MÉTODO DE AMOSTRAGEM PARA A AVALIAÇÃO
DO ÍNDICE DE INFECÇÃO DA FERRUGEM DO
CAFEEIRO (*Hemileia vastatrix*, Berk. e Br.).

PAULO CÉSAR LIMA

Engenheiro-Agrônomo

Orientador: Dr. ROBERTO SIMIONATO MORAES

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

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Agosto - 1979

DEDICO,

A minha esposa;

A meus pais;

A meus irmãos;

AGRADECIMENTOS

À Escola Superior de Agricultura de Lavras, à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), que tornaram possível a participação no curso de pós-graduação;

Ao Professor Dr. Roberto Simionato Moraes, pela valiosa orientação prestada na realização deste trabalho;

Ao Professor Clauzer de Souza Duarte, pela sugestão do tema, cessão dos dados de campo e, principalmente, pelo incentivo;

Ao Professor Dr. Frederico Pimentel Gomes, Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, pelos ensinamentos transmitidos;

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

Ao Professor Dr. Magno Antonio Patto Ramalho pelas preciosas sugestões e constante estímulo;

Aos colegas do curso de pós-graduação pelo companheirismo;

A Senhora Carmem Silva Menicucci de Aquino, pela versão do Resumo para o inglês;

A Senhora Rachel Corrêa Zegrini, pelo excelen
te trabalho de datilografia;

Aos funcionários da Gráfica da ESAL, pelo
ótimo trabalho realizado;

A todos que, de uma forma ou de outra, contri
buíram para a realização deste trabalho.

ÍNDICE

	página
1. RESUMO	1
2. INTRODUÇÃO	3
3. REVISÃO DE LITERATURA	5
4. FUNDAMENTOS TEÓRICOS	19
4.1. Modelo Matemático para a Amostragem Hierárquica, Modelo Aleatório	20
4.2. Variância da Média Amostral para a Amostragem - Hierárquica, Modelo Aleatório	20
4.3. A Função de Custos na Amostragem Hierárquica, Mo- delo Aleatório	23
4.4. Dimensionamento Ótimo da Amostra para a Amostra- gem Hierárquica, Modelo Aleatório	24
4.5. Modelo Mixto para a Amostragem Hierárquica a - três Estágios	26
4.5.1. Um modelo mixto para a amostragem hierár- quica a três estágios	26
4.5.2. Dimensionamento Ótimo da amostra para o modelo mixto de amostragem hierárquica a três estágios (Modelo Matemático 4.6)....	29
5. MATERIAL E MÉTODOS	33
5.1. Material	33
5.1.1. Características da região e das plantas -	

do cafezal utilizado para as amostragens e determinação dos índices de infecção...	33
5.1.2. Procedimento amostral	34
5.1.3. Estimativa dos custos de amostragem.....	35
5.1.4. Análises estatísticas	35
5.2. Métodos	36
5.2.1. Modelo matemático admitido e componentes de variância	36
5.2.2. Número ótimo de unidades amostrais, fixa da a precisão da estimativa amostral ...	39
6. RESULTADOS E DISCUSSÃO	41
7. CONCLUSÕES	57
8. SUMMARY	59
9. LITERATURA CITADA	61

1. RESUMO

O objetivo principal do presente trabalho foi a determinação de planos alternativos de amostragem para avaliação de índices de infecção da ferrugem do cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berkeley e Broome) e, ao mesmo tempo, efetuar uma análise crítica do método de amostragem comumente empregado. Para isto, foram utilizadas 24 000 amostras de cinco folhas cada, coletadas em duzentas plantas de cafezal "Piloto" da Escola Superior de Agricultura de Lavras. As amostras foram tomadas nos terços inferior, médio e superior das plantas, sendo determinado o número de pústulas da ferrugem por amostra. Os dados foram transformados para raiz quadrada.

Para as análises estatísticas, foi admitido o modelo matemático de Classificação Hierárquica:

$$y_{ijk} = \mu + p_i + p_{0ij} + f_{ijk}$$

Os efeitos relativos a "Plantas" (p_i) e "Entre Amostras dentro de Posições" (f_{ijk}), foram considerados aleatórios. Com os

quadrados médios da Análise, foram estimados os componentes de variância, verificando-se que a variação "Entre Amostras" foi muito maior do que a variação "Entre Plantas".

Para a comparação de diferentes tamanhos de amostras (diferentes números de folhas por planta e diferentes números de plantas por amostra), estimou-se a variância da média para cada tipo de amostra. Também foram comparadas as variâncias das médias amostrais com a determinada para a amostra usual, ou seja, constituída de dez folhas por planta e dez plantas. As precisões das estimativas foram comparadas através dos coeficientes de variação, verificando-se que a precisão foi maior com o aumento da amostra.

Para a determinação do tamanho ótimo da amostra foi desenvolvida uma expressão com base na Amostragem Hierárquica a dois estágios e considerados os custos de amostragem. Os resultados mostraram que a amostra ótima, fixada uma precisão de 5% da média, foi constituída por cinco folhas por planta e quarenta e sete plantas, a qual apresentou uma variância 68% inferior à obtida para o método de amostragem comumente empregado.

2. INTRODUÇÃO

Nos trabalhos de pesquisa que visam estabelecer práticas agrícolas mais eficientes no controle de pragas ou moléstias, o método de amostragem é de capital importância, haja visto que, da sua eficiência dependerá o sucesso da pesquisa em curso. O que tem sido observado, em muitas ocasiões, é que a metodologia utilizada é muito variável e, na maioria dos casos, não foi aquilatado se o procedimento amostral empregado seria o mais eficiente.

No caso de moléstias, o método de amostragem deve possibilitar o conhecimento do índice de infecção para um dado momento e avaliar a evolução da doença, o mais próximo possível da realidade.

No Brasil, nos últimos anos, as pesquisas visando o controle da ferrugem do cafeeiro, causada pelo fungo *Hemileia vastatrix* (Berkeley e Broome), tem merecido grande atenção por parte dos experimentadores.

Este patógeno provoca uma intensa queda de folhas, reduzindo a atividade fotossintética da planta e, consequentemente, causando apreciável redução na produção. Desde a sua constatação, em 1970, foram realizadas inúmeras pesquisas visando o controle químico e a obtenção de variedades resistentes. Através da determinação de curvas epidemiológicas, etc, elaboraram-se planos de combate à ferrugem, com a aplicação de fungicidas protetores.

Nestes estudos observa-se que a variação dos métodos de amostragem empregados, não só no Brasil, é muito grande, não havendo nenhuma avaliação crítica de tais métodos e não tendo sido realizado nenhum estudo que visasse estabelecer o método mais eficiente. Também verifica-se que, em quase todos os trabalhos reportados, os Coeficientes de Variação determinados foram superiores a 30% (COMPACCI et alii, 1975 ; CAMPACCI e OLIVEIRA, 1975; MANSK e MATIELLO, 1977; REIS et alii, 1978), o que, provavelmente, seja um reflexo do método de amostragem empregado.

O objetivo do estudo realizado foi a elaboração de planos de amostragem para a avaliação da incidência da ferrugem do cafeeiro, com custo mínimo da obtenção das amostras e máxima precisão na determinação da estimativa amostral, com a aplicação da técnica da Amostragem Hierárquica.

3. REVISÃO DE LITERATURA

Em estudos de amostragem deve-se ter uma definição precisa das características da população que realmente se pretende estudar, necessária à caracterização da unidade amostral mais apropriada e à determinação dos índices a serem avaliados.

Para a ferrugem do cafeeiro, a intensidade do ataque é, geralmente, estimado pelo número de lesões por folha e pela porcentagem de folhas atacadas. O número de esporos produzidos pelo fungo ou o número de lesões por área foliar representam melhor o grau de infecção da doença, contudo, segundo RAYNER (1961), o número de pústulas por folha fornece um índice aproximado, se a proporção de coalescência de micélio for baixa.

RAYNER (1961) mostrou que, com alta porcentagem de folhas atacadas, é alta a proporção de folhas com elevado número de pústulas e que a relação entre estes dois índi

ces é exponencial, podendo considerar um como uma transformação do outro.

A porcentagem de folhas atacadas é um índice mais prático, pois além de ser mais facilmente determinável, avalia melhor o efeito da ferrugem porque existe uma relação direta da incidência da doença com a densidade foliar subsequente (RAYNER, 1961). Porém, CLARKE (1961), citado por WALLIS e FIRMAN (1962), mostrou que, para dois tratamentos com a mesma porcentagem de folhas atacadas, os números de lesões por folha foram bastante diferentes. Com esta constatação con-
cluiu que os dois métodos de avaliação não são, em geral, con-
sistentes. Verificou que a porcentagem de folhas atacadas for-
nece um índice pouco sensível aos níveis de infecção da ferru-
gem do cafeeiro.

Com relação à distribuição do patógeno pela planta, RAYNER (1961) considera que existem diferenças marcantes quanto a infecção, dependendo da densidade foliar e da posição na planta. Segundo o mesmo, as folhas devem ser tomadas em várias partes da planta para uma maior representatividade da amostra.

Segundo BOCK (1962), o máximo de infecção ocor-
re na metade inferior das plantas. Comparou a intensidade do ataque da ferrugem em uma mesma planta, coletando amostras foliares em três posições: 1,5; 2,0 e 2,5 metros de altura em relação ao solo. A Tabela 1. apresenta os resultados obtidos.

Para o autor, tais diferenças são o reflexo da dispersão dos uredosporos. Esta é predominantemente pela água e, assim, a partir de um foco inicial, a dispersão é principalmente lateral e descendente. Para as partes superiores na planta é devida unicamente aos respingos de chuva. Se a dispersão fosse devida ao vento, a infecção tenderia a uma uniformidade em toda a planta.

Tabela 1. Números Médios de Pústulas da Ferrugem do Cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berk. e Br.) por Folha. Amostras de 100 Folhas por Posição.

Amostra	1,5 m	2,0 m	2,5 m
1	4,1	1,7	0,4
2	3,8	2,7	0,8
3	3,9	1,6	0,2
4	4,3	3,1	0,5
Médias	4,0	2,3	0,5

Fonte: BOCK (1962)

Com base nestas observações, BOCK discorda de RAYNER (1961), indicando amostras formadas unicamente por folhas coletadas na parte inferior das plantas porque a inclusão de folhas da parte superior aumentaria, grandemente, o erro amostral.

Mesmo para ensaios da mesma natureza, a variabilidade dos métodos empregados, como foi citado anteriormente, é muito grande, tanto quanto ao número de plantas na amostra quanto ao número de folhas coletadas por planta. Também existem discordâncias com relação à posição de coleta das folhas.

Os métodos de amostragem, geralmente utilizados, baseiam-se em amostras de ramos marcados ou de folhas tomadas ao acaso, em todo o contorno das plantas.

A técnica da amostragem por ramos marcados foi desenvolvida por TAPLEY (citação de BURDEKIN, 1964), em Lyamunku, Tanganyika, para a avaliação da incidência do "bicho mineiro", de ferrugens e de outras doenças. Consiste na marcação de um ramo primário, ao acaso, por planta, no qual são contadas as folhas de dez nós (contados a partir da extremidade do ramo), e também o número destas folhas que estiverem atacadas. O índice de infecção ou de infestação é dado pela razão entre o número de folhas atacadas e o número total de folhas nos dez nós.

HOCKING (1967) utilizou o método descrito na avaliação dos efeitos de fungicidas para a ferrugem do cafeeiro. Usou parcelas com apenas uma planta, repetidas vinte vezes. Em cada planta selecionou um ramo primário para as observações. Sendo que um ramo primário contém, no máximo vinte folhas (BURDEKIN, 1964), cada fungicida foi avaliado através da observação feita em, no máximo, quatrocentas folhas

de vinte plantas distintas.

Na amostragem por folha, o tamanho da amostra é muito variável. RAYNER (1961) coletou amostras de cem folhas em parcelas de cinco plantas, tomando-as em diferentes posições nas plantas. BOCK (1962) utilizou parcelas de vinte plantas, coletando cem folhas por parcela e não incluindo folhas das partes superiores das plantas. PARK e BURDEKIN (1964) tomaram amostras de dez folhas por planta, coletadas em toda a superfície das plantas, em parcelas com três plantas.

Para a maioria dos trabalhos realizados no Brasil, utilizou-se amostras de cem folhas em parcelas de dez plantas (ALMEIDA et alii, 1974; MIGUEL et alii, 1974; REIS et alii, 1978). Em cada planta eram coletadas dez folhas, aleatoriamente, no terço médio ou inferior. No entanto, existem vários autores que utilizaram outros tipos de amostras. CHAVES et alii (1970), coletaram cinco a dez folhas da parte inferior de vinte plantas que constituíam as parcelas. NEWALL e ORILLO (1971) preferiram amostras de cinco folhas por planta em parcelas com cinco árvores. OKIOGA (1976) tomou setenta folhas, ao acaso, de nove plantas centrais de parcelas com vinte e cinco árvores.

Não se tem conhecimento de estudos visando a caracterização de amostras para possibilitarem a determinação de índices de ataque da ferrugem do cafeeiro. Em geral, são poucos os estudos de amostragem com índices de ataque de pragas ou de infecção de moléstias, que utilizaram o método da

Amostragem Hierárquica. Em outros campos de pesquisas, a Amostragem Hierárquica é frequentemente empregada como uma técnica para a determinação de métodos de amostragem apropriados.

Como uma aplicação em análises químicas em laboratório, foi desenvolvido um estudo por MARCUSE (1949), utilizando a técnica citada e visando a obtenção de amostras ideais para a determinação do teor de umidade em queijos.

A autora empregou a amostragem hierárquica a três estágios, definidos como:

- 1º estágio - amostras de lotes de queijos;
- 2º estágio - amostras de queijos em cada lote;
- 3º estágio - amostras em cada queijo.

Nas amostras dos queijos foram feitas as determinações dos teores de umidade. MARCUSE admitiu a aditividade dos efeitos das unidades amostrais nos três níveis, definindo o teor de umidade determinado na amostra k do queijo j e lote i de queijos (Y_{ijk}), como:

$$Y_{ijk} = \mu + l_i + q_{ij} + e_{ijk}$$

onde:

- μ é a média populacional;
- l_i é o lote i de queijos;
- q_{ij} é o queijo j no lote i;
- e_{ijk} é a amostra k, no queijo j, do lote i.

As variáveis l_i , q_{ij} e e_{ijk} foram assumidas aleatórias, com médias e covariâncias nulas e variâncias iguais a σ_l^2 , σ_q^2 e σ_e^2 , respectivamente.

Para determinar a precisão da média amostral, MARCUSE (1949) estimou as variâncias entre amostras, (σ_e^2) , entre queijos (σ_q^2) e entre lotes (σ_l^2) . Para a obtenção destes componentes de variância tomou, aleatoriamente, três lotes de queijos escolhendo, também ao acaso, dois queijos de cada lote. De cada queijo selecionado coletou duas amostras, nas quais foram determinados os teores de umidade. Determinou s_l^2 , s_q^2 e s_e^2 (estimativas de σ_l^2 , σ_q^2 e σ_e^2 , respectivamente), através dos Quadrados Médios da Análise de Variância dos teores de umidade determinados, dadas por:

$$\begin{aligned} s_l^2 &= \frac{1}{4} (QML - QMQ) ; \\ s_q^2 &= \frac{1}{2} (QMQ - QME) ; \\ s_e^2 &= QME ; \end{aligned}$$

onde:

QML : Quadrado Médio Entre Lotes de Queijos;

QMQ : Quadrado Médio Entre Queijos dentro de Lotes;

QME : Quadrado Médio Entre Amostras dentro de Queijos;

Para o dimensionamento ótimo da amostra, a autora considerou o custo total da amostra (c_t) como um função

dos custos relativos a seleção e coleta da amostra e da determinação da unidade da amostra. Estimou os custos da seleção de um lote de queijos (c_1), da escolha de um queijo do lote (c_q) e da coleta de uma amostra no queijo escolhido e posterior determinação do teor de umidade (c_e).

Com as estimativas dos componentes de variância (s_1^2 , s_q^2 , s_e^2) e dos custos relativos de amostragem (c_1 , c_q , c_e), exprimiu a variância da média amostral (s_y^2) e o custo total da amostra (c_t), como funções dos números de lotes de queijos (n_1); de queijos em cada lote (n_q) e de amostras em cada queijo (n_e), a serem determinados. O sistema (1) mostra as funções citadas:

$$s_y^2(n_1, n_q, n_e) = \frac{1}{n_1} s_1^2 + \frac{1}{n_1 n_q} s_q^2 + \frac{1}{n_1 n_q n_e} s_e^2 \quad (1)$$

$$c_t(n_1, n_q, n_e) = c_1 n_1 + c_q n_1 n_q + c_e n_1 n_q n_e$$

As soluções para o sistema (1), para a maximização da precisão da média amostral, sendo fixado o custo total da amostra igual a c_0 e com duas amostras por queijo; foram deduzidas por MARCUSE (1949). Os números ótimos de lotes de queijos (n_1') e de queijos por lote (n_q') foram determinados pelas expressões:

$$n'_1 = \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{c_1}\right)} \cdot \frac{c_0}{\left[\sqrt{(s_1^2 c_1)} + \sqrt{(\alpha \beta)}\right]}$$

$$n'_q = \sqrt{\left(\frac{c_1}{s_1^2}\right)} \cdot \sqrt{\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)}$$

onde:

$$\alpha : s_q^2 + \frac{s_e^2}{2} ;$$

$$\beta : c_q + 2 \cdot c_2 .$$

Um estudo em parte semelhante ao descrito mas para a Amostragem Hierárquica a dois estágios, foi desenvolvido por LeROUX e REIMER (1959) na elaboração de planos de amostragem, para a estimação da infestação de duas pragas da maçã. Os autores trabalharam com os índices de incidência dos estágios imaturos de *Spilonota ocellana* e *Coleophora serratela*, determinados em um pomar de Rougemont, Quebec.

Para a obtenção dos índices de incidência, o pomar foi dividido em quatro blocos iguais. Em cada bloco, se lecionaram cinco macieiras, ao acaso, sendo cada uma dividida em duas posições: metade superior (T) e metade inferior (I). Cada parte foi subdividida em quatro quadrantes, de acordo com os pontos cardeais (N, S, L, O). Desta forma, para cada planta foram delimitadas oito secções; NT, ST, ..., OI. Em cada secção foram coletados, aleatoriamente, vinte e cinco ra

mos nos quais foram contados os estágios iniciais das pragas.

No modelo matemático admitido, apenas os efeitos de plantas e ramos dentro de plantas foram considerados aleatórios. As esperanças matemáticas dos Quadrados Médios para as diferentes fontes de variação são apresentadas na Tabela 2.

Para a determinação do tamanho ideal da amostra, necessária para a obtenção da estimativa da densidade populacional com um erro prefixado e custo mínimo, os autores estimaram os componentes de variância entre plantas (s_t^2) e dentro de plantas (s_r^2), além dos custos de seleção de uma planta (c_t) e da coleta de um ramo e contagem dos estágios das pragas (c_r).

Determinaram o número de ramos por planta (n'_r), pela expressão deduzida por SNEDECOR (1946), para a amostragem hierárquica a dois estágios:

$$n'_r = \sqrt{\left[\frac{c_t s_r^2}{c_r s_t^2} \right]}$$

Determinado o número ótimo de ramos por planta, calcularam o Coeficiente de Variação entre plantas (CV_t), pela expressão seguinte:

$$CV_t = \frac{100}{\hat{\bar{y}}} \sqrt{\frac{s_r^2}{n'_r} + s_t^2}$$

onde $\hat{\bar{y}}$ é a estimativa da média populacional.

Tabela 2. Fontes de Variação e Esperanças Matemáticas dos Quadrados Médios. Modelo de Classificação Hierárquica.

Fontes de Variação	G.L.	E(QM)
Entre Árvores	(19)	
Blocos	3	$\sigma_t^2 + 8 \sigma_t^2 + 40 k_B^2$
Árvores : Blocos	16	$\sigma_r^2 + 8 \sigma_t^2$
Dentro de Árvores	(140)	
Níveis	1	$\sigma_r^2 + 80 k_N^2$
Quadrantes	3	$\sigma_r^2 + 40 k_Q^2$
Níveis x Quadrantes	3	$\sigma_r^2 + 20 k_{NQ}^2$
Resíduo	133	σ_r^2

k_B^2 : soma dos efeitos quadráticos de Blocos;

k_N^2 : soma dos efeitos quadráticos de Níveis;

k_Q^2 : soma dos efeitos quadráticos de Quadrantes;

k_{NQ}^2 : soma dos efeitos quadráticos da interação Níveis x Quadrantes;

Fonte: LeROUX e REIMER (1959).

Considerando um erro padrão de d por cento - da média, o número de plantas (n_t'), necessário para uma amostra

tra cujo custo total é mínimo, foi obtido por:

$$n'_t = \left(\frac{CV_t}{d} \right)^2$$

Outro estudo, utilizando a técnica da amostra gem hierárquica com dados de infestação de pragas, foi repor- tado por ARRUDA (1968), na avaliação da incidência de pulgões do algodoeiro (*Aphis gossipii*).

O ensaio básico era constituído por vinte par- celas, cada uma com seis linhas de dez metros de comprimento, plantadas com algodão. Em cada parcela, o autor selecionou - três linhas e escolheu, ao acaso, uma planta em cada linha. De cada planta tomou uma folha do ponteiro, na qual era deter- minado o número de pulgões.

Os dados de contagem obtidos se ajustaram por uma distribuição Binomial Negativa e foram transformadas para a escala logarítmica. A nova variável obtida (y_{ijk}), repre- sentando o logarítmo natural do número de pulgões em uma fo- lha da planta k , linha j e parcela i , foi definida como:

$$y_{ijk} = \mu + p_i + l_{ij} + f_{ijk}$$

onde:

μ é a média populacional ;

p_i é a parcela i ;

l_{ij} é a linha j na parcela i ;

f_{ijk} é a planta k , na parcela i e linha j ;

Para a obtenção dos componentes de variância, o autor admitiu como fixo apenas o efeito da média populacional, embora, em cada parcela tivesse selecionado as três linhas sistematicamente.

Considerando que os números de repetições mais comuns na experimentação de campo variam entre quatro e seis, ARRUDA comparou as estimativas da variância da média amostral, fixando em quatro ou seis o número de parcelas e variando os números de linhas por parcela e de plantas por linha. As estimativas da variância da média ($s_{\bar{y}}^2$), foram obtidas pela expressão:

$$s_{\bar{y}}^2 = \frac{1}{n_p} s_p^2 + \frac{1}{n_p n_l} s_l^2 + \frac{1}{n_p n_l n_f} s_f^2$$

onde:

- n_p : número de parcelas (quatro ou seis);
- n_l : número de linhas por parcela;
- n_f : número de plantas por linha.

Com as comparações efetuadas observou que para a redução na variância da média seria mais eficiente aumentar o número de linhas por parcela, principalmente. Por outro lado, o aumento do número de linhas por parcela acarretaria grande aumento nos custos dos experimentos, já que seria necessário plantar e cultivar maiores áreas.

Na determinação do tamanho ótimo da amostra, ARRUDA desconsiderou a contribuição das parcelas, não computando a variação entre parcelas nem o custo relativo às mes-

mas. Fixou em quatro ou seis o número de parcelas na amostra e utilizou as expressões deduzidas por SNEDECOR (1946), para a amostragem hierárquica a dois estágios.

O número de linhas por parcela (n'_1) e o número de plantas por linha (n'_f), que maximizam a precisão da estimativa amostral, se o custo total da amostra é c_0 , foram calculados através das equações:

$$n'_1 = \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{c_1} \right)} \cdot \frac{c_0}{\left[\sqrt{(c_1 s_1^2)} + \sqrt{(c_f s_f^2)} \right]}$$

$$n'_f = \sqrt{\left(\frac{c_1 s_f^2}{c_f s_1^2} \right)}$$

4. FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Uma técnica estatística frequentemente usada em estudos de amostragem, consiste em uma subamostragem aleatória, designada "Amostragem Hierárquica" por MAHALANOBIS (citação de GANGULI, 1941). Na Amostragem Hierárquica, as amostras são coletadas em níveis ou estágios hierárquicos, ou seja, cada estágio é formado por ramos de um estágio antecedente (STEEL e TORRIE, 1960). Os estágios são grupos de amostras, cada grupo com uma ou mais amostras. Cada um dos grupos de um determinado estágio da classificação é originado de ramos de apenas uma amostra de um estágio anterior.

Convém ressaltar que, quando as amostras avaliadas em todos ou em parte dos grupos de um estágio, a classificação é "cruzada" ao invés de hierárquica. Neste caso, o modelo matemático relativo à classificação, admite um efeito interativo entre os fatores ou critérios (MARCUSE, 1949).

4.1. Modelo Matemático para a Amostragem Hierárquica, Modelo Aleatório.

Em uma classificação hierárquica, a população em estudo é dividida em ramos primários (E_1) sendo cada ramo primário dividido em ramos secundários (E_2) e, assim, sucessivamente, até a obtenção das categorias finais da população (E_w).

A amostragem é efetuada pela escolha aleatória de n_1 ramos primários, n_2 ramos secundários e, sucessivamente, até a seleção de n_w ramos amostrais no último estágio da classificação.

Admitindo a aditividade dos efeitos nos diferentes estágios da amostragem, pode-se definir uma observação obtida por amostragem hierárquica ($y_{ij\dots w}$), pela equação 4.1.

$$y_{ij\dots w} = \mu + a_i + b_{ij} + \dots + z_{ij\dots w} \quad (4.1)$$

onde μ representa a média populacional e as variáveis a_i , b_{ij} , $\dots$, $z_{ij\dots w}$ são admitidas aleatórias, com médias e covariâncias nulas e variâncias dadas por σ_a^2 , σ_b^2 , $\dots$, σ_z^2 .

4.2. Variância da Média Amostral para a Amostragem Hierárquica, Modelo Aleatório.

Da equação 4.1, pode-se escrever, para a mé-

dia amostral:

$$\begin{aligned} \bar{y} = \mu &+ \frac{1}{n_1} \sum_i^{n_1} a_i + \frac{1}{n_1 n_2} \sum_i^{n_1} \sum_j^{n_2} b_{ij} + \dots + \\ &+ \frac{1}{n_1 n_2 \dots n_w} \sum_i^{n_1} \sum_j^{n_2} \dots \sum_w^{n_w} z_{ij \dots w} \end{aligned}$$

Consideradas as hipóteses anteriores, a variância da média amostral $(\sigma_{\bar{y}}^2)$ é dada pela equação 4.2.

$$\sigma_{\bar{y}}^2 = \frac{1}{n_1} \sigma_a^2 + \frac{1}{n_1 n_2} \sigma_b^2 + \dots + \frac{1}{n_1 n_2 \dots n_w} \sigma_z^2 \quad (4.2)$$

Como exemplo, para a classificação hierárquica a três estágios, a variância da média amostral $(\sigma_{\bar{y}_3}^2)$, é dada por:

$$\sigma_{\bar{y}_3}^2 = \frac{1}{n_1} \sigma_1^2 + \frac{1}{n_1 n_2} \sigma_2^2 + \frac{1}{n_1 n_2 n_3} \sigma_3^2$$

As esperanças matemáticas dos Quadrados Médios da Análise de Variância, são apresentadas na Tabela 3., - onde os Quadrados Médios são determinados a partir das correspondentes Somas de Quadrados, obtidas da maneira usual.

Tabela 3. Causas de Variação e Esperanças Matemáticas dos Quadrados Médios da Análise de Variância para a Amostragem Hierárquica a Três Estágios, Modelo II.

Causas de Variação	G.L.	QM	E (QM)
Entre Ramos E_1	$n_1 - 1$	QM_1	$\sigma_3^2 + n_3 \sigma_2^2 + n_2 n_3 \sigma_1^2$
Entre E_2 dentro de Ramos E_1	$n_1 (n_2 - 1)$	QM_2	$\sigma_3^2 + n_3 \sigma_2^2$
Entre E_3 dentro de Ramos E_2	$n_1 n_2 (n_3 - 1)$	QM_3	σ_3^2

Fonte: GANGULI (1941)

Com as informações contidas na Tabela 3., podem ser obtidas as estimativas dos componentes de variância, dadas pelas equações seguintes:

$$QM_1 = s_3^2 + n_3 s_2^2 + n_2 n_3 s_1^2$$

$$QM_2 = s_3^2 + n_3 s_2^2$$

$$QM_3 = s_3^2$$

Resolvendo as equações anteriores para s_1^2 , s_2^2 e s_3^2 , estimativas de σ_1^2 , σ_2^2 e σ_3^2 , respectivamente, pode-se obter a estimativa da variância da média amostral ($s_{\bar{y}_3}^2$), pela equação 4.3.

$$s_{\bar{y}_3}^2 = \frac{1}{n_1} s_1^2 + \frac{1}{n_1 n_2} s_2^2 + \frac{1}{n_1 n_2 n_3} s_3^2 \quad (4.3)$$

4.3. A Função de Custos na Amostragem Hierárquica, Modelo Aleatório.

Na elaboração e avaliação de planos de amostragem, geralmente são considerados os custos relativos da obtenção das amostras. Assume-se que o custo em cada estágio da classificação é proporcional ao número de unidades amostradas no nível considerado e que o custo por unidade é conhecido, ou seja, custos de pessoal técnico, tempo e equipamento necessários à coleta e determinação de índices ou mensurações nas amostras.

Desta forma, o custo total da amostra é uma função linear dos números de unidades amostradas nos diferentes níveis, com coeficientes representando os custos por unidade amostral nos níveis considerados.

Sendo p_1 , p_2 , etc, os custos de uma unidade amostral no primeiro estágio, segundo estágio, etc; de acordo com as hipóteses anteriores, o custo total da amostra (C_t) pode ser definido como em 4.4.

$$C_t = p_1 n_1 + p_2 n_1 n_2 + \dots + p_w n_1 n_2 \dots n_w \quad (4.4)$$

onde n_1 , n_2 , etc, são os números de unidades amostrais, de

finidos anteriormente.

Considerando que, em geral, os custos das unidades amostrais não são conhecidos, suas estimativas podem ser obtidas através de avaliações preliminares .

Se c_1 , c_2 e c_3 são as estimativas dos custos de uma unidade primária, uma unidade secundária e uma unidade terciária, o custo total da amostra (c_t) , para a amostragem hierárquica a três estágios, é dado por 4.5.

$$c_t = c_1 n_1 + c_2 n_1 n_2 + c_3 n_1 n_2 n_3 \quad (4.5)$$

4.4. Dimensionamento Ótimo da Amostra para a Amostragem Hierárquica, Modelo Aleatório.

O procedimento estatístico para a elaboração de planos de amostragem, fixado o custo total da amostra ou a precisão requerida da estimativa amostral, consiste na solução do sistema de equações constituído pela variância da média e do custo total como funções de n_1 , n_2 , etc, a serem determinados.

As estimativas dos componentes de variância são obtidos através dos Quadrados Médios da Análise de Variância de um ensaio preliminar, fixados n_1^* , n_2^* , ..., n_w^* ramos primários, ramos secundários, etc.

Com as estimativas dos componentes de variân-

cia e dos custos de amostragem, também obtidos de ensaios preliminares, pode-se obter os números ótimos de unidades amostrais para cada estágio da classificação. As soluções ótimas podem ser obtidas com a introdução de multiplicadores de "Lagrange", fixando a precisão da estimativa amostral ou o custo total da amostra. São utilizadas a variância da média e o custo total da amostra como funções destes números a serem de terminados.

Tomando como exemplo a amostragem hierárquica a três estágios, o sistema de equações é formado pelas equações 4.3 e 4.5, tomadas como funções de n_1 , n_2 e n_3 . O sistema corresponde a (2).

$$\begin{aligned} s_{\bar{y}_3}^2(n_1, n_2, n_3) &= \frac{1}{n_1} s_1^2 + \frac{1}{n_1 n_2} s_2^2 + \frac{1}{n_1 n_2 n_3} s_3^2 \\ c_t(n_1, n_2, n_3) &= c_1 n_1 + c_2 n_1 n_2 + c_3 n_1 n_2 n_3 \end{aligned} \quad (2)$$

SNEDECOR (1946) apresenta as soluções ótimas para o sistema (2), visando minimizar o custo total ou maximizar a precisão da estimativa amostral, cujas expressões são:

$$\begin{aligned} n'_{c1} &= \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{c_1} \right)} \cdot \left[\frac{1}{v_0} \sum_i^3 (c_i s_i^2) \right] \\ n'_{v1} &= \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{c_1} \right)} \cdot \left[\frac{c_0}{\sum_i^3 (c_i s_i^2)} \right] \end{aligned}$$

$$n_2' = \sqrt{\left(\frac{c_1 s_2^2}{c_2 s_1^2} \right)}$$

$$n_3' = \sqrt{\left(\frac{c_2 s_3^2}{c_3 s_2^2} \right)}$$

onde n_{c1}' é o número ótimo de unidades amostrais no primeiro estágio se a variância da média (v_0) é prefixada e n_{v1}' o número ótimo de unidades primárias se o custo total da amostra (c_0) é predeterminado. Os números ótimos de unidades amostrais no segundo estágio (n_2') e no terceiro (n_3'), independentemente de que seja fixada a precisão da estimativa amostral ou o custo total da amostra.

4.5. Modelo Mixto para a Amostragem Hierárquica a Três Estágios.

Em alguns estudos utilizando a classificação hierárquica, são feitas seleções sistemáticas de unidades amostrais em certos estágios da população. Nestes casos, o modelo matemático admite efeitos fixos e é designado "Modelo Mixto" de Classificação Hierárquica.

4.5.1. Um modelo mixto para a amostragem hierárquica a três estágios.

Seja o modelo matemático para a amostragem hi

erárquica a três níveis, definido por 4.6.

$$y_{ijk} = \mu + a_i + b_{ij} + c_{ijk} \quad (4.6)$$

com:

$$i : 1, 2, \dots, n_a;$$

$$j : 1, 2, \dots, n_b;$$

$$k : 1, 2, \dots, n_c;$$

onde y_{ijk} é a observação k do terceiro estágio, na amostra j do segundo estágio dentro da amostra i do primeiro estágio;

μ é a média populacional ;

a_i é o efeito da amostra i do primeiro estágio;

b_{ij} é o efeito da amostra j do segundo estágio dentro da amostra i do primeiro;

c_{ijk} é o efeito da amostra k do terceiro estágio, dentro da amostra j do segundo estágio e amostra i do primeiro.

Sendo considerados fixos os componentes μ e b_{ij} , enquanto que a_i e c_{ijk} são admitidos aleatórios, o modelo 4.6 representa um modelo mixto, a três níveis. Podem ser admitidas as seguintes hipóteses:

$$E(a_i) = E(c_{ijk}) = 0$$

$$E(b_{ij}) = b_{ij}$$

$$\text{COV}(a_i, c_{ijk}) = 0$$

$$E(a_i^2) = \sigma_a^2$$

$$E(b_{ij}^2) = b_{ij}^2$$

$$E(c_{ijk}^2) = \sigma_c^2$$

$$\sum_i b_{ij} = \sum_j b_{ij} = \sum_i \sum_j b_{ij} = 0$$

As esperanças matemáticas dos Quadrados Médios das Análise de Variância, relativa ao modelo 4.6, admitidas as hipóteses anteriores, são apresentadas na Tabela 4.

Para o modelo 4.6, a média amostral é definida como:

$$\bar{Y}_3 = \mu + \frac{1}{n_a} \sum_i a_i + \frac{1}{n_a n_b n_c} \sum_i \sum_j \sum_k c_{ijk}$$

cujas variância é dada pela equação 4.7.

$$\sigma_{\bar{Y}_3}^2 = \frac{1}{n_a} \sigma_a^2 + \frac{1}{n_a n_b n_c} \sigma_c^2 \quad (4.7)$$

Tabela 4. Esperanças Matemáticas dos Quadrados Médios para o Modelo Mixto de Amostragem Hierárquica a Três Níveis (Modelo Matemático 4.6).

Causas de Variação	G.L.	QM	E(QM)
Entre Ramos E_1	$n_a - 1$	QM_a	$\sigma_c^2 + n_b n_c \sigma_a^2$
Entre Ramos E_2			
dentro de E_1	$n_a (n_b - 1)$	QM_b	$\sigma_c^2 + \frac{n_c}{n_a (n_b - 1)} \sum_i \sum_j b_{ij}^2$
Entre Ramos E_3			
dentro de E_2	$n_a n_b (n_c - 1)$	QM_c	σ_c^2

4.5.2. Dimensionamento Ótimo da amostra para o modelo mixto de amostragem hierárquica a três estágios (Modelo Matemático 4.6).

A variância da média amostral e o custo total da amostra são tomadas como funções do número de unidades primárias (n_a) e do número de unidades terciárias (n_c). As equações são apresentadas no sistema (3).

$$s_{\bar{Y}_3}^2(n_a, n_c) = \frac{1}{n_a} s^2 + \frac{1}{n_a n_c} \left(\frac{s_c^2}{n_b} \right) \quad (3)$$

$$c_t(n_a, n_c) = (c_a + c_b n_b) n_a + (c_c n_b) n_a n_c$$

onde s_a^2 e s_c^2 são as estimativas dos componentes de variân-

cia relativas ao primeiro e ao terceiro estágios.

Se fizer-se:

$$s_1^2 = s_a^2$$

$$s_2^2 = \frac{1}{n_b} s_c^2$$

$$c_1 = c_a + c_b n_b$$

$$c_2 = c_c n_b$$

$$n_1 = n_a$$

$$n_2 = n_c$$

então o sistema (3) poderá ser escrito como em (4), correspondente à amostragem hierárquica a dois estágios.

$$s_{\bar{y}_2}^2(n_1, n_2) = \frac{1}{n_1} s_1^2 + \frac{1}{n_1 n_2} s_2^2 \quad (4)$$

$$c_t(n_1, n_2) = c_1 n_1 + c_2 n_1 n_2$$

As soluções ótimas para o sistema (4) são apresentadas por SNEDECOR (1946). Chamando n'_{c1} o número ótimo de unidades primárias, se for fixada a variância da média (v_o), n'_{v1} no caso de fixado o custo da amostra (c_o) e n'_2 o número ótimo de unidades secundárias, fixado o custo total ou a variância, as soluções podem ser obtidas pelas equações seguintes:

$$n'_{c1} = \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{c_1}\right)} \cdot \frac{\left[\sqrt{(c_1 s_1^2)} + \sqrt{(c_2 s_2^2)}\right]}{v_0}$$

$$n'_{v1} = \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{c_1}\right)} \cdot \frac{c_0}{\left[\sqrt{(c_1 s_1^2)} + \sqrt{(c_2 s_2^2)}\right]}$$

$$n'_2 = \sqrt{\left(\frac{c_1 s_2^2}{c_2 s_1^2}\right)}$$

Comparando os sistemas (3) e (4), pode-se escrever as soluções ótimas para o modelo mixto de amostragem hierárquica a três estágios, com b_{ij} fixo, definido em 4.6, como:

$$n'_{ca} = \sqrt{\left(\frac{s_a^2}{c_a}\right)} \cdot \frac{\left[\sqrt{(c'_a s_a^2)} + \sqrt{(c_c s_c^2)}\right]}{v_0}$$

$$n'_{va} = \sqrt{\left(\frac{s_a^2}{c'_a}\right)} \cdot \frac{c_0}{\left[\sqrt{(c'_a s_a^2)} + \sqrt{(c_c s_c^2)}\right]}$$

$$n'_c = \frac{1}{n_b} \left[\sqrt{\left(\frac{c'_a s_c^2}{c_c s_a^2}\right)} \right]$$

onde $c'_a = c_a + c_b n_b$.

Definindo um erro padrão da média amostral como a porcentagem d da média, o número ótimo de unidades primárias, para a minimização do custo total da amostra, pode

ser determinado por um procedimento equivalente, considerando-se n'_c unidades já definido para o terceiro estágio, como:

$$n'_a = \frac{1}{v_o} \sqrt{s_a^2 + \frac{s_c^2}{n_b n_c}}$$

onde $v_o = (d \cdot \frac{\hat{y}}{\bar{y}})^2$.

5. MATERIAL E MÉTODOS

5.1. Material

Para a realização deste estudo foi escolhido o cafezal "Piloto", da Escola Superior de Agricultura de Lavras, cujas plantas apresentavam-se uniformes em termos de área foliar e altura, dentro dos padrões da variedade.

5.1.1. Características da região e das plantas do cafezal utilizado para as amostragens e determinações dos índices de infecção.

O cafezal Piloto possui cerca de cinco mil plantas da variedade Mundo Novo LCP 379/19, plantadas em Latossol Roxo Distrófico, no espaçamento de quatro por dois metros, com dois pés por cova.

A cidade de Lavras, situada na região cafeeira do sul de Minas Gerais, é caracterizada por médias anuais

de temperatura igual a 19,39°C - de precipitação pluviométrica igual a 149,3 mm e 74% de umidade relativa. A altitude é de 900 metros e a classificação climática, segundo Koeppen, é Cwb.

Em junho de 1974, quando da realização das amostragens, as plantas apresentavam um porte médio aproximado de 3,5 metros, característico da variedade. O número médio de folhas por planta era de dez mil folhas, estimado a partir da área foliar (GOMIDE et alii, 1976).

As condições de ataque do fungo eram intensas, favorecidas pela não utilização de controle fitossanitário. - Também a alta produção do ano agrícola favoreceu a moléstia, de acordo com a relação mostrada por MANSK et alii (1975), - entre a produção de café e a incidência da ferrugem.

5.1.2. Procedimento amostral

Foram escolhidas, aleatoriamente, duzentas - plantas do cafezal, cada qual sendo dividida em três posições: terço inferior; terço médio e terço superior. Em cada posição foram coletadas, também ao acaso, duzentas folhas para a formação de quarenta amostras de cinco folhas cada.

As folhas foram tomadas em todo o contorno das plantas, colhidas no terceiro ou quarto nós, a partir da extremidade dos ramos. O amostrador foi orientado para colher as folhas do terço inferior a uma altura de um metro, em relação

ao solo. As folhas do terço médio eram coletadas na altura - de 1,5 a 1,8 metros e, no terço superior, as folhas de ramos situados acima de dois metros.

As folhas colhidas eram colocadas em embalagens plásticas, identificadas por planta e posição de coleta e levadas ao laboratório, onde seriam efetuadas as contagens das pústulas.

No laboratório eram separadas, aleatoriamente, quarenta amostras de cinco folhas, por posição e planta, sendo contadas as lesões causadas pela ferrugem, em cada amostra.

5.1.3. Estimativa dos custos de amostragem

Sob condições controladas, foram realizadas coletas de amostras de cinco folhas cada, neste mesmo cafezal, para a obtenção dos custos de amostragem. Para estes testes, usou-se o mesmo técnico amostrador, considerando-se condições análogas às do ensaio. Foram realizadas repetidas amostragens para uma melhor avaliação dos custos.

Os custos foram computados considerando-se o tempo gasto na coleta, identificação, separação das amostras e contagens das pústulas, além dos custos de material necessário, tal como as embalagens para o transporte.

5.1.4. Análises estatísticas

As análises estatísticas foram realizadas com

o auxílio do computador DIGITAL PDP 11/45, do Centro de Processamento de Dados da ESAL. Os programas, em linguagem FORTRAN, foram desenvolvidos pelo Corpo Técnico do CPD-ESAL.

5.2. Métodos

Para as análises estatísticas, os números de pústulas determinados por amostra de cinco folhas, foram divididos por cinco, obtendo-se um índice de número de pústulas - por folha.

Inicialmente foram estimados os coeficientes de assimetria e de curtose (SNEDECOR, 1946) e utilizado o teste de Qui-Quadrado (KENDALL e STUART, 1973), verificando-se a não normalidade dos dados de números de pústulas por folha.

Foi utilizada a transformação raiz quadrada - dos números de pústulas, sugerida por BARTLETT (1947) para dados que se ajustam a uma distribuição de Poisson, verificando-se que a distribuição da nova variável obtida foi, aproximadamente Normal, satisfazendo à pressuposição básica da Análise de Variância.

5.2.1. Modelo matemático admitido e componentes de variância.

Considerando o tipo de amostragem realizada,

foi estabelecido o modelo matemático 5.1, que define a raiz quadrada do número de pústulas por folha da amostra k , no terço j da planta i (y_{ijk}):

$$y_{ijk} = \mu + p_i + p_{o_{ij}} + f_{ijk} \quad (5.1)$$

onde:

- μ é a média populacional ;
- p_i é a planta i ($i: 1, 2, \dots, 200$) ;
- $p_{o_{ij}}$ é a posição j ($j: 1, 2, 3$) , na planta i ;
- f_{ijk} é a amostra k ($k: 1, 2, \dots, 40$) , da posição j da planta i .

Os componentes p_i e f_{ijk} foram considerados aleatórios, com médias e covariâncias nulas e variâncias iguais a σ_p^2 e σ_f^2 , respectivamente. Os componentes μ e $p_{o_{ij}}$ representaram efeitos fixos.

As esperanças matemáticas dos Quadrados Médios da Análise de Variância dos números de pústulas, segundo as hipóteses admitidas para o modelo 5.1, são apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5. Causas de Variação e Esperanças Matemáticas dos Quadrados Médios para o Modelo Mixto de Amostragem Hierárquica (5.1), com o Componente b_{ij} Fixo.

Causas de Variação	G.L.	E(QM)
Entre Plantas	199	$\sigma_f^2 + 120 \sigma_p^2$
Entre Posições		
dentro de Plantas	400	$\sigma_f^2 + \frac{1}{100} \sum_i \sum_j b_{ij}^2$
Entre Amostras		
dentro de Posições	23.400	σ_f^2

Para a dedução das esperanças matemáticas, também foi admitida a hipótese:

$$\sum_i b_{ij} = \sum_j b_{ij} = \sum_i \sum_j b_{ij} = 0$$

As estimativas dos componentes de variância - relativas às variações entre plantas (s_p^2) e entre amostras (s_f^2) foram obtidas por:

$$s_f^2 = \text{Quadrado Médio Entre Amostras Dentro de Posições ;}$$

$$s_p^2 = \frac{1}{120} (\text{Quadrado Médio Entre Plantas} - \text{Quadrado Médio Entre Amostras Dentro de Posições}) ;$$

A variância estimada da média amostral (s_y^2),

foi obtida através da expressão:

$$s_{\frac{2}{Y}}^2 = \frac{1}{200} s_p^2 + \frac{1}{24.000} s_f^2$$

5.2.2. Número ótimo de unidades amostrais, fixada a precisão da estimativa amostral.

O número ótimo de amostras por planta (n_f'), foi determinado por:

$$n_f' = \frac{1}{n_{po}} \cdot \sqrt{\left(\frac{c_p' s_f^2}{c_f s_p^2} \right)}$$

sendo

$$c_p' = c_p + c_{po} n_{po}$$

onde:

n_{po} : número de posições por planta ;

c_{po} : custo da mudança de uma para outra posição de amostragem em um planta ;

c_p : custo de locomoção de uma para outra - planta;

O cálculo do número de plantas (n_p'), necessário para um erro padrão de d por cento da média amostral, foi feito através da seguinte equação:

$$n_p' = \frac{1}{v_o} \sqrt{s_p^2 + \frac{s_f^2}{n_{po} n_f'}}$$

onde $v_0 = (d \cdot \hat{y})^2$ e n'_f é o número ótimo de amostras de folhas por planta, determinado como anteriormente.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

● Índice médio geral de folhas com ferrugem, determinado com as amostras de duzentas plantas, foi igual a 7,5 pústulas por folha, mostrando que o ataque da moléstia foi muito intenso. No ano agrícola de 1973/74, em geral, as culturas cafeeiras do Sul de Minas Gerais e do Norte do Estado de São Paulo, apresentaram elevada incidência da ferrugem do cafeeiro. Observações de vários pesquisadores, feitas nestas regiões (ALMEIDA et alii, 1974; FILHO e CHAVES, 1974; MIGUEL et alii, 1974), mostraram índices de ataque superiores a 50%, chegando até a 90% de folhas atacadas pelo fungo causador da ferrugem. Para um cafezal com a variedade Mundo Novo, na região de Ponte Nova, Minas Gerais, onde mais de 50% das folhas apresentavam-se atacadas, FILHO e CHAVES (1974) avaliaram um índice médio de lesões igual a cinco pústulas por folha, o que mostra a severidade da moléstia no cafezal em estudo.

Os resultados da Análise de Variância dos nú-

meros de pústulas por folha, previamente transformados em raiz quadrada, são apresentados na Tabela 6. Através destes resultados foram determinadas as estimativas dos componentes de variância, indicadas na última coluna da Tabela 6.

Os valores médios obtidos para as diferentes plantas variaram entre uma e dezesseis pústulas por folha, sendo que, como indicado na Tabela 6., o teste de F para a fonte de variação "Entre Plantas" foi altamente significativo. Esta grande variabilidade de ataque da ferrugem mostra que a distribuição do patógeno é muito variável entre as plantas do cafezal, mesmo quando ocorre intenso ataque do fungo.

O teste de F para "Posições dentro de Plantas" também foi altamente significativo (Tabela 6). A variação verificada entre os índices médios por posição, entretanto, foi bem menor, quando comparada com a variação entre os índices por planta. O terço médio apresentou um valor médio de pústulas por folha estatisticamente superior às médias determinadas para as demais posições, sendo que o menor índice observado verificou-se no terço inferior. Os índices determinados para os terços inferior, médio e superior foram iguais a 7,0 ; 8,0 e 7,5 pústulas por folha, respectivamente. Estes resultados mostram que, provavelmente, o ataque da ferrugem inicia-se pela posição média nas plantas, dispersando, a seguir, para as outras partes; ou que a posição mediana oferece melhores condições ambientais para o desenvolvimento dos uredosporos.

Tabela 6. Resultados da Análise de Variância dos Dados de Números de Pústulas por Folha, Transformados em Raiz Quadrada. Amostras Coletadas no Cafezal "Pilot" da ESAL, Junho de 1974 - Lavras (MG).

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F _c	Estimativas dos Componentes
Entre Plantas	199	7.534,76	37,86	66,9 **	$s_p^2 = 0,310807$
Entre Posições dentro de Plantas	400	1.834,31	4,58	8,1 **	(efeito fixo)
Entre Amostras dentro de Posições	23.400	13.250,86	0,57		$s_f^2 = 0,566276$

** Efeito Significativo ao Nível de 1% de Probabilidade

Embora as diferenças observadas entre as médias de posições tenham sido estatisticamente significativas, em termos práticos, pouco representam, haja visto que a diferença dos extremos, em relação à média geral, foi de apenas 6%. Assim, para a avaliação da incidência da moléstia, a amostra de folhas provavelmente poderá ser feita em uma única posição de cada planta a ser amostrada.

Para a discussão dos demais resultados, optou-se em restringir-se apenas às amostras de folhas do terço médio das plantas considerando-se os resultados anteriores e por ser mais fácil de ser realizada pois, o amostrador poderá retirar as folhas na posição normal, sem realizar maiores esforços.

Verificou-se que a maior contribuição para a variância da média amostral é dada pela variabilidade devida a "Amostras dentro de Posições". Observa-se que o componente "Entre Plantas" equivale a, aproximadamente, metade do componente relativo a Entre Amostras (Tabela 6.). Este fato também ressalta a importância de uma amostragem bem realizada para avaliar a incidência da moléstia, isto porque, mesmo quando há elevada presença do patógeno, este não se distribui uniformemente entre as folhas de uma planta, em uma mesma posição e, como verificado anteriormente, entre diferentes plantas.

Para comparar diferentes tipos de amostras, determinou-se as estimativas da variância da média amostral -

através da equação definida em 4.7, como:

$$s_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{n_p} s_p^2 + \frac{1}{n_p n_{po} n_f} s_f^2$$

Os componentes de variância s_p^2 e s_f^2 foram apresentados na Tabela 6. Os diferentes tamanhos de amostras foram determinados pelas possíveis combinações entre o número de folhas por planta (n_f) e o número de plantas por amostra (n_p). Para todos os tipos de amostras determinados, o número de posições na planta (n_{po}) foi considerado igual a um, de acordo com o que foi discutido anteriormente. As variâncias obtidas são apresentadas na Tabela 7.

Para facilitar as discussões dos resultados apresentados, considerou-se, como referência a amostra constituída por dez plantas e dez folhas por planta, que é o tipo de amostra mais empregado nos estudos da ferrugem do cafeeiro (ALMEIDA et alii, 1974; MIGUEL et alii, 1974; REIS et alii, 1978).

Inicialmente é importante salientar que, embora a variação devida às amostras dentro de posições (s_f^2) tenha sido bem maior do que a variação entre plantas (s_p^2), verifica-se que o aumento do número de plantas na amostra é mais eficiente para a redução da variância amostral do que o aumento do número de folhas por planta. Tal fato pode ser explicado observando-se a expressão 4.7, transcrita pouco antes. Verifica-se que o aumento de n_p provoca um maior decréscimo

Tabela 7. Estimativas das variâncias da média amostral determinadas para diferentes tamanhos de amostras. Dados de número de pústulas por folha. Junho 1974 - Lavras (MG)

Plantas	Número de Amostras por Planta									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0,87708	0,59395	0,49957	0,45238	0,42406	0,40519	0,39170	0,38159	0,37373	0,36743
2	0,43854	0,29697	0,24978	0,22619	0,21203	0,20259	0,19585	0,19080	0,18686	0,18372
3	0,29236	0,19798	0,16652	0,15079	0,14135	0,13506	0,13057	0,12720	0,12458	0,12248
4	0,21927	0,14849	0,12489	0,11309	0,10602	0,10130	0,09793	0,09540	0,09343	0,09186
5	0,17542	0,11879	0,09991	0,09048	0,08481	0,08104	0,07834	0,07632	0,07475	0,07349
10	0,08771	0,05939	0,04996	0,04524	0,04241	0,04052	0,03917	0,03816	0,03737	0,03674
15	0,05847	0,03960	0,03330	0,03016	0,02827	0,02701	0,02611	0,02544	0,02492	0,02450
20	0,04385	0,02970	0,02498	0,02262	0,02120	0,02026	0,01959	0,01908	0,01839	0,01837
25	0,03508	0,02376	0,01998	0,01810	0,01696	0,01621	0,01567	0,01526	0,01495	0,01470
30	0,02924	0,01930	0,01665	0,01508	0,01414	0,01351	0,01306	0,01272	0,01246	0,01225
35	0,02506	0,01697	0,01427	0,01293	0,01212	0,01158	0,01119	0,01090	0,01068	0,01050
40	0,02193	0,01485	0,01249	0,01131	0,01060	0,01013	0,00979	0,00954	0,00934	0,00919
45	0,01949	0,01320	0,01110	0,01005	0,00942	0,00900	0,00870	0,00848	0,00831	0,00817
50	0,01754	0,01188	0,00999	0,00905	0,00848	0,00810	0,00783	0,00763	0,00747	0,00735
75	0,01169	0,00792	0,00666	0,00603	0,00565	0,00540	0,00522	0,00509	0,00498	0,00490
100	0,00877	0,00594	0,00500	0,00452	0,00424	0,00405	0,00392	0,00382	0,00374	0,00367
125	0,00702	0,00475	0,00400	0,00362	0,00339	0,00324	0,00313	0,00305	0,00299	0,00294
150	0,00585	0,00396	0,00333	0,00302	0,00283	0,00270	0,00261	0,00254	0,00249	0,00245
175	0,00501	0,00339	0,00285	0,00259	0,00224	0,00232	0,00224	0,00216	0,00214	0,00210
200	0,00439	0,00297	0,00250	0,00226	0,00212	0,00203	0,00196	0,00191	0,00187	0,00184
Folhas/Planta	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50

na estimativa da variância em relação a um aumento em n_f uma vez que o número de plantas por amostra (n_p) aparece nos dois termos do segundo membro da equação 4.7.

Observa-se, por exemplo, que o aumento do número de folhas por planta para vinte, considerando uma amostra de dez plantas, totalizando 200 folhas por amostra, a redução na variância é de, apenas, 23% enquanto que, mantendo dez folhas por planta mas aumentando-se o número de plantas na amostra para vinte, ou seja, mantendo também 200 folhas por amostra, a redução observada é de 50% (Tabela 7.).

Para uma melhor visualização das comparações entre os diferentes tamanhos das amostras, foi estimada a proporção da variância para cada tipo de amostra, em relação à estimativa da variância da média para o método usual de amostragem (Tabela 8.).

De início ressalta-se que a amostra constituída por cinco folhas por planta e com apenas uma planta (menor unidade avaliada), apresentou uma variância 14,77 vezes superior à da amostra referência. Verifica-se que reduções da ordem de 50% só foram obtidas com amostras com mais de 150 folhas (Tabela 8).

Constata-se também que são inexpressivas as reduções nas variâncias, conseguidas com amostras superiores a determinadas dimensões (Tabela 8). Para maior clareza elaborou-se o gráfico da Figura 1. Vê-se que as reduções são acentuadas no início (amostras menores), decrescendo com o au-

Tabela 8. Razão da estimativa da variância da média para diferentes tamanhos de amostra, em relação à variância relativa ao método padrão de amostragem (amostras de dez folhas por planta e dez plantas). Junho de 1974 - Lavras (MG)

Plantas	Número de Amostras por Planta									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	14,77	10,00	8,41	7,62	7,14	6,82	6,59	6,42	6,29	6,19
2	7,38	5,00	4,21	3,81	3,57	3,41	3,30	3,21	3,15	3,09
3	4,92	3,33	2,80	2,54	2,38	2,27	2,20	2,14	2,14	2,06
4	3,69	2,50	2,10	1,90	1,78	1,71	1,65	1,61	1,57	1,55
5	2,95	2,00	1,68	1,52	1,43	1,36	1,32	1,28	1,26	1,25
10	1,48	1,00	0,84	0,76	0,71	0,68	0,66	0,64	0,63	0,62
15	0,98	0,67	0,56	0,51	0,48	0,45	0,44	0,43	0,42	0,41
20	0,74	0,50	0,42	0,38	0,36	0,34	0,33	0,32	0,31	0,31
25	0,59	0,40	0,34	0,30	0,29	0,27	0,26	0,26	0,25	0,25
30	0,49	0,33	0,28	0,25	0,24	0,23	0,22	0,21	0,21	0,21
35	0,42	0,29	0,24	0,22	0,20	0,19	0,19	0,18	0,18	0,18
40	0,37	0,25	0,21	0,19	0,18	0,17	0,16	0,16	0,16	0,15
45	0,33	0,22	0,19	0,17	0,16	0,15	0,15	0,14	0,14	0,14
50	0,30	0,20	0,17	0,15	0,14	0,14	0,13	0,13	0,13	0,12
75	0,20	0,13	0,11	0,10	0,10	0,09	0,09	0,09	0,08	0,08
100	0,15	0,10	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06
125	0,12	0,08	0,07	0,06	0,06	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
150	0,10	0,07	0,06	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04
175	0,08	0,06	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
200	0,07	0,05	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
Folhas/Planta	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50

Figura 1. Estimativas das variâncias de média amostral para diferentes tamanhos de amostras: 5, 10 e 40 folhas por planta e diferentes números de plantas. Dados de raiz quadrada do número de pústulas por folha. Junho de 1974 - Lavras (MG).

mento do tamanho das amostras. Por exemplo, para as amostras com mais de quarenta plantas e diferentes números de folhas, as reduções das estimativas de variância da média amostral foram relativamente pequenas.

Para a verificação das alterações na precisão da estimativa amostral, provocadas pelo aumento do tamanho das amostras, foram calculados os Coeficientes de Variação para as diferentes amostras, pela expressão:

$$CV_{\text{amostral}} = \frac{100}{\hat{\bar{y}}} \sqrt{\frac{s^2}{y}}$$

Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 9. Salienta-se que o coeficiente determinado para a menor amostra possível (cinco folhas, uma posição e uma planta), foi de 34,25%. Verifica-se que, para um aumento de precisão da ordem de 50%, em relação ao método usual, é necessário considerar amostras com mais de 25 plantas. Como exemplo, para a amostra formada por 50 folhas por planta e 25 plantas, totalizando 1250 folhas por amostra, o Coeficiente de Variação amostral é de 4,43%. Coeficientes da mesma grandeza foram observados para outros tipos de amostras como, por exemplo, para a amostra com 20 folhas por planta e com 30 plantas por amostra (total de 600 folhas) e também para a amostra com 10 folhas por planta e com 40 plantas (400 folhas).

Dos resultados apresentados anteriormente, foi sempre ressaltado que a precisão da estimativa amostral é mai

Tabela 9. Coeficientes de variação amostral para os diferentes tamanhos de amostras. Dados da raiz quadrada do número de pústulas por folha. Junho de 1974 - Lavras (MG).

Plantas	Número de Amostras por Planta									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	34,25	28,19	25,85	24,60	23,82	23,28	22,89	22,59	22,36	22,17
2	24,22	19,93	18,28	17,39	16,84	16,46	16,19	15,98	15,81	15,68
3	19,78	16,27	14,93	14,20	13,75	13,44	13,22	13,04	12,91	12,80
4	17,13	14,09	12,93	12,30	11,91	11,64	11,45	11,30	11,18	11,09
5	15,32	12,61	11,56	11,00	10,65	10,41	10,24	10,10	10,00	9,91
10	10,83	8,91	8,17	7,78	7,53	7,36	7,24	7,14	7,07	7,01
15	8,84	7,28	6,67	6,35	6,15	6,01	5,91	5,83	5,77	5,72
20	7,66	6,30	5,78	5,50	5,33	5,21	5,12	5,05	5,00	4,96
25	6,85	5,64	5,17	4,92	4,76	4,66	4,58	4,52	4,47	4,43
30	6,25	5,15	4,72	4,49	4,35	4,25	4,18	4,13	4,08	4,05
35	5,79	4,76	4,37	4,16	4,03	3,94	3,87	3,82	3,78	3,75
40	5,42	4,46	4,09	3,89	3,77	3,68	3,62	3,57	3,54	3,51
45	5,11	4,20	3,85	3,67	3,55	3,47	3,41	3,37	3,33	3,30
50	4,84	3,99	3,66	3,48	3,37	3,29	3,24	3,20	3,16	3,14
75	3,96	3,25	3,99	2,84	2,75	2,69	2,64	2,61	2,58	2,56
100	3,43	2,82	2,59	2,46	2,38	2,33	2,29	2,26	2,24	2,22
125	3,06	2,52	2,31	2,20	2,13	2,08	2,05	2,02	2,00	1,98
150	2,80	2,30	2,11	2,01	1,94	1,90	1,87	1,84	1,83	1,81
175	2,59	2,13	1,95	1,86	1,80	1,76	1,73	1,71	1,69	1,68
200	2,42	1,99	1,83	1,74	1,68	1,65	1,62	1,60	1,58	1,57
Folhas/Planta	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50

or a medida que se aumenta o tamanho da amostra. Contudo, deve ser considerada a economicidade da coleta das amostras, porquanto o método de amostragem poderá não ser viável na prática.

Um dos objetivos do procedimento estatístico nos estudos visando a eleição de métodos de amostragem, é a minimização do custo de obtenção das amostras. Verificou-se, anteriormente, que amostras com diferentes números de folhas por planta e diferentes números de plantas, apresentaram o mesmo grau de precisão na determinação da estimativa amostral. Sendo o custo total da amostra uma função destes números, é necessário considerar os custos relativos às folhas por planta e às plantas por amostra.

O custo por planta foi estimado considerando-se o tempo necessário à seleção e movimentação de uma para outra planta, incluído o tempo gasto na escolha de uma posição na planta. O custo por amostra inclui o tempo gasto na coleta de cinco folhas, identificação da amostra e contagem do número de pústulas da ferrugem em cada folha da amostra. Também foi considerado o gasto com material para as embalagens.

Foi verificado que o custo total da amostra para a ferrugem do cafeeiro, é devido, em menor proporção, ao custo de coleta, identificação e contagem das pústulas nas folhas que constituem a amostra. Os custos estimados mostraram que a relação entre os custos relativos às plantas (c_p) e às amostras de cinco folhas f' foi, aproximadamente, igual a

1 : 5. Esta relação mostra que o custo da coleta de cinco amostras de cinco folhas cada e contagem das pústulas da ferrugem, incluindo o custo de material para embalagem equivale ao custo da seleção de uma planta e escolha de uma posição na mesma. Portanto, para um dado aumento na precisão da estimativa amostral seria mais econômica aumentar o número de plantas na amostra.

Considerando possíveis flutuações ocasionais na estimação dos custos de amostragem, trabalhou-se com uma faixa de custos variáveis entre 1:1 e 1:10 para a determinação do número ótimo de folhas por planta, n_f' , sendo utilizada a equação deduzida em 4.5.2.

$$n_f' = \frac{1}{n_{po}} \sqrt{\left(\frac{c_p s_f^2}{c_f s_p^2} \right)}$$

Os valores determinados estão na Tabela 10.

Observa-se que os números determinados para toda a faixa de custos considerada, não diferiu de um, exceto por pequenas aproximações, mostrando que a amostra deverá ser constituída por apenas uma unidade amostral (cinco folhas).

O número ótimo de plantas por amostra, para uma dada precisão da estimativa amostral, pode ser determinado pela expressão apresentada por LeROUX e REIMER (1959), baseada no Coeficiente de Variação entre Plantas, equivalente à equação deduzida por SNEDECOR (1946), para a determinação

do número ótimo de unidades primárias para a amostragem hierárquica a dois estágios.

Tabela 10. Números de Folhas por Planta, para o Dimensionamento Ótimo da Amostra para a Ferrugem do Cafeeiro. Junho de 1974 - Lavras (MG).

Proporção Entre os Custos de Amostragem	Números Ótimos de Amostras de Cinco Folhas por Planta
1 : 1	1,3
1 : 3	0,8
1 : 5	0,6
1 : 7	0,5
1 : 9	0,4
1 : 10	0,4

Para a obtenção do número ótimo de plantas por amostra (n'_p), foi utilizada a equação:

$$n'_p = \frac{1}{v_o} \sqrt{s_p^2 + \frac{s_f^2}{n_{po} n_f}}$$

onde v_o é a precisão da estimativa amostral requerida.

Considerando que a precisão requerida é geralmente tomada como uma porcentagem da média amostral, v_o pode ser definido como:

$$v_o = (d \cdot \bar{y})^2$$

onde d é a porcentagem mínima da média amostral a ser determinada como estatisticamente significativa.

Usualmente são fixados valores para d entre 5 e 10%. A Tabela 11 apresenta algumas sugestões para planos de amostragem em função da precisão requerida e do número de folhas por planta.

Tabela 11. Alternativos Planos de Amostragem para a Ferrugem do Cafeeiro. Dados de Pústulas por Folha. Amostras de Cinco Folhas, Coletadas no Terço Médio das Plantas. Junho de 1974. ESAL - Lavras (MG).

Porcentagem da Média ($d\%$)	Variância fixada	Número de folhas/planta	Número de plantas/amostra
2,5	0,00467	5	139
2,5	0,00467	10	130
2,5	0,00467	15	126
5,0	0,01869	5	47
5,0	0,01869	10	32
5,0	0,01869	15	31
10,0	0,07475	5	12
10,0	0,07475	10	8
20,0	0,02990	5	3
20,0	0,02990	10	2

Para a elaboração da Tabela 11, considerou-se alguns dos erros padrões geralmente fixados, em estudos de avaliação de planos de amostragem. Verifica-se que, para detectar-se como significativa, diferenças em torno de 2,5% da média, a amostra mais econômica exige um elevado número de plantas, a serem amostradas.

O número total de folhas por amostra, para um determinado tipo de amostra da tabela 11, é obtido pelo produto do número de folhas por planta (penúltima coluna), pelo número de plantas por amostra (última coluna). Por exemplo, fixado um erro padrão de 5% da média e cinco folhas por planta, a amostra conterá $5 \times 47 = 235$ folhas.

7. CONCLUSÕES

Os resultados deste estudo permitiram chegar às seguintes conclusões:

- Mesmo quando ocorre intenso ataque da ferrugem, é grande a variabilidade da dispersão do patógeno entre as plantas e, também, dentro de uma mesma planta do cafezal.

- Geralmente, a maior contribuição para a variabilidade dos índices de incidência, é observada entre as folhas dentro de posições nas plantas, seguida da variação entre diferentes plantas. A menor contribuição verifica-se para as diferentes posições das plantas.

- Os índices médios de pústulas por folha foram menores para as extremidades das plantas sendo o maior índice verificado no terço médio.

- O terço médio de cada planta é o indicado para a coleta das amostras foliares. Nesta posição, em geral, ocorre a maior incidência do fungo.

- Para a redução da variância amostral é mais eficiente aumentar o número de plantas na amostra do que aumentar o número de folhas por planta porém, o aumento da precisão é muito pequeno para aumentos do número de plantas a partir de cinquenta.

- Para amostras mais econômicas é necessário coletar menos folhas por planta e mais plantas por amostra.

- Para a amostra ótima é necessário tomar apenas uma unidade foliar, ou seja, cinco folhas por planta. Considerando o grau de precisão, geralmente requerido em estudos de amostragem, de 5% da média, são necessárias amostras com 47 plantas, cuja variância equivale a apenas 32% da variância determinada para o método de amostragem comumente empregado - para a ferrugem do cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berk. e Br.)

8. SUMMARY

The main objective of this paper was to settle alternative schemes of sampling to evaluate the ratio of infection by the leaf rust (*Hemileia vastatrix*, Berkeley and Broome) at the coffee plantation, and the same time make a critical analysis of the sampling method normally used. For this, there were collected 24.000 samples of five leaves each, picked out of 200 coffee trees at the "Piloto" coffee plantation at ESAL, Lavras. The samples were taken from the lower, medium and upper parts of the tress and than the number of pustule of leaf rust was determined in each sample. The data were transformed to square roots.

For statistical analysis, were admitted the mathematical model of Nested Sampling:

$$Y_{ijk} = \mu + p_i + p_{0ij} + f_{ijk}$$

The effects related to "Plants" (p_i) and "Between Samples

within Positions" (f_{ijk}), were considered random effects. The components of variance were estimated by mean squares and it was found that the variation between samples was much greater than the variation between plants.

In order to compare different sizes of samples (different number of leaves for plant and different number of plants for sample), the variance of the sample mean was estimated for each kind of sample. The variances of the sample means were compared with the variance obtained from the usual sample (ten leaves from each plant and ten plants). The precision of the estimatives were compared by the coefficient of variation and it was found that the precision was greater with the increasing of the sample size.

To determinate the optimum sample size it was derived an equation based on the Nested Sampling at two stages, and the sample costs were also considered. The results indicated that optimum sample for a fixed precision of 5% of the mean, was the sample of five leaves from each plant and forty seven plants. The variance of this sample was 68% lower than the variance of the sampling method most used.

9. LITERATURA CITADA

- ALMEIDA, S.R.; J.B. MATIELLO; Z. MANSK, I.P.R. de ANDRADE e R.G. ABREU, 1974. Interação Dose X Época de Aplicação de Fungicidas Cúpricos, no Controle da Ferrugem do Cafeeiro na Zona Sul de Minas Gerais. In: Segundo Congresso Brasileiro de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Poços de Caldas MG. p. 218-223.
- ARRUDA, H.V., 1968. Aplicação da Teoria dos Componentes de Variância em Estudos de Amostragem. Arquivos do Instituto Biológico, São Paulo, 35(3):127-131.
- BARTLETT, M.S. 1947. The use of Transformations. Biometrics, 3:39-57.
- BOCK, K.R., 1962. Seasonal Periodicity of Coffee Leaf Rust and Factors Affecting the Severity of Outbreaks in Kenya Colony. Transactions of British Mycological Society, Kenya, 45(3):289-300.

- BURDEKIN, D.A., 1964. The Effect of Various Fungicides on Leaf Rust Leaf Retention and Yield of Coffee. East African Agricultural and Forestry Journal, 30(2):101-104.
- CAMPACCI, C.A. e D.A. de OLIVEIRA, 1975. Efeito de Fungicidas Sistêmicos e Cúpricos em Baixo Volume, para o Controle da Ferrugem (*Hemileia vastatrix*, Berk. e Br.) do Cafeeiro (*Coffea arabica*, L.) no Estado de São Paulo. Ano Agrícola: 1974/75. In: Terceiro Congresso Brasileiro de Pesquisas - Cafeeiras - Resumos, Curitiba - PR, p. 165-167.
- CAMPACCI, C.A., D.A. de OLIVEIRA e J. ABRAHÃO, 1975. Competição de Fungicidas para o Controle da Ferrugem (*Hemileia vastatrix*, Berk. e Br.) do Cafeeiro (*Coffea arabica*, L.) no Estado de São Paulo. Ano Agrícola de 1974/75. In: Terceiro Congresso Brasileiro de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Curitiba - PR. p. 158-164.
- CHAVES, G.M., K. MATSUOKA, M.G. de CARVALHO e J.C. FILHO, 1970. Ferrugem do Cafeeiro (*Hemileia vastatrix*, Berk. e Br.) - Resultados Preliminares de Ensaio sobre Avaliação de Fungicidas, em Minas Gerais, e Recomendações para o Controle Químico da Enfermidade. Seiva, Viçosa, 31(73):120-137.
- FILHO, J.C. e G.M. CHAVES, 1974. Avaliação da eficiência de Fungicidas Orgânicos e a Base de Cobre no Controle da Ferrugem (*Hemileia vastatrix*, Berk. e Br.) do Cafeeiro (*Coffea arabica*, L.). In: Segundo Congresso Brasileiro de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Poços de Caldas - MG, p. 212-215.

GANGULI, M., 1941. A Note on Nested Sampling. Sankya, 5(4): 449-452.

GOMIDE, M.B.; O.V. LEMOS; D. TOURINO; M.M. de CARVALHO; J.G. de CARVALHO e C.S. DUARTE, 1976. Comparação entre Métodos de Determinação de Área Foliar em Cafeeiros Mundo Novo e Catuaí. In: Quarto Congresso Brasileiro de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Caxambu - MG, p. 182.

HOCKING, D., 1967. Fungicides for Arabica Coffea VIII - Preliminary Relationships among new Fungicides, Leaf Rust (*Hemileia vastatrix*) and Leaf Fall. Tropical Agriculture, Trinidad, 44(1):83-87.

KENDALL, M.G. e A. STUART, 1951. The Advanced Theory of Statistics, 3^a ed., Londres. 723p.

LeROUX, E.J. e C. REIMER, 1959. Variation between Samples of Immature Stages, and of Mortalities from some Factors, of the Eye-Spotted Bud Moth, *Spionota ocellana* (D. e S.) - (Lepidoptera: Olethreutidae), and the Pistol Casebearer, *Coleophora serratella* (L.) (Lepidoptera: Coleophoridae), on Apple in Quebec. The Canadian Entomologist, Ottawa, Canada, 91:428-449.

MANSK, Z. e J.B. MATIELLO, 1977. Efeito de Dosagens dos Fungicidas Bayleton e Delan em Relação ao Controle da Ferrugem do Cafeeiro (*Hemileia vastatrix*, Berk. e Br.). In: Quinto Congresso Brasileiro de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Gua

rapari - ES, p. 191-192.

MARCUSE, S., 1949. Optimum Allocation and Variance Components in Nested Sampling with an Application to Chemical Analysis. Biometrics, 5:189-206.

MIGUEL, A.E.; J.B. MATIELLO e Z. MANSK, 1974. Competição de Fungicidas no Controle da Ferrugem do Cafeeiro. In: Segundo Congresso Brasileiros de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Poços de Caldas - MG, p. 128-130.

NEWHALL, A.G. e F.T. ORILLO, 1971. Coffee Rust Control Experiments in the Philippines. Plant Disease Reporter, 55: 216-219.

OKIOGA, D.M., 1976. Coffee Leaf Rust Control with Copper Sandoz MZ. Kenya Coffee, 41(478):40-44.

PARK, P.O. e D.A. BURDEKIN, 1964. Studies on the Ageing of Copper Fungicides used to Control Coffee Leaf Rust. Annals of Applied Biology, 54:335-347.

RAYNER, R.W., 1961. Measurement of Fungicidal Effects in Field Trials. Nature, 190:328-330.

REIS, G.N. dos; A.E. MIGUEL; J.B. MATIELLO e Z. MANSK, 1978. Efeitos da Aplicação de Bayleton em Cafeeiros com Diferentes Níveis de Infecção de Ferrugem e em Aplicação Alternada ou em Mistura com o Oxicloreto de Cobre. In: Sexto Congresso Brasileiro de Pesquisas Cafeeiras - Resumos, Ribeir-

rao Preto - SP, p. 234-236.

SNEDECOR, G.W., 1964. Statistical Methods. 4^a ed., Ames, -
Iowa, 485.

STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures
of Statistics. Nova York, Mc Graw-Hill, 481 p.

WALLIS, J.A.N. e I.D. FIRMANN, 1962. Spraying Arabica Coffee
for the Control of Leaf Rust. East African Agricultural -
and Forestry Journal, 28:89-104.