IJL} - C$
Interação TxT'	(I-1)(K-1)	$\sum_{ik} \frac{P_{ik}^2}{JL} - C - SQT - SQT'$
Resíduo (b)	I(J-1)(K-1)	$\sum_{ijk} \frac{P_{ijk}^2}{L} - \sum_{ij} \frac{P_{ij}^2}{KL} - SQT' - SQT \times T'$
<hr/>		
(Subparcelas)	(IJK-1)	
Erro amostral	IJK(L-1)	por subtração
<hr/>		
T o t a l	IJKL-1	$\sum_{ijkl} \frac{x_{ijkl}^2}{IJKL} - C$

onde: $C = \frac{G^2}{IJKL}$.

4.2.1.5 - Componentes de variância

Os componentes de variância foram obtidos a partir das fórmulas das somas de quadrados (Tabela 1), e admitindo-se o modelo matemático (1) do Tipo Misto, onde foram considerados aleatórios $(tb)_{ij}$, e_{ijk} e n_{ijkl} . Esses componentes podem ser visualizados na Tabela 2.

Tabela 2 - Componentes de variância, considerando-se o modelo matemático do Tipo Misto.

Causas de Variação	Q.M.	E(Q.M.)
Blocos (B)	V_1	$\sigma_n^2 + L \sigma_e^2 + KL \sigma_{tb}^2 + \theta_1$
Tratamentos (T)	V_2	$\sigma_n^2 + L \sigma_e^2 + KL \sigma_{tb}^2 + \theta_2$
Resíduo (a) = TxB	V_3	$\sigma_n^2 + L \sigma_e^2 + KL \sigma_{tb}^2$
Tratamentos (T')	V_4	$\sigma_n^2 + L \sigma_e^2 + \theta_3$
Interação TxT'	V_5	$\sigma_n^2 + L \sigma_e^2 + \theta_4$
Resíduo (b)	V_6	$\sigma_n^2 + L \sigma_e^2$
Erro amostral	V_7	σ_n^2

$$\text{onde: } \theta_1 = \frac{IKL}{J-1} \sum_j b_j^2; \quad \theta_3 = \frac{IJL}{K-1} \sum_k (t'_k)^2;$$

$$\theta_2 = \frac{JKL}{I-1} \sum_i t_i^2; \quad \theta_4 = \frac{JL}{(I-1)(K-1)} \sum_{ik} (tt')_{ik}^2.$$

4.2.1.6 - Estimativas dos componentes de variância

As estimativas dos componentes de variância foram obtidas por:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_n^2 &= V_7 \\ \hat{\sigma}_n^2 + L \hat{\sigma}_e^2 &= V_6 \implies \hat{\sigma}_e^2 = \frac{V_6 - V_7}{L} \\ \hat{\sigma}_n^2 + L \hat{\sigma}_e^2 + KL \hat{\sigma}_{tb}^2 &= V_3 \implies \hat{\sigma}_{tb}^2 = \frac{V_3 - V_6}{KL}\end{aligned}$$

4.2.2 - Processo de simulação

No processo de simulação, as unidades amostrais foram geradas baseadas no modelo matemático (1). Foi usada a subrotina UNNOR, que simula variáveis aleatórias, independentes, com distribuição normal de média $\underline{m}$ e variância σ^2 . A subrotina UNNOR baseia-se no trabalho de BOX e MULLER (1958), cujo fundamento matemático é o seguinte.

Sejam U_1 e U_2 duas variáveis aleatórias, independentes, com distribuição uniforme no intervalo (0,1). A função de densidade conjunta dessas variáveis aleatórias é:

$$\begin{aligned}g(u_1, u_2) &= 1, \quad \text{para } 0 < u_i < 1 \\ g(u_1, u_2) &= 0, \quad \text{para } u_i \notin [0, 1]\end{aligned} \quad i=1,2$$

Sejam as variáveis aleatórias X_1 e X_2 , definidas por:

$$X_1 = (-2 \ln U_1)^{1/2} \cos 2 \pi U_2 \quad (2)$$

$$X_2 = (-2 \ln U_1)^{1/2} \sin 2 \pi U_2 \quad . \quad (3)$$

As inversas das relações (2) e (3) são:

$$U_1 = e^{-\frac{(X_1^2 + X_2^2)}{2}}$$

$$U_2 = \frac{1}{2\pi} \arctg \frac{X_2}{X_1} \quad .$$

O Jacobiano da transformação é:

$$J = \begin{vmatrix} -x_1 e^{-\frac{(x_1^2 + x_2^2)}{2}} & -x_2 e^{-\frac{(x_1^2 + x_2^2)}{2}} \\ -\frac{x_2}{2\pi x_1^2 (1 + \frac{x_2^2}{x_1^2})} & \frac{1}{2\pi x_1 (1 + \frac{x_2^2}{x_1^2})} \end{vmatrix}$$

Desenvolvendo-se o Jacobiano, obtém-se, em valor absoluto:

$$|J| = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(x_1^2 + x_2^2)}{2}} \quad (4)$$

A função de densidade conjunta, das variáveis aleatórias X_1 e X_2 , é:

$$f(x_1, x_2) = g(u_1, u_2) |J| \quad (5)$$

Substituindo-se em (5) o valor do $|J|$, obtido em (4),

tem-se:

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(x_1^2 + x_2^2)}{2}}, \quad \text{para} \quad \begin{matrix} -\infty < x_1 < \infty \\ -\infty < x_2 < \infty \end{matrix}$$

Como a função de densidade conjunta $f(x_1, x_2)$ pode ser partida em $f_1(x_1)$ e $f_2(x_2)$:

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2) &= \frac{1}{2\pi} e^{-(x_1^2 + x_2^2)/2} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(x_1^2)/2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(x_2^2)/2} \\ &= f_1(x_1) \cdot f_2(x_2) \quad , \end{aligned}$$

as variáveis aleatórias X_1 e X_2 são independentes.

Comparando-se as funções de densidade $f_1(x_1)$ e $f_2(x_2)$ com a função de densidade da distribuição normal de uma variável, observa-se que:

$$X_1 \cap N(0,1) \quad \text{e} \quad X_2 \cap N(0,1) \quad .$$

Os valores fixados para os parâmetros dos quatro grupos de cultivares, foram baseados nas estimativas obtidas das análises de variância (4.2.1.4) e são apresentados, por caráter, nas seguintes Tabelas: peso de 50 grãos (Tabela 3), peso de espiga (Tabela 4) e altura da planta (Tabela 5).

Tabela 3 - Caráter peso de 50 grãos (g). Valores fixados para os parâmetros, correspondentes aos quatro grupos de cultivares.

Parâmetros	Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Variedades	Compostos
m	12,00	13,00	14,00	15,00
t_1	-0,40	-0,05	0,15	0,30
t_2	0,40	0,05	-0,15	-0,30
b_1	0,25	-1,00	-0,80	-0,50
b_2	-0,80	1,10	-0,30	0,30
b_3	0,25	1,70	0,60	0,50
b_4	-0,05	-0,20	0,40	-0,40
b_5	0,40	0,80	0,90	-0,60
b_6	0,25	-1,20	0,80	-0,10
b_7	0,80	0,90	0,20	0,60
b_8	0,30	-2,30	0,10	-0,80
b_9	-0,55	-1,10	-1,50	-0,30
b_{10}	-0,85	1,30	-0,40	1,30
σ_{tb}^2	0,25	0,09	0,80	0,04
t'_1	0,70	0,75	0,25	0,25
t'_2	-0,70	-0,75	-0,25	-0,25
$(tt')_{11}$	-0,30	0,05	-0,30	-0,30
$(tt')_{12}$	0,30	-0,05	0,30	0,30
$(tt')_{21}$	0,30	-0,05	0,30	0,30
$(tt')_{22}$	-0,30	0,05	-0,30	-0,30
σ_e^2	1,00	0,50	0,50	1,00
σ_n^2	7,30	7,80	9,00	8,40

Tabela 4 - Caráter peso de espiga (g). Valores fixados para os parâmetros correspondentes aos quatro grupos de cultivares.

Parâmetros	Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Variedades	Compostos
m	114,00	135,00	140,00	138,00
t ₁	-4,50	4,80	-2,50	7,80
t ₂	4,50	-4,80	2,50	-7,80
b ₁	2,20	14,30	-29,90	-13,20
b ₂	-12,25	-3,10	-9,60	-9,30
b ₃	6,15	11,80	-19,50	6,50
b ₄	-1,25	-11,80	5,00	-19,40
b ₅	-7,10	-9,60	17,30	4,50
b ₆	4,80	10,60	13,70	-5,80
b ₇	-9,10	1,10	1,40	18,10
b ₈	6,85	-0,05	13,30	11,20
b ₉	19,55	-5,90	-12,40	-2,60
b ₁₀	-9,85	-7,35	20,70	10,00
σ_{tb}^2	20,00	13,00	5,00	10,00
t' ₁	10,80	18,50	19,00	15,80
t' ₂	-10,80	-18,50	-19,00	-15,80
(tt') ₁₁	-0,15	0,50	-5,40	-0,70
(tt') ₁₂	0,15	-0,50	5,40	0,70
(tt') ₂₁	0,15	-0,50	5,40	0,70
(tt') ₂₂	-0,15	0,50	-5,40	-0,70
σ_e^2	12,00	12,00	20,00	6,00
σ_n^2	38,00	46,00	48,00	45,00

Tabela 5 - Caráter altura da planta(cm). Valores fixados para os parâmetros, correspondentes aos quatro grupos de cultivares.

Parâmetros	Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Variedades	Compostos
m	275,00	297,00	325,00	312,00
t_1	-0,80	2,50	-0,20	6,30
t_2	0,80	-2,50	0,20	-6,30
b_1	4,70	-7,70	4,20	12,30
b_2	8,70	13,60	1,80	7,80
b_3	4,20	9,30	-3,30	-8,50
b_4	-16,30	-11,00	-14,80	-10,00
b_5	13,70	3,00	5,70	-2,80
b_6	11,20	5,60	-1,50	-14,80
b_7	-10,80	-10,90	-7,30	-4,30
b_8	-1,40	-2,00	0,80	-0,30
b_9	-11,60	-0,50	6,20	9,80
b_{10}	-2,40	0,60	8,20	10,80
σ_{tb}^2	5,00	5,00	13,00	9,00
t'_1	-0,60	-1,70	-3,00	-0,70
t'_2	0,60	1,70	3,00	0,70
$(tt')_{11}$	1,00	-0,80	4,70	0,50
$(tt')_{12}$	-1,00	0,80	-4,70	-0,50
$(tt')_{21}$	-1,00	0,80	-4,70	-0,50
$(tt')_{22}$	1,00	-0,80	4,70	0,50
σ_e^2	17,00	12,00	5,00	6,00
σ_n^2	22,00	19,00	24,00	24,00

4.2.3 - Análise de variância dos dados simulados

Para cada caráter estudado, as análises de variância foram feitas por grupo de cultivares. Foram realizadas 14.400 análises de variância, sendo 4.800 para cada caráter. Destas, 1.200 foram referentes a cada grupo de cultivares estudado.

Foram escolhidos doze tamanhos amostrais, a saber: 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55 e 60 plantas por subparcela. Cada um desses tamanhos amostrais foi considerado em 100 análises de variância, para um determinado caráter e grupo de cultivares.

As análises de variância seguiram o esquema apresentado na Tabela 1.

Para cada análise de variância, foi obtida uma estimativa do coeficiente de variação, ao nível de planta, por:

$$C.V. = \frac{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{L} + \hat{\sigma}_e^2}}{\hat{m}} \times 100 ,$$

ou

$$C.V. = \frac{\sqrt{\frac{QMR(b)}{L}}}{\hat{m}} \times 100 ,$$

onde: L = tamanho amostral, por subparcela.

4.2.4 - Estudo de regressão

O estudo de regressão foi aplicado, aos dados simulados, visando determinar o coeficiente de variação em função do tamanho amostral, por subparcela.

Para cada caráter, foram considerados dois casos:

- a) Por grupo de cultivares (Caso I);
- b) O caráter, no total dos quatro grupos de cultivares (Caso II).

4.2.4.1 - Modelo matemático

O modelo matemático considerado, para os Casos I e II, foi:

$$Y_{ij} = A + BX_{ij} + e_{ij} \quad ,$$

onde: Y_{ij} = valores observados para os coeficientes de variação;

A e B = parâmetros;

X_{ij} = coeficientes (inverso do tamanho amostral, por subparcela);

e_{ij} = erros aleatórios, onde se supõe $e_{ij} \cap N(0, \sigma^2)$.

Matricialmente, o modelo matemático é:

$$Y = X \beta + \epsilon$$

onde: Y = vetor das observações;

X = matriz dos coeficientes;

β = vetor dos parâmetros;

ϵ = vetor dos erros aleatórios;

$$Y = \begin{bmatrix} Y_{11} \\ Y_{12} \\ \vdots \\ Y_{1r} \\ Y_{21} \\ Y_{22} \\ \vdots \\ Y_{2r} \\ \vdots \\ Y_{121} \\ Y_{122} \\ \vdots \\ Y_{12r} \end{bmatrix}; \quad X = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} \\ 1 & X_{12} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & X_{1r} \\ 1 & X_{21} \\ 1 & X_{22} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & X_{2r} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & X_{121} \\ 1 & X_{122} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & X_{12r} \end{bmatrix}; \quad \epsilon = \begin{bmatrix} e_{11} \\ e_{12} \\ \vdots \\ e_{1r} \\ e_{21} \\ e_{22} \\ \vdots \\ e_{2r} \\ \vdots \\ e_{121} \\ e_{122} \\ \vdots \\ e_{12r} \end{bmatrix};$$

$$\beta = \begin{bmatrix} A \\ B \end{bmatrix}$$

onde: $r = 100$ para o Caso I;

$r = 400$ para o Caso II.

4.2.4.2 - Estimativas dos parâmetros e suas variâncias e covariâncias

Os parâmetros da regressão foram estimados pelo método dos quadrados mínimos. O sistema de equações normais obtido foi:

$$X'X \beta = X'Y,$$

onde:

$$X'X = S = \begin{bmatrix} 12r & r \sum X_i \\ r \sum X_i & r \sum X_i^2 \end{bmatrix};$$

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{A} \\ \hat{B} \end{bmatrix}; \quad X'Y = \begin{bmatrix} \sum Y_{i.} \\ \sum X_i Y_{i.} \end{bmatrix}$$

Como a matriz S é não singular, tem-se:

$$S^{-1} = \frac{1}{12r^2 \sum X_i^2 - r^2 (\sum X_i)^2} \begin{bmatrix} r \sum X_i^2 & -r \sum X_i \\ -r \sum X_i & 12r \end{bmatrix}$$

As estimativas dos parâmetros, obtidas de $\hat{\beta} = S^{-1}X'Y$,

são:

$$\hat{A} = \frac{\sum X_i^2 \sum Y_{i.} - \sum X_i \sum X_i Y_{i.}}{12r \sum X_i^2 - r (\sum X_i)^2},$$

$$\hat{\theta} = \frac{12 \sum X_i Y_i - \sum X_i \sum Y_i}{12r \sum X_i^2 - r(\sum X_i)^2},$$

Logo, a equação de regressão obtida foi:

$$\hat{Y} = \hat{A} + \hat{\theta}X \quad (6)$$

As variâncias e as covariâncias das estimativas dos parâmetros, obtidas da matriz de dispersão $D = S^{-1} \sigma^2$, são:

$$V(\hat{A}) = \frac{\sum X_i^2}{12r \sum X_i^2 - r(\sum X_i)^2} \sigma^2 ;$$

$$V(\hat{\theta}) = \frac{12}{12r \sum X_i^2 - r(\sum X_i)^2} \sigma^2 ;$$

$$\text{COV}(\hat{A}, \hat{\theta}) = \text{COV}(\hat{\theta}, \hat{A}) = - \frac{\sum X_i}{12r \sum X_i^2 - r(\sum X_i)^2} \sigma^2$$

A variância σ^2 foi estimada pelo quadrado médio residual (QMR), obtido da análise de variância (4.2.4.4). Assim, as estimativas das variâncias e covariâncias das estimativas dos parâmetros, são:

$$\hat{V}(\hat{A}) = 0,0017 \text{ s}^2$$

$$\hat{V}(\hat{\theta}) = 0,3279 \text{ s}^2$$

$$\hat{\text{COV}}(\hat{A}, \hat{\theta}) = - 0,0170 \text{ s}^2 ,$$

para o Caso I, e,

$$\hat{V}(\hat{A}) = 0,0004 \text{ s}^2$$

$$\hat{V}(\hat{\theta}) = 0,0820 \text{ s}^2$$

$$\hat{\text{COV}}(\hat{A}, \hat{\theta}) = - 0,0042 \text{ s}^2$$

para o Caso II.

4.2.4.3 - Intervalos de confiança para o coeficiente de variação

As variâncias das estimativas do coeficiente de variação foram obtidas por:

$$V(\hat{\gamma}_i) = V(\hat{A}) + X_i^2 V(\hat{B}) + 2 X_i \text{COV}(\hat{A}, \hat{B})$$

Os intervalos de confiança para os coeficientes de variação, ao nível de 5% de probabilidade, admitindo-se distribuição aproximadamente normal e $t = 2$, foram calculados de acordo com a Tabela 6, para os dois Casos.

Tabela 6 - Intervalos de confiança para os coeficientes de variação, ao nível de 5% de probabilidade, e $t = 2$, para os Casos I e II.

Tamanho amostral (por subparcela)	Intervalo de Confiança	
	Caso I	Caso II
5	$\hat{\gamma} \pm 0,1791 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0894 \text{ s}$
10	$\hat{\gamma} \pm 0,0795 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0390 \text{ s}$
15	$\hat{\gamma} \pm 0,0597 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0286 \text{ s}$
20	$\hat{\gamma} \pm 0,0573 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0272 \text{ s}$
25	$\hat{\gamma} \pm 0,0588 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0279 \text{ s}$
30	$\hat{\gamma} \pm 0,0610 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0291 \text{ s}$
35	$\hat{\gamma} \pm 0,0631 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0301 \text{ s}$
40	$\hat{\gamma} \pm 0,0650 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0311 \text{ s}$
45	$\hat{\gamma} \pm 0,0665 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0319 \text{ s}$
50	$\hat{\gamma} \pm 0,0679 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0325 \text{ s}$
55	$\hat{\gamma} \pm 0,0690 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0331 \text{ s}$
60	$\hat{\gamma} \pm 0,0700 \text{ s}$	$\hat{\gamma} \pm 0,0336 \text{ s}$

4.2.4.4 - Análise de variância e coeficiente de determinação

As análises de variância, considerando-se a regressão, foram feitas, seguindo-se o esquema apresentado na Tabela 7.

Tabela 7 - Esquema da análise de variância, considerando-se a regressão, para os Casos I e II.

Causas de Variação	G.L.
Regressão Linear	1
Desvios da Regressão	10
(Tratamentos)	(11)
Resíduo	12(r-1)
T o t a l	12r-1

Para testar-se a regressão linear e os desvios da regressão, usaram-se:

$$F = \frac{\text{QM Regressão Linear}}{\text{QMR}},$$

com 1 e 12(r-1) graus de liberdade,

$$F = \frac{\text{QM Desvios da Regressão}}{\text{QMR}},$$

com 10 e 12(r-1) graus de liberdade, respectivamente.

Como, nos dois casos, os desvios da regressão não são necessariamente nulos, o coeficiente de determinação foi calculado por:

$$r^2 = \frac{\text{SQ Regressão Linear}}{\text{SQ Tratamentos}} .$$

Foi também calculado o coeficiente de determinação ajustado que, segundo HOFFMANN e VIEIRA (1977), é dado por:

$$\bar{r}^2 = r^2 - \frac{1}{n - 2} (1 - r^2) ,$$

onde $n - 2$ = número de graus de liberdade dos desvios da regressão.

4.2.5 - Determinação do tamanho ótimo amostral

Para cada caráter foram determinados os seguintes tamanhos ótimos amostrais:

- a) Um para cada grupo de cultivares;
- b) Um para o caráter, no total dos quatro grupos de cultivares.

Em todos os casos, os tamanhos ótimos amostrais foram determinados pelo método da curvatura máxima (FEDERER, 1955). Consistiu em marcar-se em gráficos as estimativas dos coeficientes de variação, obtidas pela equação (6), em função dos respectivos tamanhos amostrais, por subparcela. Os tamanhos ótimos amostrais corresponderam às abscissas onde ocorreu a curvatura máxima, determinando-se esses pontos por inspeção visual. O ponto de curvatura má-

xima é caracterizado pelo fato que, a partir dele, um aumento no tamanho da amostra proporciona um pequeno decréscimo no coeficiente de variação.

5. RESULTADOS

Para um melhor acompanhamento, os resultados são apresentados por caráter.

5.1 - Caráter Peso de 50 Grãos

5.1.1 - Análise de variância dos dados simulados

Devido ao grande número de análises de variância, apresentam-se apenas os valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para todos os tamanhos amostrais. Esses valores são apresentados por grupo de cultivares, nas Tabelas: híbridos simples (Tabela 8), híbridos duplos (Tabela 9), variedades (Tabela 10) e compostos (Tabela 11).

Tabela 8 - Caráter peso de 50 grãos (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os híbridos simples.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\hat{m}$	C.V.(%)
5	13,5305	12,0150	13,53
10	20,5038	11,9827	11,79
15	25,8619	11,9998	10,80
20	31,5252	12,0068	10,34
25	40,2077	11,9984	10,46
30	42,5107	12,0349	9,74
35	51,9881	12,0339	10,01
40	56,4386	11,9843	9,80
45	61,2811	11,9708	9,60
50	71,2253	12,0280	9,80
55	79,1589	12,0212	9,87
60	81,7575	12,0021	9,62

Tabela 9 - Caráter peso de 50 grãos (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os híbridos duplos.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\hat{m}$	C.V.(%)
5	11,1654	12,9774	11,40
10	12,3754	13,0219	8,45
15	16,6150	12,9947	8,00
20	18,7763	12,9787	7,37
25	20,8958	12,9931	6,95
30	24,6580	13,0139	6,84
35	28,5059	13,0103	6,83
40	28,7506	13,0029	6,43
45	30,1217	13,0061	6,20
50	35,5157	13,0199	6,39
55	36,7101	12,9980	6,22
60	41,0055	13,0137	6,26

Tabela 10 - Caráter peso de 50 grãos (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para as variedades.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	12,3023	13,9957	11,10
10	15,6740	13,9913	8,83
15	18,3888	13,9918	7,81
20	22,6230	14,0066	7,51
25	27,4825	14,0105	7,37
30	30,5828	13,9696	7,13
35	35,0946	14,0294	7,06
40	38,1523	13,9978	6,90
45	41,6945	13,9876	6,80
50	44,9909	13,9829	6,70
55	48,4669	14,0295	6,60
60	53,4426	14,0112	6,64

Tabela 11 - Caráter peso de 50 grãos (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os compostos.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	15,1450	15,0174	11,43
10	21,4820	14,9982	9,63
15	26,8331	15,0007	8,79
20	32,8792	14,9909	8,45
25	40,1960	14,9424	8,35
30	45,1050	14,9329	8,12
35	51,9687	14,9891	8,03
40	61,5190	14,9996	8,17
45	63,4294	14,9656	7,82
50	70,5293	14,9482	7,85
55	77,5413	15,0023	7,80
60	86,7380	14,9919	7,91

Na Tabela 12 encontram-se os valores médios das médias das cultivares, relativos a 100 análises de variância, para todos os tamanhos amostrais.

Tabela 12 - Caráter peso de 50 grãos. Valores médios das médias das cultivares (g), relativos a 100 análises de variância.

Tamanho amostral (por sub-parcela)	Valor médio							
	$\hat{m}_1$	$\hat{m}_2$	$\hat{m}_3$	$\hat{m}_4$	$\hat{m}_5$	$\hat{m}_6$	$\hat{m}_7$	$\hat{m}_8$
5	11,5617	12,4682	12,9362	13,0185	14,1459	13,8456	15,3720	14,6629
10	11,5518	12,4137	12,9325	13,1112	14,1176	13,8651	15,3081	14,6883
15	11,6220	12,3775	12,9309	13,0585	14,1422	13,8415	15,3215	14,6799
20	11,5971	12,4165	12,9371	13,0204	14,1723	13,8410	15,2995	14,6824
25	11,5825	12,4142	12,9322	13,0540	14,1262	13,8949	15,2529	14,6318
30	11,5924	12,4773	12,9796	13,0482	14,1332	13,8061	15,1863	14,6796
35	11,6491	12,4187	12,9456	13,0750	14,2287	13,8302	15,2938	14,6845
40	11,5913	12,3774	12,9532	13,0527	14,1329	13,8627	15,3057	14,6934
45	11,5579	12,3837	12,9588	13,0535	14,1480	13,8273	15,2230	14,7082
50	11,6639	12,3921	12,9355	13,1043	14,1577	13,8081	15,2578	14,6385
55	11,6276	12,4148	12,9524	13,0436	14,1854	13,8737	15,2945	14,7100
60	11,5843	12,4198	12,9718	13,0557	14,1375	13,8849	15,2941	14,6897

onde: 1 e 2 são híbridos simples; 3 e 4 híbridos duplos; 5 e 6 variedades; 7 e 8 compostos, apresentados na mesma sequência de 4.1.1.

5.1.2 - Análise de variância dos coeficientes de variação e coeficiente de determinação

As análises de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e os coeficientes de determinação, são apresentados nas seguintes Tabelas: Caso I (Tabelas de 13 a 16) e Caso II (Tabela 17).

Tabela 13 - Caráter peso de 50 grãos. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos híbridos simples.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	1.435,0068	1.435,0068	508,54**
Desvios da Regressão	10	35,6999	3,5700	1,27
<hr/>				
(Tratamentos)	(11)	(1.470,7067)		
Resíduo	1.188	3.352,3119	2,8218	
Total	1.199	4.823,0186		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9757$; $\bar{r}^2 = 0,9733$.

Tabela 14 - Caráter peso de 50 grãos. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos híbridos duplos.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	2.394,0708	2.394,0708	1.610,11**
Desvios da Regressão	10	27,9059	2,7906	1,88*
<hr/>				
(Tratamentos)	(11)	(2.421,9767)		
Resíduo	1.188	1.766,4490	1,4869	
Total	1.199	4.188,4257		

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9885$; $\bar{r}^2 = 0,9874$.

Tabela 15 - Caráter peso de 50 grãos. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelas variedades.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	1.812,6194	1.812,6194	1.196,76**
Desvios da Regressão	10	6,9031	0,6903	0,46

(Tratamentos)	(11)	(1.819,5225)		
Resíduo	1.188	1.799,3579	1,5146	
Total	1.199	3.618,8804		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9962$; $\bar{r}^2 = 0,9958$.

Tabela 16 - Caráter peso de 50 grãos. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos compostos.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	1.206,9317	1.206,9317	593,50**
Desvios da Regressão	10	8,8575	0,8858	0,44

(Tratamentos)	(11)	(1.215,7892)		
Resíduo	1.188	2.415,8929	2,0336	
Total	1.199	3.631,6821		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9927$; $\bar{r}^2 = 0,9920$.

Tabela 17 - Caráter peso de 50 grãos. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados por este caráter (Caso II).

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	6.745,2069	6.745,2069	1.907,20**
Desvios da Regressão	10	23,6731	2,3673	0,67

(Tratamentos)	(11)	(6.768,8800)		
Resíduo	4.788	16.933,7081	3,5367	
Total	4.799	23.702,5881		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9965$; $\bar{r}^2 = 0,9962$.

5.1.3 - Equações de regressão

As equações de regressão, obtidas para o caráter peso de 50 grãos, foram:

$$(a) \quad \hat{Y} = 9,3247 + 21,6916 X ,$$

para os híbridos simples;

$$(b) \quad \hat{Y} = 5,8291 + 28,0177 X ,$$

para os híbridos duplos;

$$(c) \quad \hat{Y} = 6,2765 + 24,3791 X ,$$

para as variedades;

$$(d) \quad \hat{Y} = 7,5002 + 19,8932 X ,$$

para os compostos;

$$(e) \quad \hat{Y} = 7,2337 + 23,5143 X ,$$

para este caráter (Caso II).

5.1.4 - Estimativas do coeficiente de variação e respectivos intervalos de confiança

As estimativas do coeficiente de variação, obtidas pelas equações de regressão (5.1.3), e seus respectivos intervalos de confiança são apresentados na Tabela 18, para os Casos I e II.

Tabela 18 - Caráter peso de 50 grãos. Estimativas do coeficiente de variação (%) e seus respectivos intervalos de confiança, ao nível de 5% de probabilidade, e $t = 2$, obtidos para os Casos I e II.

Tamanho amostral (por subparcela)		Caso I				Caso II (O Caráter)
		Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Varie- dades	Compos- tos	
5	L.I.	13,36	11,21	10,93	11,22	11,77
	$\hat{Y}$	13,66	11,43	11,15	11,48	11,94
	L.S.	13,96	11,65	11,37	11,74	12,11
10	L.I.	11,36	8,53	8,61	9,38	9,52
	$\hat{Y}$	11,49	8,63	8,71	9,49	9,59
	L.S.	11,62	8,73	8,81	9,60	9,66
15	L.I.	10,67	7,63	7,83	8,74	8,75
	$\hat{Y}$	10,77	7,70	7,90	8,83	8,80
	L.S.	10,87	7,77	7,97	8,92	8,85
20	L.I.	10,31	7,16	7,43	8,41	8,36
	$\hat{Y}$	10,41	7,23	7,50	8,49	8,41
	L.S.	10,51	7,30	7,57	8,57	8,46

(continuação - Tabela 18)

Tamanho amostral (por subparcela)		Caso I				Caso II (O Caráter)
		Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Varie- dades	Compos- tos	
25	L.I.	10,09	6,88	7,18	8,22	8,12
	$\bar{Y}$	10,19	6,95	7,25	8,30	8,17
	L.S.	10,29	7,02	7,32	8,38	8,22
30	L.I.	9,95	6,69	7,01	8,07	7,97
	$\bar{Y}$	10,05	6,76	7,09	8,16	8,02
	L.S.	10,15	6,83	7,17	8,25	8,07
35	L.I.	9,84	6,55	6,89	7,98	7,85
	$\bar{Y}$	9,95	6,63	6,97	8,07	7,91
	L.S.	10,06	6,71	7,05	8,16	7,97
40	L.I.	9,76	6,45	6,81	7,91	7,76
	$\bar{Y}$	9,87	6,53	6,89	8,00	7,82
	L.S.	9,98	6,61	6,97	8,09	7,88
45	L.I.	9,70	6,37	6,74	7,85	7,70
	$\bar{Y}$	9,81	6,45	6,82	7,94	7,76
	L.S.	9,92	6,53	6,90	8,03	7,82
50	L.I.	9,65	6,31	6,68	7,80	7,64
	$\bar{Y}$	9,76	6,39	6,76	7,90	7,70
	L.S.	9,87	6,47	6,84	8,00	7,76
55	L.I.	9,60	6,26	6,64	7,76	7,60
	$\bar{Y}$	9,72	6,34	6,72	7,86	7,66
	L.S.	9,84	6,42	6,80	7,96	7,72
60	L.I.	9,57	6,21	6,59	7,73	7,57
	$\bar{Y}$	9,69	6,30	6,68	7,83	7,63
	L.S.	9,81	6,39	6,77	7,93	7,69

5.1.5 - Representação gráfica das equações de regressão

A partir dos valores da Tabela 18, foram construídos os gráficos das equações de regressão (5.1.3), os quais são apresentados nas seguintes Figuras: híbridos simples (Figura 1), híbridos duplos (Figura 2), variedades (Figura 3), compostos (Figura 4) e o caráter (Figura 5).

Figura 1 - Caráter peso de 50 grãos. Gráfico da equação $\hat{Y} = 9,3247 + 21,6916 X$, obtida para os híbridos simples.

Figura 2 - Caráter peso de 50 grãos. Gráfico da equação $\hat{Y} = 5,8291 + 28,0177 X$, obtida para os híbridos duplos.

Figura 3 - Caráter peso de 50 grãos. Gráfico da equação $\hat{Y} = 6,2765 + 24,3791 X$, obtida para as variedades.

Figura 4 - Caráter peso de 50 grãos. Gráfico da equação $\hat{Y} = 7,5002 + 19,8932 X$, obtida para os compostos.

Figura 5 - Caráter peso de 50 grãos. Gráfico da equação $\hat{Y} = 7,2337 + 23,5143 X$, obtida para este caráter (no total dos quatro grupos).

5.2 - Caráter Peso de Espiga

5.2.1 - Análise de variância dos dados simulados

Seguindo-se o mesmo procedimento de 5.1.1, apresentam-se nas Tabelas de 19 a 22, os valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação a nível de planta, obtidos para os híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos, respectivamente.

Na Tabela 23 encontram-se os valores médios das médias das cultivares, relativos a 100 análises de variância, para todos os tamanhos amostrais.

Tabela 19 - Caráter peso de espiga (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os híbridos simples.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	2.206,0489	114,5012	18,14
10	3.045,2509	113,8709	15,15
15	3.769,4579	114,1940	13,73
20	4.336,1345	114,1833	12,76
25	5.249,2446	114,4311	12,51
30	5.899,5773	115,1834	12,03
35	6.797,0063	114,3965	12,08
40	7.559,2958	114,1771	11,92
45	8.700,4056	114,3694	12,02
50	8.912,5221	114,2670	11,58
55	10.003,3581	113,7374	11,70
60	10.768,2168	113,6847	11,65

Tabela 20 - Caráter peso de espiga (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os híbridos duplos.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	3.093,0822	135,3272	18,15
10	3.850,8420	135,7122	14,28
15	4.491,7921	134,8217	12,67
20	5.276,6804	134,7583	11,95
25	5.974,1375	135,1621	11,31
30	6.975,3593	134,5781	11,22
35	7.475,8865	134,7625	10,71
40	7.876,1712	134,8092	10,31
45	8.649,8939	135,1463	10,14
50	9.984,3586	135,6316	10,28
55	10.673,9009	134,6094	10,23
60	11.367,5400	134,7780	10,07

Tabela 21 - Caráter peso de espiga (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para as variedades.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	4.748,8351	139,8004	21,79
10	7.173,7338	140,6221	18,80
15	9.379,0950	140,1458	17,60
20	11.650,1925	140,0565	16,96
25	13.958,0655	140,1345	16,61
30	16.553,3435	139,9920	16,61
35	19.243,7943	140,0164	16,47
40	22.581,8791	140,0203	16,73
45	24.383,9354	140,5724	16,32
50	26.288,6246	138,9179	16,32
55	28.626,5538	139,7776	16,16
60	31.779,9325	139,9316	16,21

Tabela 22 - Caráter peso de espiga (g). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os compostos.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\hat{m}$	C.V.(%)
5	2.329,4963	137,8161	15,47
10	2.412,5399	138,0977	11,17
15	2.551,8520	137,8440	9,31
20	2.840,5352	138,0957	8,52
25	3.136,9142	138,0067	8,00
30	3.414,2951	137,5038	7,66
35	3.649,6831	137,7696	7,32
40	3.575,2905	137,9351	6,76
45	4.029,4454	137,9365	6,78
50	4.008,6139	137,6794	6,39
55	4.545,7072	138,1478	6,50
60	4.561,7522	138,0022	6,23

Tabela 23 - Caráter peso de espiga. Valores médios das médias das cultivares (g), relativos a 100 análises de variância.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio							
	$\hat{m}_1$	$\hat{m}_2$	$\hat{m}_3$	$\hat{m}_4$	$\hat{m}_5$	$\hat{m}_6$	$\hat{m}_7$	$\hat{m}_8$
5	109,3499	119,6524	140,2231	130,4312	138,0851	141,5157	145,3487	130,2835
10	108,9434	118,7985	140,8246	130,5998	137,8979	143,3462	146,0611	130,1343
15	109,8803	118,5077	139,1563	130,4871	137,5280	142,7637	145,9177	129,7703
20	109,6066	118,7601	139,5029	130,0138	137,8889	142,2241	146,0837	130,1078
25	110,9870	117,8752	139,9454	130,3789	137,3031	142,9660	145,1457	130,8677
30	110,0259	120,3410	138,5820	130,5742	137,2556	142,7285	145,8247	129,1831
35	110,1962	118,5969	139,3072	130,2179	137,6797	142,3531	145,3966	130,1427
40	109,4914	118,8628	139,4033	130,2152	137,4377	142,6031	145,6053	130,2650
45	110,1073	118,6316	139,9109	130,3819	138,4745	142,6704	145,6140	130,2591
50	110,5867	117,9472	140,5015	130,7618	136,6320	141,2039	145,3035	130,0554
55	109,2773	118,1975	139,4513	129,7677	137,2011	142,3542	146,2591	130,0367
60	109,2146	118,1548	139,6353	129,9208	137,4263	142,4370	145,9049	130,0997

onde: 1 e 2 são híbridos simples; 3 e 4 híbridos duplos; 5 e 6 variedades; 7 e 8 compostos, apresentadas na mesma sequência de 4.1.1.

5.2.2 - Análise de variância dos coeficientes de variação e coeficiente de determinação

As análises de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e os coeficientes de determinação encontram-se nas seguintes Tabelas: Caso I (Tabelas de 24 a 27) e Caso II (Tabela 28).

Tabela 24 - Caráter peso de espiga. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos híbridos simples.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	4.082,8241	4.082,8241	849,05**
Desvios da Regressão	10	44,3051	4,4305	0,92

(Tratamentos)	(11)	(4.127,1292)		
Resíduo	1.188	5.712,7602	4,8087	
Total	1.199	9.839,8894		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9893$; $\bar{r}^2 = 0,9882$.

Tabela 25 - Caráter peso de espiga. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos híbridos duplos.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	6.117,9040	6.117,9040	1.644,07**
Desvios da Regressão	10	57,5227	5,7523	1,55

(Tratamentos)	(11)	(6.175,4267)		
Resíduo	1.188	4.420,7859	3,7212	
Total	1.199	10.596,2126		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9907$; $\bar{r}^2 = 0,9898$.

Tabela 26 - Caráter peso de espiga. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelas variedades.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	2.865,8708	2.865,8708	340,41**
Desvios da Regressão	10	24,4792	2,4479	0,29*

(Tratamentos)	(11)	(2.890,3500)		
Resíduo	1.188	10.001,7094	8,4189	
Total	1.199	12.892,0594		

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9915$; $\bar{r}^2 = 0,9907$.

Tabela 27 - Caráter peso de espiga. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos compostos.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	7.714,5059	7.714,5059	3.837,11**
Desvios da Regressão	10	86,2566	8,6257	4,29**

(Tratamentos)	(11)	(7.800,7625)		
Resíduo	1.188	2.388,5134	2,0105	
Total	1.199	10.189,2759		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9889$; $\bar{r}^2 = 0,9878$.

Tabela 28 - Caráter peso de espiga. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados por este caráter (Caso II).

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	20.093,7077	20.093,7077	1.343,58**
Desvios da Regressão	10	85,1723	8,5172	0,57

(Tratamentos)	(11)	(20.178,8800)		
Resíduo	4.788	71.606,6343	14,9554	
Total	4.799	91.785,5143		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9958$; $\bar{r}^2 = 0,9954$.

5.2.3 - Equações de regressão

As equações de regressão, obtidas para o caráter peso de espiga, foram:

$$(a) \quad \hat{Y} = 11,0466 + 36,5885 X ,$$

para os híbridos simples;

$$(b) \quad \hat{Y} = 9,4600 + 44,7884 X ,$$

para os híbridos duplos;

$$(c) \quad \hat{Y} = 15,6294 + 30,6544 X ,$$

para as variedades;

$$(d) \quad \hat{Y} = 5,7410 + 50,2943 X ,$$

para os compostos;

$$(e) \quad \hat{Y} = 10,4707 + 40,5849 X ,$$

para este caráter (Caso II).

5.2.4 - Estimativas do coeficiente de variação e respectivos intervalos de confiança

As estimativas do coeficiente de variação, obtidas pelas equações de regressão (5.2.3), e seus respectivos intervalos de confiança são apresentadas na Tabela 29, para os Casos I e II.

Tabela 29 - Caráter peso de espiga. Estimativas do coeficiente de variação (%) e respectivos intervalos de confiança, ao nível de 5% de probabilidade, e $t = 2$, obtidos para os Casos I e II.

Tamanho amostral (por subparcela)		Caso I				Caso II (O Caráter)
		Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Varie- dades	Compos- tos	
5	L.I.	17,97	18,07	21,24	15,55	18,24
	$\bar{Y}$	18,36	18,42	21,76	15,80	18,59
	L.S.	18,75	18,77	22,28	16,05	18,94
10	L.I.	14,54	13,79	18,46	10,66	14,38
	$\bar{Y}$	14,71	13,94	18,69	10,77	14,53
	L.S.	14,88	14,09	18,92	10,88	14,68
15	L.I.	13,36	12,33	17,51	9,02	13,07
	$\bar{Y}$	13,49	12,45	17,68	9,10	13,18
	L.S.	13,62	12,57	17,85	9,18	13,29
20	L.I.	12,75	11,59	16,99	8,18	12,39
	$\bar{Y}$	12,88	11,70	17,16	8,26	12,50
	L.S.	13,01	11,81	17,33	8,34	12,61
25	L.I.	12,38	11,14	16,69	7,67	11,98
	$\bar{Y}$	12,51	11,25	16,86	7,75	12,09
	L.S.	12,64	11,36	17,03	7,83	12,20
30	L.I.	12,14	10,83	16,47	7,33	11,71
	$\bar{Y}$	12,27	10,95	16,65	7,42	11,82
	L.S.	12,40	11,07	16,83	7,51	11,93
35	L.I.	11,95	10,62	16,33	7,09	11,51
	$\bar{Y}$	12,09	10,74	16,51	7,18	11,63
	L.S.	12,23	10,86	16,69	7,27	11,75
40	L.I.	11,82	10,45	16,21	6,91	11,37
	$\bar{Y}$	11,96	10,58	16,40	7,00	11,49
	L.S.	12,10	10,71	16,59	7,09	11,61
45	L.I.	11,71	10,32	16,12	6,77	11,25
	$\bar{Y}$	11,86	10,45	16,31	6,86	11,37
	L.S.	12,01	10,58	16,50	6,95	11,49

(continuação - Tabela 29)

Tamanho amostral (por subparcela)		Caso I				Caso II (O caráter)
		Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Varie- dades	Compos- tos	
50	L.I.	11,63	10,23	16,04	6,65	11,15
	Ŷ	11,78	10,36	16,24	6,75	11,28
	L.S.	11,93	10,49	16,44	6,85	11,41
55	L.I.	11,56	10,15	15,99	6,56	11,08
	Ŷ	11,71	10,28	16,19	6,66	11,21
	L.S.	11,86	10,41	16,39	6,76	11,34
60	L.I.	11,51	10,07	15,94	6,48	11,02
	Ŷ	11,66	10,21	16,14	6,58	11,15
	L.S.	11,81	10,35	16,34	6,68	11,28

5.2.5 - Representação gráfica das equações de regressão

A partir dos valores da Tabela 29, foram construídos os gráficos das equações de regressão (5.2.3), os quais são apresentados nas seguintes Figuras: híbridos simples (Figura 6), híbridos duplos (Figura 7), variedades (Figura 8), compostos (Figura 9) e o caráter (Figura 10).

Figura 6 - Caráter peso de espiga. Gráfico da equação $\hat{Y} = 11,0466 + 36,5885 X$, obtida para os híbridos simples.

Figura 7 - Caráter peso de espiga. Gráfico da equação $\hat{Y} = 9,4600 + 44,7884 X$, obtida para os híbridos duplos.

Figura 8 - Caráter peso de espiga. Gráfico da equação $\hat{Y} = 15,6294 + 30,6544 X$, obtida para as variedades.

Figura 9 - Caráter peso de espiga. Gráfico da equação $\hat{Y} = 5,7410 + 50,2943 X$, obtida para os com postos.

Figura 10 - Caráter peso de espiga. Gráfico da equação $\hat{Y} = 10,4707 + 40,5849 X$, obtida para este caráter (no total dos quatro grupos).

5.3 - Caráter Altura da Planta

5.3.1 - Análise de variância dos dados simulados

Seguindo-se o mesmo procedimento de 5.1.1, apresentaram-se nas Tabelas de 30 a 33 os valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação a nível de planta, obtidos para os híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos, respectivamente.

Na Tabela 34 encontram-se os valores médios das médias das cultivares, relativos a 100 análises de variância, para todos os tamanhos amostrais.

Tabela 30 - Caráter altura da planta (cm). Valores médios do quadrado médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os híbridos simples.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	2.112,1103	274,9460	7,39
10	3.697,4160	274,8948	6,89
15	5.265,9610	274,5333	6,75
20	6.723,3497	274,6559	6,59
25	8.002,2228	275,0170	6,41
30	9.602,9902	275,3378	6,43
35	11.691,5212	274,1823	6,54
40	12.525,5100	274,9496	6,37
45	15.144,0291	274,3175	6,60
50	15.552,3434	275,4974	6,33
55	17.011,0356	274,8618	6,32
60	20.314,8897	274,8582	6,61

Tabela 31 - Caráter altura da planta (cm). Valores médios do quadra do médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os híbridos duplos.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	1.120,9927	296,9670	4,99
10	1.815,5847	296,9801	4,47
15	2.613,9843	297,0546	4,39
20	3.276,2249	297,3616	4,25
25	4.066,3332	297,2964	4,22
30	4.962,0637	297,2013	4,28
35	5.751,9745	297,2600	4,26
40	6.415,9225	297,0671	4,22
45	7.695,3117	297,3445	4,33
50	7.568,8028	297,3811	4,08
55	8.503,0601	296,8906	4,13
60	9.537,7495	297,2147	4,19

Tabela 32 - Caráter altura da planta (cm). Valores médios do quadra do médio do resíduo (b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para as variedades.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	895,7537	324,8283	4,06
10	1.291,0041	324,5854	3,47
15	1.665,1789	325,1135	3,20
20	2.082,8323	324,9589	3,11
25	2.505,5183	324,7608	3,05
30	2.709,9316	325,7828	2,89
35	3.367,7465	324,7872	2,99
40	3.603,0186	325,1274	2,89
45	3.836,3001	325,1950	2,81
50	4.421,4365	324,9429	2,86
55	4.550,7026	325,1056	2,78
60	5.051,3674	324,8365	2,79

Tabela 33 - Caráter altura da planta (cm). Valores médios do quadrado do médio do resíduo(b), média do grupo e coeficiente de variação, a nível de planta, obtidos de 100 análises de variância, para os compostos.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio		
	QMR (b)	$\bar{m}$	C.V.(%)
5	774,7729	312,0953	3,93
10	1.047,7721	312,0840	3,23
15	1.160,0210	312,3060	2,78
20	1.468,5573	311,7918	2,71
25	1.621,1120	312,0147	2,55
30	1.838,5489	311,8493	2,48
35	1.957,5512	312,0309	2,37
40	2.221,0548	312,1857	2,36
45	2.301,7828	311,6533	2,26
50	2.608,5282	311,6750	2,29
55	2.975,9396	312,0580	2,33
60	2.877,7498	312,0042	2,20

Tabela 34 - Caráter altura da planta. Valores médios das médias das cultivares (cm), relativos a 100 análises de variância.

Tamanho amostral (por subparcela)	Valor médio							
	$\bar{m}_1$	$\bar{m}_2$	$\bar{m}_3$	$\bar{m}_4$	$\bar{m}_5$	$\bar{m}_6$	$\bar{m}_7$	$\bar{m}_8$
5	273,6549	276,2370	299,1318	294,8021	324,7828	324,8737	318,6047	305,5860
10	273,4511	276,3386	299,2971	294,6632	324,2492	324,9217	318,2469	305,9213
15	273,7282	275,3384	299,5027	294,6066	324,8363	325,3907	318,6139	305,9985
20	274,0962	275,2156	299,8077	294,9156	324,3452	325,5726	318,1013	305,4824
25	274,5359	275,4981	299,8766	294,7164	324,8627	324,6590	318,3468	305,6527
30	274,2044	276,4713	300,3704	294,0323	324,8756	326,6901	318,3136	305,3852
35	272,5914	275,7733	300,1828	294,3373	324,3094	325,2652	318,4052	305,6567
40	274,2539	275,6454	299,7624	294,3719	324,9267	325,3282	318,5638	305,8077
45	273,1800	275,4552	300,1443	294,5450	324,7111	325,6791	318,1114	305,1955
50	274,7272	276,2677	299,9296	294,8328	324,9397	324,9462	318,1170	305,2331
55	273,9519	275,7719	299,5259	294,2556	324,8842	325,3272	318,3698	305,7424
60	273,9783	275,7383	299,7033	294,7263	324,8587	324,8147	318,3555	305,6532

onde: 1 e 2 são híbridos simples; 3 e 4 híbridos duplos; 5 e 6 variedades; 7 e 8 compostos, apresentadas na mesma sequência de 4.1.1.

5.3.2 - Análise de variância dos coeficientes de variação e coeficiente de determinação

As análises de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e os coeficientes de determinação encontram-se nas seguintes Tabelas: Caso I (Tabelas de 35 a 38) e Caso II (Tabela 39).

Tabela 35 - Caráter altura da planta. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos híbridos simples.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	88,0789	88,0789	75,14**
Desvios da Regressão	10	12,2836	1,2284	1,05

(Tratamentos)	(11)	(100,3625)		
Resíduo	1.188	1.392,5808	1,1722	
Total	1.199	1.492,9433		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,8776$; $\bar{r}^2 = 0,8654$.

Tabela 36 - Caráter altura da planta. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos híbridos duplos.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	57,1020	57,1020	115,24**
Desvios da Regressão	10	4,6005	0,4601	0,93

(Tratamentos)	(11)	(61,7025)		
Resíduo	1.188	588,6431	0,4955	
Total	1.199	650,3456		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9254$; $\bar{r}^2 = 0,9179$

Tabela 37 - Caráter altura da planta. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelas variedades.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	147,4498	147,4498	692,90**
Desvios da Regressão	10	2,9602	0,2960	1,39

(Tratamentos)	(11)	(150,4100)		
Resíduo	1.188	252,7635	0,2128	
Total	1.199	403,1735		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9803$; $\bar{r}^2 = 0,9783$.

Tabela 38 - Caráter altura da planta. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados pelos compostos.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	271,1911	271,1911	1.364,14**
Desvios da Regressão	10	6,3381	0,6338	3,19**

(Tratamentos)	(11)	(277,5292)		
Resíduo	1.188	236,2201	0,1988	
Total	1.199	513,7493		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9772$; $\bar{r}^2 = 0,9749$.

Tabela 39 - Caráter altura da planta. Análise de variância dos coeficientes de variação, considerando-se a regressão, e coeficiente de determinação apresentados por este caráter (Caso II).

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão Linear	1	517,4266	517,4266	177,32**
Desvios da Regressão	10	5,8901	0,5890	0,20**

(Tratamentos)	(11)	(523,3167)		
Resíduo	4.788	13.971,7382	2,9181	
Total	4.799	14.495,0549		

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade;

$r^2 = 0,9887$; $\bar{r}^2 = 0,9876$.

5.3.3 - Equações de regressão

As equações de regressão, obtidas para o caráter altura da planta, foram:

$$(a) \quad \hat{Y} = 6,3245 + 5,3740 X ,$$

para os híbridos simples;

$$(b) \quad \hat{Y} = 4,0937 + 4,3270 X ,$$

para os híbridos duplos;

$$(c) \quad \hat{Y} = 2,7153 + 6,5932 X ,$$

para as variedades;

$$(d) \quad \hat{Y} = 2,1364 + 9,4298 X ,$$

para os compostos;

$$(e) \quad \hat{Y} = 3,8190 + 6,5127 X ,$$

para este caráter (Caso II).

5.3.4 - Estimativas do coeficiente de variação e respectivos intervalos de confiança

As estimativas do coeficiente de variação, obtidas pelas equações de regressão (5.3.3), e seus respectivos intervalos de confiança são apresentadas na Tabela 40, para os Casos I e II.

Tabela 40 - Caráter altura da planta. Estimativas do coeficiente de variação (%) e respectivos intervalos de confiança, ao nível de 5% de probabilidade, e $t = 2$, obtidos para os Casos I e II.

Tamanho amostral (por subparcela)		Caso I				Caso II (0 caráter)
		Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Varie- dades	Compos- tos	
5	L.I.	7,21	4,83	4,03	3,94	4,97
	ȳ	7,40	4,96	4,11	4,02	5,12
	L.S.	7,59	5,09	4,19	4,10	5,27
10	L.I.	6,77	4,47	3,37	3,04	4,40
	ȳ	6,86	4,53	3,41	3,08	4,47
	L.S.	6,95	4,59	3,45	3,12	4,54
15	L.I.	6,62	4,34	3,15	2,74	4,20
	ȳ	6,68	4,38	3,18	2,77	4,25
	L.S.	6,74	4,42	3,21	2,80	4,30
20	L.I.	6,53	4,27	3,03	2,58	4,09
	ȳ	6,59	4,31	3,06	2,61	4,14
	L.S.	6,65	4,35	3,09	2,64	4,19
25	L.I.	6,48	4,23	2,96	2,48	4,03
	ȳ	6,54	4,27	2,99	2,51	4,08
	L.S.	6,60	4,31	3,02	2,54	4,13
30	L.I.	6,43	4,20	2,92	2,42	3,99
	ȳ	6,50	4,24	2,95	2,45	4,04
	L.S.	6,57	4,28	2,98	2,48	4,09
35	L.I.	6,41	4,18	2,88	2,38	3,96
	ȳ	6,48	4,22	2,91	2,41	4,01
	L.S.	6,55	4,26	2,94	2,44	4,06
40	L.I.	6,39	4,15	2,86	2,34	3,93
	ȳ	6,46	4,20	2,89	2,37	3,98
	L.S.	6,53	4,25	2,92	2,40	4,03
45	L.I.	6,37	4,14	2,84	2,32	3,91
	ȳ	6,44	4,19	2,87	2,35	3,96
	L.S.	6,51	4,24	2,90	2,38	4,01

(continuação - Tabela 40)

Tamanho amostral (por subparcela)		Caso I				Caso II (O caráter)
		Híbridos Simples	Híbridos Duplos	Varie- dades	Compos- tos	
50	L.I.	6,36	4,13	2,82	2,30	3,89
	ȳ	6,43	4,18	2,85	2,33	3,95
	L.S.	6,50	4,23	2,88	2,36	4,01
55	L.I.	6,35	4,12	2,81	2,28	3,88
	ȳ	6,42	4,17	2,84	2,31	3,94
	L.S.	6,49	4,22	2,87	2,34	4,00
60	L.I.	6,33	4,12	2,80	2,26	3,87
	ȳ	6,41	4,17	2,83	2,29	3,93
	L.S.	6,49	4,22	2,86	2,32	3,99

5.3.5 - Representação gráfica das equações de regressão

A partir dos valores da Tabela 40, foram construídos os gráficos das equações de regressão (5.3.3), os quais são apresentados nas seguintes Figuras: híbridos simples (Figura 11), híbridos duplos (Figura 12), variedades (Figura 13), compostos (Figura 14) e o caráter (Figura 15).

Figura 11 - Caráter altura da planta. Gráfico da equação $\hat{Y} = 6,3245 + 5,3740 X$, obtida para os híbridos simples.

Figura 12 - Caráter altura da planta. Gráfico da equação $\hat{Y} = 4,0937 + 4,3270 X$, obtida para os híbridos duplos.

Figura 13 - Caráter altura da planta. Gráfico da equação $\hat{Y} = 2,7153 + 6,5932 X$, obtida para as variedades.

Figura 14 - Caráter altura da planta. Gráfico da equação $\hat{Y} = 2,1364 + 9,4298 X$, obtida para os compostos.

Figura 15 - Caráter altura da planta. Gráfico da equação $\hat{Y} = 3,8190 + 6,5127 X$, obtida para este caráter (no total dos quatro grupos).

6. DISCUSSÃO

Para os três caracteres, observou-se que, à medida que o tamanho amostral aumentou, o valor médio do quadrado médio do resíduo (b) também aumentou, em todos os grupos de cultivares. Entretanto, os aumentos não foram proporcionais.

De uma maneira geral, para os três caracteres, os valores médios das médias dos grupos de cultivares foram pouco afetados pelo tamanho amostral, principalmente para o caráter peso de 50 grãos.

Para todos os caracteres e grupos de cultivares, de um modo geral, o valor médio do coeficiente de variação decresceu com o aumento do tamanho amostral, sendo que o decréscimo foi mais acentuado ao passar de cinco para dez plantas por subparcela. Estes resultados concordam com as observações de LANA *et alii* (1953).

O caráter peso de 50 grãos apresentou valores médios dos coeficientes de variação intermediários aos dos demais caracteres, para todos os grupos de cultivares e tamanhos amostrais. Os decréscimos, entre os valores médios dos coeficientes de variação dos extremos amostrais, foram também intermediários aos dos outros caracteres, para os quatro grupos de cultivares.

O caráter peso de espiga apresentou os mais altos valores médios dos coeficientes de variação, para todos os grupos de cultivares e tamanhos amostrais. Com relação ao coeficiente de variação, foi o caráter mais sensível ao aumento do tamanho amostral, pois apresentou os maiores decréscimos, entre os valores médios dos coeficientes de variação dos extremos amostrais, para todos os grupos de cultivares.

O caráter altura da planta apresentou os mais baixos valores médios dos coeficientes de variação, para todos os grupos de cultivares e tamanhos amostrais. Apresentou também os menores decréscimos, entre os valores médios dos coeficientes de variação dos extremos amostrais, para todos os grupos de cultivares.

Os valores médios das médias das cultivares, de um modo geral, variaram pouco com o tamanho amostral, porém mantiveram a mesma ordem de grandeza em cada caráter, principalmente no caráter peso de 50 grãos. Isto faz crer que para estudos de competição de cultivares, com base em um destes caracteres, poderão ser tomadas pequenas amostras.

Para os três caracteres, todos os valores do teste F indicaram significância, ao nível de 1% de probabilidade, para a regressão linear. Das quinze análises de variância, considerando-se a regressão, duas apresentaram valores de F significativos para os desvios da regressão e três altamente significativos. Entretanto, mesmo nessas análises de variância, a regressão linear foi altamente significativa em relação aos desvios da regressão. Para todos os caracteres e grupos de cultivares, os valores dos coeficientes de determinação ajustados foram bem altos, sendo superiores a 0,97 em treze das quinze análises de variância. Sendo assim, de uma maneira geral, pode-se considerar satisfatório o ajustamento pela equação de regressão adotada.

Nos três caracteres, os maiores valores dos coeficientes de determinação ajustados foram apresentados pelos próprios caracteres (Caso II), seguidos pelo grupo das variedades.

Aplicando-se o método da curvatura máxima (Figuras de 1 a 4), observa-se que para o caráter peso de 50 grãos, o tamanho ótimo da amostra situou-se na faixa de 10 a 15 plantas por subparcela, para os quatro grupos de cultivares. Ainda por este método (Figura 5), pode-se considerar que o tamanho ótimo, para o caráter peso de 50 grãos, foi de 13 plantas por subparcela.

Pelo método da curvatura máxima (Figuras de 6 a 9), observa-se que, para o caráter peso de espiga, o tamanho ótimo situou-se na faixa de 12 a 17 plantas por subparcela, para os quatro

grupos de cultivares. A aplicação do mesmo método (Figura 10), permite que se considere que, para o caráter peso de espiga, o tamanho ótimo foi de 15 plantas por subparcela.

O método da curvatura máxima (Figuras de 11 a 14) permite observar-se que, para o caráter altura da planta, o tamanho ótimo situou-se próximo a 5 plantas por subparcela, para os quatro grupos de cultivares. O mesmo método (Figura 15), permite que se considere que, para o caráter altura da planta, o tamanho ótimo foi de 5 plantas por subparcela.

As considerações dos três parágrafos anteriores, permitem observar-se que, para todos os caracteres estudados, o tamanho amostral praticamente não variou entre os grupos de cultivares. O tamanho amostral variou com o caráter estudado, tendo a altura da planta, apresentado o menor valor.

7. CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos, pode-se concluir que:

a) Em todos os caracteres estudados, o maior decréscimo do coeficiente de variação ocorreu quando o tamanho amostral passou de cinco para dez plantas por subparcela, para os quatro grupos de cultivares.

b) Para cada caráter, de um modo geral, os valores médios das médias das cultivares variaram pouco com o tamanho amostral, porém mantiveram a mesma ordem de grandeza.

c) Para o caráter peso de 50 grãos, baseando-se no método da curvatura máxima, o tamanho ótimo amostral foi de treze plantas por subparcela.

d) Para o caráter peso de espiga, baseando-se no método da curvatura máxima, o tamanho ótimo amostral foi de quinze plantas por subparcela.

e) Para o caráter altura da planta, baseando-se no método da curvatura máxima, o tamanho ótimo amostral foi de cinco plantas por subparcela.

f) Dentro de cada caráter, o tamanho amostral praticamente não variou com os grupos de cultivares.

g) Dentro de cada grupo de cultivares, o tamanho amostral variou com os caracteres estudados.

8. SUMMARY

The main purpose of this work was to find out the optimum sample size for 50 kernels weight, ear weight and plant height in four groups of corn populations, namely: single crosses, double crosses, varieties and composites. Also, the optimum sample size for the groups as a whole was investigated.

To obtain estimates of the fixed effects and variance components, data were taken from two experiments conducted respectively in 1972/73 and 1973/74. The design was a split-plot with whole plots in randomized complete blocks. For each group, data of two cultivars were used.

These estimates based on experimental data were considered for simulation using the model:

$$x_{ijkl} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + t'_k + (tt')_{ik} + e_{ijk} + n_{ijkl} .$$

For each character and group, twelve sample sizes were chosen, namely: 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55 and 60 plants per sub-plot, with one hundred replications for each sample size.

For each simulated experiment an estimate of the coefficient of variation at a single plant basis was obtained. From these estimates the model $Y = A + BX + e$ was fitted, being X the reciprocal of the sample size.

Generally, for each character, the cultivar averages did not vary considerably with sample size. The method of maximum curvature was used to find the optimum size. The results indicated that optimum sizes were: 13, 15 and 5 plant per sub-plot relative to 50 kernels weight, ear weight and plant height, respectively. There was no variation in optimum sample size among groups for each character.

9. LITERATURA CITADA

- BOX, G.E.P. e M.E. MULLER, 1958. A note on the generation of random normal deviates. Annals Mathematical Statistics. Baltimore, 29: 610-611.
- D'AULÍSIO, M. de B.G., 1976. A variância dos pontos de máximo ou de mínimo de equações de regressão de segundo grau. Piracicaba, ESALQ/USP, 61 pp. (Dissertação de Mestrado).
- FEDERER, W.T., 1955. Experimental Design. Nova York, The Macmillan Company. 544 pp.
- FERREIRA, C.A., 1976. A estimativa do volume de madeira aproveitável para celulose, em povoamentos de Eucaliptus sp. Piracicaba, ESALQ/USP, 112 pp. (Dissertação de Mestrado).
- FREY, K.J. e P. RODGERS, 1961. Yield components in oats. v. optimum number of replicates and samples per plot for spikelet counts. Agronomy Journal. Madison, 53:28-29.

- GODOI, C.R. de M., 1978. Sobre a simulação de variáveis binormais. Ciência e Cultura. São Paulo, 30(6):697-701.
- HOFFMANN, R. e S. VIEIRA, 1977. Análise de Regressão: Uma Introdução à Econometria. São Paulo, HUCITEC, Editora da Universidade de São Paulo. 339 pp.
- IMMER, F.R., 1932. A study of sampling technic with sugar beets. Journal Agricultural Research. Washington, 44(8):633-647.
- KEMPTHORNE, O., 1965. The Design and Analysis of Experiments. 4a. edição. Nova York, John Wiley & Sons, Inc. 631 pp.
- KOCH, E.J. e J.A. RIGNEY, 1951. A method of estimating optimum plot size from experimental data. Agronomy Journal. Madison, 43:17-21.
- LANA, E.P.; P.G. HOMEYER e E.S. HABER, 1953. Field plot technique in vegetable crops. Proceedings American Society Horticultural Science. St. Joseph, 62:21-30.
- LeROUX, E.J., 1961. Variation between samples of fruit and of fruit damages mainly from insect pests, on apple in Quebec. Canadian Entomologist. Ottawa, 93:680-694.
- PIMENTEL GOMES, F., 1976. Curso de Estatística Experimental. 6a. edição. São Paulo, Livraria Nobel. 430 pp.
- SÁNCHEZ, F.M., 1972. Tamaño de muestra para representar poblaciones de maíz. Agrociencia. Chapingo, Série B(8):163-177.