

CURSO DE PÓS GRADUAÇÃO
EM ENGENHARIA FLORESTAL
DO SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

“TAMANHOS E FORMAS DE UNIDADES DE
AMOSTRA EM AMOSTRAGEM ALEATÓRIA E
SISTEMÁTICA PARA FLORESTAS PLANTADAS
DE *EUCALYPTUS ALBA REWIEN*”

Luiz Benedito Xavier da Silva

Curitiba
Setembro/77

LUIZ BENEDITO XAVIER DA SILVA

TAMANHOS E FORMAS DE UNIDADES DE AMOSTRAS EM
AMOSTRAGENS ALEATORIA E SISTEMÁTICA,
PARA FLORESTAS PLANTADAS DE
"EUCALYPTUS ALBA REIEN"

APROVADA:

À meus pais
pelo incentivo
que sempre dedicaram à
continuidade de meus
estudos.

Ao colega

Altair Pereira Barusso,
que precocemente deixou nosso
convívio, sem o qual a programa
ção e computação deste trabalho,
não teriam sido estabelecidas.

AGRADECIMENTOS

O autor deseja expressar reconhecimento ao seu orientador, o professor Sylvio Péllico Netto, que com desinterêsse e altruismo, lhe incutiu seu sábio ensinamento e guiou ao desenvolvimento do presente trabalho.

Às Indústrias Klabin do Paraná de Celulose S.A., e particularmente ao Engenheiro Raul Speltz, que facilitou a obtenção dos dados e informações necessárias para esta investigação, bem como ao professor Dietrich Burger, organizador do esquema e equipe para os trabalhos de campo.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (C.N.Pq.), e a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (C.A.P.E.S.), pelo suporte financeiro que proporcionaram e puderam amenizar as dificuldades existentes no decorrer do curso e, do desenvolvimento deste trabalho.

À Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal do Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná.

Aos colegas engenheiros, Joésio D. P. Siqueira, Rubens Dias Humphreys e José Carlos Ribeiro pelo auxílio na coleta dos dados e desenvolvimento do trabalho, bem como, à Laura Jussara Placha, Raul Dall' Stella Filho e Pedro Dias da Silva pelo interesse e colaboração.

À Digital Fotogravuras Ltda e à Companhia Paranaense de Energia Elétrica - COPEL, pela montagem final e reprodução, deste estudo, respectivamente.

BIOGRAFIA DO AUTOR

Luiz Benedito Xavier da Silva, nascido em São Paulo, no Estado de São Paulo, aos 11 dias do mes de janeiro de 1947, é filho de Domingos Ribas da Silva e Antonina Xavier da Silva.

Seus estudos primários e secundários foram realizados em Curitiba, no Colégio Nossa Senhora Medianeira e concluídos em dezembro de 1966. Seus estudos superiores foram executados na Universidade Federal do Paraná, tendo concluído em 1970, o curso de bacharel em Ciências Econômicas pela Faculdade de Economia e Administração e, em 1971, recebeu o título de Engenheiro Florestal pela Faculdade de Florestas, da U.F.Pr. em Curitiba.

Alem de vários cursos de extensão universitária, de curta duração, participou e concluiu outros, como, curso de Técnica de Otimização (Dez./1971), curso de Especialização em Manejo Florestal (1972/1973), curso de Seleção e Avaliação de Projetos (Jul. - Agos./1973), curso de Programação Linear aplicada ao planejamento agrícola (Dez./1974) e curso de Manejo de Bosques Tropicais e Bacias Hidrográficas (Costa Rica - América Central - Fev.-Mar./1973).

Profissionalmente, participou na execução de campo e relatório final dos Inventários Florestais do Distrito Federal (1971 / 1972), nos Inventários Florestais das Reservas Indígenas do Sul do Brasil (1972/1973) e, atualmente é responsável pelo Setor de Áreas Verdes, da Assessoria de Ecologia da Copel (1973).

ÍNDICE DO CONTEÚDO

ÍNDICE DE FIGURAS

ÍNDICE DE QUADROS

CAPÍTULO I

1.	Introdução	1
-	Objetivos	2

CAPÍTULO II

2.	Revisão de Literatura	
2.1.	Forma e Tamanho de Unidades Amostrais	5
	Forma	5
	Tamanho	8
	Método de Pontos de Bitterlich	10
2.1.1.	Métodos e Indicadores para Análises	11
2.2.	Processos de Amostragem	15
	Amostragem Aleatória	15
	Amostragem sistemática	16
	Amostragem em Dois Estágios	18
2.3.	Equações de Regressão	20

CAPÍTULO III

3.	Material e Métodos	24
3.1.	A População	24
3.1.1.	Localização	24
3.1.2.	Clima	24
3.2.	Levantamento dos Dados Básicos de Campo	26
3.2.1.	Programação	26
3.2.2.	Escolha e Locação	26
3.2.3.	Obtenção dos Dados de Campo	28
3.3.	Sumarização de Dados Básicos	29
3.3.1.	Perfil da Unidade de Estudo	29

	- Número de árvores	29
	- Distribuição dos Diâmetros e Alturas	29
3.3.2.	Determinação da Equação Volumétrica	32
3.3.3.	Obtenção da Planta Básica	34
3.3.4.	Determinação do Volume Real	34
3.4.	Delineamento da Metodologia	36
3.4.1.	Delimitação das Formas e Tamanhos	
	de Unidades Amostrais	36
3.4.2.	Delineamento das Amostragens	37
3.4.3.	Estrutura das Amostragens	37
	- Objetivos	38
	- A População	38
	- O Delineamento	38
	- Repetições	39
	- Padronização das Simulações	39
3.4.4.	Metodologia para Análise	42
3.4.4.1.	Estudo dos Tamanhos e Formas de U.A.	42
	- Tamanho de Amostra	42
	- Avaliação dos Efeitos do Tamanho e da Forma	
	das U.A.	43
	- Eficiência Relativa	44
3.4.4.2.	Estudos dos Processos de Amostragem	47
	- Ressalvas e Condicionantes	48
	- Critérios para Avaliação das Estimativas	48
3.4.5.	Lay-Outs e Dados para Estimativas	49
3.4.5.1.	Processo de Amostragem Aleatória	49
	- Lay-Out	49
	- Dados	56
3.4.5.2.	Processo de Amostragem Sistemática	57
	- Lay-Out	57
	- Dados	57
3.4.5.3.	Processo de Amostragem em Dois Estágios	60
	- Lay-Out	60
	- Dados	61
3.4.5.4.	Formulários Utilizados	63

CAPÍTULO IV

4.	Resultados e Discussão	64
4.1.	Tamanhos e Formas de U.A.	64

4.1.1.	Unidades de Amostras Simples	64
4.1.1.1.	Análise dos Efeitos sobre o C.U.	64
	- Análises gráficas	69
	- Análises de Variância	74
4.1.1.2.	Análises das Eficiências Relativas	75
4.1.1.3.	Análises dos Efeitos Paralelos	78
4.1.1.4.	Aumento da Intensidade de Amostragem	81
4.1.2.	Unidades de Amostras Contíguas	84
4.1.3.	Conclusões Preliminares	89
4.1.3.1.	Tamanhos e Formas	89
4.1.3.2.	Aumento do Tamanho da Amostra	92
4.1.3.3.	Amostras Contíguas	92
4.2.	Processos de Amostragem	93
4.2.1.	Amostragem Aleatória	93
4.2.1.1.	Resultados e Análises	93
4.2.2.	Amostragem Sistemática	98
4.2.2.1.	Resultados e Análises	98
4.2.3.	Amostragem em Dois Estágios	103
4.2.3.1.	Resultados e Análises	103

CAPÍTULO V

5.	Conclusões	107
5.1.	Formas e Tamanhos	107
5.2.	Processos de Amostragem	109
5.3.	Equações de Regressão	111

CAPÍTULO VI

6.	Resumo	112
	- Summary	114

CAPÍTULO VII

7.	Literatura Citada	116
----	-------------------------	-----

CAPÍTULO VIII

8.	APÊNDICE	123
8.1.	Formulários para os processos de amostragem ..	123
8.1.1.	Amostragem Aleatória	123
8.1.2.	Método de Pontos de Bitterlich	125
8.1.3.	Amostragem Sistemática	127
8.1.4.	Amostragem em Dois Estágios	129
8.2.	Quadros Resumo das Estimativas Fornecidas pelo Computador	133
8.2.1.	Processos de Amostragem	133
8.2.2.	Análises de Variância	137
8.2.3.	Análises de Regressão	140

ÍNDICE DAS FIGURAS

FIGURA I	-	Programação global para execução das atividades interrelacionadas e correlatas a obtenção dos créditos, preparação e conclusão do trabalho da tese.	
		pg.	4
FIGURA II	-	Localização do povoamento no Estado do Paraná	
		pg.	25
FIGURA III	-	Programação das atividades para coleta racional dos dados de campo.	
		pg.	27
FIGURA IV	-	Histograma representativo da distribuição das 1730 árvores componentes do povoamento por Classe de DAP.	
		pg.	31
FIGURA V	-	Histograma representativo da distribuição das árvores por classes de D.A.P. referente aos 206 indivíduos derrubados.	
		pg.	31
FIGURA VI	-	Histogramas representativos das distribuições das alturas para as 206 árvores derrubadas, e para as 1730 árvores componentes do povoamento.	
		pg.	31
FIGURA VII	-	Planta básica (com redução de 38,5% sobre o original utilizado).	
		pg.	35
FIGURA VIII	-	Exemplo de ilustração de "Lay outs" e sorteio aleatório de U.A., sobre a planta básica, consideradas as diversas formas e iguais tamanhos de U.A. (400 m ²).	
		pg.	51
FIGURA IX	-	Ilustração da rede de 81 pontos sobre a planta básica para tomada de dados através o sistema de Bitterlich.	
		pg.	52

FIGURA X	-	Ilustração da esquematização sobre a planta básica para distribuição das unidades principais (faixas) e secundárias no método amostragem sistemática consideradas U.A. (principais) com 135 m^2 ($\approx 140 / \text{m}^2 / \text{U.A.}$)	
			Pg. 58
FIGURA XI	-	Ilustração da esquematização sobre a planta básica para a distribuição dos blocos e sub-unidades, no método de amostragem em dois estágios (para $140 \text{ m}^2 / \text{U.A.}$).	
			Pg. 61
FIGURA XII	-	Influência causada pelo aumento do tamanho das U.A., simples, de forma quadrada, sobre o coeficiente de variação (%).	
			Pg. 71
FIGURA XIII	-	Influência causada pelo aumento das áreas de U.A., simples, de forma circular, sobre o coeficiente de variação (%).	
			Pg. 71
FIGURA XIV	-	Influências causadas pelo aumento das áreas das diversas U.A. simples, de formas retangulares, sobre o coeficiente de variação (%).	
			Pg. 71
FIGURA XV	-	Comparação das influências causadas pelo aumento de áreas das U.A. sobre o C.V.%, consideradas as médias de todas as formas, em relação às médias das formas retangulares.	
			Pg. 73
FIGURA XVI	-	Influências causadas sobre o C.V. através a utilização dos diversos FAB_s de Bitterlich.	
			Pg. 73
FIGURA XVII	-	Representação da estruturação em unidades amostras contíguas para as formas quadrada e circular.	
			Pg. 85

FIGURA XIX - Comportamento do erro padrão ($s_{\bar{x}}$), em relação ao aumento das áreas das U.A. de forma retangular, na amostragem aleatória.

pg. 96

FIGURA XX - Comportamento do erro padrão ($s_{\bar{x}}$), em relação ao acréscimo de área das U.A., consideradas as diferentes opções, para sua estimativa, na amostragem sistemática.

pg.101

FIGURA XXI - Comportamento do erro padrão ($s_{\bar{x}}$) em relação ao aumento de área das subunidades amostra, na amostragem em dois estágios.

pg. 105

ÍNDICE DOS QUADROS

QUADRO II	-	Equações testadas para a estimativa dos volumes das 206 árvores de Eucalyptus alba.	
		pg.	32
QUADRO III	-	Dimensionamento do potencial efetivo de comparações.	
		pg.	40
QUADRO IV	-	Sumário dos volumes em m^3 /U.A., para amostragem aleatória.	
		pg.	54
QUADRO V	-	Sumário dos volumes em m^3 /ha obtidos através sistema de pontos de Bitterlich para amostragem aleatória.	
		pg.	55
QUADRO VI	-	Sumário do n° efetivo de árvores para as diferentes formas de U.A. através amostragem aleatória.	
		pg.	56
QUADRO VII	-	Sumário dos volumes em m^3 /U.A. (secundária) para amostragem sistemática.	
		pg.	59
QUADRO VIII	-	Sumário dos volumes em m^3 /subunidades para amostragem em dois estágios.	
		pg.	62
QUADRO XIX	-	Coefficientes de variação referentes ao volume relacionados com o tamanho e forma das U.A. na amostragem aleatória.	
		pg.	65
QUADRO X	-	Equações testadas para a estimativa dos coeficientes de variação em função do tamanho de U.A.	
		pg.	67

QUADRO XI	-	Resumo das melhores regressões obtidas para estimativas dos coeficientes de variação em função do tamanho da U.A. COPA .	
		pg.	68
QUADRO XII	-	Resultados das significâncias verificadas através análises de variâncias dos C.V. para as diferentes formas e tamanhos de U.A.	
		pg.	74
QUADRO XIII	-	Sumário das eficiências individuais (E.I.) para as formas de U.A. considerando os diversos tamanhos.	
		pg.	76
QUADRO XIV	-	Resumo das eficiências relativas às melhores eficiências individuais das diversas formas de U.A.	
		pg.	77
QUADRO XV	-	Resumo das médias das repetições para as estimativas do volume (X/ha), do erro padrão ($S\bar{x}$ /ha) do erro de amostragem em porcentagem (E%) relativas as formas e tamanhos de U.A. na amostragem aleatória.	
		pg.	79
QUADRO XVI	-	Comparação das reduções do erro de amostragem para as diversas formas de U.A. ao se ampliar a intensidade de amostragem (I.A.) de 5 (U.A.=5) para 15 U.A. (I.A. = 15).	
		pg.	83
QUADRO XVII	-	Resumo das estimativas através de U.A. contíguas , para as formas quadradas circular, na amostragem aleatória.	
		pg.	86
QUADRO XVIII	-	Resumo conjunto das significâncias ocorridas para os diversos efeitos considerados na variação de formas e tamanhos de U.A.	
		pg.	91

QUADRO XIX	-	Resumo das médias das repetições para as estimativas do volume (X/ha), erro padrão ($S\bar{x}/ha$) e erro de amostragem ($E\%$) obtidos através amostragem aleatória	pg. 94
QUADRO XX	-	Resumo das melhores regressões obtidas para estimativas do erro padrão ($S\bar{x}/ha$), em função do tamanho de U.A., na amostragem aleatória .	pg. 95
QUADRO XXI	-	Resumo do conjunto das significâncias ocorridas em diversas formas e tamanhos de U.A., em relação aos resultados dos erros padrões e erros de amostragem para amostragem aleatória.	pg. 97
QUADRO XXII	-	Resumo das médias das repetições para as estimativas do volume (X/ha), erro padrão ($S\bar{x}/ha$), e erro de amostragem ($E\%$), obtidos através a amostragem sistemática.	pg. 99

1. INTRODUÇÃO

Ao comentar-se na atualidade acerca de rendimento florestal econômico sustentado, na região centro-sul brasileira, subteme-se obrigatoriamente os florestamentos e reflorestamentos, quer com essências nativas, quer com exóticas, implantadas em proporções mais significativas para estas.

Todavia, quando procura-se fornecer elementos que possibilitem estimar o estoque e potencial madeireiro de macro ou micro regiões envolvendo estas chamadas florestas de produção, esbarra-se em algumas limitações inerentes à metodologia de avaliação utilizada.

A aplicação do método científico, tem obtido progressos extraordinários na pesquisa florestal, mormente nas 3 (tres) últimas décadas. Este impulso é produto da interação de esforços físicos, e mentais de muitos matemáticos e investigadores florestais, que tem confiado seu tempo à busca de fórmulas eficazes para resolver os complexos problemas que envolvem os trabalhos de campo. Neste sentido as técnicas estatísticas empregadas para avaliar os resultados experimentais, tem sido um instrumento poderoso e de positivo valor nos trabalhos de investigação.

Sem dúvida, em muitos casos, os fatores que governam o desenvolvimento e produtividade das árvores são tão variados e dinâmicos, que não permitem estabelecer princípios ou regras de aplicação geral, criando assim a necessidade de conduzir a investigação sobre cada cultivo, em cada lugar.

A aplicação de amostragem a florestas plantadas tem sido motivo de ampla discussão, e à luz de novas concepções e experiências práticas, tem-se conseguido delinear novos processos de amostragem, ou mesmo melhorar a aplicação daqueles tradicionalmente empregados. Entretanto, não há razão para se pensar, que os conhecimentos até o presente desenvolvidos, pelos autores da teoria clássica, são

jã conclusivos. Muitos problemas, que frequentemente aparecem na aplicação da teoria de amostragem na natureza, podem ainda ser melhor estudados.

A teoria de amostragem quando aplicada a estas florestas, chamadas de produção, é modificada por considerações de ordem econômica, na obtenção dos resultados desejados. Desta forma, um conhecimento detalhado das potencialidades e das limitações da aplicação da amostragem no levantamento dos recursos florestais, é indubitavelmente desejável como premissa preliminar. Uma constante investigação, deve ser processo evolutivo através do qual se pode refinar os métodos de amostragem, mormente aos aplicáveis àquelas florestas.

Um dos fatores correlatos à teoria da amostragem, que tem recebido uma preocupação permanente da parte dos investigadores, é o erro de amostragem, que constitui algo como uma complexa equação, com várias incógnitas de valores muito variados. O investigador procura minimizar o erro para aumentar a confiabilidade das estimativas.

Existem varias técnicas experimentais para diminuir o erro. Uma delas, é o uso de processos adequados com unidades de amostra com tamanho e forma ótimas. Perseguindo esta finalidade, se tem conduzido vários trabalhos com os mais variados cultivos agrícolas de valor econômico. Todavia, revisando a literatura florestal sobre este particular, encontrou-se pouca informação relacionada com florestas plantadas de climas temperados, resultando daí no trabalho de pesquisa aqui desenvolvido e cujos objetivos são delineados a seguir.

OBJETIVOS

Quando se conduz um trabalho de investigação, em grande parte deles, o propósito é o de se comparar o efeito de dois ou mais tratamentos, cujas diferenças se deseja detectar.

Sendo o material experimental (ambiente-planta) muito heterogêneo, as diferenças entre tratamentos serão maiores ou menores que os efeitos verdadeiros. Esta situação intro

duz incerteza na interpretação dos resultados e pode conduzir a cometer graves erros, no momento de decidir a superioridade de um tratamento, sobre outro, PEREZ (42).

No presente estudo, procurando-se atenuar estas incertezas, decidiu-se estruturar a investigação, calcada no conhecimento prévio dos valores verdadeiros, lançando-se posteriormente simulações sobre a planta básica, que constituiriam os inventários e forneceriam as estimativas daqueles parâmetros já conhecidos.

Em seu sentido mais amplo, este trabalho destina-se a mostrar a influência que a mudança de tamanho e forma de unidades amostrais, pode causar na magnitude das estimativas para o valor do volume por unidade de superfície, previamente conhecido, de uma floresta plantada de Eucalyptus alba Rewien.

Unidades de amostra muito grandes tendem a apresentar menor variabilidade, porém em certas circunstâncias, o processo pode tornar-se oneroso em relação ao elevado número de elementos a serem observados e medidos, LOETSCH (34). Salienta-se ainda que a partir de dado momento, ao aumento da superfície da unidade de amostra, não corresponde mais o devido acréscimo de precisão esperada, ponto este a partir do qual, cada unidade marginal medida, torna-se onerosa à amostragem realizada.

A forma destas unidades amostrais, pode influir igualmente nas estimativas reportadas, em função da maior ou menor amplitude longitudinal das mesmas. Para alguns casos as mais estreitas e alongadas são mais representativas. Em outros casos não. Parte-se da premissa de que em qualquer floresta, deve-se estudar o arranjo mais eficiente para o povoamento, levando-se em consideração suas características específicas.

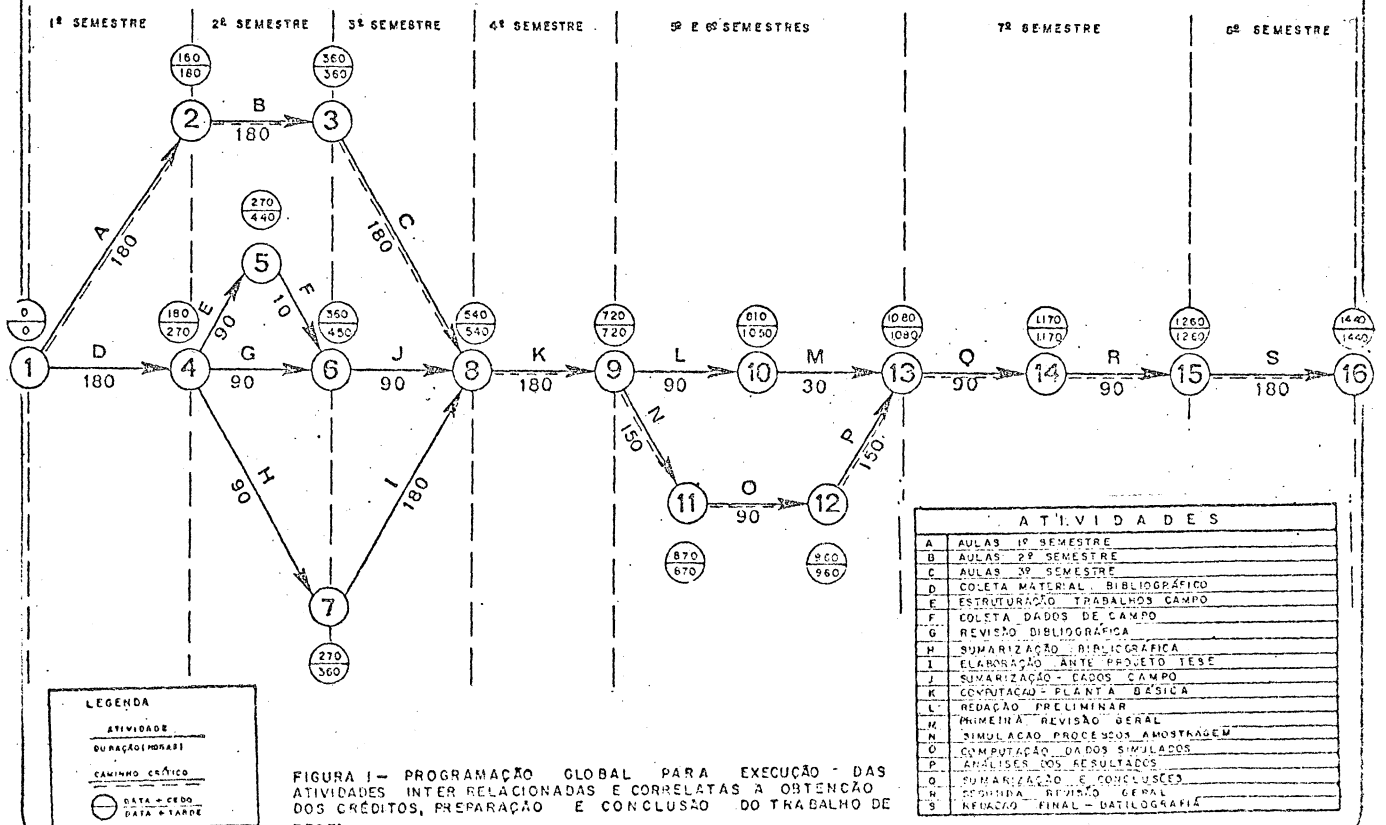
Entende-se portanto, que o custo e a precisão alcançada, estão correlacionadas estreitamente com a forma e tamanho das unidades amostrais. Procura-se, entre as diferentes possibilidades de seleção de amostras, escolher aquelas opções que possibilitem uma maior eficiência, isto é, um menor erro e conseqüentemente, maior con

fiança nas estimativas, a um custo mínimo.

Considerando-se que a extensão da área a ser levantada e o tipo de floresta, contribuem decisivamente no planejamento do inventário, induzindo o uso de determinadas técnicas e tipos de amostragens, procura-se, num sentido mais restrito, avaliar as estimativas obtidas por alguns procedimentos de amostragens, pois através a escolha adequada de um processo de amostragem inerente às condições do povoamento, é possível reduzir bastante o tempo e as operações necessárias para a coleta das informações, podendo-se assegurar o grau de precisão desejada.

Portanto os objetivos do trabalho em pauta, podem ser resumidos como sendo, o estudo das influências das mudanças de tamanho e forma de unidades de amostra em relação às estimativas realizadas, considerados alguns processos tradicionais de amostragem.

No intuito de dar cumprimento a tais objetivos, estruturou-se uma programação global, baseada no método PERT-CPM, mostrada na FIGURA 1, a seguir.



2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Forma e Tamanho de Unidades Amostrais

Um dos aspectos mais correntes nos mais variados campos de atividades humanas, é o do conhecimento parcial, pois raramente se toma um censo total, completo. O normal é amostrar, e para tal surge a necessidade da definição de meios auxiliares que melhorem a eficiência das estimativas acerca de variáveis de uma população estudada. Dois destes instrumentos, intimamente relacionados são representados pela forma e tamanho das unidades amostrais que envolvem soluções por amostragem.

FORMA

PEARCE (40) afirma que não há informação acerca da melhor forma para unidades amostrais, mas deve-se observar que para economizar área, as pequenas são melhores, e para reduzir-se mão de obra, as maiores. As parcelas estreitas e compridas são melhores que as quadradas, de uma maneira geral, porém às vezes, as quadradas se sobrepõem aquelas, e a decisão sobre uma e outra forma, depende do propósito do estudo.

CHRISTIDIS (10), em seu trabalho sobre forma de parcela, concluiu que em nenhum caso, as parcelas quadradas podem ter mais uniformidade que as longas e estreitas. Todavia, numerosos autores tem demonstrado que esta afirmação não é totalmente correta, e que as parcelas quadradas podem ser mais variáveis, ou menos, que as retangulares, dependendo da orientação dada à estas últimas.

Afirmam, BOSE e LAYCOCK (2 e 23) que as parcelas compridas, em um mesmo nível de gradiente, são superiores às largas ou muito largas, dispostas em sentido perpendicular ao gradiente.

CHRISTIDIS (11), através de provas experimentais, comprovou que a forma da parcela, tem muita relação com o controle da variabilidade do solo. As parcelas retangulares controlam mais eficazmente a heterogeneidade, que as quadradas.

HUSCH (26) afirma que uma vez compatíveis com as características da população, as unidades de amostra podem assumir formas diversas. A dificuldade de marcação em povoamentos densos torna ineficiente a utilização de parcelas circulares, em que pese serem definidas por uma única dimensão e permitirem para uma mesma área, maior número de árvores observadas, que em outras formas que se utilize.

Já, a FAO (17) comenta que, as circulares embora apresentassem certas vantagens, face à dificuldades impostas pelo meio (florestas tropicais), que impediam sua aplicação, foram substituídas pelas retangulares e quadradas.

HEINSDIJK e MIRANDA BASTOS (24) utilizando-se de fotografias aéreas para definição de forma e tamanho de unidades amostrais a serem utilizadas em inventários na Amazônia, optaram pelas faixas retangulares, introduzindo modificações na extensão da unidade, em função da nitidez da fotografia, espécie e região de ocorrência.

BRYAN (4) afirma que afim de se promover os ajustamentos dos círculos em função de um valor médio, deve-se medir as parcelas em duas direções, efetuando-se assim a correção da declividade. Este trabalho é complementado, com a tabela para ajustamento dos raios de diferentes amostras circulares, de acordo com o grau de declividade de terreno, apresentada por LOETSCH et alii (36) e VILLA SALA e MORALES (52).

LOETSCH e HALLER (35), em inventários florestais na Alemanha, optaram pelas unidades de amostras circulares concêntricas, ou combinadas, resultando maior efetividade a estas quando comparadas com amostras simples.

Em Portugal, a D.G.S.F.A. (Direção Geral dos Serviços Flo

restais e Aquícolas) (15) optou por parcelas de formas circulares concêntricas para povoamentos artificiais de Eucalyptus spp. e amostras circulares simples para povoamentos puros de pinheiro bravo e manso. Em ambos os casos as dimensões variavam em função dos estratos florestais.

SPURR (49) sugere que, quando o povoamento abrange quatro a cinco classes diamétricas, a utilização de amostras seja formada por 3 (tres) círculos concêntricos.

Em inventários realizados na Suécia, NYSSONEN citado por LOETSCH et alii (36), utilizou parcelas combinadas em relação às classes diamétricas, resultando mais economia em relação ao processo de unidades amostrais simples.

A D.G.I.F. (Direção Geral de Inventários Florestais) do México comentado por FUENTES e DELOYA (20), optou por unidades retangulares de dimensões variáveis para regiões de clima quente e úmido e por parcelas circulares em regiões de clima temperado e frio. Definiu-se as formas das parcelas mediante uma estratificação climática.

PAEZ BOGARIN (37), em seus estudos acerca de tamanhos e formas de parcelas experimentais aplicadas em cultivo de café na Colombia, afirma que não se pode concluir de maneira definitiva a cerca da forma mais adequada para as parcelas, devido esta depender de sua locação no terreno. Os resultados de seu trabalho, mostraram todavia que, em seus experimentos, as unidades sem bordadura são mais eficientes na forma retangular e nos experimentos com bordadura, sobressaem-se as de forma quadrada.

DA SILVA (13), em seu trabalho acerca de seleção de parcelas amostrais aplicadas a Pinus taeda, concluiu que o agrupamento das parcelas retangulares adjacentes proporcionou melhores resultados na seleção do tamanho e forma da parcela amostral.

No Inventário Florestal do Distrito Federal (Brasil) (27) levado a cabo pelo Centro de Pesquisas Florestais do Paraná, as unidades amostrais escolhidas por PÉLLICO NETTO para o levanta-

mento florestal de 4 (quatro) tipologias florestais típicas da região de cerrado, foram faixas retangulares de largura fixa (10m). Para os povoamentos artificiais optou-se pelos "pontos de estação de Bitterlich".

O Centro de Pesquisas Florestais, ao levar à cabo os Inventários Florestais das Reservas Indígenas do Sul do Brasil (9), em convênio com a SUDESUL e FUNAI, utilizou como unidade amostral para levantamentos de matas naturais de Araucaria angustifolia, 3 (tres) pontos de estação de Bitterlich equidistantes 50m, em linha reta. E para as matas de folhosas e matas mistas de latifoliadas e Araucaria, unidades de amostra retangulares com 250 a 500m de comprimento, por 10m de largura.

TAMANHO

Para SPURR (49) as amostras de 0,1 ha ($1.000m^2$) devem ser consideradas com o padrão para povoamentos maduros, enquanto para povoamentos jovens, parcelas de 0,04 a 0,08 ha (400 a $800m^2$) são as mais indicadas. Justifica o autor, devido a estreita ligação entre o problema da amostragem com a precisão requerida e o custo de operação dos trabalhos. Cita que LISSDANIELS na Suécia utilizou uma classificação por classes diamétricas, para definir os diferentes tamanhos de unidades de amostra. Para classes de DAP maiores que 29cm, utilizou de 0,02 ha ($200m^2$). Para classes de 17 a 28cm, utilizou unidades de 0,008 ha ($80m^2$), e para classes de DAP menores que 17cm, utilizou unidades de 0,002 ha ($20m^2$). A forma utilizada foi a retangular.

LÖETSCH (34), em povoamentos artificiais de Agathis loranthifolia, optou pela forma de parcelas circulares com 0,02 ha ($200m^2$), distribuídas sistematicamente com distâncias de 100 em 100m.

Todavia, o mesmo autor utilizou com bons resultados parcelas circulares de 0,01 a 0,05 ha (100 a $500m^2$), em inventários florestais europeus.

Segundo BOSE (2), DUTTA (16) e GORDON (22) a maior hetero

geneidade das unidades pequenas, não quer dizer que elas sejam in desejáveis. Podem ser tão boas ou melhores que as grandes, se o número de repetições é aumentado. O mesmo é afirmado também, por JOLLY (16).

CAMPOS (5), face à necessidade de obter uma uniformidade maior à distribuição de árvores de Pinus elliottii Engelm. com idade de 3 a 20 anos, utilizou parcelas retangulares de 0,01 ha (100 m²) com dimensões variáveis em função dos espaçamentos encontrados para esta cultura florestal.

No Inventário Florestal do México, FUENTES e DELOYA (20) utilizaram parcelas retangulares com 0,01 a 0,10 ha (100 a 1000m²) em regiões de clima quente e úmido, e parcelas circulares de 0,01 ha (1000 m²) em regiões de clima temperado e frio.

A D.G.S.F.A. (Direção Geral dos Serviços Florestais e Aquícolas) de Portugal (15) variou a dimensão das parcelas em função da natureza dos estratos florestais. Para povoamentos puros e mistos de pinheiro bravo e manso, as parcelas assumiam valores desde 0,01 a 0,10 ha (100 a 1000 m²), enquanto que para Eucalyptus spp. desde 0,05 a 0,10 ha (500 a 1000 m²).

MOKASHI e ACHARYA (36) discutiram o efeito do tamanho das unidades amostrais, baseando-se na distribuição de classes de circunferência em povoamentos de Tectona grandis.

GOMES (21) comenta que em florestas sujeitas à tratamentos culturais, é comum em Portugal utilizar-se unidades de amostras com superfícies variáveis de 0,02 a 0,1 ha (200 a 1000m²). Ressalta que as parcelas menores são ideais para povoamentos jovens, densos e uniformes, ao passo que as maiores para povoamentos heterogêneos. Frisa o mesmo autor, que a decisão na escolha do tamanho da unidade de amostra é função de experiências e confronto entre precisão e custos.

Já para a FAO (17) amostras com áreas de 0,01 ha (100m²) não se mostraram representativas em termos de estimativas volumétricas em povoamentos de florestas tropicais.

DA SILVA (13), em seu trabalho, concluiu que a parcela re-
tangular de 0,04 ha (400 m²) proporciona melhor eficiência que os
demais tamanhos testados.

Já a FAO, através de HUSCH (26), afirma que as parcelas
circulares tem vantagem de serem definidas por uma única dimensão,
o raio, com o inconveniente da dificuldade em sua demarcação, face
a seus limites curvos. Nas parcelas quadradas e retangulares, to-
dos os limites são linhas retas, o que elimina aquela inconveniê-
cia citada para as circulares.

MÉTODO DE PONTOS DE BITTERLICH

Uma opção de tamanho e forma de unidade de amostra, embo-
ra controvertida em sua aplicabilidade, mas de rápida execução, é
o "método de ponto de Bitterlich" ou "amostragem por pontos".

Trata-se de um aparelho dotado de um visor, no qual desta-
cam-se fatores de área basal (FAB), que variam de 1 a 4, confor-
me a combinação de faixas utilizadas em seu mostrador. Em função
da tipologia florestal, escolhe-se um destes fatores e dá-se um
giro no ponto escolhido como amostra. Em toda árvore observada no
giro, que possuir um D.A.P. superior à faixa escolhida, mede-se a
sua circunferência e sua altura.

Cada árvore considerada no giro, representa, em função de
sua área basal e do FAB utilizado, várias outras iguais a esta
por hectare, conseguindo-se, por isso, um alto rendimento que re-
duz sobremaneira o trabalho de amostragem.

DILWORTH e BELL (14) sumarizaram as vantagens desta técni-
ca de unidades de amostra de dimensões variáveis da seguinte for-
ma:

- 1- Não é necessário medir os limites das unidades de amostra.
- 2- Reduz-se notavelmente o número de árvores a serem medidas e re-
gistradas.
- 3- Existe um melhor balanceamento entre árvores de diâmetros gran-
des e pequenos, que se amostram em um bosque, do que no caso

do emprego de U.A. (unidades de amostra) de dimensões fixas.

- 4- Para um determinado fator de área basal utilizado, a medida que as árvores são maiores (em diâmetro), a área que se amostra também é maior e por isto, mais representativa.
- 5- É mais simples de se usar, reduzindo assim em consequência, o erro pessoal.
- 6- Emprega-se menor tempo em cada unidade de amostra.

Para este mesmo sistema, um novo método desenvolvido por MARSCHALL (37) oferece uma medição confiável da área da copa, assim como a área ocupada por cada árvore. Isto se realiza com a seleção de contagem angular, usando-se o número de árvores por hectare, que representa cada árvore amostrada.

O método permite obter facilmente a densidade de volume por hectare, bastando que se realize a somatória do produto das alturas individuais pela área basal que cada árvore anotada representa no hectare.

2.1.1. Métodos e Indicadores para Análises

O estudo da eficiência e do melhor tamanho da U.A. tem sido objeto de inúmeras discussões. Para tal, muitos investigadores tem conduzido experimentos de uniformidade, onde obtem pequenas parcelas de igual tamanho e por combinação dos dados das unidades adjacentes, se formam parcelas de distintos tamanhos e formas, que logo se comparam por alguns métodos de análises, dentre os quais descreve-se alguns a seguir.

Possivelmente um dos métodos mais utilizados é o método da "Máxima Curvatura" do coeficiente de variação. Consiste em calcular o desvio padrão para cada tamanho de parcela e expressá-lo em porcentagem média. Os valores obtidos se lançam em um sistema de eixos coordenados, onde no eixo X (abscissa) colocam-se os tamanhos das parcelas, e no eixo Y (ordenadas) os coeficientes de variação obtidos para cada tamanho correspondente. Como a tendência é a curva decrescer a medida que aumenta o tamanho da par-

cela, ocorrerá um ponto de máxima curvatura, que se considera o tamanho ótimo da parcela.

Todavia, SMITH (48) faz objeção à este método, baseado no fato de que a região de máxima curvatura depende inteiramente da escala das coordenadas, contra a qual se lançam as observações.

Assim, se aumenta a escala da ordenada e se diminui a abcissa, a curva daria outra impressão do que a obtida por um sistema com eixos coordenados em uma mesma escala. Além disto, este método não considera o custo para as diferentes formas e tamanhos testados.

Outro método, proposto por KELLER (31) consiste, em determinar o quadrado médio do erro para cada tamanho de parcela, calculando-se em seguida o produto deste quadrado médio do erro pelo número de unidades que compõem a parcela. O resultado do produto indicado que der menor valor se considera como ótimo, por englobar a melhor variabilidade. Como é de se esperar a parcela de uma unidade, geralmente dará o menor valor para o produto / indicado; porém considerando-se certos fatores de ordem prática e econômica, como a facilidade de operações e o custo, resulta que a parcela unidade não é a mais recomendável. Deve-se interpretar como ótimo tamanho de parcela, aquela de maior número de unidades cujo produto haja aumentado na menor proporção, comparado com os outros.

Um método descrito por SMITH (48), que demonstra empiricamente a relação que existe entre o tamanho da parcela e o quadrado médio do erro pode ser expresso na seguinte relação:-

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

onde:

\sqrt{x} = erro padrão da parcela com N unidades.

V = erro padrão da parcela com uma unidade.

b = coeficiente de regressão que indica relação entre unidades adjacentes.

KOCH e RIGNEY (32) dizem que o tamanho ótimo da unidade de amostra depende da variabilidade do solo e custo das operações.

HATHEWAY e WILLIAMS (23) opinam que o tamanho da U.A. depende da relação entre os custos fixados e a variação do custo com o número de unidades e variabilidade do solo.

Alguns autores apresentam resultados e considerações acerca de seus experimentos relacionados com tamanho de unidades de amostra, em diversos tipos de cultivos. Dentre eles destacam-se alguns, citados a seguir:

JOLLY (30) diz que é preferível utilizar-se parcelas pequenas ainda que tenha maior U.A., compensadas com um maior número de repetições.

REYNOLDS, KILLOUGH e VANTINE (45) concluem que mantendo constante a área experimental, o erro padrão diminui à medida que aumenta o tamanho da parcela. Demonstram a maior eficiência da parcela pequena sobre a grande, se a área experimental permanece constante. Logicamente, isto se deve à maior influência do número de repetições, que do tamanho da parcela sobre o erro padrão JOACHIM (29). Este fato é confirmado por numerosos pesquisadores.

FU SIAO (19) observa a pouca redução do C.V. (coeficiente de variação) ao aumentar o tamanho da parcela, explicado pelo aumento de variação dentro do bosque quando a parcela aumenta de tamanho. Atribui-se a maior eficiência das parcelas pequenas, exclusivamente à heterogeneidade do solo, dizendo que se a fertilidade fôra mais ou menos igual em todos os pontos, os diferentes tamanhos teriam a mesma eficiência. Seus resultados demonstram que a eficiência está mais influenciada pelo número de repetições que pelo tamanho da parcela.

PEREZ (42) na Costa Rica levou a cabo um estudo sobre tamanho da parcela experimental em café. Observou o decréscimo do C.V. ao aumentar-se o número de plantas por parcela e estudou os efeitos da variação do tamanho da parcela sobre o C.V., concluiu que:- permanecendo fixo o número de repetições, o C.V. diminui à medida que aumenta o tamanho da parcela e que praticamente não muda ao variar o número de repetições. "Isto com prova a influência do tamanho da parcela sobre o C.V."

FREESE (18) apresenta uma forma prática de estabelecer um juízo entre unidades de amostra que consiste em comparar o custo total dos inventários realizados com cada unidade, com a restrição do que ambos os métodos permitam igual precisão. Baseia-se no princípio de estudo da eficiência em função do custo e C.V. e determina um método prático para cálculo da eficiência relativa das alternativas para os diferentes tamanhos de unidades de amostra que se deseje comparar, expresso por:

$$U_x = \frac{1}{(d_x) \cdot (C.V._x)^2}$$

Onde; U = Eficiência da unidades de amostra de tamanho X.

d = Custo para unidade.

C.V. = Coeficiente de variação.

$$\frac{U_y}{U_x} = \frac{(d_x) \cdot (C_x)^2}{(d_y) \cdot (C_y)^2}$$

Onde; $\frac{U_y}{U_x}$ = Eficiência relativa.

d_x e d_y custos para U.A. de tamanho "x" e "y" respectivamente.

C_x e C_y coeficientes de variação obtidos para aqueles diferentes tamanhos de U. A. observados.

DA SILVA (13) em seu trabalho sobre seleção de parcelas amostrais, conclui que não se verificou diferença significativa (0,05p) entre os tempos de medição das diferentes formas o que leva a concluir que os custos de medição para cada árvore, consideradas as diferentes formas para mesmos tamanhos de área, são equivalentes.

2.2. Processos de Amostragem

FREESE (18) comenta que a maior parte das decisões humanas se fazem com conhecimentos parciais sobre o todo, tomando-se amostras e esperando que as mesmas proporcionem uma imagem confiável da população que representam, uma vez que o censo total ou enumeração completa pode ser impossível ou de difícil execução para a maioria das populações analisadas.

É sabido que a amostragem proporciona frequentemente, a informação essencial a um custo bastante menor que a enumeração total, sendo muitas vezes mais confiável que esta. Isto porque, com menor número de dados, se tem maior tempo e precisão na sua coleta, além do que os resultados estimados são entregues mais rapidamente ao interessado.

AMOSTRAGEM ALEATÓRIA

HUSCH (26) define amostragem ao acaso, como uma aplicação prática da teoria das probabilidades, devendo as amostras serem escolhidas aleatoriamente e em sorteios independentes, o que eliminará erros sistemáticos e permitirá calcular a precisão da estimativa e mesmo antecipar com segurança o número de unidades de amostras a serem medidas.

Afirma ainda, que a amostragem aleatória simples é processo fundamental de seleção e, todos outros processos em realidade,

são variações tendendo obter maior economia ou exatidão.

Suas grandes vantagens resumem-se na eliminação do erro sistemático e possibilidade de cálculo de erro de amostragem.

A aplicação irrestrita deste processo, no levantamento de áreas extensas, pode ter certas desvantagens. Uma delas é a dificuldade de locar as parcelas, associada ao tempo necessário para deslocar-se de uma unidade à outra.

A distribuição de parcelas ao acaso em áreas muito extensas, pode deixar grande parte da floresta sem representação, o que tornaria uma grande desvantagem do processo se, variabilidade marcantes se fizessem presente na população.

É um processo indicado para áreas homogêneas, pequenas e de relativa acessibilidade.

AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA

Definida por HUSCH (26) como a medição das características florestais por meio de unidades de amostra distribuídas segundo um esquema predeterminado. Frequentemente a equipe percorre o bosque seguindo linhas paralelas equidistantes (K), perpendiculares ao esquema de variação topográfica, nas quais localizam-se as unidades de amostra distanciadas igualmente uma da outra (J).

Apresenta o autor algumas variações de aplicação do processo, definindo-as como de "reconhecimento em lateral" e "reconhecimento em linhas de parcelas". Afirma que os reconhecimentos por bandas e por linhas de parcelas, podem utilizar em inventários florestais extensivos e intensivos, mas que necessitam equipe de campo relativamente grande, já que em solo plano pode percorrer 10 km de linha por dia, e em solos montanhosos, menos de 1 km por dia.

FREESE (18) afirma que a maioria dos inventários florestais se tem realizado através de alguma forma de amostragem sistemática, devido a maior facilidade e economia na localização das unidades de amostra, à melhor distribuição destas unidades sobre a

população e à consequente possibilidade de uma estimativa mais precisa acerca da verdadeira média em relação a U.A. aleatória de mesmo tamanho.

Cita os inconvenientes de não haver um processo confiável para estimativa do erro padrão e o perigo de ocorrência de "amostragem viciada", quando existem variações cíclicas na população em estudo.

LOETSCH - HALLER (35) fornecem em suas considerações acerca deste processo, algumas opções de aproximação do cálculo da variância associada, as quais compõem o formulário apresentado mais adiante neste trabalho. Consideram ainda que o comportamento da amostragem sistemática em relação a outros processos depende grandemente das propriedades da população, sendo mais eficiente de uma maneira geral para situações em que não há existência de mapas da área, sendo a mesma inacessível e complexa para o trabalho. Destacam que este processo pode ser executado em tres tipos diferentes, sendo um de faixas tomadas sistematicamente, outro em dois estágios (terrenos acidentados) e um terreno tipo em que as faixas tomadas sistematicamente, usado quando a floresta é homogênea, (método de SHIUE).

HUSCH (26) ao comparar o processo de amostragem sistemático com o aleatório, indica vantagens e inconvenientes para ambos os processos, que podem ser resumidos no que segue:

1- A eliminação dos erros sistemáticos e possibilidade de cálculo do erro de amostragem obtidos pelo processo aleatório, justificam o seu uso sob o ponto de vista estatístico, o que não é possível obter-se com segurança na amostragem sistemática.

2- É possível uma estimativa mais exata através da amostragem sistemática, devido a melhor distribuição das unidades de amostra, sendo insignificantes os erros sistemáticos de amostragem, se as unidades englobassem os diversos tipos de bosques. Considera ainda, que embora o inconveniente deste processo não estar basea-

do no cálculo de probabilidades, tornar imprecisa a estimativa de erro de amostragem, tem sido comprovado na prática a obtenção da melhor estimativa da média, que em relação à obtida através o método aleatório.

AMOSTRAGEM EM DOIS ESTÁGIOS

COCHRAN (8) afirma que se cada unidade da população pode ser dividida em certo número de unidades menores ou elementos e que haja sido selecionada uma amostra de N unidades. Se os elementos que pertencem a uma unidade escolhida para a amostra, produziram resultados semelhantes, afigura-se pouco econômico medi-los, todos. Uma prática comum é selecionar e medir uma amostra dos elementos de uma unidade qualquer que seja escolhida, processo este denominado de subamostragem.

MAHALANOBIS citado por COCHRAN (8) utiliza nome de amostragem em dois estágios, onde sorteia-se inicialmente as unidades primárias e em seguida as unidades secundárias retiradas daquelas citadas.

Muitos autores destacam como grandes vantagens deste processo de amostragem, a flexibilidade e eficiência apresentada em condições favoráveis, sem afetar o erro de amostragem real estipulado para o inventário.

YATES (53) diz que este processo introduz flexibilidade, a qual é limitada nos processos mais simples. Permite subdivisão da população a ser amostrada em unidades de dois ou mais estágios e permite a concentração do trabalho no campo em levantamentos cobrindo grandes áreas.

SUKHATME (50) pondera que custa mais amostrar unidades espalhadas aleatoriamente, que amostrar um equivalente de unidades de amostras em conglomerados formado por elementos ou subunidades, desde que o custo adicional de amostrar elementos ou subunidades próximos seja menor quando comparado ao custo de localizar um segundo elemento ou subunidade aleatoriamente e amostrá-la.

CUNIA (12) compara a amostragem em conglomerados como um processo semelhante à amostragem estratificada, uma vez que a população é subdividida em várias subpopulação, usualmente denomina das conglomerados.

SCHUMACHER e CHAPMAN (47) consideram que para uma população florestal uniforme (em relação ao seu volume), mas com distribuição espacial esparsa sobre a área, deve-se preferir grandes unidades de amostra de forma a amenizar a chance da ocorrência de amostras zero, daí a indicação do processo de conglomerados com subunidades como usual nestes casos.

FREESE (18) ressalta que muitas vezes, embora a medição de unidades de amostra sejam econômicas, o percurso a seguir para atingi-la pode ser oneroso.

Se inicialmente selecionam-se unidades maiores amostrando se algumas subunidades dentro daquelas, pode-se obter melhor precisão a custos mais baixos que no processo aleatório de amostragem.

PÉLLICO NETTO (28), em inventários florestais de matas tropicais realizados do norte brasileiro, utilizou este processo de dois estágios com introdução da sub-amostragem sistemática. Justifica que, quando se faz inventário de grandes áreas inacessíveis, incorporando-se a sub-amostragem sistematicamente, permite que se execute pelo menos uma unidade medida por dia, reduzindo o custo a um mínimo. O erro de amostragem não é afetado muito, face às unidades primárias serem sorteadas aleatoriamente. A computação das subunidades sistemáticas é realizada como se fossem aleatoriamente distribuídas.

LOETSCH-HALLER (35) afirmam que a grande vantagem prática e financeira da aplicação do processo em conglomerados em relação ao inteiramente aleatório, está na redução do tempo improdutivo devido à redução das distâncias totais a caminhar, como resultado da concentração das unidades secundárias de amostragem. Tal procedimento contribui para maior facilidade na organização e controle dos trabalhos de campo.

PÉLLICO NETTO (41) baseado na justificativa de que a grande vantagem deste processo é a redução que se obtém no custo de amostragem, embora a variância das médias seja superior à da amostragem aleatória, apresenta trabalho no qual procura quantificar esta redução de custo.

Demonstra que a máxima diferença em custo da amostragem, em dois estágios em relação a amostragem aleatória, ocorre quando o número de subunidades é calculado por:

$$m = \sqrt{\frac{C_1}{C_2} \frac{1 - \gamma}{\gamma}}$$

Onde; m = Número de sub-unidades.

C_1 = Custo médio de seleção deslocamento, localização e determinação das subunidades dentro dos conglomerados. É função do número de unidades.

C_2 = Custo médio de medição das sub-unidades, revisão, etc.,. É função do número de subunidades, dentro dos conglomerados.

γ = Coeficiente de correlação intra-conglomerados.

Comenta ainda, que quanto maior a razão de custo (C_1 e C_2) e menor o coeficiente de correlação intraconglomerados, maior será a redução de custo, usando-se este processo de amostragem, desde, que observadas as condicionantes de que:

$$C_1/C_2 \neq 0 \text{ e } \left[1 + \gamma (m - 1) \right] \geq 1$$

2.3. Equações de Regressão

Segundo a FAO (17), a expressão do volume do povoamento florestal através de uma equação, apresenta vantagens que o processo gráfico não possui, como o de permitir avaliar o volume pelo exame

de algumas poucas árvores eleitas nas parcelas amostrais. Permite a análise de variância e estimativa do erro cometido.

O inconveniente maior, seria na computação dos dados, mormente no tempo dispendido para levantamento dos mesmos, onerando as tarefas.

HUSCH (26) observa a necessidade de definir a sua amplitude de aplicação, citando que as tabelas locais definidas por equação de regressão, constituem boa solução para planos de exploração, enquanto as de solução geral se prestem as grandes empresas ou regiões.

GOMES (21) destaca a necessidade de se procurar obter simplicidade e precisão na equação escolhida, de maneira que as soluções se ajustem às necessidades de campo.

Vários tipos de equações tem sido testados e utilizados por inúmeros pesquisadores para representação de seus problemas florestais.

A FAO (17) utilizou em seu trabalho equações aritméticas resolvidas pelo método dos mínimos quadrados, aplicados a Pinus halepensis e ao Cedrus sp.

DA SILVA (13), em seu trabalho acerca de parcelas amostrais para Pinus taeda, verificou que o emprego dos modelos matemáticos de regressão para analisar a variação da espessura da casca ajustaram apenas uma pequena porção das variáveis de casca e diâmetros tomados à varias alturas do tronco. Afirma que, para estimativa do volume total de árvores individuais, as equações aritméticas de SPURR e STOATE proporcionaram maior precisão que as de SCHUMACHER e KOPEZKY-GEHRARDT, embora tenha havido uma superestimação de volumes, quando comparados com os volumes reais.

CAMPOS (5), trabalhando com Pinus elliottii Engelm., obteve através da equação logarítmica melhor eficiência quando comparada com a variável combinada e variável recíproca.

BONILLA (3) concluiu em estudos para Pinus pinaster Ait , que a equação da variável combinada apresentou melhores estimativas do volume em comparação com a equação logarítmica de SCHUMACHER.

GOLDINE HALL, citados por (3 e 49) destacam a maior precisão e facilidade de manuseio para as equações de variável combinada em seus estudos comparativos para 25 equações de volumétricas, para Pinus banksiana, Picea glauca e Populus tremuloides.

SPURR (49) recomenda as equações volumétricas de solução aritmética, em razão da facilidade de cálculos que elas apresentam em relação as logarítmicas.

O Centro de Pesquisas Florestais da Universidade Federal do Paraná em convênio com o Distrito Federal (27) obteve para florestas artificiais de Eucalyptus spp, matas ciliares e cerrados, melhores resultados com as equações polinomiais australianas quando comparadas às logarítmicas e exponenciais.

No que concerne ao número de árvores a serem abatidas para estimativa de equações volumétricas, o fato constitui numa incôgnita e debate entre os pesquisadores.

Para CHAPMAN e MEYER (7) e BONILLA (3) o grau de erro de uma tabela volumétrica aumenta quando diminui o número de árvores estudadas e a área de estudo. Em se tratando de equação volumétrica local, este número pode ser reduzido sem afetar a precisão, segundo GOMES (19).

A FAO (17) no estudo de Pinus halepensis utilizou 336 árvores, enquanto para Cedrus sp, baseou-se em 57 árvores apenas.

Sobre este particular, SPURR (49) recomenda que a seleção

de número de árvores deve ser uma função do peso ou frequência com que cada classe de árvores participa no conjunto de dados em relação às classes basimétricas e volumétricas.

VEIGA (51) em seu estudo de equações aritméticas, logarítmicas formais e não formais, para volumes totais com e sem casca para Eucalyptus saligna Smith em ocasião do primeiro corte, concluiu que, das equações não formais selecionadas, as logarítmicas foram as mais precisas para os volumes totais com e sem casca, enquanto as aritméticas foram as melhores para as volumes comerciais ao diâmetro de despona de 0,05m com e sem casca. Salienta ainda, que de uma maneira geral, comparando todos os resultados, as equações mais precisas foram as volumétricas formais. Do ponto de vista estatístico aconselha o uso destas, mas do ponto de vista prático aconselha optar pelas melhores equações não formais selecionadas, que envolvam menos trabalho de campo.

3. MATERIAL E MÉTODOS

Basicamente o estudo em apreço refere-se a análise da simulação de diferentes formas e tamanhos de unidades de amostras, em diversos processos de amostragem, sobre um povoamento florestal plantado, equiano, do qual se conhece os valores paramétricos, relativos ao seu volume por hectare. Será apresentado a seguir os dados básicos iniciais do povoamento escolhido.

3.1. A População

Os dados apresentados neste trabalho foram coletados de um povoamento de Eucalyptus alba Rewien, procedência de Rio Claro SP. - plantado em 1967 e possuindo 6 anos e meio de idade. O compasso inicial de plantio foi de 2m x 2,5m, abrangendo 1 ha de área, pertencente aos reflorestamentos da Industrias Klabin do Paraná de Celulose S.A.

3.1.1. Localização

O povoamento situa-se no município de Telêmaco Borba, região centro paranaense, segundo planalto, aproximadamente entre os meridianos 50º10' e 50º50' de longitude oeste, e entre os paralelos 24º03' e 24º31' de latitude sul, com uma superfície aproximada de 2.000 km², e altitude oscilando em torno dos 840m.

3.1.2. Clima

A precipitação anual da região é de 1399,5 mm, com temperatura média anual de 19°C e umidade relativa do ar em torno de 76,5%, como média anual. Durante o inverno a região está periodicamente sujeita à formação de geadas.

De acordo com a classificação de KOPPEN o clima da região pertence ao tipo "Cfb" e segundo a classificação de zonas de vida de HOLDRIDGE (25) a região se enquadra na formação ecológica

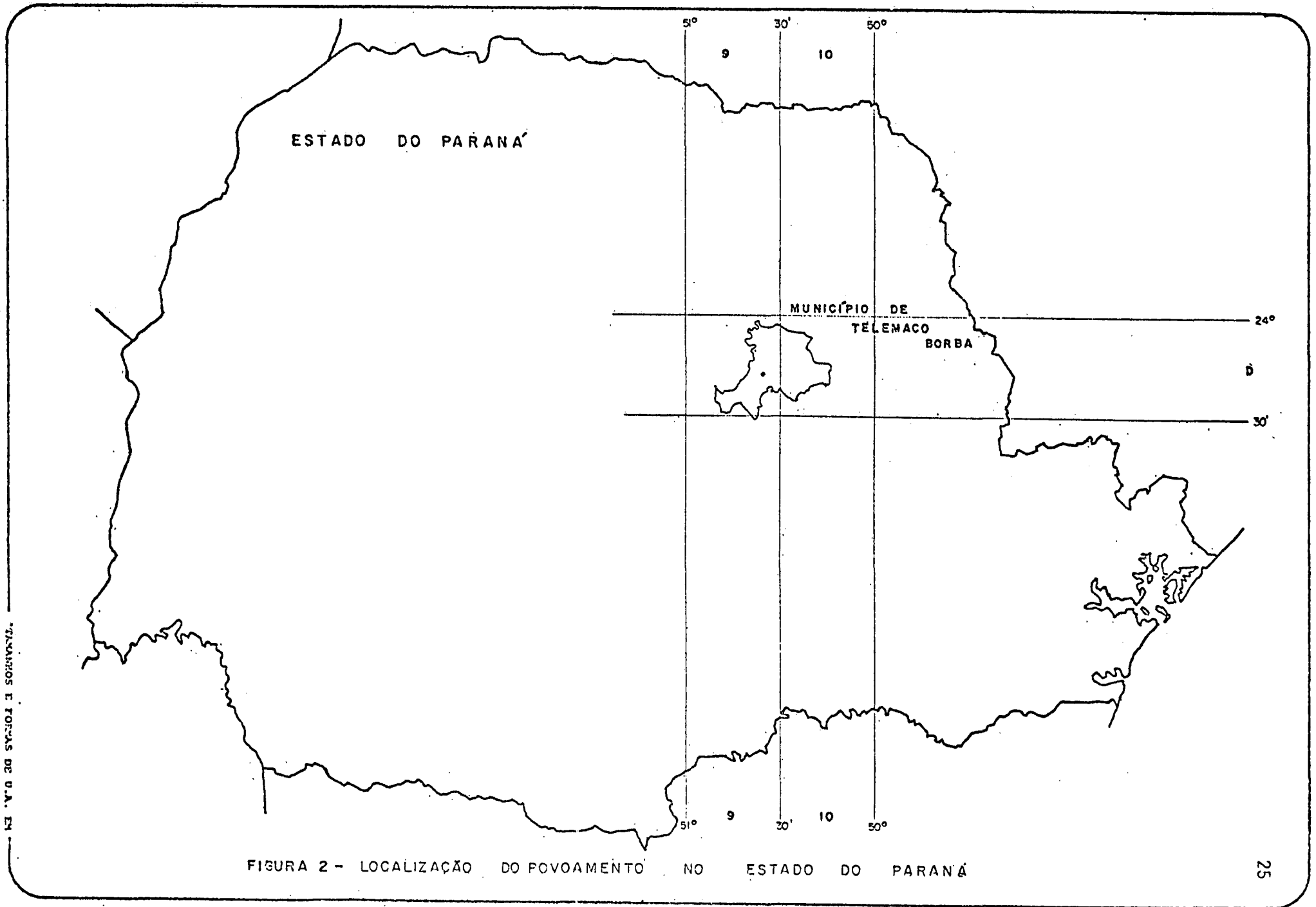


FIGURA 2 - LOCALIZAÇÃO DO POVOAMENTO NO ESTADO DO PARANÁ

"Bosque úmido temperado".

3.2. Levantamento dos Dados Básicos de Campo

3.2.1. Programação

Como na programação geral já apresentada, uma vez mais através dos métodos de planejamento PERT-CPM, procurou-se coordenar e dar sequência às tarefas a serem executadas na obtenção de dados de campo.

Analisou-se as tarefas e suas respectivas interdependências e procurou-se coordená-las de modo a facilitá-las em suas execuções, tornando-as rápidas e eficientes, uma vez que o fator tempo disponível era a maior restrição para que se pudesse utilizar o pessoal técnico previamente selecionado para coleta de dados de campo.

Como demonstra a (Fig. 3), a formação de atividades paralelas permite reduzir para 80 horas o tempo necessário para a obtenção dos dados.

3.2.2. Escolha e Locação

O povoamento do qual se tomariam os dados, necessitava preencher determinadas condições básicas no que concerne à topografia plana e maior homogeneidade possível em suas características edáficas, de maneira a se procurar minimizar as influências destes fatores na análise das diferentes formas e tamanhos de unidades de amostra, que é o objetivo principal deste estudo.

Devido ser o volume a variável principal estudada, reportada em m^3/ha , necessitava-se escolher um povoamento que permitisse, respeitando uma distância pré-determinada da bordadura, localizar uma unidade de estudo de forma quadrada, com 100 m de lado, o que totalizaria 1 ha permitindo reportar diretamente seus resultados ao padrão de área, comumente utilizada nos estudos florestais.

Assim sendo, respeitando-se uma distância mínima de 20 m em relação à bordadura do povoamento, locou-se em seu interior, com

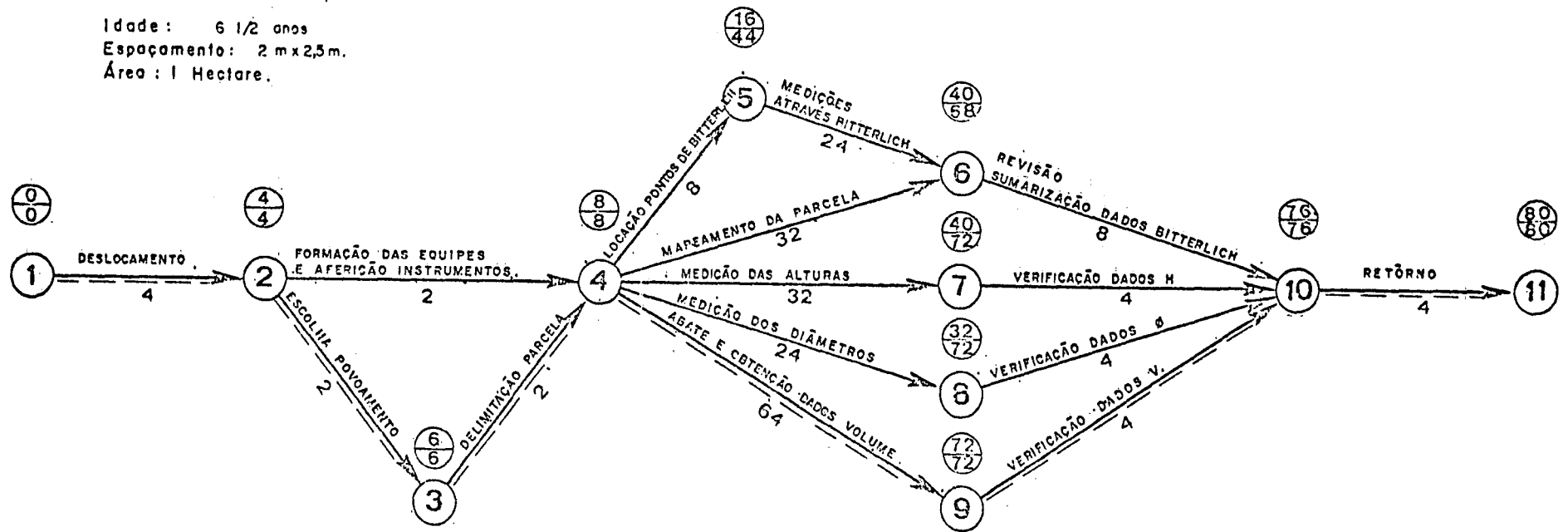
Local de coleta: INDUSTRIAS KLABIN / HARMONIA PR.

Povoamento de Eucaliptus. alba Rewien

Idade: 6 1/2 anos

Espaçamento: 2 m x 2,5 m.

Área: 1 Hectare.



PARTICIPANTES :

- 1 Orientador
- 4 Posgraduandos.
- 3 Graduandos
- 1 Auxiliar Técnico.

LEGENDA :

Atividade
 Duração (Horas) →
 Caminho Crítico
 Data + cedo
 Data + tarde

DURAÇÃO : 80 HORAS (10 DIAS / TRABALHO).

FIGURA 3 - PROGRAMAÇÃO DAS ATIVIDADES PARA COLETA RACIONAL DOS DADOS DE CAMPO.

"TRABALHO E FORÇA DE U.A. EM AMOSTRAGEM ALTERNADA E SISTEMÁTICA PARA FLORESTAS PLANTADAS (EUCALYPTUS)"

demarcação através cordas de nylon, a parcela experimental de forma quadrada, com 1 ha de área, da qual foram obtidos os dados da maneira descrita a seguir.

3.2.3. Obtenção dos Dados de Campo

As equipes de campo foram constituídas e distribuídas em suas atividades de maneira racional e a permitir uma cronologia na sequência das medições das variáveis desejadas.

A mesma equipe que realizou a demarcação da unidade de estudo encarregou-se de confeccionar a planta básica de campo, anotando as falhas, bifurcações e enumeração, em ordem crescente das árvores existentes.

Foram medidas as alturas totais de todas as árvores com auxílio de um hipsômetro HAGA, utilizando-se a escala de porcentagens e distâncias variáveis. Os diâmetros à altura do peito foram tomados através de fita diamétrica de lona. Em todas as árvores, contando-se com o auxílio de uma vara com 1,30m de comprimento em posição vertical encostada à base da árvore, procurava-se a mesma precisão da altura de medição da variável diâmetro.

Para tomada de dados através do relascópio de Bitterlich, demarcou-se uma rede de 81 pontos equidistantes 10m um do outro. Em torno de cada ponto realizou-se o giro de 360° anotando-se todas as árvores cujos diâmetros observados através do visor, se mostraram superiores à faixa correspondente a cada um dos quatro fatores de área basal utilizados em cada ponto de estação.

Na obtenção de dados para estudo e formação das equações volumétricas, seguindo-se orientação de SPURR (41), selecionou-se 206 árvores proporcionalmente à sua sequência por classe de diâmetro, procurando-se abatê-las a 10cm do solo, para em seguida proceder-se à cubagem individual. Para tal, empregou-se a fórmula das secções médias, ou procedimento de Smalian, em intervalos iguais de 2,0m, ou seja:

$$V_i = \sum_{i=1}^n \left(\frac{g_1 + g_2}{2} \right) : L$$

Onde; g_1, g_2 = Áreas seccionais em m^2 .

L = Comprimento em metros

Para o atendimento desse propósito, efetuou-se com uma fita diamétrica, a medição do comprimento total da árvore abatida e dos respectivos intervalos. Comparando, observou-se que o erro de leitura das alturas para as árvores medidas em pé não ultrapassou em media a 1% em relação à medida real das alturas destas árvores verificadas após a derrubada.

3.3. Sumarização dos Dados Básicos

Após a coleta e revisão dos elementos necessários ao desenvolvimento desse estudo, procedeu-se a sumarização dos dados. Resumiu-se aquelas variáveis medidas na unidade de amostra, a partir do que, se definiu a obtenção da estimativa variável para métrica básica ou seja, o volume por hectare, determinada através da equação de regressão que melhor ajustou aqueles dados. A seguir apresentou-se a cronologia das observações que antecederam e conduziram à confecção da planta básica para as simulações realizadas.

3.3.1. Perfil da Unidade de Estudo

NÚMERO DE ÁRVORES

A unidade de estudo tomada de um povoamento de Eucalyptus alba, com espaçamento inicial de 2,0m x 2,5m, deveria apresentar potencialmente 2.000 árvores em seu 1 hectare de área, todavia, face à diversas circunstâncias inerentes ao próprio restamento, no que concerne aos tratamentos silviculturais (replantios, ataques formigas etc) 6 (seis) anos e meio após o plantio apresentou-se com 270 falhas, possuindo portanto, um número efetivo de 1730 indivíduos, que deve ser considerado para cálculo dos valores paramétricos que descrevem a população.

DISTRIBUIÇÃO DOS DIÂMETROS E ALTURAS

Como já citado anteriormente, as árvores que deram origem aos dados para obtenção da equação volumétrica do povoamento

foram selecionadas aleatoriamente, proporcionalmente à frequência por classe de diâmetro apresentada na estrutura da totalidade das árvores componentes da unidade de estudo e configurou-se sua apresentação conforme mostra a FIGURA 4. O gráfico de frequência para a distribuição diamétrica das 1730 árvores comportou-se dentro da distribuição normal, baseado no qual pôde-se selecionar e cortar 206 indivíduos, cerca de 10% escolhidos proporcionalmente às classes diamétricas daquela distribuição da população total.

A FIGURA 5 mostra a distribuição dessas árvores por classe diamétrica, observando-se a similaridade entre as citadas distribuições com a dominância das frequências entre 12 a 18 cm de diâmetro.

Embora se procurasse concomitantemente obter para as árvores selecionadas aleatoriamente, em função da distribuição diamétrica, uma igual seleção relativa à distribuição de suas alturas totais, não se conseguiu pleno êxito. A FIGURA 6 mostra a distribuição das alturas das 206 árvores selecionadas observando-se que as dominantes encontram-se nos intervalos de 22 a 25m de altura com baixa frequência, sendo a unidade representada basicamente pela maior frequência entre as codominantes e intermediárias, estabelecidas entre as classes 20 a 22m e 18 a 20m de altura, respectivamente.

Ressalta-se que a seleção para corte das 206 árvores, que representa a estrutura e distribuição da unidade de estudo, foi realizada através de sorteio aleatório, proporcionalmente às suas frequências nas classes diamétricas estabelecidas e apresentadas na FIGURA 3.

As árvores foram localizadas através da numeração dada, quando da confecção da planta básica de campo, cortadas e realizadas as cubagens individuais, que permitiram a obtenção das equações volumétricas representativas descritas a seguir.

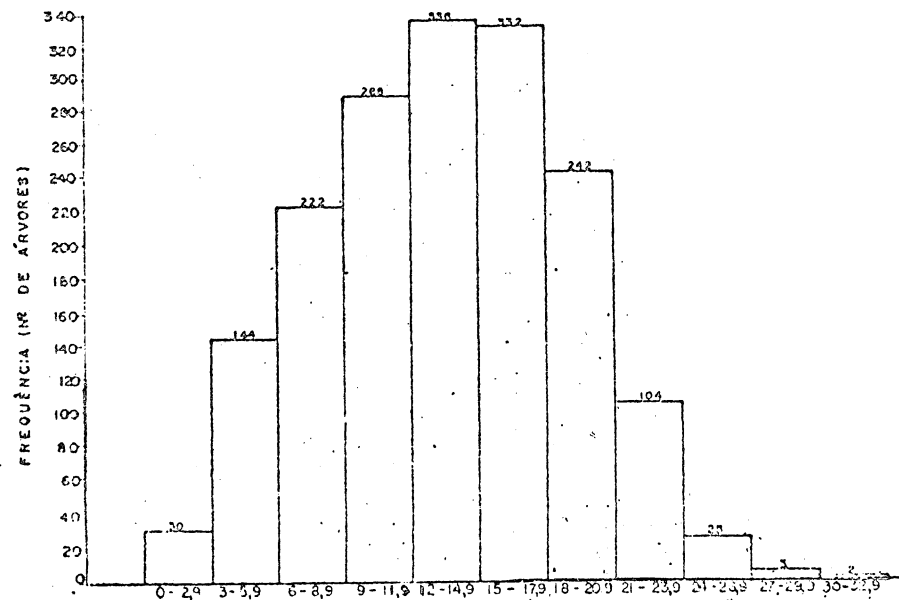


FIGURA 4 - HISTOGRAMA REPRESENTATIVO DA DISTRIBUIÇÃO DAS 1730 ÁRVORES COMPONENTES DO POVOAMENTO POR CLASSE DE D.A.P.

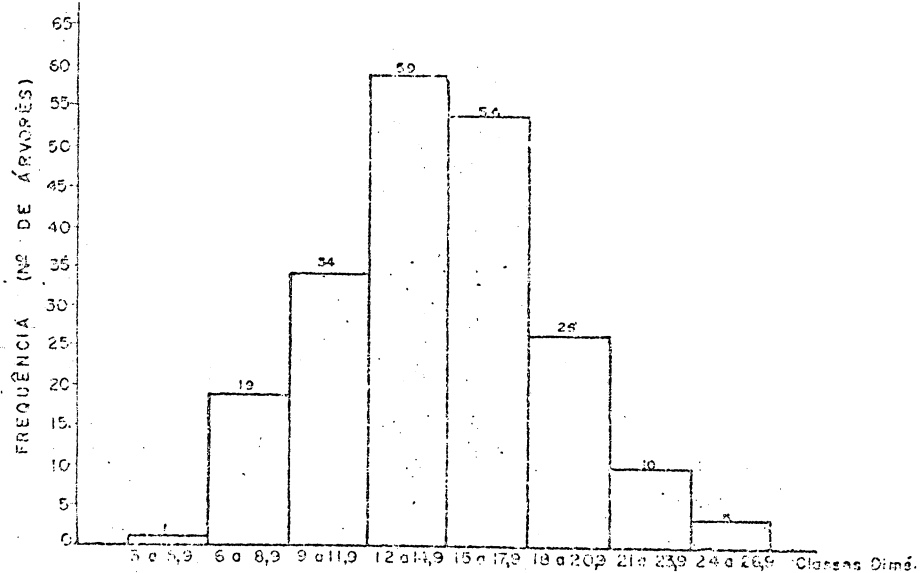


FIGURA 5 - HISTOGRAMA REPRESENTATIVO DA DISTRIBUIÇÃO DAS ÁRVORES POR CLASSES DE D.A.P. REFERENTE AOS 206 INDIVÍDUOS DERRUBADOS.

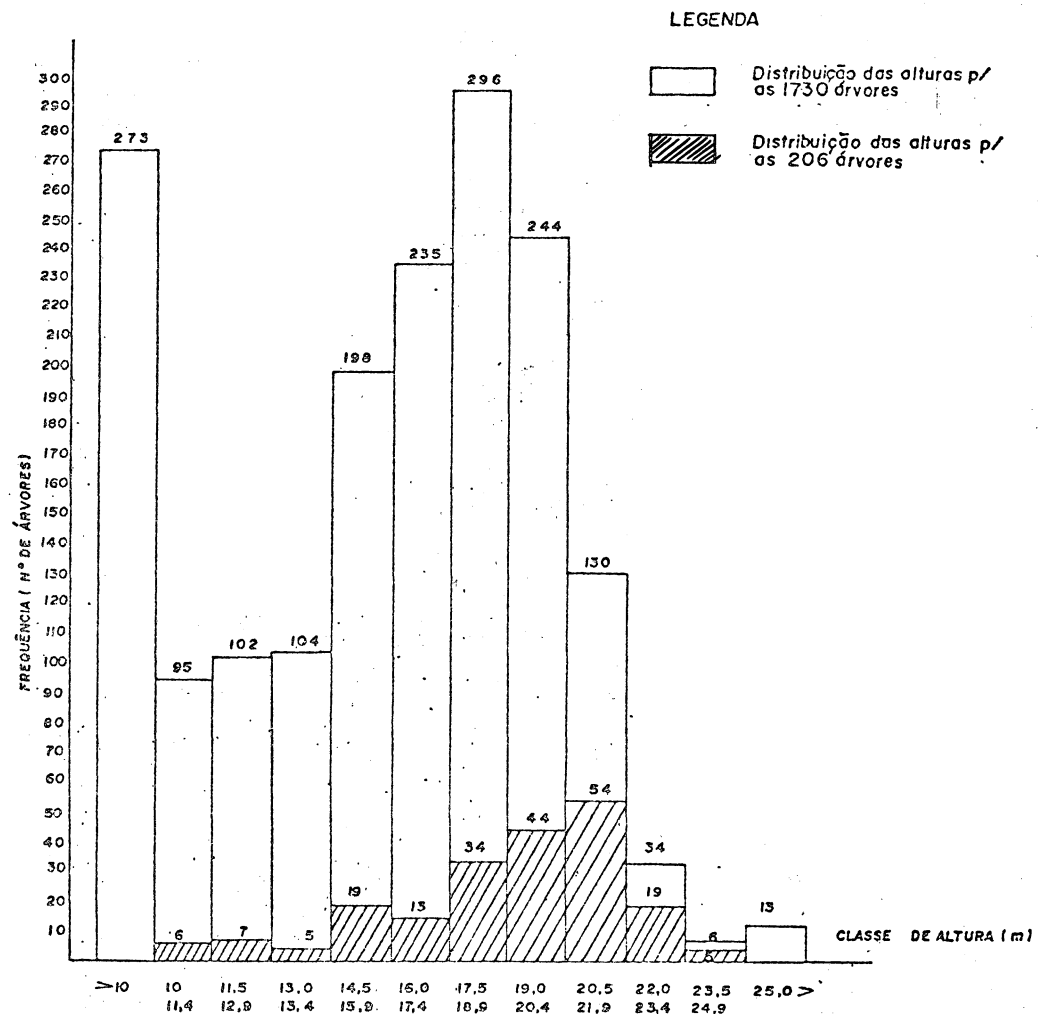


FIGURA 6 - HISTOGRAMAS REPRESENTATIVOS DAS DISTRIBUIÇÕES DAS ALTURAS - PARA AS 206 ÁRVORES DERRUBADAS E PARA AS 1730 ÁRVORES DO POVOAMENTO

3.3.2. Determinação da Equação Volumétrica

Em vários trabalhos, visando a determinação de equações de volume para Eucalyptus, autores como SPURR (49), VEIGA (51) e outros, testaram inúmeras formulações matemáticas, incluindo-se as aritméticas, as logarítmicas e polinomiais.

SPURR (49) em seu amplo estudo sobre tabelas de volume, diferencia os tipos de equações em aritméticas não formais, aritméticas formais, logarítmicas não formais e logarítmicas formais.

No presente trabalho, considerou-se basicamente dentre as 10 (dez) equações testadas, 3 (tres) tipos fundamentais: equações logarítmicas, recíprocas e aritméticas.

QUADRO Nº 2. "Equações testadas para a estimativa dos volumes das 206 Árvores de Eucalyptus alba".

EQUAÇÕES TESTADAS	E.P.EST.	R ²	MODELO
A. $\log V = \log a + b \log D + c \log H + d \log^2 D + e \log^2 H$	0,19690	0,9523	Log. - PRODAN
B. $\log V = \log a + b \log D + \log H$	0,21435	0,9106	Log. - SUMACHER
C. $\log V = \log a + b \log D^2 H$	0,21445	0,9105	Log. - Ver. comb.
D. $\log V = \log a + b \log D^2 H + e \log (H/D)$	0,20984	0,3498	Log. - THORNEER
E. $\log V = \log a + \log D + (3-C) \log H$	2167,92	0,7640	Log. - DWIGHT
F. $\log V = \log a + (2 + b) \log D + C \log H$	2326,74	0,5680	Log.
G. $V = D^2 H / (a + b D)$	2324,92	0,5631	Rec.
H. $V = D^2 / (a + b/H + c/H^2)$	0,07673	0,5943	Rec.
I. $V = D^2 / (a + b H + c H^2)$	0,08141	0,5328	Rec.
J. $V = aD^2 + bD^2 H$	0,22389	0,9020	Arit. OGAYA

Onde: D= Diâmetro a 1,30m do solo (cm)..

H= Altura total (m).

a,b,c,d,e= Coeficientes de regressão.

As equações volumétricas propostas constituem problemas de regressão linear e, devido ao grande volume de dados, foram solucionadas em computadores da Universidade Federal do Paraná, mais especificamente pelo IBM 1130.

Para resolução das equações foi utilizado o método dos mínimos quadrados, tendo sido determinados os desvios padrões dos coeficientes, o coeficiente de determinação total (R^2) e o valor de F para testar a significância da regressão. O procedimento para obtenção destes valores é apresentado por PIMENTEL GOMES e NOGUEIRA (44) e outros autores.

Foram escolhidos coeficiente de determinação e o desvio padrão da regressão como indicadores para exprimir a precisão da regressão.

Na comparação foram utilizadas todas as equações relacionadas para o mesmo conjunto de dados das 206 árvores abatidas e de uma maneira geral as logarítmicas se mostraram mais precisas em que pese envolverem maior complexidade de cálculos.

A equação escolhida foi a de PRODAN, representada por:

$$\log V = \log - 0,2038 + 0,3694 \log D - 0,6046 \log H - 0,3799 \log^2 D + 0,1232 \log^2 H$$

Embora as equações de SCHUMACHER e de OGAYA sejam de resolução mais simples e tenham apresentado boa precisão, considerando-se que os cálculos de volumes individuais foram processados em computador, optou-se pela equação de PRODAN apesar de sua complexidade.

A escolha de relações logarítmicas para exprimir o volume é apoiada por GOMES (21), que justifica ser o logaritmo do volume de uma árvore em determinadas circunstâncias relacionado linearmente com o logaritmo do D.A.P.

3.3.3. Obtenção da Planta Básica

Obtida a equação representativa do povoamento processou-se o cálculo dos volumes individuais das árvores que compõem a unidade de estudo.

Como medida de precaução, evitando-se incorrer em erros de transcrição, ao se desenhar a planta básica, programou-se para que o próprio computador, após calcular os volumes individuais, os reportasse em linhas e colunas, espaçadas em escala, representativa do espaçamento 2,0m x 2,5m.

Cada árvore numerada é representada pelo seu respectivo número de ordem, constando abaixo do mesmo o respectivo volume. Ressalta-se que algumas árvores representadas pelo mesmo número e diferenciadas por letras, assim constam na planta básica, face à numeração original no campo ter sido assim realizada. Não corrigiu-se tal anomalia para que se evitasse, uma vez mais, erros de transcrição.

A planta ou mapa, representado na FIGURA 7 no qual constam 1730 árvores e 270 falhas englobadas em 1 (hum) hectare de área distribuídas regularmente em espaçamento 2,0m x 2,5m, é a base na qual fundamentam-se todas as simulações e estudos apresentados neste trabalho.

3.3.4. Determinação do Volume Real

A somatória dos volumes individuais, representada pelo valor de 181,8300 m³/ha, constitui-se no parâmetro para o volume do povoamento em estudo, valor este, base fundamental para todas as comparações a serem realizadas em relação as estimativas obtidas para as diferentes simulações de formas e tamanhos de unidades de amostra nos processos de amostragem utilizados.

3.4. Delineamento da Metodologia

Para que um processo de amostragem se torne eficiente, é necessário que ele seja escolhido de maneira condizente com as características inerentes à população em estudo e às variáveis a serem analisadas. É evidente também, que o melhor método de inventário para um conjunto particular de circunstâncias, não é necessariamente o melhor em todas e (ou) circunstâncias.

Portanto, procurou-se selecionar para o estudo, dentre as formas e tamanhos de unidades de amostra mais comumente utilizadas na prática, aquelas mais representativas e compará-las em sua eficiência simultaneamente.

Igualmente, selecionou-se alguns processos de amostragem sobre os quais desejava-se dirimir dúvidas acerca de suas eficiências relativas, utilizando-os na forma de simulações. O objetivo maior seria concluir-se a situação de otimização em termos de eficiência para o conjunto, "tamanho e forma de unidades de amostra, aliados à processos de amostragens".

As formas e tamanhos de unidades amostrais escolhidas para estudo, os procedimentos de amostragem aplicados e os critérios e metodologia estatística para as análises comparativas são apresentadas a seguir.

3.4.1. Delineamento das Formas e Tamanhos de Unidades Amostrais

A forma de uma unidade de amostra pode ser delineada de forma circular, triangular, quadrada, retangular, poligonal ou mesmo de quadriláteros irregulares, cada qual com suas vantagens e desvantagens no que concerne à aspectos relativos à precisão, problemas e facilidades de instalação, rendimento de percurso e medições.

Analisando-se tais aspectos, selecionou-se para estudo, as formas quadrada, circular e retangular. A esta última, a retangular, procurou-se dar uma maior amplitude a sua análise, dimensionando-se 4 medidas para a sua largura, varinado a mesma des-

de 2,5m (1 linha de árvores) até 15m de largura (6 linhas de árvores).

Aliou-se ao estudo destas formas, o estudo da aplicação do método de "pontos de estação de Bitterlich", em seus diversos fatores de área basal, comparando-se as estimativas obtidas pelo mesmo às aquelas apresentadas pelas formas supracitadas.

Quanto ao estudo dos tamanhos destas formas de unidades de amostra, pesquisando-se vários autores estudiosos do assunto, considerou-se que a amplitude de 1% a 10% de hectare, ou seja, parcelas desde 100m² até 1.000m², cobririam seguramente o intervalo dentro do qual deveria se configurar um tamanho de unidade de amostra ideal, para estimativa volumétrica de uma floresta plantada.

3.4.2. Delimitação das Amostragens

Procurou-se estudar apenas alguns e mais simples processos objetivos de amostragem, entre os quais selecionou-se o aleatório e o sistemático, por diferirem fundamentalmente na forma de seleção das U.A. na análise estatística e na obtenção dos erros de amostragem.

Na amostragem ao acaso, além de estudá-la na sua forma de aplicação mais simples, procurou-se analisar também o processo de amostragem em dois estágios.

Já no processo sistemático, procurou-se estudar algumas alternativas para distribuição das parcelas, cujas estruturas dependem essencialmente da dimensão das mesmas e da intensidade da amostragem. Denominou-se estas alternativas de opção 1, 2 e 3 respectivamente, as quais diferem entre si na maneira de esquematizar a rede de unidades de amostra e conseqüentemente na forma de se estimar a variância associada e erro padrão da amostragem.

3.4.3. Estrutura das Amostragens

É notório para a validade das conclusões que por ventura vierem a ser alcançadas, que necessita-se calcar o estudo a

ser desenvolvido em alguns princípios básicos indispensáveis à lógica da estatística. Torna-se, portanto, necessário definir os objetivos e população em estudo, delineamento estatístico, tamanho da amostra, variáveis e indicadores auxiliares para análises e outros instrumentos necessários à composição de um método para análise.

OS OBJETIVOS

Como principal meta, pretende-se estudar formas e tamanhos de U.A. para povoamento puro plantado, equiano, de Eucalyptus alba, através de simulações sobre uma população cujo parâmetro (volume/m³) se conhece. As estimativas do mesmo foram obtidas analisadas e comparadas através de indicadores e testes estatísticos apropriadamente selecionados.

Como meta secundária, pretende-se comparar e analisar estimativas fornecidas por diferentes processos de amostragem, procurando-se estabelecer seus inconvenientes e eficiências em relação à população.

A POPULAÇÃO

É constituída de dados reais de volumes individuais, cuja somatória de 181,8300 m³/ha, representa o parâmetro para esta variável continua. As estimativas, comparações, análises e conclusões realizadas foram efetuadas nesta população.

O DELINEAMENTO

Para a análise estatística referente aos dados oriundos das simulações, optou-se pelo delineamento conhecido por "blocos ao acaso" ou "blocos casualizados", o qual sendo de uso mais generalizado facilitaria o estudo da variação em duplo sentido. Pode-se observar mais adiante no QUADRO 3, que no sentido vertical (colunas), estabeleceu-se as diferentes formas de U.A. distribuídas nos diversos processos de amostragem testados e no sentido horizontal (linhas), estabeleceu-se os diferentes tamanhos de U.A. a serem comparados em suas eficiências.

Enfim este tipo de delineamento em "blocos ao acaso" per

mite uma padronização e facilidade na visualização do estudo conjunto dos problemas, tamanho, forma e processos de amostragem.

REPETIÇÕES

Escolhido o delineamento de aleatorização, se tornou necessário definir o número de repetições indispensável à validade das conclusões a serem alcançadas. Portanto, cada tratamento (formas de U.A.) em todos os blocos (tamanhos de U.A.), teriam 3 repetições, as quais seriam comparadas isoladamente dentro do tratamento e entre os blocos, procurando-se detectar as possíveis significâncias.

PADRONIZAÇÃO DAS SIMULAÇÕES

Para que se pudesse comparar as diferentes formas testadas nos seus diversos níveis de tamanhos de U.A., escolheu-se a variável "número de árvores" como unidade básica, elaborando-se então o QUADRO 3 denominado de "dimensionamento do potencial efetivo de simulações".

Neste quadro resumiu-se todas as dimensões das diferentes formas de U.A. a serem testadas para os diferentes tamanhos de área, nos diversos métodos de amostragem comparados.

A amplitude de tamanhos de U.A. testadas se estendeu desde 1/90 (1%) ha até 1/10 (10%) do ha, justificando-se a ocorrência de frações de área "quebradas" como 6,6% (1/15), 3,3% (1/30), 2,5% (1/40) e 1,4% (1/70) do ha, devido serem as que melhor permitiriam uma proximidade de igual número de árvores, para as diferentes formas testadas, numa mesma classe de tamanho de U.A., para os diversos processos de amostragem.

As diferentes formas de U.A. foram testadas apenas através do processo de amostragem aleatório, fixando-se a forma retangular no estudo dos demais processos. Tal escolha deve-se ao fato de que o processo aleatório, além de sua simplicidade na aplicação, permite maior gama de variáveis a serem analisadas (CV%, S_X E%, etc.), nem sempre possíveis ou precisas em suas estimativas

**QUADRO Nº 3
DIMENSIONAMENTO DO POTENCIAL EFETIVO DE COMPARAÇÕES**

(1) PADRONIZAÇÃO DAS SIMULAÇÕES

FRAÇÕES ÁREA / ha	1/10	1/15	1/20	1/25	1/30	1/40	1/50	1/70	1/100
% área / ha	10%	6,6%	5 %	4 %	3,3 %	2,5 %	2 %	1,4 %	1 %
área (m ²)	1000	666	500	400	330	250	200	140	100
nº arv. / % área	200	133	100	80	66	50	40	28	22

(2) MÉTODO AMOSTRAGEM ALEATÓRIA

2.1. QUADRADO (a x a) m	32,5/32	25/23	22,5/22	20/20	18/17,5	16/15	14/15	12/12,5	10/10
--------------------------------	---------	-------	---------	-------	---------	-------	-------	---------	-------

2.2. CIRCULO (Raio) m	18	14,5	12,5	11	10	9	8	7	6
------------------------------	----	------	------	----	----	---	---	---	---

2.3. RETÂNGULO (a x b) m									
2.3.1. p/a = 2,5; b =			100	80	66	100	80	56	44
2.3.2. p/a = 5,0; b =				40	32	50	40	28	22
2.3.3. p/a = 10,0; b =	100	66	50				20		
2.3.4. p/a = 15,0; b =	68	44	32		22				

2.4. PONTOS BITTERLICH									
2.4.1. FAB I, II, III e IV									

(3) MÉTODO AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA

3.1 RETÂNGULO (a x b) m									
3.1.1. p/a = 2,5; b =							18	14	
3.1.2. p/a = 5,0; b =					22	18	14		
3.1.3. p/a = 10,0; b =		22	16	14					

(4) MÉTODO AMOSTRAGEM EM 2 ESTÁGIOS

4.1. RETÂNGULO (a x b) m									
4.1.1. p/a = 2,5; b =						20	14	10	
4.1.2. p/a = 5,0; b =				20	18	12			

nos demais processos.

Algumas explicações complementares devem ser aqui colocadas. Inicialmente, pode-se observar no quadro citado, que para a forma quadrada, algumas das dimensões selecionadas não compõem realmente um quadrado (ex: 32,5 x 32, 25 x 26 etc), mas sim aproximam-se dele. Tal fato deve-se ao compasso inicial do povoamento ser 2,0m x 2,5m, não permitindo conciliar em todas as comparações a forma com o número de árvores estabelecido para determinados tamanhos de U.A. testados. Todavia, considerou-se inexpressivas estas diferenças, aceitando-se então "teoricamente" tais dimensões como componentes da forma quadrada. Ainda, em relação as dimensões, nota-se que para a forma circular, alguns raios apresentam-se "fracionados" (ex: 14,5m e 12,5m) devido serem nestas dimensões, para os respectivos tamanhos de U.A., as melhores aproximações em relação ao número de árvores, com os das demais formas testadas.

Observa-se também, que nos diferentes processos de amostragem, as comparações não são feitas em todos os níveis de tamanho de U.A. - (quadro achureados) - sendo mesmo incompletas se considerada uma mesma largura de forma retangular analisada. Tal aspecto deve-se às dimensões (100m x 100m) do povoamento aliada à determinadas condicionantes inerentes aos processos de amostragem testados, não permitirem equidade na comparação da forma retangular em todos os níveis do tamanho de U.A. . Todavia, através de um artifício, conseguiu-se obter uma melhor cobertura para as comparações estabelecendo-se um número maior de "tipos" de retângulo, à medida que se ampliava sua largura.

Quanto aos "pontos de Bitterlich", pelo fato do método restringir-se a um ponto, com raio de observação variavel, em função do FAB utilizado e da idade ou diâmetro médio das árvores, o mesmo não pode apresentar nem forma e tão pouco dimensões definidas previamente. Tal método de coleta de dados foi comparado às

demais formas, através da extrapolação das estimativas daquelas para a unidade hectare, que é a unidade básica, na qual se reporta o método em referência.

3.4.4. Metodologia para Análise

Tanto na literatura florestal, como nos compendios estatísticos, segundo LOETSCH et alii (36) não existe uma definição completa do termo efetividade aplicado aos inventários florestais. Pode ser entendido, como a otimização das estruturas de amostragem capazes de produzir a máxima eficiência a um baixo custo.

O problema, entretanto, reside em encontrar-se esta máxima eficiência, em razão do número de variáveis que envolvem a própria estrutura de amostragem, das limitações em relação ao tamanho da área em estudo, dos processos de amostragem e dos critérios e testes estatísticos para avaliação, além de outros fatores que podem de uma forma ou outra, condicionar as análises realizadas.

Torna-se necessário, estabelecer um modelo, que permita estruturar o estudo, de forma a conduzi-lo a uma confiabilidade aceitável nas análises e conclusões a serem alcançadas.

3.4.4.1. Estudo dos Tamanhos e Formas de U.A.

TAMANHO DA AMOSTRA

Escolheu-se, como já foi dito anteriormente, o "processo de amostragem ao acaso", para realizar-se as estimativas de volume, baseado na simplicidade e na maior gama de opções que o mesmo permite, para o estudo das variações inerentes as estimativas.

Como o objetivo primordial é o estudo de variações de tamanho e formas de U.A., decidiu-se fixar o "tamanho da amostra;" ou seja, o número de unidades de amostra em cada estimativa realizada seria fixo, não interessando portanto, estudar-se nestas simulações a variação da intensidade do tamanho de amostragem.

Em função de inventários preliminares abarcando vários tamanhos de U.A., nas diferentes formas em estudo e condicionado a extensão reduzida da área experimental, decidiu-se que, fixando-se em 5 (cinco) o número de unidades de amostra a serem observadas em cada estimativa simulada, se teria um número de observações necessárias para cobrir a precisão desejada.

AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DO TAMANHO E DA FORMA DAS U.A.

Segundo LOETSCH e HALLER (34), o desvio padrão e o coeficiente de variação estão na dependência do tamanho das U.A. e de sua distribuição espacial.

Salienta ainda, que o efeito que a mudança do tamanho da unidade causa no coeficiente de variação e correlação, pode ser facilmente analisado, criando-se artificialmente subpopulações em número ilimitado, distintas pelos tamanhos das unidades (34).

Nesse sentido, o incremento da área da unidade de amostra, provoca um decréscimo no coeficiente de variação da nova população formada. Ao contrário, o coeficiente de correlação entre as unidades adjacentes tende a aumentar, com o incremento da área da unidade (34).

Pelo fato do coeficiente de variação colocar as variabilidades em uma base comparativa, ele simplifica o trabalho de estimar e recordar o grau de variabilidade de populações diferentes (18).

Para analisar os efeitos causados, à medida que se amplia o tamanho das unidades, se observou o comportamento do coeficiente de variação através o método da "máxima curvatura". Consistiu em calcular o desvio padrão para cada tamanho de U.A. e expressá-lo em porcentagem, em relação à média das respectivas U.A., plotando-se os valores em um sistema de eixo coordenados. No eixo das abcissas lançou-se os valores dos diferentes tamanhos,

e no das ordenadas os coeficientes de variação correspondentes . No ponto em que a curva iniciava estabilização em relação ao eixo das abcissas, tinha-se "teoricamente" o tamanho ideal para a U.A. testada, além do qual, pouco se acrescentaria em eficiência, aumentando-se o tamanho das unidades.

Alguns autores, como CHRISTIDIS (11) em trabalhos sobre forma de U.A., chegaram a conclusão que em nenhum caso, as unidades quadradas podem ter maior uniformidade que as retangulares e conseqüentemente seu grau de variabilidade seria maior. Afirma que as U.A. compridas e estreitas controlam melhor a heterogeneidade, do que as quadradas.

Como os efeitos causados sobre o C.V. (coeficiente de variação) podem ser oriundos da mudança de tamanho e forma de U.A. e como o delineamento escolhido, baseado em "blocos ao acaso" com três repetições, possibilitaria um número considerável de dados, procurou-se obter equações de regressão relativas aos C.V. em função dos diferentes tamanhos de U.A., para cada uma das formas testadas. Atraves de cada uma das equações obtidas para as diversas formas de U.A., traçou-se as respectivas curvas para análise de suas tendências. Todavia, apenas a análise do comportamento do C.V., em função do tamanho de U.A., não asseguraria uma plena convicção sobre os resultados. Seria necessário a confirmação da ocorrência de significâncias ou não entre os valores observados, o que foi realizado através a "análises de variâncias", obtendo-se as significâncias através o teste de TUKEY.

Não sendo o método da máxima curvatura um método objetivo, para se consolidar as análises e conclusões por ventura obtidas, não se poderia prescindir da observação dos resultados sob o ponto de vista de custos, englobados como "eficiência relativa", descrita a seguir.

EFICIÊNCIA RELATIVA

A otimização das unidades de amostra, segundo a FAO

(17) consiste em minimizar o custo total do inventário, para determinada precisão das estimativas, ou então minimizar o erro de amostragem, considerando-se o custo total.

HUSCH (25) afirma que ao preparar um inventário florestal, convém averiguar a eficácia relativa das diferentes extensões e formas de unidades de amostra, o que pode ser feito comparando-se os erros de amostragem e os custos correspondentes as diferentes unidades, afim de eleger aquela forma e extensão, que proporciona a informação desejada a um mínimo custo.

Embora equações mais complexas tenham sido desenvolvidas por vários pesquisadores, procurando relacionar uma serie de variáveis, a fim de atender a um propósito específico, preferiu-se a semelhança do trabalho desenvolvido por DA SILVA (13), analisar-se a eficiência nas medições.

Face à área limitada e condições do povoamento, pode-se expressar o custo em termos de tempo dispendido nas medições das parcelas, tomando-se o custo total por uma medida de eficiência expressa por:

$$E = n (T_1 + S_i T_2)$$

Onde; T_1 = Tempo de deslocamento.

T_2 = Tempo medição da U.A.

n = Número de unidades de amostra.

S_i = Número de árvores na U.A.

Sendo aleatório, o processo de amostragem utilizado para o estudo de formas e tamanhos de U.A. e tendo em vista as dimensões reduzidas do povoamento, tornou-se desprezível o tempo dispendido para o deslocamento entre unidades de amostra.

Desta maneira, a efetividade tornou-se uma função direta do tempo de medição de cada forma de unidade, observados os diferentes tamanhos testados.

Assim como para DA SILVA (13) em seu trabalho sobre

Pinus taeda, também para o presente povoamento de Eucalyptus alba Rewien, em ensaios de campo, não ocorreu diferenças significativas no tempo de medição das árvores para as diferentes formas, consideradas de iguais superfícies de área.

Baseado no fato do custo aqui considerado ser uma função do tempo de medição de cada forma de U.A., pois foi desprezado o deslocamento entre unidades, pôde-se condicionar que o custo seria função do número de árvores componentes da unidade de amostra observada. Isto levou a efetuar uma transformação ou substituição na fórmula de "eficiência relativa" proposta por FREESE (18), apresentada no capítulo II, item 2.1.1. deste trabalho:

$$U_x = \frac{1}{(d_x) (CV_x)^2}$$

fazendo-se $d_x = A_x$

tem-se:

$$U_x = \frac{1}{(A_x) (CV_x)^2}$$

Onde; A_x = Número de árvores da unidade X.

E conseqüentemente a eficiência relativa se tornaria:

$$\frac{U_x}{U_y} = \frac{(A_y) (CV_y)^2}{(A_x) (CV_x)^2}$$

Onde; $\frac{U_x}{U_y}$ = Eficiência relativa entre as unidades de amostra X e Y.

Aliando-se o estudo da eficiência relativa assim proposta ao estudo dos efeitos causados ao C.V. pela mudança de

formas e tamanhos de unidades de amostra, conseguiu-se obter análises mais seguras acerca das conclusões alcançadas.

3.4.4.2. Estudo dos Processos de Amostragem

Cada qual dos processos de amostragem em estudo apresenta suas vantagens e inconvenientes peculiares, já comentados. Enquanto o aleatório elimina erros sistemáticos e permite o cálculo do erro de amostragem de modo mais seguro, o processo sistemático permite normalmente obter estimativas mais exatas para igual número de unidades de amostra, porque estas são melhores distribuídas sobre o povoamento. Todavia, tal processo pode introduzir os chamados erros sistemáticos, além de não permitir o cálculo de probabilidade com segurança. Normalmente o cálculo destes erros, são realizados através de cálculos advindos e improvisados do processo aleatório, aceitos por alguns autores e discutidos em sua validade, por outros.

Segundo HUSCH (25), se o processo sistemático é aplicado em sua forma devida, o cálculo dará uma aproximação do erro máximo de amostragem e não do erro médio como ocorre no processo aleatório.

Considerando-se o processo de amostragem em "dois estágios ou bietápico", onde a primeira etapa é a seleção das localidades e a segunda é a seleção das unidades nestas localidades, observam alguns autores, a vantagem do mesmo proporcionar estimativas a uma dada precisão, com menor custo, que o processo completamente aleatório.

HUSCH (25) também afirma que para um número fixo de observações, este tipo de amostragem é menos preciso que o processo de amostragem aleatório simples e que o custo tende a diminuir a medida que se reduz o número de unidades primárias, tomando-se em consequência um número maior de subunidades em cada uma daquelas.

RESSALVAS E CONDICIONANTES

Face às reduzidas dimensões do povoamento e às características inerentes ao delineamento das estruturas dos processos de amostragem, não foi possível no presente estudo, elaborar - se uma metodologia que permitisse uma análise completamente sem tendências.

O ideal seria nivelar a comparação entre os processos, através da fixação de igual número de unidades de amostra observadas para iguais tamanhos de área testados.

Sendo o processo aleatório composto de unidades de amostra simples e os demais processos condicionados a estágios intermediários, que causam o aparecimento de subunidades ou unidades secundárias, não permitindo portanto equacionar a comparação entre os mesmos em termos de igual número de unidades de amostra medidas, procurou-se um fator, que sendo comum a todos, permitisse estruturar a comparação para os diferentes tamanhos de área.

O fator comum escolhido, foi equacionar em termos de iguais totais de área amostrada por unidade de amostra, independentemente do número de subunidades necessárias para tal, nos processos sistemático e em dois estágios.

A ressalva, que persiste, é a tendência de favorecimento nas estimativas de erro padrão mais baixos, para os processos sistemáticos e em dois estágios, face ao maior número de subunidades simuladas, nestes processos.

Tal ressalva, condicionou que se realizasse um estudo comparativo apenas superficial entre os processos, não se podendo precisar realmente o melhor deles para a população estudada mas talvez tão somente indicar em cada um a melhor opção de tamanho de unidade de amostra, dentre os dimensionados e estudados.

CRITÉRIOS PARA AVALIAÇÃO DAS ESTIMATIVAS

Dentre as opções para se medir e analisar a precisão e acuridade das estimativas apresentadas pelos diversos pro-

cessos em suas respectivas simulações, seleccionou-se dois critérios básicos.

Inicialmente observou-se as estimativas de volume (m^3) ha, através de análise de variâncias comparativas, dos valores estimados em cada processo, em relação ao valor real paramétrico ($181,830m^3$) já conhecido. Ao constatar-se significâncias, as mesmas foram detectadas através do teste de TUKEY. Em seguida, observou-se os erros padrões/ha (\bar{Sx}/ha), estimados para as simulações realizadas em cada processo, configurando-se inclusive, para facilidade de visualização, as curvas representativas da distribuição do erro padrão em função do tamanho da unidade de amostra. Estas curvas foram obtidas com o auxílio de equações de regressão, representativas da citada função, para os dados de cada processo de amostragem em estudo.

Para complementar a tendência observada nos respectivos gráficos, realizou-se as análises de variâncias, seguidas uma vez mais do teste TUKEY, que detectou as significâncias dentro e entre os processos de amostragem.

Finalmente, como critério complementar, se fixou os erros de amostragem em porcentagens. Sendo de 10% a precisão exigida para o volume médio, com uma probabilidade de 95% de acertar, que a média verdadeira se encontra no intervalo calculado.

3.4.5. Estruturas e Dados Para Estimativas

É evidente que inúmeras opções de escolha se apresentam ao seleccionar-se as "estruturas de amostragem" para os respectivos processos utilizados. Uma esplanção sucinta acerca dos objetivos de cada processo, aliada aos respectivos formulários e lay-outs previstos para estudo, é que se apresenta a seguir para cada processo.

3.4.5.1. Processo de Amostragem Aleatória

LAY-OUTS

A idéia fundamental neste processo, segundo FREESE (18),

é que ao escolher uma amostragem de "n" unidades, cada combinação possível das "N" unidades deve ter igual oportunidade de ser escolhida.

Como já fora fixado previamente, o número de unidades de amostra que representariam a população em cada amostragem, seria $n=5$ e neste processo as mesmas foram sorteadas ao acaso e independentemente para os diversos tamanhos e nas diferentes formas de U.A. testadas.

A título ilustrativo e para a devida clareza, delineou-se na FIGURA 8 os desenhos e sorteios das U.A., que constituíram a estimativa em cada inventário simulado.

Pode-se observar, que para efeito de exemplo, escolheu-se o tamanho de 4% do ha ($400m^2$), o qual resultaria potencialmente salvo as falhas (árvores mortas e (ou) ausentes), em 80 árvores por U.A. A forma circular englobou algumas árvores a mais para a mesma área de U.A. considerada nas demais formas, detalhe este desprezado, em termos de estimativa de volume por ha.

Face as limitações de área (1 ha) e espaçamento (2,0m x 2,5m) do povoamento, agregadas às restrições devidas as formas circular e retangular delineadas para o estudo, o número de amostras totais (N) passou a ser considerado em termos "teórico" e "efetivo", uma vez que a U.A. incompleta foi desconsiderada para efeito de participação na seleção aleatória das 5 (cinco) unidades que constituíram cada estimativa.

Por analogia, as ressalvas citadas são válidas para todos os demais tamanhos e formas de unidades de amostra consideradas.

Muito embora não seja efetivamente uma forma de unidade de amostra, mas sim um método de coleta de dados, o método de "Pontos de Bitterlich" deve ser igualmente esclarecido em seu

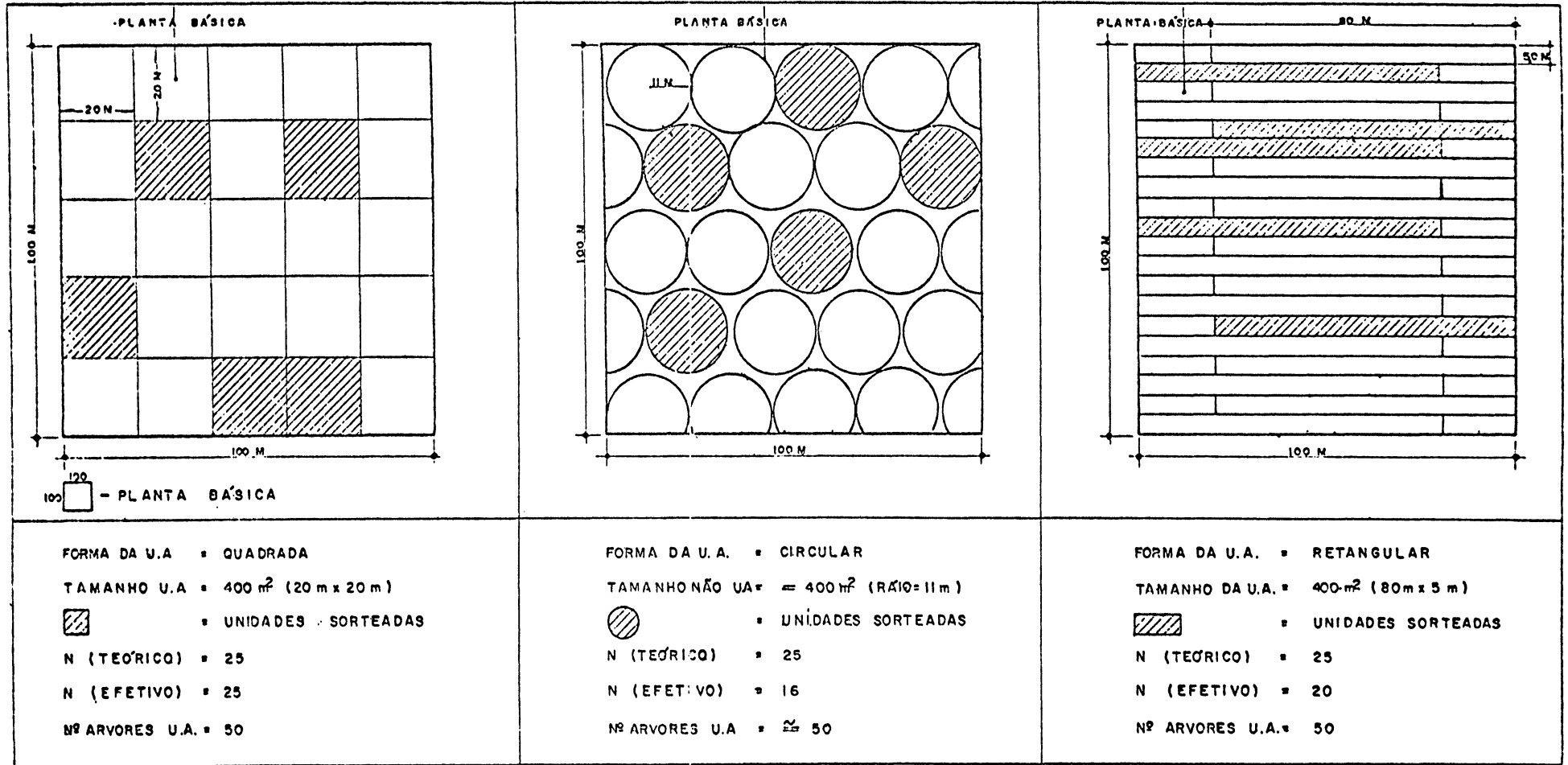


FIGURA 8 - EXEMPLO DE ILUSTRAÇÕES DE "LAY OUTS" E SORTEIO ALEATÓRIO DE U.A., SOBRE A PLANTA BÁSICA, CONSIDERADAS AS DIVERSAS FORMAS E IGUAIS TAMANHOS DE U.A. (400 m²)

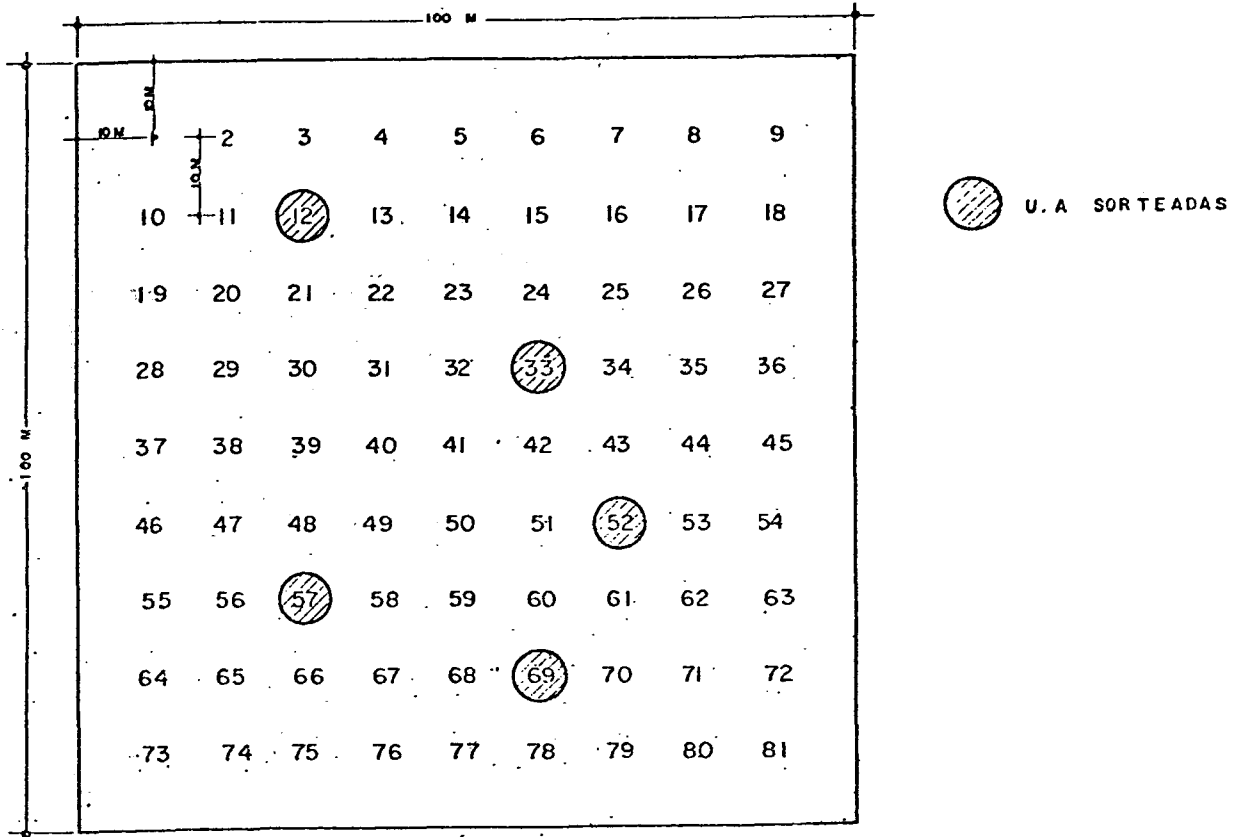


FIGURA 9 -- ILUSTRAÇÃO DA REDE DE 81 PONTOS SOBRE A PLANTA BÁSICA, PARA TOMADA DE DADOS ATRAVÉS O SISTEMA DE BITTERLICH.

"lay out", uma vez que foi comparado às demais formas. Tal detalhe está esclarecido visualmente através a FIGURA 9, que ilustra a rede de 81 pontos equidistantes 10m, sobre a qual foram realizadas sorteios aleatórios e independentes para a seleção de 5 unidades de amostra em cada fator de área basal considerado.

DADOS

Para todos os tamanhos e formas de U.A. testados através o processo de amostragem aleatória foram simulados lay outs, com sorteio aleatório de 5 unidades, e com 3 repetições cada tamanho e forma, conforme fixou-se no delineamento estatístico apresentado anteriormente.

Em cada unidade de amostra sorteada foram somados os volumes das árvores componentes, constituindo estes somatórios os volumes em m^3 por unidades de amostra, os quais compuzeram os dados que forneceram as estimativas.

O QUADRO 4 apresenta o resumo de dados de volume por unidade de amostra para todas as simulações realizadas. Nele constam ainda, o número potencial (N) de unidades de amostra, dentre as quais apenas $n=5$ representam os dados para as estimativas; a área efetiva, que constitui cada uma das U.A. estudadas, além do número de árvores teórico (salvo falhas), que deveria constituir cada U.A. em seus respectivos tamanhos de área.

Da mesma forma, mas com os valores já transformados em m^3/ha , apresenta-se no QUADRO 5 os dados que constituíram as estimativas através do método de pontos de Bitterlich.

Como para o cálculo da eficiência relativa necessitava-se do número real de árvores que constitui cada U.A. simulada, elaborou-se a contagem do número efetivo de árvores por U.A., resumindo-se tais dados no QUADRO 6.

QUADRO 4 - SUMÁRIO DOS VOLUMES EM M ³ / U.A. PARA AMOSTRAGEM ALEATORIA																																	
% ÁREA / U.A.	10%						6,6%			5%			4%			3,3%			2,3%			2%			1,4%			1%					
POTENCIAL U.A.	Nº 9			Nº 15			Nº 20			Nº 25			Nº 31			Nº 41			Nº 47			Nº 66			Nº 100								
REPETIÇÕES	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III			
1 FORMA QUADRADA																																	
Nº ARV / U.A.	208						130			99			80			63			48			42			30			20					
ÁREA / U.A.	1040						650			495			400			315			240			210			150			100					
1	22,5456	21,9101	18,0035	12,6235	11,3282	14,4862	11,5928	10,4515	10,2249	9,5349	8,4162	8,5411	5,5366	7,8156	6,1480	5,5792	5,1302	4,1577	3,6526	5,2378	3,9428	2,3676	2,6246	2,9277	1,7760	2,2014	1,8746						
2	18,2151	18,1200	21,1867	10,6268	11,0560	10,9629	10,6461	8,2668	8,9393	7,3545	7,0757	7,1623	5,6601	5,7961	5,3559	4,4522	3,7483	3,9397	4,2319	3,2499	3,6618	2,0424	2,8081	2,3590	1,9690	1,9392	2,0540						
3	21,7191	22,0211	18,5947	11,8269	12,4338	13,7823	7,8409	10,7866	8,5052	6,7943	7,4853	8,4132	5,5373	5,1941	5,1696	4,4863	4,2576	5,0859	3,6394	3,8055	4,8084	2,2277	2,9956	2,7063	1,8368	1,6303	1,8065						
4	17,9974	18,5759	15,7918	9,9071	9,8963	11,1252	8,8847	9,0063	8,5636	5,6442	7,9450	8,8605	5,6468	5,4298	6,1431	3,9692	4,3866	3,6409	2,8582	4,0068	3,7604	2,1660	3,0499	2,3528	1,7492	2,0268	1,8107						
5	18,3334	16,8390	17,9449	11,1222	11,2078	10,3169	8,1944	8,3777	8,6033	6,9797	6,0115	7,6724	5,6693	6,5641	5,6975	3,0816	3,2406	3,8173	3,6124	3,8429	3,8561	2,6915	2,4748	1,9078	1,6551	2,1249	1,3787						
2. FORMA RETANGULAR																																	
2.1 - a = 2,5m																																	
Nº ARV / U.A.																																	
ÁREA / U.A.																																	
1																																	
2																																	
3																																	
4																																	
5																																	
6																																	
2.2 - a = 5,0m																																	
Nº ARV / U.A.																																	
ÁREA / U.A.																																	
1																																	
2																																	
3																																	
4																																	
5																																	
6																																	
2.3 - a = 10m																																	
Nº ARV / U.A.	200						132			100			80			66			50			40			28			22					
ÁREA / U.A.	1000						660			500			400			333			250			200			142			110					
1	19,2533	19,0308	19,2533	11,1940	12,6071	12,6071	9,6454	9,6464	10,8669	8,0799	6,0478	7,5929	7,2827	5,9884	7,2828	4,1276	4,3029	4,1575	3,5059	3,2104	3,9794	2,5282	2,9662	2,9030	2,3282	1,7480	2,1198						
2	19,0308	18,6011	19,0308	12,9255	13,0250	13,0250	8,6321	7,9959	10,3591	7,8810	6,9668	8,5235	7,2455	6,8043	5,6548	3,5059	3,2104	3,9794	4,1276	4,3029	4,1575	2,9675	4,2213	4,2212	2,2937	3,0755	1,7948						
3	18,6011	17,5244	18,6011	11,8258	11,2687	12,0058	9,5312	10,2152	9,7137	7,3553	6,6648	7,6089	4,4828	4,7569	4,4612	3,4485	3,8611	3,7403	4,8828	4,7569	4,4612	1,9685	2,0509	2,0167	1,9449	1,7373	1,7499						
4	17,5244	17,4238	17,5244	10,6787	11,3562	11,2685	10,2650	9,3054	8,2627	6,9155	6,9490	7,1871	6,3820	5,2664	4,6395	4,5126	3,9798	3,7070	4,9264	4,1547	4,8797	3,8866	2,6616	3,0624	2,6616	2,3029	2,3029						
5	17,5244	16,0054	17,7862	11,2191	11,3917	10,0418	8,0809	8,9080	8,9660	6,4837	5,0045	7,7568	4,8545	4,8755	5,8783	3,3642	3,3582	2,6533	4,9264	4,1547	4,8797	3,3642	3,3582	2,6533	2,6533	2,6533	2,6533						
6	17,5244	16,0054	17,7862	11,2191	11,3917	10,0418	8,0809	8,9080	8,9660	6,4837	5,0045	7,7568	4,8545	4,8755	5,8783	3,3642	3,3582	2,6533	4,9264	4,1547	4,8797	3,3642	3,3582	2,6533	2,6533	2,6533	2,6533						
2.4 - a = 15m																																	
Nº ARV / U.A.	204						132			96			66			N																	
ÁREA / U.A.	1020						660			480			330			30																	
1	19,0835	19,6761	17,6052	14,2523	14,1893	12,0096	8,6529	10,9143	8,5604	5,9068	5,1567	6,3854	5,9068	5,1567	6,3854	4,1276	4,3029	4,1575	3,5059	3,2104	3,9794	2,5282	2,9662	2,9030	2,3282	1,7480	2,1198						
2	19,5249	19,7824	18,8373	11,0460	13,9292	10,8667	7,8826	10,5678	8,1616	6,8221	5,4734	6,2412	6,8221	5,4734	6,2412	4,1276	4,3029	4,1575	3,5059	3,2104	3,9794	2,5282	2,9662	2,9030	2,3282	1,7480	2,1198						
3	18,1476	17,4163	17,7705	12,0936	12,5709	11,5915	8,5738	7,7522	8,7846	5,8253	6,1997	5,4901	5,8253	6,1997	5,4901	4,1276	4,3029	4,1575	3,5059	3,2104	3,9794	2,5282	2,9662	2,9030	2,3282	1,7480	2,1198						
4	16,0042	18,0527	16,6097	12,2553	11,1327	11,0727	10,6904	8,3151	9,3121	5,1213	4,7225	7,1413	5,1213	4,7225	7,1413	4,1276	4,3029	4,1575	3,5059	3,2104	3,9794	2,5282	2,9662	2,9030	2,3282	1,7480	2,1198						
5	17,2681	19,9774	17,2087	11,9927	12,3257	11,7560	8,2905	8,1257	8,6915	5,5072	6,4265	6,1420	5,5072	6,4265	6,1420	4,1276	4,3029	4,1575	3,5059	3,2104	3,9794	2,5282	2,9662	2,9030	2,3282	1,7480	2,1198						
3. FORMA CIRCULAR																																	
Nº ARV / U.A.	212						137			104			80			66			52			43			34			24					
ÁREA / U.A.	1018						660			490			380			314			254			201			153			113					
1	22,2692	23,2670	23,5144	11,2957	15,1457	12,5088	8,6418	8,1948	11,8073	7,1843	8,0112	8,5988	5,4415	7,4082	7,2321	6,4028	5,0601	5,2122	3,6602	3,7868	4,2981	3,6290	3,2355	3,1988	2,8442	1,5646	2,8278						
2	17,7517	18,3520	18,0307	11,5139	11,2171	14,0491	11,8953	11,9802	8,7252	7,7067	7,9350	6,9030	6,1629	6,2914	7,8975	4,7138	4,0741	4,6942	4,1769	3,9773	3,8551	3,2189	3,5875	2,9857	2,1345	2,2388	2,2451						
3	20,9689	18,8151	18,7727	11,9845	12,2755	12,0682	8,8778	8,7000	9,4516	6,4434	8,5557	8,0943	6,4037	5,8716	6,2348	3,7830	4,1198	4,0215	3,3543	4,6502	3,3816	3,2821	3,4060	3,9417	2,2008	2,3207	2,2749						
4	17,3274	16,8017	16,8557	10,5858	12,4091	10,5473	9,3340	9,4540	7,6317	7,3182	6,1114	6,7671	7,0312	5,6724	4,9553	4,5953	4,3829	4,6182	4,3945	4,5077	4,0337	2,5942	2,7318	2,4980	2,2685	2,1468	2,2119						
5	18,3608	18,8346	17,2387	10,5262	11,9441	12,5713	8,6466	7,6377	8,9260	6,8489	6,8884	6,8587	6,0376	5,5773	6,0527	4,0192	5,1581	4,7722	2,9561	4,0223	4,3336	2,5765	3,0531	3,6700	2,0499	1,4341	1,5507						

PLANOS E FORMAS DE U.A. EM AMOSTRAGEM ALÍQUOTA E SISTEMÁTICA PARA FLORESTAS PLANTADAS (ENC. AL. 20)

QUADRO 5 - SUMÁRIO DOS VOLUMES EM m³ / ha OBTIDOS ATRAVÉS SISTEMA DE PONTOS DE BITTERLICH PARA AMOSTRAGEM ALEATÓRIA

U. AMOSTRA		REPTIÇÕES		
		I	II	III
FAB I	1	185,6603	192,4394	127,5433
	2	192,4394	193,0711	159,6679
	3	168,5083	194,0574	169,3700
	4	179,9899	176,5100	189,0920
	5	196,6803	150,6462	179,9899
FAB II	1	122,2519	171,7895	144,8461
	2	102,2450	130,9928	186,1921
	3	163,3427	121,8255	169,4371
	4	136,5179	169,4371	169,6911
	5	109,3088	108,4555	131,8894
FAB III	1	160,7444	196,9535	207,8647
	2	251,0941	272,0816	134,5661
	3	145,4364	188,9962	238,4549
	4	154,7861	169,0342	154,7861
	5	179,2348	173,8111	242,5643
FAB IV	1	99,0744	112,6433	115,4584
	2	134,2080	163,7017	145,8418
	3	151,0697	200,5203	169,0405
	4	200,5203	88,7938	93,2250
	5	151,2557	120,5498	133,5030

QUADRO 6 - SUMÁRIO DO Nº EFETIVO DE ÁRVORES PARA AS DIFERENTES FORMAS DE U.A. ATRAVÉS AMOSTRAGEM ALEATÓRIA

FORMAS	TAMANHOS DE U.A. (m ²)									
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100	
QUADRADA										
I	180	111	85	69	54	41	35	26	17	
II	184	111	87	70	55	40	36	27	18	
III	178	114	86	68	55	42	37	25	17	
Σ	542	336	258	207	164	123	108	78	52	
MÉDIA	180	112	86	69	55	41	36	26	17	
CIRCULAR										
I	184	117	20	69	58	45	35	24	19	
II	181	117	88	69	60	44	37	24	19	
III	182	117	90	70	57	47	33	25	19	
Σ	547	351	268	208	175	136	105	73	57	
MÉDIA	182	117	89	69	58	45	35	24	19	
RETANGULAR (2,5m)										
I						44	34	24	19	
II						41	35	24	19	
III						45	33	25	19	
Σ						130	102	73	57	
MÉDIA						44	34	24	19	
RETANGULAR (5,0m)										
I			88	70	58	43	36	24	19	
II			86	68	57	44	35	23	19	
III			89	70	58	44	35	25	19	
Σ			263	208	173	131	106	72	57	
MÉDIA			88	70	58	44	35	24	19	
RETANGULAR (10m)										
I	172	114	85	68	53		35			
II	169	115	85	69	54		34			
III	175	112	89	70	53		34			
Σ	516	341	259	207	160		103			
MÉDIA	172	114	86	69	53		34			
RETANGULAR (15m)										
I	175	114	84		55					
II	178	115	83		55					
III	173	112	85		57					
Σ	526	341	252		167					
MÉDIA	175	113	84		56					
BITTERLICH										
FAB S										
I	31	11	10	IV	5					
II	27	12	10		5					
III	31	13	10		6					
Σ	89	360	30		16					
MÉDIA	30	12	10		5					

3.4.5.2. Processo de Amostragem Sistemática

LAY OUTS

É um processo, como seu próprio nome indica, no qual as unidades de amostra que são incluídas numa amostragem sistemática se escolhem não aleatoriamente, mas de acordo com um padrão preespecificado. Geralmente, o único elemento escolhido aleatoriamente é o ponto inicial deste padrão.

O padrão mais comum consiste em uma rede onde as unidades de amostra se colocam em linhas equidistantes (K), com uma distância constante (L) entre as unidades, dentro das referidas linhas.

Para ilustrar o desenho representativo do esquema para simulação deste processo de amostragem, escolheu-se o tamanho de U.A. de 1,4% do ha (140m^2) conforme pode-se observar na FIGURA 10.

No referido esquema, observa-se que cada faixa ou linha de U.A. é equidistante 22,5m (K), uma da outra, com 18m (L), de distância entre as unidades (subunidades) de amostra dentro das linhas.

No exemplo ilustrativo, que representa por analogia todas as demais simulações efetuadas nos diferentes tamanhos de unidades de amostra, com variações também das distâncias K e L, observa-se que se considerou as linhas como U.A. e portanto, em número de 5 (cinco) e sobre estas outras subunidades em número de 3 (três) totalizando portanto 15 subunidades de amostra.

Como cada subunidade de amostra possui, no caso 2,5 m x 18m, portanto 45m^2 de área e como cada linha que constitui a unidade principal possui 3 (três) unidades secundárias, o tamanho da unidade principal possui 135m^2 , que é um valor próximo ao estabelecido, ($\cong 140\text{m}^2$).

DADOS

Para todos os tamanhos de U.A., mas considerada tão somente a forma retangular e restrita apenas às larguras de 2,5m, 5,0m e 10,0m, foram simulados "lay outs" e efetuadas as somas dos

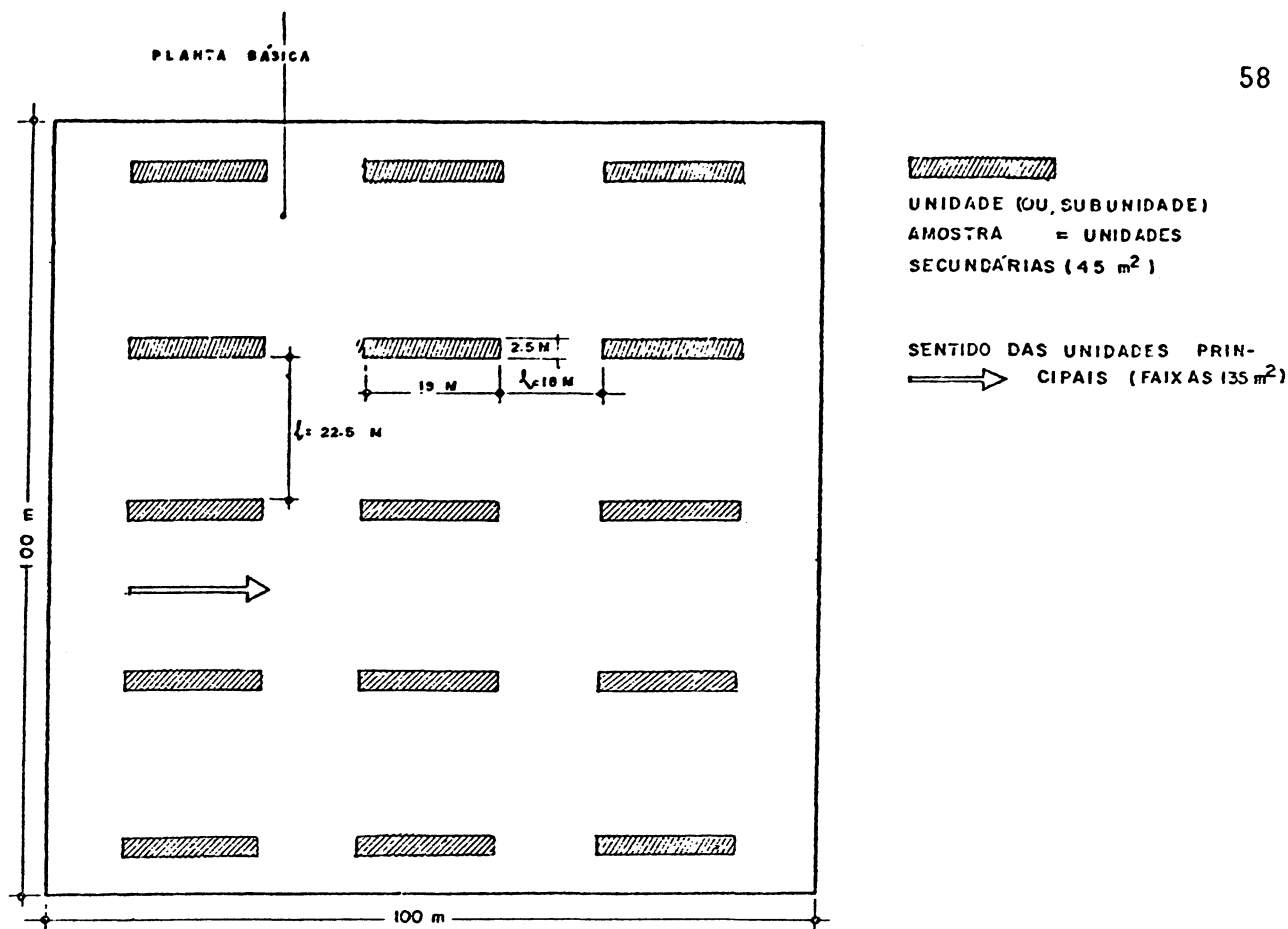


FIGURA 10 - ILUSTRAÇÃO DA ESQUEMATIZAÇÃO SOBRE A PLANTA BÁSICA PARA DISTRIBUIÇÃO DAS UNIDADES PRINCIPAIS (FAIXAS) E SECUNDÁRIAS NO MÉTODO AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA CONSIDERADAS. U. A. (PRINCIPAIS) COM 135 m² (\cong 140 m²/U.A.)

volumes das árvores constituintes de cada unidade de amostra, cujo resumo se apresenta no QUADRO 7.

Observa-se no referido quadro, que cada unidade de amostra (principal) ($n=5$) é constituída de 3 (três) outras unidades menores (secundárias) ($m=15$), sendo o volume reportado em m³ por unidade de amostra (secundária), constando para cada inventário simulado 3 repetições conforme o delineamento estabelecido.

QUADRO Nº 7 - SUMÁRIO DOS VOLUMES EM M³/U.A. (SECUNDÁRIA) PARA AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA

	TAMANHOS DE U.A. (M ²)																								
	660m ²			500m ²			400m ²			330m ²			250m ²			200m ²			140m ²			100m ²			
V.A. Secundária	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	
Nº Árvores / U.A. (Sec.)	44			32			28			22			18			14			9			7			
Nº Árvores / Faixa	132			96			84			66			54			42			27			21			
Área / U.A. (M ²)	220			160			140			110			90			70			45			35			
Área / Faixa (M ²)	660			480			420			330			270			210			135			105			
REPETIÇÃO I	1	4,8230	3,2913	3,4922	3,2775	2,4629	2,4424	3,3508	2,4632	3,1720	2,1905	2,2561	2,7794	1,7200	1,9346	1,2635	1,8665	1,4904	1,2065	1,0438	1,0454	0,4210	0,4153	0,7195	0,7890
	2	5,1529	3,8060	4,3730	3,5093	2,9180	2,0148	2,5476	2,0381	2,7650	2,9713	2,4565	1,9365	2,1216	1,3568	1,5804	1,1889	1,4073	1,4102	1,2132	0,7366	0,9968	0,9336	0,5734	0,8340
	3	4,6295	3,7079	4,0421	3,2630	2,8124	3,0303	2,9284	1,7763	2,4290	2,5118	1,9094	2,2811	1,5092	1,3949	1,4885	1,7202	0,8247	1,2895	1,0570	0,6136	0,7038	0,9297	0,3268	0,5330
	4	4,1082	3,0527	4,2535	3,0563	2,0972	3,0474	2,9927	1,6798	2,4439	2,2951	1,3731	2,3817	1,7748	1,3709	1,3835	1,7552	0,6095	1,0780	1,2556	0,6429	0,5818	0,8333	0,5004	0,8663
	5	3,8968	3,4701	3,4920	2,2304	2,5224	2,5041	3,0248	2,4570	2,1377	1,9611	1,8426	2,0821	1,1451	1,4938	1,2863	1,3165	0,9137	1,1869	0,6396	0,7821	0,4718	0,4245	0,6639	0,5880
REPETIÇÃO II	1	4,1815	3,6458	3,4716	3,3716	3,2383	3,0738	3,1243	2,8425	2,9016	1,8921	2,4190	1,8031	1,8441	1,5066	2,1793	1,9593	1,5678	1,1471	1,0544	0,7922	1,2138	0,9802	0,7389	0,6792
	2	4,9683	3,8030	4,2125	4,0610	3,1054	2,7742	3,5666	2,7254	2,3033	2,4707	1,7659	1,9915	2,5828	1,7983	1,3528	1,3287	1,4551	1,2459	1,0447	0,9549	0,6110	0,8471	0,8350	0,5169
	3	4,4243	3,1161	2,8796	3,4100	2,7121	2,8153	3,0356	2,2617	2,1221	2,1311	1,4918	1,6885	2,1414	1,0542	1,8073	2,0084	0,8714	0,3230	0,8030	0,6498	0,4945	0,9999	0,4020	0,9432
	4	4,3023	2,7507	4,1899	3,3320	2,2935	2,8886	2,6078	1,8063	2,0155	1,9651	1,4936	2,0595	1,5546	0,9227	2,0417	1,8352	0,8155	1,2457	0,8929	0,5877	0,9106	0,7003	0,3208	0,7007
	5	4,6765	4,1483	3,0815	3,2401	3,0866	2,5563	2,9250	2,8450	2,1224	1,6444	1,8863	1,5931	1,7302	1,3202	1,5410	1,0768	1,0445	1,0307	0,6195	0,8120	0,6664	0,5489	0,3407	0,7852
REPETIÇÃO III	1	4,3729	4,6185	4,4087	2,9208	2,8802	2,8480	2,5285	2,4926	2,3917	2,5324	2,0923	2,4375	1,6958	1,7567	1,5728	1,6120	1,4468	1,4923	1,0611	0,8328	0,8370	0,4964	0,7225	0,7745
	2	5,5765	4,0079	4,0052	3,6743	2,8143	2,7840	3,3375	2,5002	2,482	2,2721	2,2540	1,8304	2,1863	1,6995	1,6333	1,6504	1,4832	0,9534	1,0868	0,9485	0,7558	0,8855	0,4930	0,8661
	3	4,7470	3,7606	3,4989	2,9045	2,1992	2,5382	2,5611	1,8744	1,691	2,0767	1,6478	2,0840	1,9583	1,1098	1,8059	1,4060	1,1100	1,0394	0,8437	0,6732	1,1877	0,9175	0,5051	0,5476
	4	4,7826	3,3988	3,7448	2,8329	2,0675	2,2948	2,8113	1,7437	2,1580	2,0359	1,5132	2,1741	2,1070	1,3404	1,6378	1,7406	0,9126	1,1826	0,9869	0,6648	0,9220	0,8727	0,4559	0,8507
	5	4,2564	4,2237	3,4344	2,8251	3,1264	2,7342	2,7217	2,6485	2,1078	1,4939	1,5609	2,1432	1,2218	1,4779	1,6318	0,7847	1,1543	1,4677	0,6067	0,6328	1,0436	0,4858	0,6914	0,5880

TAMANHOS E FORMAS DE U.A. EM
 AMOSTRAGENS ALTERNADA E SISTEMÁTICA
 PARA FLORESTAS PLANTADAS (D.C. ALAU)

3.4.5.3. Processo de Amostragem em Dois Estágios

LAY-OUT

Conforme salienta FREESE (18) em algumas amostragens florestais, para se localizar e chegar a uma unidade de amostra resulta caro, embora a medição da unidade de amostra seja relativamente econômica. Seria lógico realizar-se medições em 2 ou 3 unidades próximas ao local, reduzindo-se assim o custo de deslocamento. Isto se conhece como amostragem em duas etapas, onde na primeira se elege as unidades primárias ou blocos e na segunda etapa as unidades secundárias ou subunidades dentro daquelas.

Em ambos os casos, a seleção é realizada através do sorteio aleatório e independente. A maior vantagem deste processo é que pode proporcionar estimativas a uma dada precisão, a um custo menor que o correspondente a uma amostragem completamente aleatória. Para ilustrar a situação e configurá-la num exemplo elaborou-se a FIGURA 11, que representa por analogia todas as simulações realizadas nos diversos tamanhos de U.A. estudadas no referido processo de amostragem. Nela, observa-se que as unidades primárias ou principais em número potencial (N) de 9 unidades, medindo 32,5m x 32m, das quais 5 (n=5) sorteadas ao acaso, constituiram o primeiro estágio da amostragem. O segundo estágio foi constituído de 4 (quatro) subunidades, com dimensões de 2,5m x 14m, sorteadas ao acaso dentre um potencial teórico de 29 subunidades.

As dimensões e número de blocos por inventário, permanecem constantes, bem como o número de subunidades que constituem a estimativa para todas as simulações realizadas para os diversos tamanhos de U.A. testados. Variam apenas as dimensões das subunidades, cuja soma de áreas constitui o tamanho da U.A. testada e que no exemplo em referência totaliza 140m², ou seja 1,4% de ha.

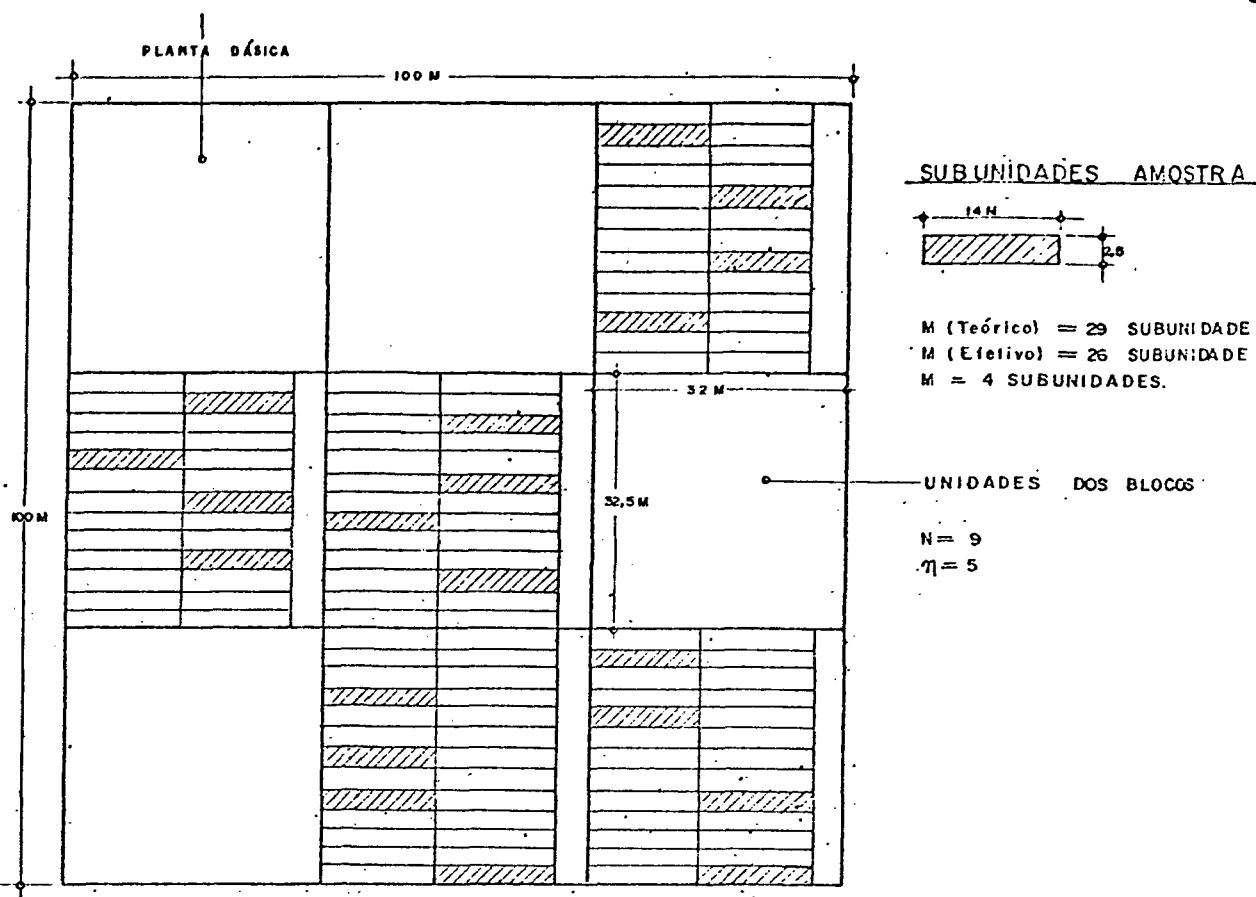


FIGURA II.- ILUSTRAÇÃO DA ESQUEMATIZAÇÃO SOBRE A PLANTA BÁSICA PARA A DISTRIBUIÇÃO DOS BLOCOS E SUBUNIDADES, NO MÉTODO DE AMOSTRAGEM EM 2 ESTÁGIOS (PARA 140 m²/U.A.)

DADOS

Assim como nos demais processos já apresentados, foi e fetuada a soma dos volumes das árvores constituintes de cada subunidade e reportados em m³ /subunidade, e que constituíram os dados para as estimativas através do processo de amostragem em dois estágios.

O QUADRO 8 apresenta o sumário dos dados de volume em m³ /subunidades de amostra, para o referido processo de amostragem nos vários tamanhos de unidades de amostra testados.

Foi considerada unicamente a forma retangular, face ao objetivo principal nesta fase do trabalho, ser o estudo dos processos de amostragem, e não a forma das unidades de amostra.

QUADRO 6 - SOMÁRIO DOS VOLUMES EM M3 / SUBUN. PARA AMOSTRAGEM EM DOIS ESTÁGIOS

% ÁREA / V.A.	4%					3,3%					2,6%					2,0%					1,4%					1%					
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
UNIDADES																															
Nº ARV. / SUB. A.	20					16					12					10					7					5					
Nº ARV. / UN. A.	80					64					48					40					28					20					
ÁREA / SUB. A. (m2)	100					89					80					50					35					25					
ÁREA / UN. A. (m2)	400					320					240					200					140					100					
SUBUNIDADES																															
REPETIÇÃO I	1	2,3683	1,5968	1,9344	1,7544	2,1734	1,7339	1,6314	1,3535	1,2531	1,3111	1,1062	1,0439	1,0748	1,1718	0,7958	1,1879	1,9017	1,0314	0,7611	1,1255	0,6276	0,9255	0,5068	0,7981	0,6007	0,4159	0,4171	0,6224	0,7094	0,2056
	2	1,9220	1,8827	1,6561	1,4036	1,5469	1,1983	1,1367	0,9096	1,5159	1,0497	1,5244	0,8718	0,7618	1,1493	0,8661	1,1167	0,8750	1,0743	0,6550	1,0702	0,5055	0,5173	0,4909	0,7299	0,7225	0,7549	0,5436	0,5687	0,4436	0,4548
	3	2,3458	1,7990	2,0165	1,7233	1,7463	2,1064	1,2740	1,3789	1,1252	1,1476	2,0348	0,7841	0,9434	0,8807	1,6699	1,1352	0,7690	0,6056	0,7327	0,8293	0,7159	0,4187	0,4268	0,7629	0,4257	0,5200	0,7528	0,3444	0,5083	0,3681
	4	2,8244	1,4701	2,1887	1,6038	1,8793	2,2673	1,4265	1,4422	1,4264	1,2644	1,4401	1,2169	1,4491	1,0653	0,7200	1,2740	0,7920	0,9344	0,6273	0,8160	0,9629	0,4399	0,6975	0,6888	0,5569	0,7353	0,4786	0,4490	0,4449	0,6622
REPETIÇÃO II	1	1,9764	1,8299	2,1453	1,6359	1,3683	1,4613	1,6480	1,4024	1,4995	1,2482	1,8090	1,3274	0,8789	0,9742	0,5765	1,1418	1,4741	1,0331	0,7355	0,6410	0,4708	0,5754	0,9830	0,3021	0,3587	0,5501	0,6823	0,4288	0,8164	0,0936
	2	2,3589	1,5348	1,2754	1,7129	1,5605	1,1665	1,8409	1,7364	1,2337	0,9312	1,1387	1,1000	1,1403	1,2113	0,8540	0,0212	1,1130	0,7505	0,7507	0,7087	0,8153	0,4013	0,5222	0,4459	0,8115	0,5622	0,4578	0,4544	0,4400	0,2887
	3	1,8324	1,5849	1,4050	1,3463	1,6482	0,7455	1,2543	1,4084	1,4392	1,7098	1,2158	0,7180	0,7090	0,9425	1,0889	0,9813	0,9507	0,7554	0,4950	1,0730	0,3273	0,4449	0,6968	0,6183	0,0418	0,3170	0,4167	0,5324	0,4136	0,2677
	4	2,1908	1,5583	1,7384	1,9363	1,9980	1,3510	1,2255	1,5200	1,2605	1,3480	1,3951	0,8773	1,2088	1,3054	0,6918	0,9101	0,7898	0,6861	1,2352	0,9179	0,8569	0,3097	0,6093	0,7233	0,5885	0,3506	0,6502	0,3336	0,4169	0,4168
REPETIÇÃO III	1	2,3036	1,4554	2,4495	1,8260	1,8274	1,8245	1,5334	1,1788	1,2813	1,8168	1,7149	1,4170	2,3210	1,0031	1,3871	1,2707	0,9567	1,3474	0,7888	0,8584	0,6651	0,2387	1,0992	0,5857	0,4615	0,8112	0,3768	0,4490	0,2981	0,2956
	2	2,2308	1,9297	2,1431	1,7108	1,5655	1,4030	0,2869	1,6848	1,1705	1,7949	1,9220	1,8817	1,6023	1,4030	1,6365	1,6081	0,9418	0,8302	0,5698	0,8720	0,8203	0,4462	0,7819	0,7195	0,6037	0,4604	0,4644	0,6744	0,5467	0,4395
	3	1,8162	1,8164	1,8694	1,7780	1,6824	1,8882	1,2474	1,6073	1,1712	1,6257	2,2721	1,6420	2,1421	2,0299	2,0817	0,9973	1,1607	1,1632	0,6034	0,9589	0,8376	0,3033	0,7652	0,8101	0,9307	0,8368	0,3403	0,3448	0,6986	0,2905
	4	1,8408	1,8322	1,8222	1,8482	1,4036	1,0527	1,2200	2,4878	1,8102	1,3078	2,8241	1,4874	2,1928	1,6038	1,2245	0,9529	0,7270	0,6069	0,9440	0,7818	0,8133	0,6048	0,5345	0,1317	0,4276	0,2641	0,2677	0,3356	0,5682	0,3021

"FLORESTAS E CURVAS DE U.A. EM
 AMOSTRAGEM ALFABÉTICA E SISTEMÁTICA
 PARA FLORESTAS PLANTADAS (D.C. ALFA)"

3.4.5.4. Formulários Utilizados

Foram utilizados para os diferentes processos de amostragem, os cálculos de estimativa comumente empregados pelos diversos estudiosos do assunto e estão apresentados no Capítulo 8, apêndice deste trabalho.

Recomenda-se a observação dos cálculos de estimativas utilizados, principalmente aqueles referentes ao método de pontos de Bitterlich e aos empregados para o processo de amostragem sistemática.

Com referência ao processo de amostragem sistemática, não se pode calcular a intensidade de amostragem previamente, com intuito de se alcançar um pré-determinado erro mínimo de amostragem. Feita a amostragem, o erro é então estimado aproximadamente.

Existem diversas fórmulas para a estimativa da variância associada neste processo de amostragem e fundamentam-se no princípio de que U.A. próximas tem pequenas diferenças de valor entre si, ou então, partem da suposição de que as U.A. são aleatórias.

Como já foi citado anteriormente, decidiu-se estudar os resultados das simulações obtidas pelo processo sistemático, através de 3 (três) opções de cálculos da variância associada e, conseqüentemente, obtenção do erro padrão, citadas por LÖETSCH HALLER (35). Estas opções foram denominadas de opção 1, 2 e 3 respectivamente.

Com referência ao sistema de pontos de Bitterlich, como cada árvore amostrada representa várias outras, em função de um fator de área basal utilizado, é interessante observar no Apêndice, a ordem cronológica de fórmulas a se empregar, até se obter a estimativa final do volume por hectare.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O conhecimento da melhor forma e tamanho de U.A., bem como a solução mais viável para a melhor opção de tamanho de U.A., em cada processo de amostragem, aliado à indicação de melhor resultado para a floresta plantada considerada, foi possível ser obtida através de análise dos elementos oriundos das respectivas estimativas realizadas.

Todos os dados que seguem são referentes aos resultados das indagações levadas à efeito no início deste trabalho, destacando-se que a grande maioria deles foi obtida através do auxílio do computador "HEWLETT PACKARD 9830 A".

4.1. Tamanhos e Formas de U.A.

As análises dos efeitos ocasionados sobre o coeficiente de variação (C.V.) e as análises das respectivas eficiências relativas (E.R.), decorrentes das diversas simulações de tamanhos e formas de U.A. testadas, foram os indicadores básicos escolhidos, que permitiriam uma possível conclusão objetiva acerca do assunto em estudo.

Com intuito de reforçar as conclusões obtidas naquelas análises básicas, procedeu-se ao que denominou-se de análises complementares, ou análises dos efeitos paralelos, nas quais observou-se o comportamento dos resultados dos inventários simulados no que concerne às estimativas do volume verdadeiro do erro padrão, e após reportado em porcentagens.

4.1.1. Unidades de Amostra Simples

4.1.1.1. Análises dos Efeitos sobre o C.V.

Os valores registrados no QUADRO 9, são referentes aos

QUADRO 9 - COEFICIENTES DE VARIAÇÃO REFERENTES AO VOLUME RELACIONADOS COM O TAMANHO E FORMA DAS U.A., NA AMOSTRAGEM ALEATÓRIA

FORMAS. 9		TAMANHOS DAS U.A. (m ²)								
Nº ÁRVORES / U.A.		1000	660	500	400	330	250	200	140	100
QUADRADA		200	133	100	80	66	50	40	28	22
	I	11,06	9,37	17,18	21,78	5,01	21,01	13,57	10,80	6,46
	II	12,02	8,06	12,45	11,20	17,21	17,09	18,05	8,72	11,75
	III	10,56	15,38	7,75	9,63	7,89	13,74	11,50	15,42	13,91
	MÉDIAS	11,21	10,93	12,46	14,20	10,03	17,28	14,04	11,64	10,50
	I	11,20	5,56	14,55	6,74	9,29	21,82	15,85	15,05	13,69
	II	12,55	11,88	18,43	13,11	12,12	11,32	12,83	10,29	21,14
	III	14,23	10,16	16,60	11,36	17,45	9,47	9,75	17,15	20,43
	MÉDIAS	12,66	9,20	16,52	10,40	12,95	14,20	12,61	14,16	18,42
	I						8,07	9,05	10,98	31,48
	II						7,83	5,90	11,25	24,11
	III						5,17	13,84	9,15	24,61
	MÉDIAS						7,02	9,26	10,42	26,73
	I			8,62	7,04	11,74	10,12	11,90	17,80	16,48
	II			8,72	10,04	11,97	8,73	14,27	21,50	14,33
	III			7,76	7,96	10,69	10,28	15,99	21,10	19,47
	MÉDIAS			8,36	8,34	11,43	9,71	14,05	20,13	16,78
	I	4,01	7,43	9,50	9,03	22,26		12,00		
	II	6,65	5,03	9,05	16,01	12,86		18,51		
	III	4,11	9,62	10,86	6,24	18,12		18,07		
	MÉDIAS	4,92	7,02	9,80	10,42	17,74		16,19		
	I	6,71	9,53	12,35		5,68				
	II	6,13	9,74	16,25		9,91				
	III	4,32	4,15	4,78		12,93				
	MÉDIAS	5,72	7,80	11,12		9,50				
RETANGULAR GERAL		5,32	7,95	9,76	9,38	12,13	8,36	13,26	15,27	21,75
MÉDIA GERAL		8,62	8,73	11,62	10,84	12,33	12,21	13,23	14,08	18,10
MÉTODO DE P. BITTECLICH										
		FAB I	FAB II	FAB III	FAB IV					
	I	5,98	19,16	23,86	24,86					
	II	10,27	20,38	20,85	32,45					
	III	14,38	13,54	25,01	21,99					
	MÉDIA	10,21	17,89	23,24	26,43					

resultados dos cálculos dos C.V. nas diferentes formas e tamanhos de U.A. simuladas através do processo de amostragem aleatória.

Procurou-se observar nas diversas formas testadas, a ocorrência ou não da tendência normal de estagnação entre os C.V. das unidades considerada uma mesma forma, à medida que ocorria o incremento de suas superfícies.

Todavia em que pese tratar-se de um mesmo povoamento e iguais superfícies de área entre as diversas formas analisadas, não verificou-se o mesmo comportamento ou tendência para as unidades circulares e quadradas em relação às retangulares e mesmo às unidades observadas através o sistema de pontos de Bitterlich.

Verifica-se pela análise dos valores médios, que enquanto para as diversas formas retangulares analisadas o C.V. decresceu à medida que se aumentava o tamanho da unidade com tendência de estagnação em determinado tamanho, o mesmo não processou-se com as U.A. de forma circular e quadrada, que simplesmente não apresentaram tendências em relação ao C.V. para o intervalo de superfícies de U.A. estudadas.

Também as U.A. tomadas através o método de Bitterlich apresentaram tendência de decréscimo do C.V. em relação ao fator de área basal utilizado. Quanto maior o fator, ou seja, menor o número de árvores contadas no giro, maior a variação verificada.

Para a forma retangular, com largura de 2,5m, o C.V. diminuiu de 26,73% a 7,02%, ao ampliar-se o tamanho da U.A. desde 100m^2 (22 árvores) a 250m^2 (50 árvores). Enquanto para o método de pontos de Bitterlich o C.V. decresceu de 26,43% a 10,21%, utilizando-se o F.A.B.(IV) (5 árvores em média/ponto) e o F.A.B.(I) (30 árvores em média/ponto), respectivamente.

Isto confirma a tendência de maior homogeneidade das variâncias em U.A. maiores. Mas sem dúvida, o decréscimo do C.V. não é proporcional ao aumento do tamanho da unidade, sendo pronun

ciado num dado intervalo de área e pouco perceptível a partir de certo instante, quando se verifica o que se convencionou denominar de "máxima curvatura" do C.V. em relação ao tamanho da U.A..

Afim de se estabelecer a representação das tendências de variação do C.V. para cada forma de U.A. analisada, testou-se 7 (sete) equações de regressão apresentadas no QUADRO 10, dentre as quais, uma vez estabelecidos seus coeficientes e as análises de regressão respectivas, selecionou-se uma ou duas mais representativas para cada forma de U.A. visualizadas no QUADRO 11.

QUADRO Nº 10. "Equações testadas para a estimativa dos coeficientes de variação em função do tamanho de U.A."

Nº	EQUAÇÃO
1.	$\text{Log C.V.} = b_0 + b_1 \cdot 1/A$
2.	$\text{Log C.V.} = b_0 + b_1 \cdot 1/\text{Log } A$
3.	$\text{Log C.V.} = b_0 + b_1 \cdot 1/A + b_2 \cdot 1/\text{Log } A$
4.	$\text{C.V.} = b_0 + b_1 \cdot A + b_2 \cdot A^2$
5.	$\text{C.V.} = b_0 + b_1 \cdot 1/A + b_2 \cdot A$
6.	$\text{Log C.V.} = b_0 + b_1 \cdot \text{Log } a + b_2 \cdot A$
7.	$\text{C.V.} = b_0 + b_1 \cdot \text{Log } A$
<p>Onde: C.V. = Coeficiente de variação em (%). A = Área individual da U.A. em (m²). b₀, b₁ e b₂ = Coeficientes a serem determinados.</p>	

QUADRO 11 — RESUMO DAS MELHORES REGRESSÕES OBTIDAS P/ ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DE VARIAÇÃO EM FUNÇÃO DO TAMANHO DA U.A.

EQUAÇÃO TESTADA	FORMAS	TIPO	COEFICIENTES DA REGRESSÃO			ERRO P. ESTIM.	F	CORREL.	INTERVALO MULTIPLA DE VALIDADE (m ²)
			b ₀	b ₁	b ₂				
3	RETANGULAR (2,5 m)	LOG.	6,9669	335,6370	17,81750	0,086	12,38	0,98	(100 a 250 m ²)
5		ARIT.	-62,5130	7192,3200	0,16733	3,238	11,15	0,97	
3	RETANGULAR (5,0 m)	LOG.	-1,6620	-71,4940	7,27649	0,075	9,71	0,91	(100 a 500 m ²)
4		ARIT.	24,9962	-0,0690	0,00070	2,465	8,11	0,89	
3	RETANGULAR (10 m)	LOG.	-4,4261	-267,2080	16,08540	0,073	19,28	0,96	(200 a 1.000 m ²)
4		ARIT.	24,3960	0,0374	0,00002	2,575	8,06	0,91	
3	RETANGULAR (15 m)	LOG.	6,9147	665,2800	24,97470	0,059	6,15	0,96	(330 a 1.000 m ²)
5		ARIT.	22,0839	-2525,9200	-0,01411	1,662	2,40	0,90	
3	RETANGULAR (GERAL)	LOG.	-0,2982	-4,6782	3,30593	0,081	16,24	0,98	(100 a 1.000 m ²)
5		ARIT.	6,1305	1461,2800	0,00136	1,842	25,10	0,94	
3	EQUAÇÃO GERAL (Cir. + Qua. + Ret)	LOG.	0,2457	-5,9850	2,10184	0,034	30,98	0,95	(100 a 1.000 m ²)
5		ARIT.	10,0088	762,9490	0,00222	0,088	39,63	0,96	
3	QUADRADA	LOG.	-0,2477	-75,0761	4,03449	0,071	1,54	0,58	(100 a 1.000 m ²)
5		ARIT.	17,6109	-606,74	-0,00677	2,292	1,09	0,51	
3	CIRCULAR	LOG.	1,3392	35,5205	-0,89031	0,082	1,99	0,63	(100 a 1.000 m ²)
5		ARIT.	9,4672	846,552	-0,00193	2,393	2,59	0,68	

Estas mesmas equações relacionadas (QUADRO 10), face a similaridade de comportamento das tendências do coeficiente de variação e do erro padrão em função da variação do tamanho de área das U.A. foram testadas para estimar a representação da função $S\bar{x} f(A)$, quando do estudo dos processos de amostragem substituindo-se apenas C.V. por $S\bar{x}$, o que poderá ser observado mais adiante.

ANÁLISES GRÁFICAS

Dentre as equações logarítmicas e aritméticas, desenvolvidas para os dados referentes às diversas formas de U.A. optou-se pelas equações aritméticas, quando da representação gráfica das tendências verificadas para o C.V. em relação ao acréscimo de área nas unidades de amostra. Tais equações apresentam maior facilidade para o cálculo dos valores, que resultarão a composição gráfica.

Pela análise das curvas obtidas para as diversas formas de U.A., considerados seus coeficientes de variação, verifica-se que realmente a forma quadrada não apresentou a tendência esperada de decréscimo do C.V., à medida do aumento de área em suas U.A., o que pode ser observado na FIGURA 12. Por ela observa-se que, embora pela equação obtida se tenha alcançado fielmente o balanceamento para os valores médios do C.V., a curva, face aos abaulamentos verificados em suas extremidades e a estagnação no trecho mediano, não representa tendência de decréscimo do C.V. como já fora comentado, quando da apresentação dos valores médios para esta função (QUADRO 15).

Para as U.A. de forma circular, em que pese a alta variabilidade apresentada pelos valores médios do C.V. como denota a FIGURA 13, verifica-se que o balanceamento obtido pela equação de regressão torna a curva com a tendência lógica de decréscimo do C.V., ocasionando sua estabilização a partir dos 600 m² de superfície. Embora tenha alcançado graficamente a ocorrência,

da tendência esperada, esta forma circular de U.A. será abandonada quando das próximas análises, devido encontrar-se inferiorizada em relação às demais formas no que concerne suas estimativas de erro de amostragem e eficiências individuais e relativas, como poderá ser observado no decorrer deste capítulo.

Ao analisar-se na FIGURA 14 as curvas obtidas para as U.A. de forma retangular, observa-se que ocorre para as mesmas a tendência de decréscimo e estabilização do C.V. com exceção apenas para as U.A. retangulares com 15m de largura, para as quais a curva descreve tendência de abaulamentos nas extremidades, similares às verificadas para as U.A. de forma quadrada.

Pela análise gráfica para um pequeno intervalo para o qual foi estudado ($100 \text{ a } 250\text{m}^2$) a forma retangular com 2,5m de largura foi a que melhor comportamento apresentou, se considerar o fato de que em amostragem, quanto menor a U.A. e menor o C.V., apresentados para determinada precisão e erro de amostragem previamente estabelecidos, melhor é a U.A. em termos de otimização de custos.

A máxima curvatura do C.V. ocorreu nas U.A. de forma retangular com 2,5m de largura entre os tamanhos de $200 \text{ a } 250\text{m}^2$ de área.

Para as formas retangulares, com 5,0m e 10,0m de largura, pode ser verificada perfeitamente a tendência de decréscimo e estabilização do C.V. A máxima curvatura ocorreu nos tamanhos de área próximos a 400m^2 e 700m^2 respectivamente, superiores àquela ocorrida para a largura de 2,5m e, em razão disto, inferiores em termos de otimização de rendimento, o mesmo sendo valido afirmar-se para as U.A. de forma circular.

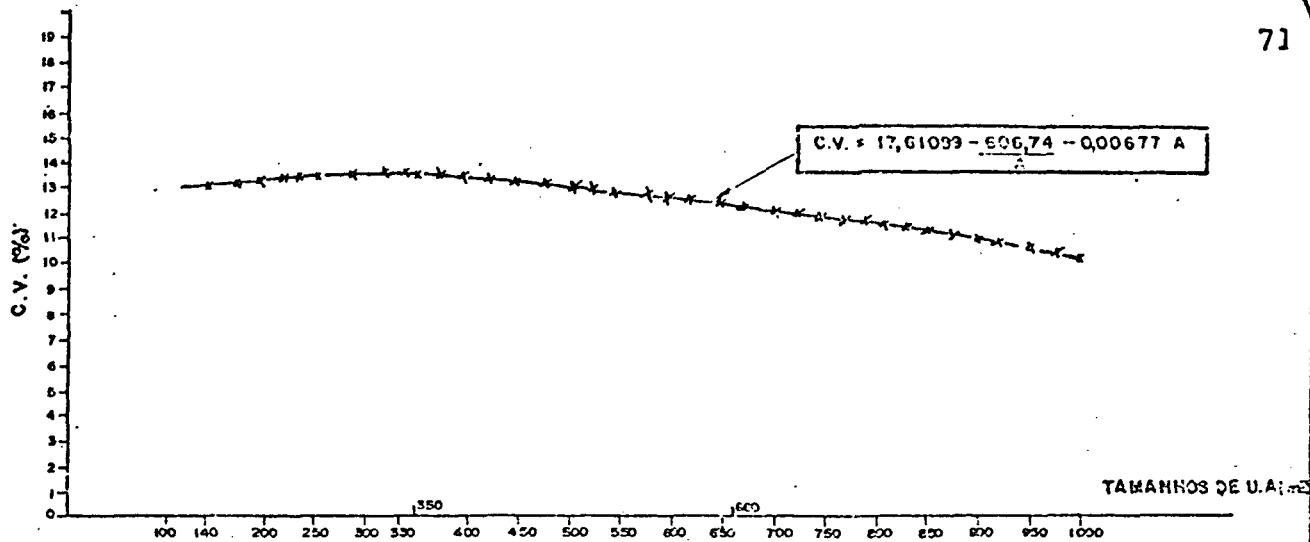


FIGURA 12 - INFLUÊNCIA CAUSADA PELO AUMENTO DO TAMANHO DAS U.A. SIMPLES, DE FORMA QUADRADA, SOBRE O COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (%)

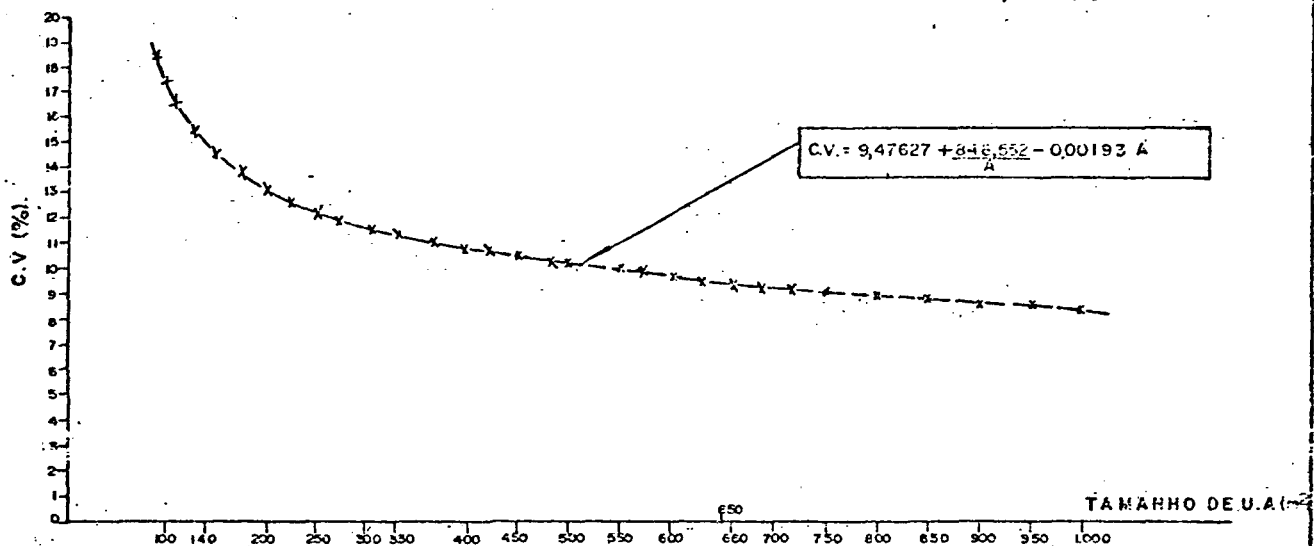


FIGURA 13 - INFLUÊNCIA CAUSADA PELO AUMENTO DAS ÁREAS DAS U.A. SIMPLES, DE FORMA CIRCULAR, SOBRE O COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (%)

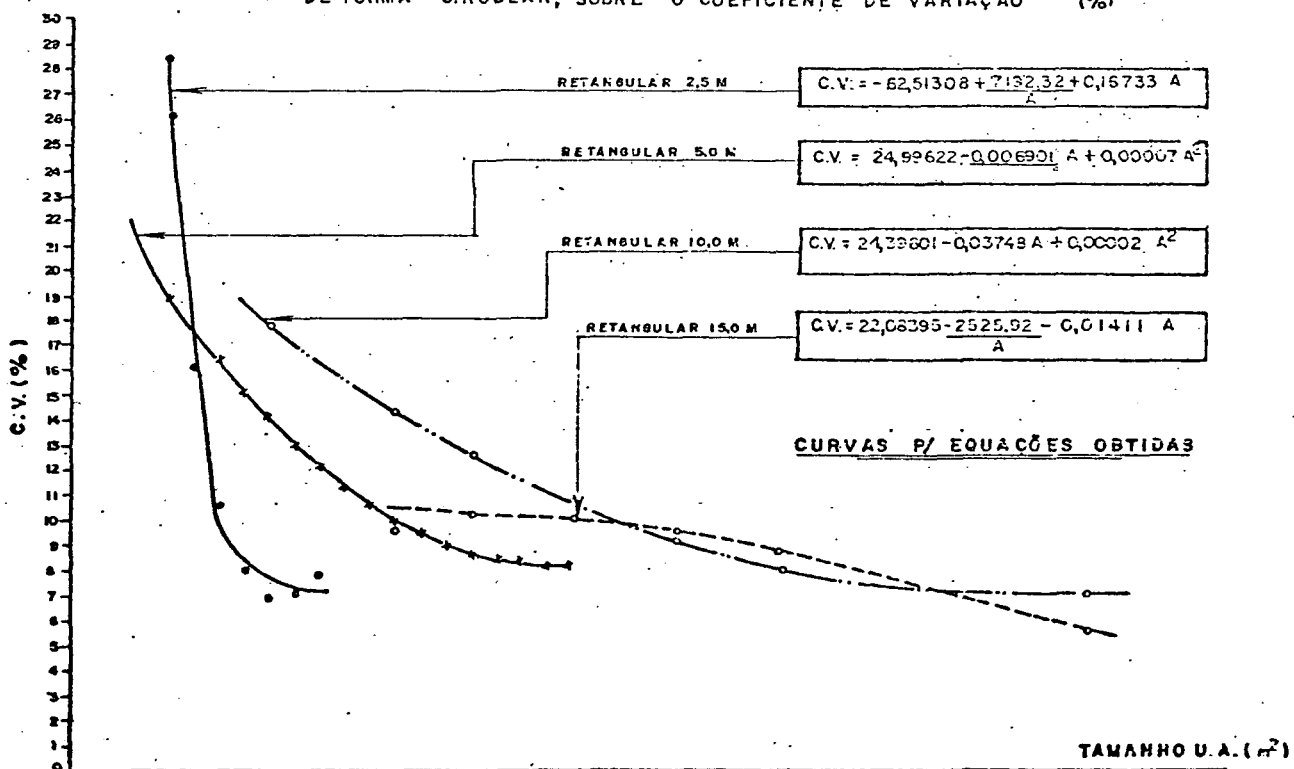


FIGURA 14 - INFLUÊNCIAS CAUSADAS PELO AUMENTO DAS ÁREAS DAS U.A. SIMPLES, DE FORMAS RETANGULARES, SOBRE O COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (%)

A distribuição gráfica ocorrida para as médias dos C.V. relativa às diversas U.A. de forma retangular, conforme verifica-se pela FIGURA 15, atinge a máxima curvatura e estabilização à partir das U.A. com $\pm 660 \text{ m}^2$, enquanto a distribuição representativa da média geral consideradas todas as formas de U.A. estudadas, atinge a estabilização à partir dos 800 m^2 de superfície, o que leva a considerar-se, em termos de análise gráfica do C.V., que as U.A. de forma retangular são superiores às quadradas e circulares

Como já comentou-se quando da apresentação do QUADRO 9 referente aos dados de C.V. para as diversas formas de U.A., os valores obtidos através dos fatores de área basal de Bitterlich são similares aos da U.A. retangc/2,5m de largura. Face ao método de Pontos de Bitterlich reportar-se diretamente ao hectare não houve possibilidade de confirmação gráfica comparativa das tendências verificadas para os diferentes F.A.B.s utilizados, em relação àqueles obtidos para a forma retangular com 2,5 m de largura.

Desta forma ilustrou-se através a FIGURA 16, a tendência de decréscimo do C.V. a medida que se diminui o Fator de Área basal utilizado. Verifica-se pela tendência obtida no balanceamento da curva, a similaridade com aquela tendência verificada para a forma retangular com 2,5m de largura, mostrada na FIGURA 14 anteriormente.

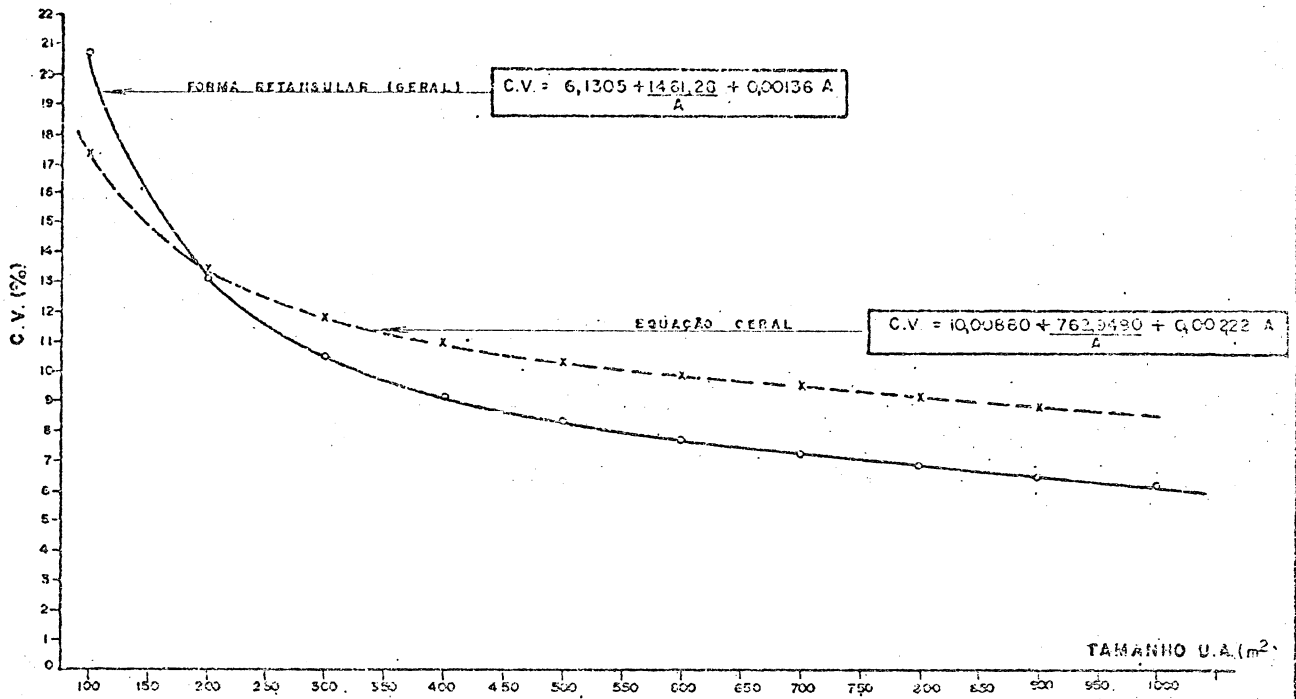


FIGURA 15- COMPARAÇÃO DAS INFLUÊNCIAS CAUSADAS PELO AUMENTO DE ÁREAS DAS U.A., SOBRE O C.V. %, CONSIDERADAS AS MÉDIAS DE TODAS AS FORMAS, EM RELAÇÃO AS MÉDIAS DAS FORMAS RETANGULARES.

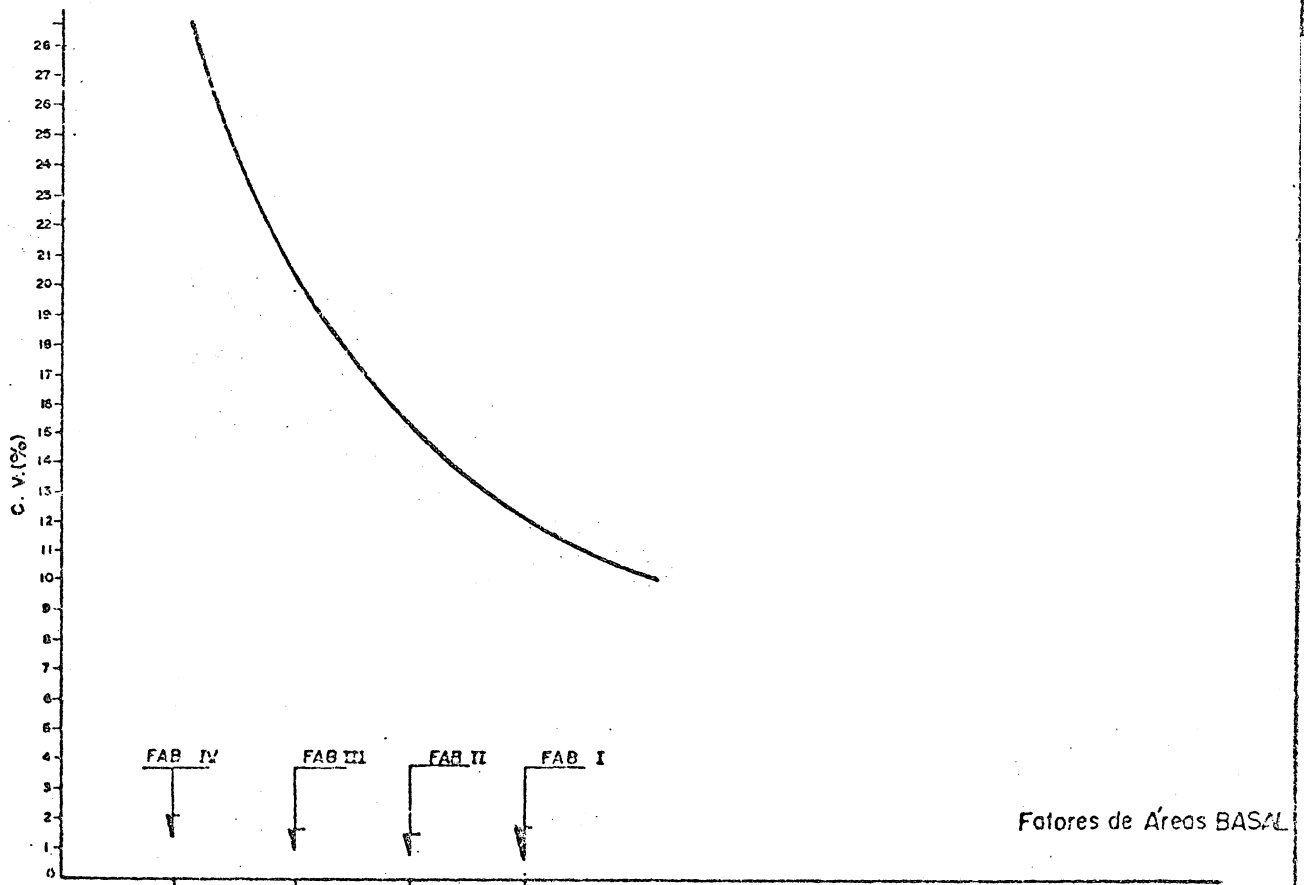


FIGURA 16 INFLUÊNCIAS CAUSADAS SOBRE O C.V. ATRAVÉS A UTILIZAÇÃO DOS DIVERSOS FABs DE BITTÉRICH

ANÁLISES DE VARIÂNCIA

Após as observações referentes às curvas obtidas, procurou-se constatar efetivamente, através a análise de variância dos C.V. , a confirmação ou não daquelas tendências, para as formas retangulares entre si e em relação ao método de pontos de Bitterlich, (F.A.B.). O QUADRO 12 resume os resultados obtidos após análises de variância e testes de TUKEY realizados.

QUADRO 12 . "Resultados das significâncias verificadas através análises de variâncias dos C.V. para as diferentes formas e tamanhos de U.A.".

FORMAS DAS U.A.	TAMANHOS DAS U.A. (M ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
Retangular (2,5m)	///	///	///	///	///	N.S.	N.S.	N.S.	**
Retangular (5,0m)	///	///	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	*	///	///
Retangular (10 m)	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	**	///	**	///	///
Retangular (15 m)	N.S.	N.S.	N.S.	///	N.S.	///	///	///	///
Bitterlich (FABI)	///	///	///	///	///	///	///	N.S.	///
** - Significancia ao nivel 99%.					N.S. - Não significante.				
* - Significancia ao nivel 95%.					/// - Ausência de simulação.				

Pode-se observar que para a forma retangular com 2,5m de largura, não há significância entre as U.A. com 250m² até 140m² ao nível de 99% de probabilidade, passando a ocorrer em tamanhos inferiores a 140m². Para as U.A. retangulares com 5,0m e 15m de largura, as significâncias ocorreram a partir de áreas inferiores a 250m², 400m² e 330m² respectivamente.

Conclui-se preliminarmente, em termos de análise de

variância dos dados referentes ao C.V. , que as demais formas re-
tengulares, superiores a 2,5m de largura, sã se equivalem à esta
em tãrmos de C.V. a partir de áreas superiores a 250m², ou seja,
enquanto se obtem um baixo C.V. para a forma retangular com 2,5m
a partir de 140m² de área, as demais formas retangulares com 5,0m
10,0m e 15,0m de largura, somente se equivalem àquele C.V. a
partir de áreas superiores à 250m², 400m² e 330m² respectivamente,
considerado nível de 99% de probabilidade.

Outrossim, o F.A.B.(I) de Bitterlich se equivale em
termos de C.V. à forma retangular com 2,5m de largura e 140 m²,
pois não ocorreu diferença significativa entre os mesmos aos ni-
veis de 95% e 99% de probabilidade.

4.1.1.2. Análises das eficiãcias relativas

Apenas as observações realizadas através do método da
máxima curvatura do C.V. , usado anteriormente não podem levar à
conclusões definitivas, pois é um método falho, conforme critica
SMITH (48). Naquele procedimento não se considera o fator
custo. Tendo-se em mente que não se pode falar em tamanho e for-
ma ótima de U.A. sem se considerar os custos e para satisfazer ,
em parte a objeção àquele método, se realizou uma substituição
na fórmula original para cálculo da "eficiãcia relativa" propos-
ta por FREESE (18), conforme já comentou-se no capítulo III item
3.4.4.1. deste trabalho.

Os resultados obtidos referentes as eficiãcias indi-
viduais (E.I.) para as diferentes formas e tamanhos de U.A., se
encontram condensados no QUADRO 13, do qual pode-se realizar obser-
vações complementares àquelas afetadas através as análises dos e-
feitos sobre o C.V.

Desta forma nota-se que uma vez mais a forma retangu-
lar com largura de 2,5m. destaca-se perante as demais simulações,
registrando no tamanho de área de 250m² o maior índice (5,26) den-
tre todas as E.I. obtidas. Coincidentemente às observações reali-
zadas para o C.V. , também o F.A.B.(I) de Bitterlich, destacou-se
logo a seguir registrando ótima E.I. (eficiãcia individual 4,69).

QUADRO 13 – SUMÁRIO DAS EFICIÊNCIAS INDIVIDUAIS (E.I.) PARA AS FORMAS DE V.A. CONSIDERADO OS DIVERSOS TAMANHOS.

	R E P E T I C A O	TAMANHOS DAS U.A. (m ²)								
		1000	660	500	400	330	250	200	140	100
QUADRADA	I	0,45	1,02	0,39	0,30	7,37	0,55	1,55	3,29	0,91
	II	0,37	1,38	0,74	1,19	0,61	0,85	0,85	4,87	4,46
	III	0,50	0,48	1,93	1,58	2,92	1,26	2,04	1,68	3,04
	MÉDIAS	0,44	0,96	1,02	1,01	3,63	0,88	1,48	3,28	2,80
CIRCULAR	I	0,43	2,76	0,52	3,19	1,99	0,46	1,13	1,83	2,80
	II	0,35	0,60	0,33	0,84	1,13	1,77	1,64	3,93	1,17
	III	0,27	0,82	0,42	1,10	0,57	2,37	3,18	1,35	1,26
	MÉDIAS	0,35	1,39	0,42	1,71	1,23	1,53	1,98	2,37	1,74
RETANGULAR (2,5m)	I						3,48	3,59	2,89	0,53
	II						3,97	8,20	3,29	0,90
	III						8,31	1,58	4,77	0,26
	MÉDIAS						5,26	4,46	3,65	0,76
RETANGULAR (5,0m)	I			1,52	2,88	1,25	2,27	1,96	1,31	1,93
	II			1,52	1,45	1,22	2,98	1,40	0,94	2,56
	III			1,86	2,25	1,50	2,15	1,11	0,86	1,38
	MÉDIAS		1,64	2,19	1,32	2,46	1,49	1,05	1,96	
RETANGULAR (10,0m)	I	3,61	1,58	1,30	1,80	0,38		1,98		
	II	1,33	3,43	1,43	0,56	1,11		0,85		
	III	3,38	0,96	0,95	3,66	0,57		0,90		
	MÉDIAS	2,77	1,99	1,29	2,01	0,69		1,24		
RETANGULAR (1,50m)	I	1,26	0,96	0,78		5,63				
	II	1,49	0,91	0,45		1,85				
	III	3,09	5,18	5,14		1,04				
	MÉDIAS	1,95	2,35	2,12		2,84				
METODO DE Po BITTCRLICH										
		FAB I	FAB II	FAB III	FAB IV					
	I	9,02	2,48	1,75	3,23					
	II	3,51	2,00	2,30	1,89					
	III	1,55	4,19	1,59	3,44					
	MÉDIAS	4,69	2,89	1,88	2,89					

Selecionou-se as melhores eficiências individuais (E.I) verificadas para cada uma das formas de U.A., independentemente a que tamanho pertenciam. Ordenando-as de forma decrescente, calculou-se as eficiências relativas (E.R.) entre as mesmas, resumidas no QUADRO 14.

Pela análise, no sentido horizontal, nota-se que as U.A. de forma retangular com 2,5m de largura e 250m² de área e as U.A. através o F.A.B(I) de Bitterlich, são decisivamente superiores em E.R. às verificadas para as demais formas e muito próximas em seus rendimentos entre si.

Confirmou-se em parte, aquelas observações realizadas quando das análises dos efeitos sobre o C.V., alterando-se tão somente o tamanho ideal para a forma retangular com 2,5m de largura, de 140m² para 250m² de área.

QUADRO 14. "Resumo das eficiências relativas referentes às melhores eficiências individuais das diversas formas de U.A."

FORMAS COMPARADAS	EFICIÊNCIAS RELATIVAS (U _x /U _y)						
	RETANG. (2,5m)	FAB I	QUADRADA	RETANG. (10m)	RETANG. (7,5m)	CIRCULAR	RETANG. (5m)
MELHORES E.I./FORMA	5,26	4,69	3,63	2,84	2,77	2,37	2,19
RETANGULAR (2,5m)	1,00	1,12	1,44	1,85	1,89	2,21	2,40
FAB I	0,82	1,00	1,29	1,65	1,69	2,12	2,14
QUADRADA	0,69	0,77	1,00	1,27	1,31	1,53	1,65
RETANGULAR (15 m)	0,54	0,61	0,78	1,00	1,02	1,19	1,29
RETANGULAR (10 m)	0,53	0,59	0,76	0,97	1,00	1,16	1,26
CIRCULAR	0,45	0,50	0,65	0,83	0,85	1,00	1,08
RETANGULAR (5 m)	0,42	0,47	0,60	0,77	0,79	0,92	1,00

4.1.1.3. Análises dos Efeitos Paralelos

Muito embora os efeitos causados sobre as estimativas do volume verdadeiro, erro padrão e erro de amostragem em porcentagens, estejam mais intimamente correlacionados ao processo e à intensidade de amostragem utilizada, tendo menor correlação no que concerne a forma das U.A., podem ser influenciadas todavia, no que diz respeito ao tamanho das U.A. aplicadas.

Apresenta-se no QUADRO 15, tão somente o resumo das medias das três repetições, de cada uma daquelas variáveis mencionadas, pois os quadros completos para cada uma destas estimativas farão parte das observações acerca dos processos de amostragem.

Recordando-se que utilizou-se a amostragem aleatoria, com tamanho de amostra de 5 (cinco) unidades e 3 (três) repetições para efeito de análises de variância, fixando-se o erro de amostragem máximo admissível em 10%, pode-se realizar algumas observações complementares àquelas até então colocadas.

Acerca das estimativas referentes a media volumétrica (\bar{X}/ha) em relação a media verdadeira ($= 183,81 m^3/ha$), pode-se afirmar, baseado nas análises de variância, que com exceção de apenas 3 (três) simulações, todas as demais não apresentaram diferença significativa em relação ao valor paramétrico, devendo ser consideradas iguais à este em termos de volume por hectare, ao nível de 99% de probabilidade.

As exceções citadas ocorreram para a forma circular, em U.A. com $140m^2$, e para os fatores de área basal, F.A.B.II e F.A.B.(IV) de Bitterlich, significativas aos níveis de 95% a 99%, de probabilidade. A tendência para a forma circular no tamanho de área mencionada, foi apresentar uma superestimativa ($\bar{X}/ha=206,95m^3$) enquanto para os F.A.B.II e F.A.B.IV de Bitterlich, ao contrario, uma subestimativa ($\bar{X}/ha= 142,54m^3$ e $\bar{X}/ha= 138,95m^3$ respectivamente).

QUADRO 15 - RESUMO DAS MÉDIAS DAS REPETIÇÕES PARA AS ESTIMATIVAS DO VOLUME (X / ha), DO ERRO PADRÃO (SX/ha) DO ERRO DE AMOSTRAGEM EM PORCENTAGEM (E%) RELATIVAS AS FORMAS E TAMANHOS DE U.A. NA AMOSTRAGEM ALEATORIA

FORMAS	TAMANHOS DAS U.A. (m ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
Nº ÁRVORES / U.A.	200	133	100	80	66	50	40	28	22
QUADRADA									
X / ha	184,49	177,12	187,42	181,44	183,29	174,92	184,84	167,12	185,54
SX/ha	6,17	7,14	9,09	10,21	7,93	12,72	11,26	8,27	8,51
E %	9,27	11,08	13,39	15,77	11,71	20,10	16,86	13,90	12,71
CIRCULAR									
X / ha	188,07	182,55	190,33	193,36	200,16	181,54	194,98	206,95	190,33
SX/ha	7,09	6,22	12,17	8,13	10,06	10,88	10,49	12,59	15,08
E %	10,51	9,32	17,44	11,64	14,39	16,47	15,07	16,89	22,21
RETANGULAR (2,5m)									
X / ha						183,31	182,60	183,98	177,53
SX/ha						5,44	7,46	8,26	20,73
E %						9,29	11,31	12,51	32,25
RETANGULAR (5,0m)									
X / ha			186,24	173,54	179,69	177,53	180,61	170,26	174,82
SX/ha			6,03	5,78	8,40	7,21	10,76	14,75	12,77
E %			9,12	8,93	12,99	11,27	16,55	27,44	23,55
RETANGULAR (10m)									
X / ha	182,04	180,89	183,97	180,31	179,78		181,55		
SX/ha	2,81	4,85	7,00	7,31	13,09		12,36		
E %	4,32	7,46	10,20	11,58	20,18		19,07		
RETANGULAR (15m)									
X / ha	178,92	184,93	184,05		172,95				
SX/ha	3,05	5,35	8,03		6,77				
E %	4,73	7,91	11,96		10,78				
RETANGULAR GERAL									
X / ha	180,48	182,91	185,08	176,92	177,47	180,42	181,58	177,12	176,17
SX/ha	2,93	5,10	7,02	6,54	9,42	6,32	10,19	11,50	16,75
E %	4,52	7,68	10,36	9,83	14,31	9,77	15,64	19,97	27,90
MÉDIA GERAL									
X / ha	184,34	180,86	187,61	183,89	186,97	178,96	187,13	183,73	184,01
SX/ha	4,78	5,89	8,46	7,85	9,25	9,06	10,46	10,96	14,27
E %	8,1	9,36	13,73	12,41	13,47	15,44	15,85	16,92	20,94
MÉTODO DE P. BITTERLICH									
X / ha	FAB I	FAB II	FAB III	FAB IV					
SX/ha	177,04	142,54	191,35	138,95					
E %	7,70	10,77	19,23	15,88					
	12,41	21,27	27,94	28,45					

Em termos de erros padrões das estimativas (\bar{Sx}/ha) as análises de variância relativas a comparação entre as formas retangulares e o F.A.B(I) de Bitterlich, apresentaram exatamente o mesmo quadro de significâncias já apresentado, quando das observações acerca das análises de variância para os C.V. (QUADRO 12). E uma vez mais destacam-se as U.A. de forma retangular, com 2,5 m de largura, com erro padrão médio de $5,44m^3/ha$ para U.A. com $250m^2$ de área, seguida pelo F.A.B(I) de Bitterlich com $7,40m^3/ha$.

Todavia, analisando-se em termos de erro de amostragem em porcentagens (E%), verifica-se que, enquanto as formas de U.A. circular, quadrada e todas as retangulares, apresentam erros abaixo de 10% pelo menos em um dos níveis de superfícies de U.A. testados, pelo método de pontos de Bitterlich, nem mesmo através o F.A.B. (I) se conseguiu atingir erros abaixo da restrição estabelecida.

Possivelmente, para o método de pontos de Bitterlich seja necessário um tamanho de amostra maior que o estabelecido (5 unidades) para este trabalho, possibilitando assim uma redução no erro de amostragem.

O fato de U.A. retangulares com 5,0m, 10,0m e 15,0m de largura apresentarem erros de amostragem bem inferiores àqueles apresentados pela forma retangular com 2,5m de largura, não invalida a maior eficiência desta, visto que apresentou um erro dentro do limite estabelecido em tamanho de U.A. ($250m^2$), bem inferior que os apresentados para aquelas com $500m^2$ e $1000m^2$ de área respectivamente.

Nota-se claramente as tendências de decréscimo do erro padrão e do erro de amostragem à medida que se aumenta o tamanho das U.A. para a maior parte das formas. Exceção é feita às formas quadradas e circulares, que não denotam tendência qualquer, pelo menos para este intervalo de área estudado ($1000m^2$ à $100m^2$).

4.1.1.4. Aumento da Intensidade de Amostragem

Ao levar-se a cabo qualquer investigação por amostragem, deve-se estar consciente de que uma intensidade de amostragem muito grande pode resultar muito custosa e a precisão que esta pode vir a proporcionar seria possível obtê-la com uma intensidade mais reduzida, desde que fosse escolhida a estrutura de amostragem mais eficiente segundo as condições da população em questão. Por outro lado uma amostra reduzida implica num sério perigo de chegar a conclusões errôneas acerca do povoamento.

É certo, que a precisão desejada influirá no tamanho da amostra a ser escolhida. Segundo COCHRAN (8), a indicação da precisão que se deseja, se faz especificando a magnitude do erro em condições de ser tolerado ao realizar as estimativas. A precisão é influenciada por vários aspectos, alguns inerentes a população e outros de caráter subjetivo.

O principal aspecto inerente à população e que influencia a precisão, é naquele que trata da variabilidade da característica que se deseja estimar. Uma variável a ser estimada relativamente homogênea, pode permitir amostras pequenas e ao contrário, quando se trata de características que apresentam maior variabilidade, para se obter o mesmo grau de precisão desejada, faz-se necessário tomar amostras maiores.

Evidencia-se que esta situação do ponto de vista prático pode apresentar severas limitações, tanto econômicas, como técnicas em certos casos.

Tratando-se a população florestal aqui estudada, de um povoamento plantado de Eucalyptus alba, instalado em solo de características homogêneas e sendo a variável analisada o volume em m^3/ha , considerou-se após um inventário preliminar simulado, que uma amostra de 5 (cinco) U.A. seria suficiente para cobrir a precisão desejada, na maior parte das simulações de forma e tamanhos de U.A. testadas.

Justamente para se avaliar os efeitos que causariam nas estimativas, estruturou-se novas simulações de formas e tamanhos de U.A., todavia, desta feita ampliando-se o tamanho da amostra representativa de 5 (cinco) para 15 (quinze) U.A. em cada inventário simulado. Portanto, ampliou-se o tamanho da amostra 3 vezes em relação ao tamanho primitivo (300%).

Selecionou-se o erro de amostragem em percentagens (E%) como variável principal a ser analisada comparativamente, pois seguramente tenderia a decrescer em relação ao aumento do tamanho da amostra.

Pela observação das reduções do erro de amostragem ao se ampliar o tamanho da amostra conforme mostra-se no QUADRO 16, nota-se que para todas as formas, sem exceção, houve uma tendência marcante de decréscimo do erro em maior proporção à partir das U.A. de 660 m^2 até as de 100 m^2 . Isto vem comprovar as afirmações de BOSE (2), DUTTA (16) e GORDON (22), de que a maior heterogeneidade das U.A. pequenas não quer dizer que sejam indesejáveis. Podem ser tão boas ou melhores que as grandes, se o tamanho da amostra é grande. Todavia, o decréscimo do erro da amostragem não é proporcional ao aumento da amostra realizado, pois enquanto ampliou-se 300% o tamanho da amostra, os erros de amostragem reduziram-se em média de 50%, com intervalos extremos de 20% até 105%, ocorridos para a forma retangular com 15 m de largura e 1.000 m^2 de área e para a forma retangular com 5,0m de largura e 140 m^2 de área respectivamente.

Tal fato leva ser considerado que, quando não se tem plena segurança da melhor forma e tamanho de U.A. a ser aplicado em determinada amostragem florestal, é mais econômico e seguro em termos de precisão utilizar-se U.A. maiores e menor intensidade de amostragem.

QUADRO 16 - COMPARAÇÃO DAS REDUÇÕES DO ERRO DE AMOSTRAGEM PARA AS DIVERSAS FORMAS E TAMANHOS DE U.A. AO SE AMPLIAR A INTENSIDADE DE AMOSTRAGEM (I.A.) DE 5 U.A. = 5) PARA 15 U.A. (I.A. = 15).

FORMAS	TAMANHOS DE V.A. (m ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
Nº DE ÁRVORES/U.A.	200	133	100	80	66	50	40	28	22
QUADRADA									
CV % (I.A. = 5)	11,21	10,93	12,46	14,20	10,03	17,28	14,04	11,64	10,50
CV % (I.A. = 15)	10,97	11,49	12,36	14,63	11,50	16,46	14,66	13,87	11,35
E % (I.A. = 5)	9,27	11,08	13,39	15,77	11,71	20,10	16,86	13,90	12,71
E % (I.A. = 15)	7,09	7,68	8,48	10,13	8,01	11,56	10,32	9,81	8,07
REDUÇÃO E %	30,7%	44,2%	57,9%	55,6%	46,2%	73,8%	63,4%	41,7%	57,5%
CIRCULAR									
CV % (I.A. = 5)	12,66	9,20	16,52	10,40	12,95	14,20	12,61	14,16	18,42
CV % (I.A. = 15)	11,80	10,54	16,24	10,36	12,72	14,29	12,78	13,62	18,58
E % (I.A. = 5)	10,51	9,32	17,44	11,64	14,39	16,47	15,07	16,89	22,21
E % (I.A. = 15)	7,63	7,12	11,14	7,18	8,87	10,02	9,00	9,63	13,19
REDUÇÃO E %	37,7%	30,8%	56,5%	62,1%	62,2%	64,4%	67,4%	75,4%	68,4%
RETANGULAR (2,5m)									
C.V. % (I.A. = 5)						7,02	9,26	10,42	26,73
C.V. % (I.A. = 15)						7,35	9,59	10,79	25,64
E % (I.A. = 5)						8,29	11,31	12,51	32,25
E % (I.A. = 15)						6,16	6,76	6,74	18,20
REDUÇÃO E %						60,6%	67,3%	63,7%	77,2%
RETANGULAR (5,0m)									
C.V. % (I.A. = 5)			8,36	8,34	11,43	9,71	14,05	20,13	16,78
C.V. % (I.A. = 15)			11,10	7,92	10,80	10,96	13,22	18,85	18,41
E % (I.A. = 5)			9,12	8,93	12,99	11,27	19,55	27,44	23,55
E % (I.A. = 15)			7,61	5,48	7,52	7,69	9,32	13,35	13,07
REDUÇÃO E %			19,8%	62,3%	72,7%	46,5%	77,6%	10,5%	80,2%
RETANGULAR (10m)									
C.V. % (I.A. = 5)	4,92	7,02	9,80	10,42	17,74		16,19		
C.V. % (I.A. = 15)	5,05	7,63	9,93	12,23	16,95		16,65		
E % (I.A. = 5)	4,32	7,46	10,20	11,58	20,18		19,07		
E % (I.A. = 15)	3,30	5,15	6,81	8,47	11,82		11,73		
REDUÇÃO E %	30,1%	44,8%	49,7%	36,6%	70,7%		62,6%		
RETANGULAR (15m)									
C.V. % (I.A. = 5)	5,72	7,80	11,12		9,50				
C.V. % (I.A. = 15)	6,09	9,15	11,55		10,71				
E % (I.A. = 5)	4,73	7,91	11,96		10,78				
E % (I.A. = 15)	3,94	6,18	7,93		7,46				
REDUÇÃO E %	20,0%	27,9%	50,8%		44,5%				
M.P. BITTERLICH									
C.V. % (I.A. = 5)	FAB I	FAB II	FAB III	FAB IV					
C.V. % (I.A. = 15)	10,21	17,89	23,24	26,43					
	10,90	19,11	22,13	25,33					
E % (I.A. = 5)	12,41	21,27	27,94	28,45					
E % (I.A. = 15)	7,56	13,27	15,37	17,59					
REDUÇÃO E %	64,1%	60,3%	81,8%	61,7%					

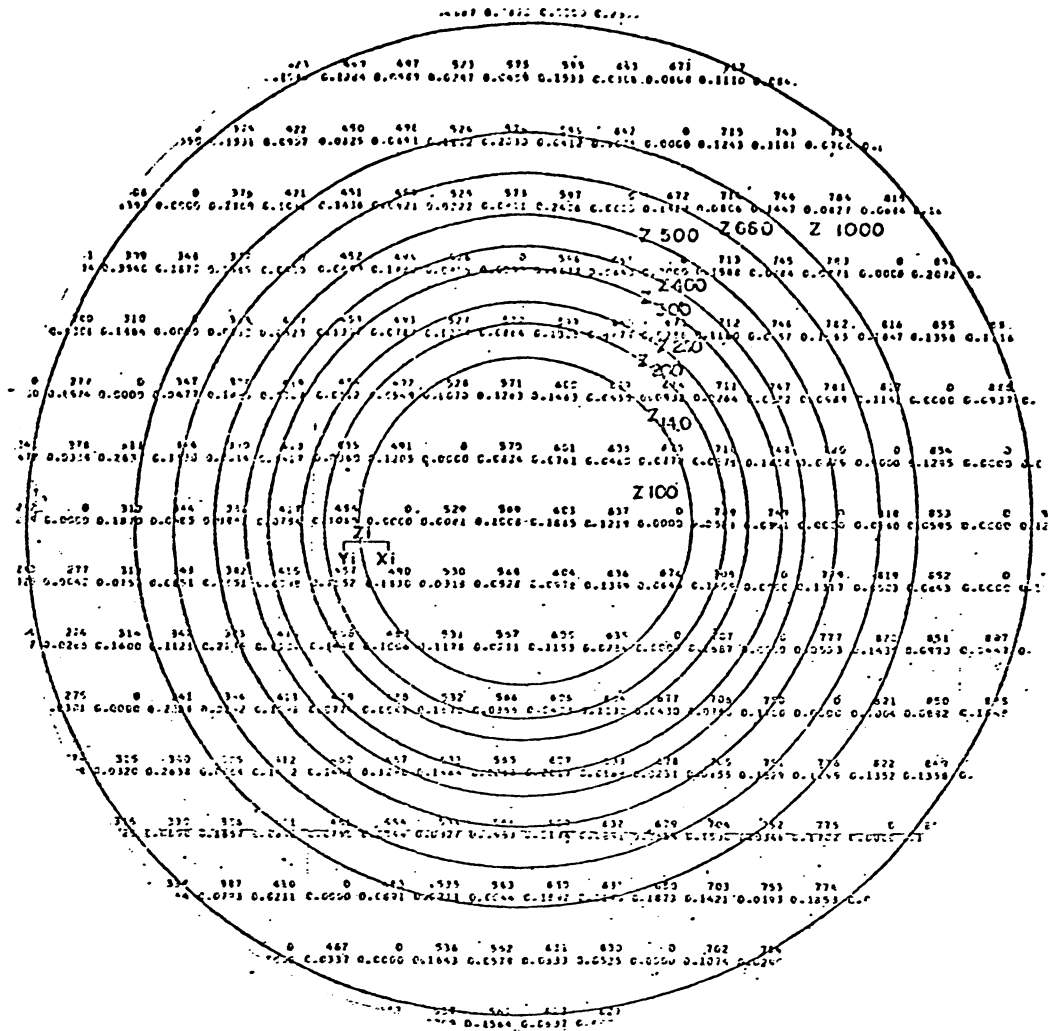
Comparando-se os C.V. agora ocorridos com aqueles para o tamanho da amostra com 5 (cinco) unidades, verifica-se que praticamente não se alteram os C.V. ao ampliar a intensidade de amostragem.

4.1.2. Unidades de Amostras Contíguas.

Ante a ausência da "Tendência teórica" de decréscimo do C.V. em função do aumento dos tamanhos das U.A. verificada para as formas quadrada e circular através a amostragem aleatória, quando utilizou-se unidades simples ou isoladas, procurou-se então, através da formação de subpopulações adjacentes, uma nova estrutura de amostragem, que pudesse fornecer informação adicional, de modo a minimizar a interrogação causada pelos resultados fornecidos pela estrutura inicial, para as referidas formas de U.A.

Segundo LOETSCH e HALLER (35), o efeito que a mudança de tamanho da U.A. causa nos coeficientes de variação e correlação, pode ser facilmente analisada criando-se subpopulações contíguas em número ilimitado. Neste sentido, o incremento da área, provoca um decréscimo no C.V. da nova população formada, enquanto, ao contrário, o coeficiente de correlação entre as parcelas adjacentes tende a aumentar com o incremento da área da U.A.

Neste caso, representando-se a unidade inicial por X_i e a sua subsequente por Y_i , denominou-se de Z_i a nova unidade formada pela somatória daquelas, obtendo-se assim o agrupamento em unidades adjacentes, para as formas quadrada e circular até atingir-se em cada uma a unidade com 1.000 m^2 de superfície, conforme ilustra a FIGURA 17.



VOLUME/U.A. (m³)		Nº ÁRVORES/U.A.														
0	1164	1213	1234	1284	0	1354	1379	1428	1457	1500	1523	1530	1593	1639	1702	
0	0.0315	0.2145	0.0475	0.0623	0.0000	0.2281	0.1438	0.2294	0.0155	0.1128	0.1781	0.1091	0.0511	0.0622	0.1312	0.1097
0	1165	1217	1234	1285	1311	1333	1380	1427	1453	1499	1524	1559	1595	0	1645	1703
0	0.0374	0.1256	0.2372	0.0291	0.0166	0.0630	0.0764	0.0684	0.2919	0.1811	0.0611	0.1129	0.1542	0.0000	0.1077	0.1273
0	1166	1211	1246	1284	1312	1352	1381	1424	1454	1492	1525	1568	1595	1647	1702	
0	0.1032	0.0260	0.1407	0.0394	0.0914	0.0568	0.0376	0.2445	0.2558	0.1148	0.0441	0.1120	0.0271	0.1137	0.0517	
0	1167	1210	1243	1283	1313	1351	0	0	1455	1497	1524	0	1594	1637	0	1704
0	0.0000	0.0604	0.1143	0.1417	0.1800	0.1594	0.0000	0.0000	0.1819	0.2923	0.1455	0.0000	0.1498	0.1060	0.0000	0.0692
0	1168	1204	1242	1282	0	0	1392	1425	1454	1494	1527	1567	1597	0	0	0
0	0.1421	0.0357	0.0507	0.0314	0.0000	0.0000	0.1173	0.0978	0.0465	0.1735	0.1774	0.0436	0.0270	0.0000	0.0000	0.0000
0	1169	1204	1243	1261	0	0	1350	1383	1424	1457	1495	1524	1566	1598	0	1645
0	0.0044	0.0315	0.1041	0.1041	0.0000	0.1645	0.1201	0.1465	0.0883	0.1713	0.0179	0.0193	0.1052	0.0000	0.0000	0.0000
0	1170	1204	1243	1261	1315	1344	0	0	1423	1491	1523	1544	1544	1544	1598	1704
0	0.0000	0.0000	0.1114	0.0764	0.1431	0.1375	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0	1171	1207	1245	1273	0	0	1348	1384	1421	1459	1490	1530	1544	1544	1598	1704
0	0.1012	0.1347	0.2194	0.0914	0.0000	0.0911	0.1272	0.3472	0.0149	0.0488	0.0417	0.3195	0.0214	0.1024	0.0000	0.0000
0	1172	1205	1244	1274	0	0	1345	1365	1422	1460	0	1501	1543	1541	1595	1704
0	0.0334	0.1122	0.0504	0.0000	0.0000	0.1632	0.1271	0.0577	0.0000	0.0000	0.0000	0.1102	0.0074	0.0139	0.0000	0.0000
1000	650	500	400	330	250	200	140	100	0	0	0	0	0	0	0	0
m²	m²	m²	m²	m²	m²	m²	m²	m²								
0.0191	0.0000	0.0184	0.0000	0.0114	0.0114	0.0114	0.0114	0.0114								
0	1173	1204	1244	1271	1314	1345	1394	1414	1442	1475	0	1541	1533	1591	1645	1704
0	0.0612	0.1140	0.1107	0.1013	0.0000	0.0215	0.1254	0.1042	0.1354	0.0000	0.0000	0.0000	0.1177	0.0000	0.0000	0.0000
0	1174	1204	1245	1274	1312	1344	1388	1417	1441	1471	1533	1567	1594	1645	1704	1704
0	0.1044	0.0044	0.0573	0.1201	0.0000	0.1024	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1204	0.1044	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0	1175	1204	1244	1274	1314	1344	1388	1417	1441	1471	1533	1567	1594	1645	1704	1704
0	0.0000	0.1107	0.0000	0.1107	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

FIGURA 17 - REPRESENTAÇÃO DA ESTRUTURAÇÃO EM UNIDADES AMOSTRAS CONTÍGUAS PARA AS FORMAS QUADRADA E CIRCULAR

TAMANHOS E FORMAS DE C.A. EM AMOSTRAGENS ALEATORIA E SISTEMÁTICA PARA FLORESTAS PLANTADAS (ECC-ALBA)

Para este arranjo em unidades adjacentes, seguiu-se a mesma metodologia inicial, considerando-se 5 (cinco) U.A. com três repetições e acrescentando-se às estimativas o cálculo do coeficiente de correlação entre as unidades adjacentes. Apresenta-se as médias das repetições das estimativas no QUADRO 17.

Para as unidades adjacentes de forma quadrada, uma vez mais não verificou-se a tendência esperada de máxima curvatura e estagnação do C.V. agravado ainda pela não ocorrência em nenhum dos tamanhos de U.A. de erros de amostragem aquém do limite máximo estabelecido (10%).

Todavia, as estimativas do volume (m^3) por hectare não apresentaram significância ao nível de 99% quando comparadas com o valor paramétrico reportando-o com fidelidade em que pese a tendência de superestimativa nas unidades menores (de 100 à 200 m^2). A maior correlação verificou-se entre as unidades adjacentes de 660 m^2 à 1000 m^2 .

QUADRO 17 - "RESUMO DAS ESTIMATIVAS ATRAVÉS U.A. CONTIGUAS, PARA AS FORMAS QUADRADA E CIRCULAR, NA AMOSTRAGEM ALEATÓRIA".

FORMAS	TAMANHOS DE U.A. (m ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
Nº ÁRVORES / U.A.	200	133	100	80	66	50	40	28	22
QUADRADA									
C.V. %	13,18	11,90	10,64	11,81	14,50	16,17	14,86	14,08	10,59
SX / ha	6,97	8,65	7,66	8,26	10,84	12,59	12,41	12,05	8,91
E %	10,91	12,06	11,44	12,41	16,48	18,82	17,44	16,81	12,81
X / ha	177,24	199,26	186,01	184,78	182,65	185,79	197,52	199,12	193,09
C. CORREL.	0,99	0,92	0,92	0,97	0,95	0,83	0,94	0,82	
CIRCULAR									
C.V. %	9,07	10,33	12,20	14,50	15,72	16,14	16,17	21,37	20,32
SX / ha	5,31	6,76	9,10	11,47	12,65	13,34	13,47	18,03	18,80
E %	7,51	10,47	13,12	16,18	17,87	19,02	19,02	25,49	24,51
X / ha	196,19	179,34	192,57	196,88	196,48	196,57	196,57	196,35	206,14
C. CORREL.	0,95	0,93	0,98	0,96	0,99	0,98	0,92	0,84	

As unidades adjacentes de forma circular, conforme mostra a FIGURA 18, apresentaram a tendência de estagnação da curva entre os 400m^2 e 500m^2 de área, confirmados pela boa correlação registrada (0,98). Todavia, o único erro de amostragem inferior ao mínimo limitado, registrou-se para as unidades de 1000m^2 . As estimativas volumétricas embora não significativas ao nível de 99%, apresentaram uma visível tendência de superestimativa em todos os níveis de área pesquisados.

DA SILVA (13) realizando pesquisa similar, mas referente a parcelas experimentais, em povoamento de Pinus taeda e analisando áreas basais, viu-se impossibilitado de analisar as unidades circulares através da combinação de parcelas adjacentes face a metodologia adotada e concluiu que, a não verificação da tendência esperada para o C.V. quando da análise de parcelas simples de forma circular se devia possivelmente à problemas de marcação das parcelas, que não eliminava influência de árvores limítrofes e à problemas de falhas ocasionadas especificamente em um dos blocos de amostragem.

Como para as unidades de forma quadrada não houve problema de demarcação, pois foram realizadas as simulações sobre uma planta básica e como as 230 (duzentas e trinta) falhas ocorridas não o foram de maneira concentrada, prefere-se atribuir a ausência de tendência de máxima curvatura e estagnação do C.V. para aquelas unidades, ao que sôbre elas afirmou CHRISTIDIS (10) de que as parcelas quadradas em nenhum caso reportam a variabilidade de uma população melhor do que as compridas e estreitas. Possivelmente, a partir de unidades superiores à 1000m^2 as U.A. da referida forma, viessem a demonstrar a tendência esperada mas certamente se tornaria anti-econômica sua utilização em inventários florestais de populações plantadas.

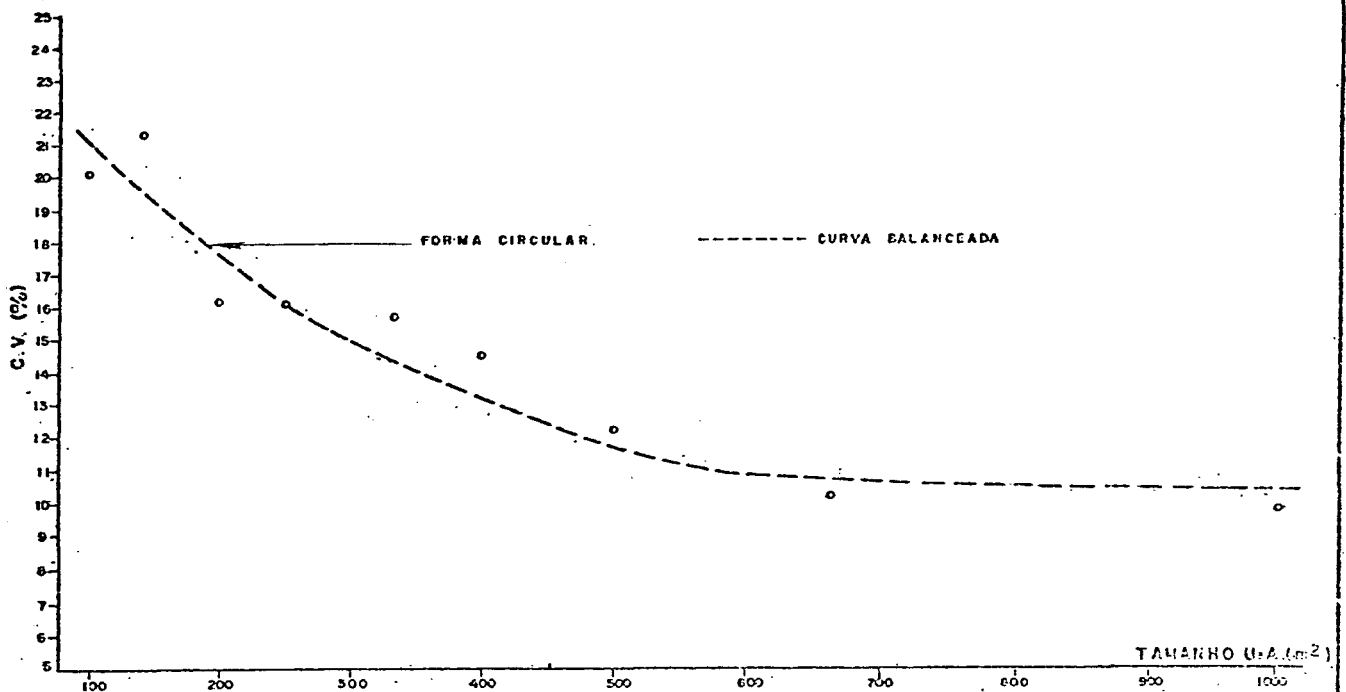


FIGURA 19 — INFLUÊNCIA DO AUMENTO DE TAMANHO DAS U.A. CIRCULARES, SOBRE O COEFICIENTE DE VARIÇÃO PARA AMOSTRAS CONTÍGUAS.

4.1.3. Conclusões Preliminares

4.1.3.1. Tamanhos e Formas

Como se pode observar nas exposições até agora realizadas, a determinação do tamanho e da forma de U.A. ideal para aplicar-se em inventários florestais de populações plantadas não é tão simples, necessitando contar-se com uma série de subsídios e informações básicas indispensáveis a uma resposta satisfatória do ponto de vista estatístico e mesmo econômico.

Uma vez obtidas as informações acerca dos efeitos principais que norteiam o presente estudo e realizadas as análises de variância e testes de significância de forma isolada para cada qual daqueles efeitos, pôde-se condensar aqueles resultados em um quadro geral, que resume as principais conclusões conseguidas e analisá-las então de uma forma conjunta.

Elaborou-se o QUADRO 18, o qual basicamente é o mesmo apresentado quando das significâncias para o C.V., constando no item 4.1.1.1. deste capítulo. Sobre o mesmo, lançou-se as melhores significâncias estabelecidas pelas U.A. em relação às suas eficiências individuais e relativas e erros de amostragem em porcentagens, obtendo-se assim, um quadro conjunto para análise final.

Considerando-se que o tamanho da amostra definido para amostragem aleatória, foi de 5 (cinco) unidades simples, repetindo-se 3 (três) vezes cada amostragem simulada nas diferentes formas e tamanhos de unidades testadas e que a opção otimizante de forma e tamanho da unidade eleita, deve possuir custo de medição reduzido, rapidez de execução e maior precisão, pode-se afirmar que para o intervalo de áreas a que se restringiu este estudo e dentre as formas de U.A. nele pesquisadas, duas opções principais se destacam.

A forma retangular com $250m^2$ de superfície e dimensões de 2,5m de largura por 100m de comprimento, com potencial de

50 árvores, foi sem dúvida a que destacou-se mais, preenchendo as restrições pré-estabelecidas no que concerne à máxima curvatura e estabilização do C.V. e baixo erro de amostragem, culminando com a alta eficiência relativa alcançada.

Em termos de C.V. quase nas mesmas condições que a forma retangular com 2,5m de largura e favorecida por conseguir eficiência relativa similar à daquela forma com menor número de árvores medidas, mas prejudicada no que concerne à precisão pois, embora estimando com fidelidade o volume é paramétrico, não obteve sucesso no que concerne à estimativa do seu erro de amostragem, (superior à 10%) o método de Bitterlich, através a utilização do seu Fator de Área Basal I, obteve também ótimo destaque para o povoamento estudado.

O método de pontos de Bitterlich, através o F.A.B.(I), conteve em média 30 árvores por giro, o que equivaleria a uma "área teórica" de $150m^2$ em cada unidade de amostra, menos do que aquela citada para a forma retangular com 2,5m de largura, que necessitaria $250m^2$, ou seja $100m^2$ a mais de área, para obter acréscimo na eficiência relativa de apenas 12% em relação ao F.A.B.(I) de Bitterlich.

As demais formas e tamanhos, embora inferiores às já citadas merecem também relativo destaque. Podem em determinadas situações, em que o pesquisador ou técnico se encontre com restrições para o uso daquelas, necessitando formas retangulares mais alargadas, virem a se constituir em valiosas opções secundárias.

Assim sendo, a forma retangular com 5,0m de largura e 80m de comprimento, englobando 80 árvores por amostra e a forma retangular com 10m de largura e 100m de comprimento, englobando 200 árvores são respectivamente alternativas secundárias, que embora não preencham as restrições de baixos custos, podem estimar com precisão o volume/ha de populações plantadas.

Quanto às formas quadrada, circular e mesmo os demais

fatores de área basal de Bitterlich, em termos de unidades de amostras simples não preencheram os requisitos mínimos de confiabilidade estatística para aqui serem destacados.

QUADRO 18. "Resumo conjunto das significâncias ocorridas para os diversos efeitos considerados na variação de formas e tamanhos de U.A.".

FORMAS	TAMANHOS DAS U.A. (m ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
RETANGULAR (2,5m)	///	///	///	///	///		NS	NS	**
RETANGULAR (5,0m)	///	///	○ NS	NS	○ NS	○ NS	**	**	**
RETANGULAR (10 m)	NS	○ NS	NS	NS	*	///	*	///	///
RETANGULAR (15 m)	○ NS	NS	NS	///	NS	///	///	///	///
BITTERLICH (FAB I)	///	///	///	///	///	///	///		///

NS - Não significancia do C.V. %	○ - Erro de amostragem < 10%
* - Significancia do C.V. à 95%	□ - Melhor tamanho de U.A. na forma.
** - Significancia do C.V. à 99%	△ - Melhor E.I. na forma
/// - Ausência de simulação	○ - Melhores E. Relativas
\\\\ - Tamanho e forma otimizante	

Ressalta-se que para as análises de variâncias referentes aos coeficientes de variação, face aos dados serem espessos em porcentagens, realizou-se preliminarmente a homogeneização dos mesmos.

4.1.3.1. Aumento do Tamanho da Amostra

Verificou-se a tendência teórica de redução do erro de amostragem para todas as formas e tamanhos analisados, ao se ampliar de 5 (cinco) para 15 (quinze) unidades o tamanho da amostra. Todavia, seguramente esta redução não foi proporcional à ampliação da amostra, o que leva a indicar amostras grandes, apenas para estimativas em que não se tem plena segurança do esquema de amostragem a ser utilizado ou quando o problema exige extrema segurança na confiabilidade das estimativas.

As maiores reduções do erro de amostragem se verificaram de uma maneira geral, a partir das U.A. menores que 660m^2 de superfície, levando a conclusão de que para amostras grandes é preferível selecionar unidades pequenas para as estimativas.

Em concordância com a observação realizada por PEREZ (42), verificou-se que embora o C.V. sofra influências de decréscimo em relação à ampliação das áreas das U.A., praticamente não se altera ao se ampliar o tamanho da amostra.

4.1.3.2. Amostras Contíguas

Através a arranjo das U.A. em unidades adjacentes, verificou-se apenas para aquelas de forma circular, a tendência de decréscimo no coeficiente de variação à medida do incremento de área da nova população formada.

Em termos de erro padrão da estimativa apenas as U.A. circulares com 1000m^2 de área e 18m de raio satisfizeram a condicionante de erros abaixo de 10%, tendo resultado em 7,53%.

As estimativas da média paramétrica, embora não tenham apresentado significância em relação à média verdadeira, apresentaram visível tendência de superestimar aquele valor. Este fato é explicado face à característica das unidades circulares englobarem maior número de árvores para um mesmo perímetro, quando comparadas às demais formas.

4.2. Processos de Amostragem

As análises realizadas para se verificar o comportamento de cada processo de amostragem estudado, em relação aos valores estimados, basearam-se na observação dos efeitos causados sobre o erro padrão e a estimativa do volume verdadeiro.

Para condensar a apresentação, reportou-se para todos os processos, tão somente as médias obtidas para as repetições de cada estimativa realizada.

4.2.1. Amostragem Aleatória

4.2.1.1. Resultados e Análises

O QUADRO 19 resume os resultados obtidos para as estimativas através amostragem aleatória.

Em termos de estimativa do volume verdadeiro por hectare, não verificou-se significância ao nível de 95% e 99% de probabilidade, quando comparados os resultados das simulações com o valor paramétrico. Isto leva a concluir, que todas as estimativas através a amostragem aleatória, independentemente da área da U.A. utilizada, reportam a média verdadeira.

Todavia, em termos de precisão, analisando-se as diversas formas retangulares testadas, observa-se que apenas algumas delas satisfazem a restrição de estimativas de erros menor que 10%. Dentre elas, as U.A. de forma retangular com 10m e 15m de largura e com 1000 m² de área, apresentaram os valores mais baixos para o erro de amostragem, 4,32% e 4,73% respectivamente. Como em termos de custos, talvez seja preferível U.A. menores com erros maiores do que aqueles e dentro do limite estabelecido, verifica-se que as U.A. com 2,5m de largura e 250m² de área apresentaram um erro de 8,27% preenchendo tais condições.

Tem-se então, duas situações extremas, que necessitam ser verificadas de forma mais objetiva, ou seja, através da configuração gráfica das tendências e das respectivas análises de variância, que possibilitem detectar as significâncias.

QUADRO Nº 19 – RESUMO DAS MÉDIAS DAS REPETIÇÕES PARA AS ESTIMATIVAS DO VOLUME, (\bar{x} /ha), ERRO PADRÃO (S_x /ha) E ERRO DE AMOSTRAGEM (E%) OBTIDOS ATRAVÉS AMOSTRAGEM ALEATÓRIA

FORMAS	TAMANHOS DAS U.A. (m ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
Nº. ARV. / U.A.	200	133	100	20	66	50	40	28	22
RETANGULAR (2,5m)									
X / ha (m ³)						183,31	182,60	183,98	177,53
E %						8,27	11,31	12,51	32,25
S _x / ha						5,44	7,46	8,26	20,73
RETANGULAR (5,0m)									
X / ha (m ³)			186,24	173,54	179,09	177,53	180,61	170,26	174,82
E %			9,12	8,93	12,99	11,27	16,55	27,41	23,55
S _x / ha			6,03	5,78	8,40	7,21	10,76	14,75	12,77
RETANGULAR (10,0m)									
X / ha (m ³)	182,04	180,89	183,97	180,31	179,78		181,55		
E %	4,32	7,46	10,20	11,58	20,18		19,07		
S _x / ha	2,81	4,85	7,00	7,31	13,09		12,36		
RETANGULAR (15m)									
X / ha (m ³)	178,92	184,93	185,04		192,95				
E %	4,73	7,91	11,96		10,78				
S _x / ha	3,05	5,35	8,03		6,77				
MÉDIA GERAL									
X / ha (m ³)	180,48	182,91	185,08	176,92	177,47	180,42	181,58	177,12	175,17
E %	4,52	7,68	10,36	9,83	14,31	9,77	15,64	19,97	27,90
S _x / ha	2,93	5,10	7,02	6,54	9,42	6,32	10,19	11,50	16,75

Como a tendência de variação do erro padrão em relação ao incremento de área das unidades é similar a verificada para o C.V. utilizou-se as mesmas equações propostas no QUADRO 10, do item 4.1.1. . As equações que apresentaram o melhor comportamento em relação ao menor erro padrão da estimativa e os maiores coeficientes de correlação múltipla são reportados no QUADRO 20 a seguir.

QUADRO 20. "Resumo das melhores regressões obtidas para estimativas do erro padrão ($S\bar{x}/ha$), em função do tamanho de U.A., na amostragem aleatória".

EQUAÇÃO TESTADA	FORMA	TIPO	COEFICIENTES DA REGRESSÃO			ERRO P. ESTIM.	F	C.COR. MUL.	INTERV. VALIDADE
			b_0	b_1	b_2				
5	RETANG.	ARIT.	-45,8665	5388,22	0,12247	3,0295	22,51	0,91	(100 a 250m ²)
6	(2,5m)	LOG.	9,1559	-4,30647	0,00787	0,1236	17,92	0,89	
4	RETANG.	ARIT.	18,9653	-0,05338	0,00005	1,71065	10,31	0,95	(100 a 500m ²)
6	(5,0m)	LOG.	2,0603	-0,43842	-0,00025	0,07952	10,03	0,91	
4	RETANG.	ARIT.	18,7998	-0,03040	0,00001	1,9313	9,65	0,93	(200 a 1000m ²)
6	(10,0m)	LOG.	1,5962	-0,14022	-0,00074	0,0838	21,10	0,96	
4	RETANG.	ARITM.	1,03795	1,02617	-0,00002	2,3378	6,16	0,76	(330 a 1000m ²)
6	(15,0m)	LOG.	-2,25211	1,46714	-0,00167	0,1537	11,24	0,84	
5	RETANG.	ARITM.	4,98870	1108,3700	-0,00261	1,4917	27,12	0,94	(100 a 1000m ²)
6	(Geral)	LOG.	1,94809	-0,37992	-0,00030	0,0880	22,04	0,93	

Verifica-se, pela observação da FIGURA 19, que a tendência de redução do erro padrão é mais significativa a partir dos 250m^2 para as U.A. retangulares com 2,5m de largura e a partir dos 400m^2 para aquelas com 5,0m de largura. Não se verifica, graficamente, qualquer tendência definida para as U.A. com 15cm de largura. As U.A. com largura de 10m, denotam tendência de estabilidade a partir dos 1000m^2 de superfície.

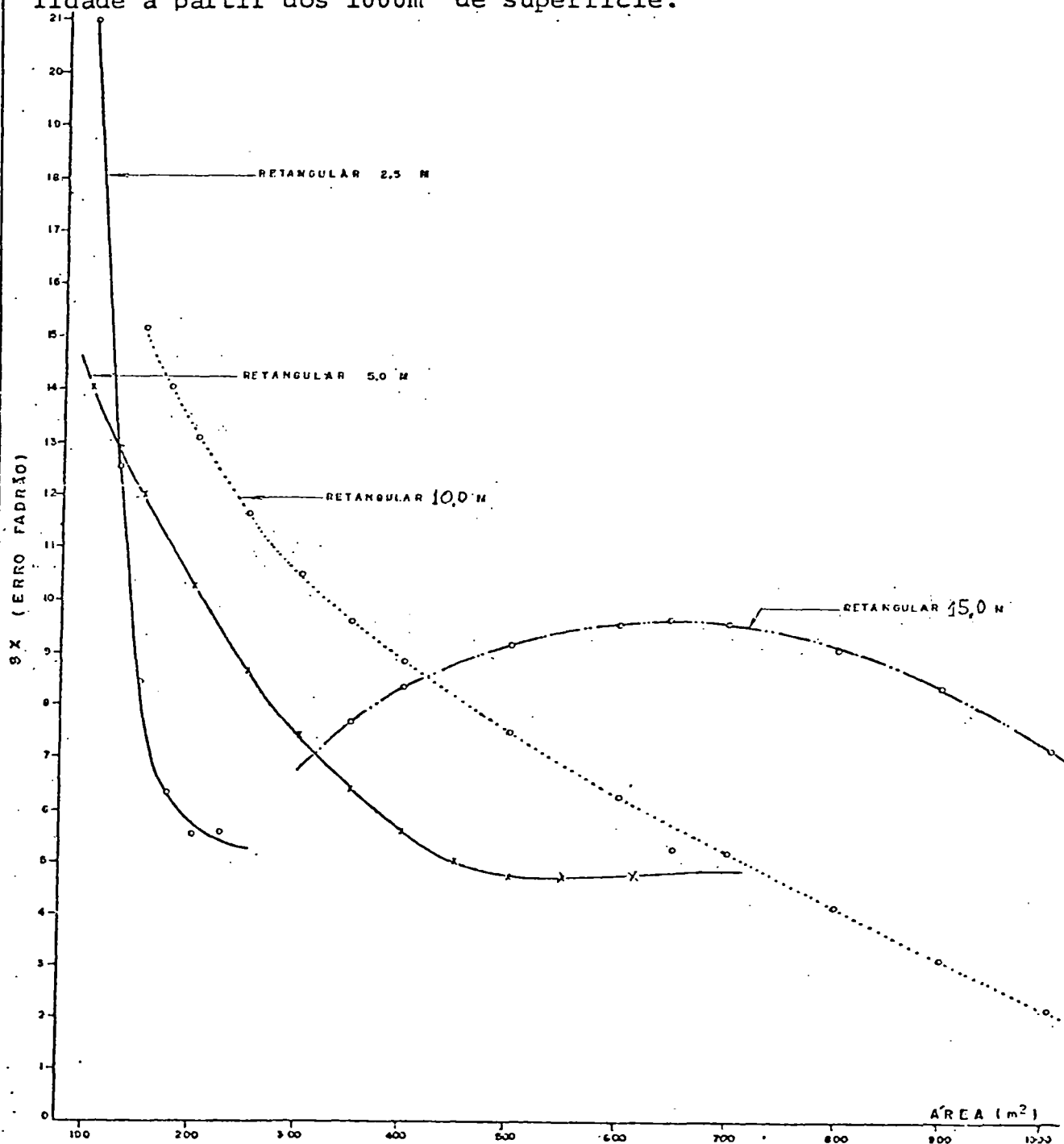


FIGURA 19 - COMPORTAMENTO DO ERRO PADRÃO (sX), EM RELAÇÃO AO AUMENTO DAS ÁREAS DAS U.A. DE FORMA RETANGULAR, NA AMOSTRAGEM ALEATORIA

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS BIOLÓGICAS
LABORATÓRIO DE ECOLOGIA E SISTEMAS DE U.A. EM
AMOSTRAGENS ALEATORIA E SISTEMÁTICA
PARA FLORESTAS PLANICÍLIAS (M.C. ALBUQUERQUE)

Realizada a análise de variância entre os valores obtidos para os erros padrões nos diferentes níveis de área e constatada a significância ao nível 95% e 99% de probabilidade, procedeu-se ao teste TUKEY, detectando-se as significâncias conforme mostram os elementos do QUADRO 21.

De acordo com as significâncias apresentadas e submetidas à restrição de erros de amostragem inferiores à 10%, pode-se concluir, que para a população e delineamento em questão, a forma retangular com 2,5m de largura e 100m de comprimento, ou seja, com 250m² de superfície e 50 árvores, é a melhor opção para U.A., quando se aplica a amostragem aleatória, em povoamentos plantados da essência florestal em questão.

QUADRO 21. "Resumo do conjunto das significâncias ocorridas, nas diversas formas e tamanhos de U.A., em relação aos resultados dos erros padrões e erros de amostragem, para amostragem aleatória".

FORMAS DAS U.A.	TAMANHOS DAS U.A. (M ²)								
	1000	660	500	400	330	250	200	140	100
Retangular (2,5m)	///	///	///	///	///	⊗NS	NS	NS	**
Retangular (5,0m)	///	///	⊙NS	⊙NS	NS	NS	*	**	**
Retangular (10,0m)	⊙NS	⊙NS	NS	NS	**	///	**	///	///
Retangular (15,0m)	⊙NS	⊙NS	NS	///	NS				

NS - Não significancia do $S_{\bar{x}}$ /ha ⊙ - Erro amostragem <10%

** - Significancia à 99% ⊙ - Melhor opção na forma

* - Significancia à 95% /// - Opção otimizante

4.2.2. Amostragem Sistemática

4.2.2.1. Resultados e Análises

Como já fora salientado anteriormente, existem algumas opções para estimativa aproximada do erro padrão, através da amostragem sistemática, opções estas, calcadas em fórmulas que partem do princípio de que U.A. próximas tem pequenas diferenças de valor entre si, ou então, partem da suposição que são aleatórias.

Os resultados para as estimativas através de amostragem sistemática, são apresentadas sumariamente no QUADRO 22.

A análise de variância para as estimativas do volume ha, não apresentaram significância, em relação ao valor paramétrico, aos níveis de 95% e 99% de probabilidade. As tres esquematizações de amostragem sistemática testadas, estimam com segurança a média verdadeira.

Em termos de estimativa do erro de amostragem, em que pese de maneira geral, as opções 1 e 2, apresentarem valores baixos e dentro da restrição estabelecida, até para U.A. retangulares com 330m² de superfície foram sobrepujadas pelos valores apresentados pela opção 3, que obteve para a média das repetições, 9,77% de erro de amostragem em U.A. retangulares com 250m² de área.

QUADRO 22 – RESUMO DAS MEDIAS DAS REPETIÇÕES PARA AS ESTIMATIVAS DO VOLUME (X/ha), ÉRRO PADRÃO (Sx/ha), E ÉRRO DE AMOSTRAGEM (E %), OBTIDOS ATRAVÉS A AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA

OPÇÕES DE CÁLCULO DA V. ASSOCIADA.	TAMANHOS (M ²)							
	660	480	420	330	270	210	155	105
Nº ARV./SUBUN. A.	44	32	28	22	18	14	9	7
Nº ARV./U.A.	132	96	84	66	54	42	27	21
OPÇÃO 1								
X/ha	180,59	174,97	186,74	201,38	169,08	186,14	180,81	187,86
E %	6,77	6,87	8,69	8,87	10,52	13,23	14,32	15,81
Sx/ha	5,79	5,76	7,42	7,06	8,91	11,63	12,26	14,20
OPÇÃO 2								
X/ha	178,33	191,75	186,65	172,16	188,71	194,79	179,36	196,33
E %	7,15	6,73	8,40	9,50	11,25	13,17	14,43	17,88
Sx/ha	6,09	5,63	7,18	7,32	9,53	11,62	12,35	16,07
OPÇÃO 3								
X/ha	190,40	172,77	175,21	181,63	183,94	185,00	192,35	193,38
E %	5,79	6,15	7,51	7,80	9,77	10,23	12,63	14,42
Sx/ha	4,97	5,13	6,38	6,75	8,26	8,65	10,79	16,24

Observando-se a tendência de decréscimo do erro padrão em relação ao incremento das áreas das U.A., testou-se as mesmas equações de regressão propostas no item 4.1.1., QUADRO 10 e obteve-se as regressões relativas a função citada, apresentadas no QUADRO 23. Selecionou-se as equações aritméticas, pela facilidade de manuseio, para se reportar graficamente as tendências da função em cada uma das opções de cálculo do erro padrão para amostragem sistemática.

QUADRO 23. "Resumo das melhores regressões obtidas para as estimativas do erro padrão ($S\bar{x}/ha$) em função do acréscimo de área para as U.A. na amostragem sistemática".

EQUAÇÃO TESTADA	OPÇÃO	TIPO	COEFICIENTE DA REGRESSÃO			ERRO P. EST.	F	C.COR. MUL.	INTERVALO VALIDADE
			b_0	b_1	b_2				
3	Opção 1	LOG.	19,65657	44081000	-11,40130	0,4945	146,96	0,99	(660 a 100 m ²)
5		ARIT.	7,59254	733,94700	-0,00540	0,9866	35,04	0,96	
3	Opção 2	LOG.	15,06365	757,38600	-8,26335	0,4689	207,81	0,99	(660 a 100 m ²)
5		ARIT.	7,59254	1079,67000	-0,00260	0,8028	69,27	0,98	
3	Opção 3	LOG.	2,47303	1280,62000	0,25129	0,6906	98,68	0,98	(660 a 100 m ²)
5		ARIT.	1,75393	1371,08000	0,00190	0,6566	109,42	0,98	

A FIGURA 20, mostra as tendências de decréscimo do erro padrão para cada uma das opções propostas para seu cálculo, reforçando-se a observação anterior de que o comportamento do erro padrão embora muito similar entre as opções 1 e 2, é bastante favorável à opção 3, a qual estima valores significativamente mais baixos, consideradas mesmas superfícies de U.A. .

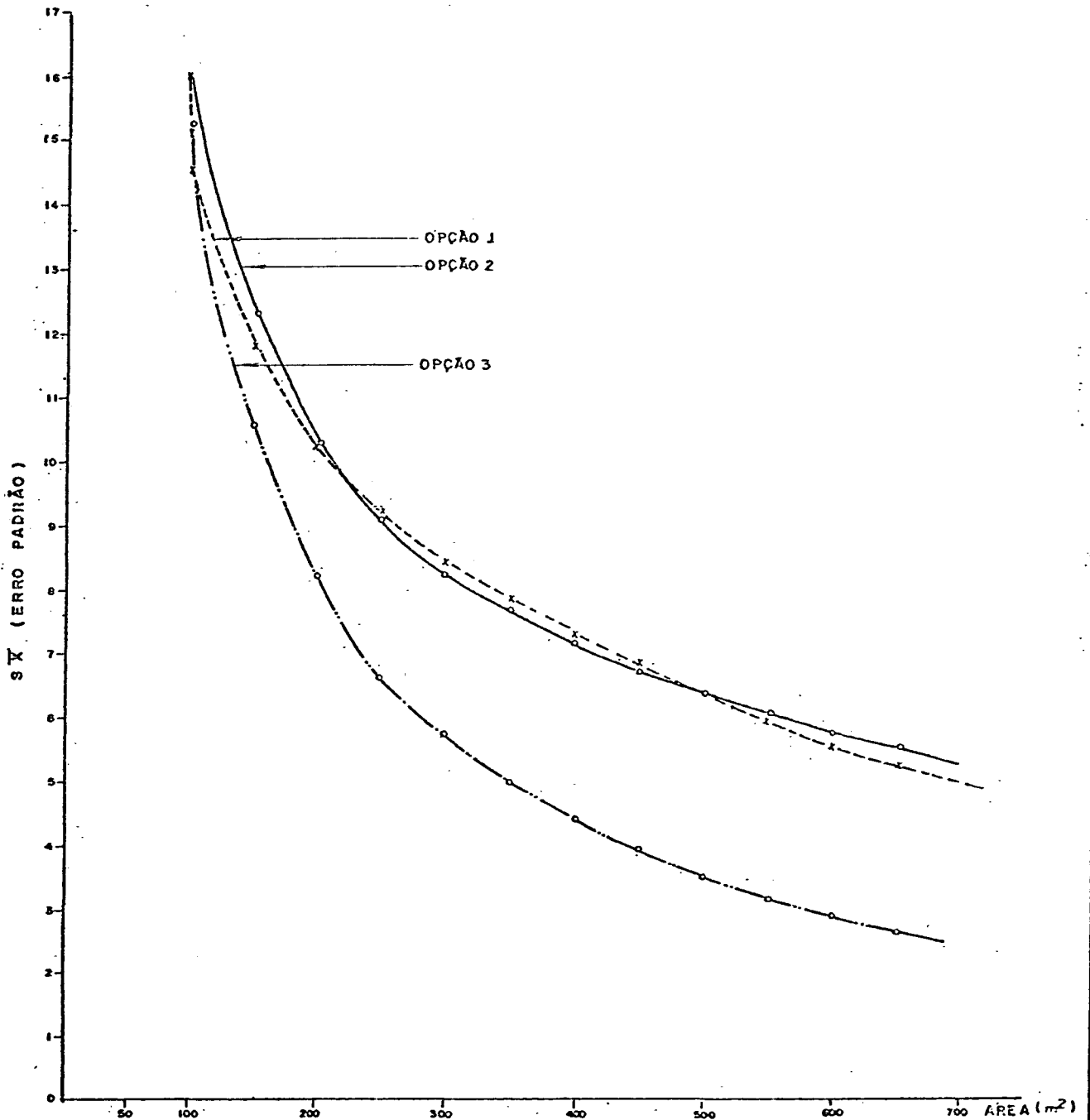


FIGURA 20 - COMPORTAMENTO DO ERRO PADRÃO (s_x), EM RELAÇÃO AO ACRÉSCIMO DE ÁREA DAS U.A., CONSIDERADAS AS DIFERENTES OPÇÕES, PARA SUA ESTIMATIVA, NA AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA.

Pela análise de variância, relativa ao erro padrão e verificada a restrição de erros de amostragem inferiores à 10%, foram confirmadas o que se pode observar no QUADRO 23.

QUADRO 24. "Resultados das significâncias verificadas para os erros padrões das diferentes opções estudadas na amostragem sistemática".

OPÇÕES DE CALCULO DA VAR. ASSOC.	TAMANHOS DE U.A. (M ²)								
	660	500	400	330	250	200	140	100	
Opção 1	⊙ NS	⊙ NS	⊙ NS	⊙ NS	NS	**	**	**	
Opção 2	⊙ NS	⊙ NS	⊙ NS	⊙ NS	*	**	**	**	
Opção 3	⊙ NS	⊙ NS	⊙ NS	⊙ NS	⊞ NS	NS	**	**	

NS - Não significancia do $S_{\bar{x}}$ ⊙ - Erro amostragem < 10%
 * - Significancia à 95% ⊞ - Melhor tamanho na opção
 ** - Significancia à 99% ⊘ - Solução otimizante

Portanto, na amostragem sistemática a opção 3 para cálculo do erro padrão, considerada U.A. com 250m² de superfície e 54 árvores, destacou-se como a melhor dentre as esquematizações testadas para a estimativa de variância associada e consequente obtenção do erro padrão.

As demais opções atingiram estimativas similares àquelas em termos de precisão, apenas a partir de U.A. com superfícies superiores à 330m² de área e por isto consideradas inferiores àquela citada.

Na esquematização da amostragem sistemática, a U.A. principal eleita está constituída de 3 unidades secundárias, com 5,0m x 18m e 90m² de superfície com 18 árvores, totalizando 270m² de superfície e 54 árvores por U.A. principal

4.2.3. Amostragem em 2 Estágios

4.2.3.1. Resultados e análises

O QUADRO 25 resume os resultados obtidos para estimativas através de amostragem em dois estágios.

Assim como para os demais processos de amostragem, em termos de estimativa do volume verdadeiro, não verificou-se significância ao nível de 95 e 99% de probabilidade para este processo, quando comparadas as estimativas com o valor paramétrico. Todas as estimativas efetuadas independentemente do tamanho da subunidade utilizada, reportam com fidelidade o volume verdadeiro.

Quanto à precisão, nenhuma das estimativas do erro de amostragem satisfaz a restrição de erros menores que 10%. As unidades primárias com 400m^2 e cujas subunidades retangulares medem $5,0\text{m} \times 20,0\text{m}$, com 100m^2 de área e 20 árvores, foram as que mais se aproximaram daquele limite estabelecido. Estas estimaram erro de amostragem de 11,50%. Possivelmente, se a estruturação da amostragem para este processo pudesse ter sido simulada com unidades secundárias de áreas superiores à citada, o erro tenderia a estabelecer-se abaixo da restrição estabelecida.

QUADRO 25. "Resumo das médias das repetições, para as estimativas do volume (\bar{X}/ha), erro padrão ($S_{\bar{X}}/ha$) e erro de amostragem (E%) obtidas através da amostragem em dois estágios".

	T A M A N H O S DE U.A. (M ²)					
	400	320	240	200	140	100
Nº ARVORES/SUBUNID.A.	20	16	12	10	7	5
Nº ARVORES/U.A.	80	64	48	40	28	20
\bar{X} / ha	182,56	181,64	182,21	181,35	171,08	180,54
$S_{\bar{X}} / ha$	7,77	8,89	11,76	10,59	12,86	13,43
E %	11,80	13,58	17,87	16,21	20,95	20,73

Tratando-se da mesma tendência de decréscimo do erro padrão ($S_{\bar{X}}/ha$) em relação ao aumento de superfície das U.A. testou-se as mesmas equações já utilizadas nos demais processos e selecionou-se as que apresentaram os melhores coeficientes de correlação múltipla e erros padrões da estimativa, citadas no QUADRO 26

QUADRO 26. "Resumo das melhores regressões obtidas para as estimativas do erro padrão ($S_{\bar{X}}/ha$), em função do acréscimo de área para as U.A. na amostragem em dois estágios".

EQUAÇÃO TESTADA	TIPO	COEFICIENTE DA REGRESSÃO			ERRO P. EST.	F	C.COR. MULT.	INTERVALO VALIDADE
		b_0	b_1	b_2				
5	ARIT.	15,54703	-22,87701	-0,01917	0,8916	14,20	0,95	100/400n ²
3	LOG.	-1,74847	-85,63436	+7,45544	0,0389	12,93	0,94	100/400n ²

Como nos casos anteriores, optou-se pela equação aritmética, pela facilidade de manuseio para representar graficamente a função, conforme pode ser observado na FIGURA 21.

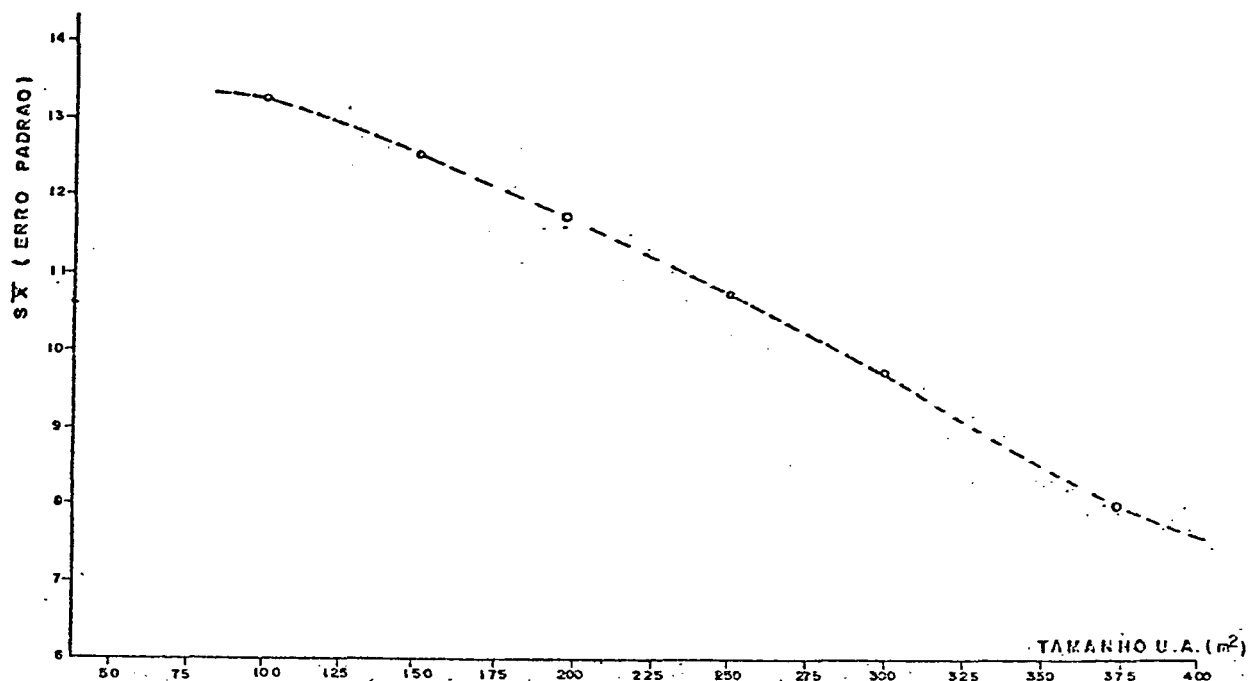


FIGURA 21 - COMPORTAMENTO DO ERRO PADRÃO (Sx) EM RELAÇÃO AO AUMENTO DE ÁREA DAS SUBUNIDADES AMOSTRA, NA AMOSTRAGEM EM DOIS ESTÁGIOS.

Através da análise de variância constatou-se significância ao nível de 95% de probabilidade, as quais detectadas pelo teste de TUKEY, acusaram as unidades de amostra, cuja somatória das sub-unidades foram 140 m² e 100 m², como divergentes das demais. As unidades cujas superfícies são superiores a 200 m², se equivaleram entre si em termos de estimativa do erro padrão.

Todavia, como em nenhum dos casos o erro de amostragem foi inferior a 10% e em razão dos critérios de análises anteriormente fixados, não se pode indicar nenhum dos tamanhos de U.A. testados como ideal para este processo de amostragem considerado, mas tão somente supor que possivelmente, com unidades de amostras principais superiores a 500 m², se poderia obter condições que satisfaçam as restrições impostas.

5. CONCLUSÕES

Os resultados referentes às simulações de formas e tamanhos de unidades de amostra, considerados alguns processos de amostragem e idealizadas sobre uma planta básica da unidade de estudo com Eucalyptus alba Rewien, possuindo compasso inicial de 2,0m x 2,5m 6 (seis) anos e 1/2 (meio) de plantio e 1 (hum) hectare de superfície, conduziram o autor a várias conclusões.

5.1. Formas e Tamanhos

Ressalta-se que, para a estruturação dos inventários simulados, foi fixada a intensidade de amostragem em 5 (cinco) unidades de amostra e cuja escolha das mesmas, conduziu-se segundo as normas do processo aleatório de amostragem.

Observadas as restrições estabelecidas no que concerne à baixos coeficientes de variação e erros padrões, inferiores à 10% e alta eficiência individual e relativa, as diversas análises de variância acusaram significâncias aos níveis de 95% e 99% de probabilidade, detectadas pelo teste de TUKEY e complementadas pela observação das curvas de regressão obtidas o que segue:

5.1.1. Unidades de amostra estreitas e compridas, proporcionam melhores resultados no que diz respeito à otimização das estimativas. As unidades de forma retangular com 250m² de superfície, definidas em seus limites por largura com 2,5m e extensão de 100m, englobando uma única linha com 50 indivíduos, propiciaram melhor eficiência individual (5,26) e relativa (1,12), erro de amostragem (8,29%) e coeficiente de variação (7,02%) inferiores aos das demais formas testadas, consideradas iguais superfícies de U.A.

5.1.2. Unidades de amostra tomadas pelo método de pontos de Bitterlich, considerado o FATOR DE ÁREA BASAL I, contendo em média 30 indivíduos por ponto, atingiram considerável índice de eficiência individual (4,69) e coeficiente de variação (10,21%). Prejudicadas tão somente pela estimativa do erro de amostragem acima de 10%. Todavia, face ao reduzido número de indivíduos observados por ponto, este método torna o trabalho de operação de coleta de dados mais econômica, sendo viável a ampliação da intensidade de amostragem, reduzindo assim o erro de amostragem ao limite predeterminado e sem prejuízo na eficiência.

É um método favorecido pela facilidade de locação no campo, já que cada U.A. é limitada a um ponto de estação, sem necessidade de demarcação de limites. Embora de rápida execução, é prejudicado pela necessidade de mão de obra mais especializada e treinada com precisão, para uso e aferição das medidas reportadas pelo relascópio.

5.1.3. Com exceção das unidades de amostras de forma retangular com 15m de largura, as demais formas retangulares, com 5,0 m e 10m de largura, possuindo áreas de $400m^2$ e $1000m^2$, com extensão de 80m e 100m e englobando respectivamente 80 e 200 indivíduos, podem ser utilizadas como alternativas secundárias, pois embora, não preencham requisitos de baixos custos, estimam com precisão os valores observados e suplantam as restrições impostas, no que concerne à baixos coeficientes de variação e erros de amostragem inferiores à 10%.

5.1.4. Em termos de unidades de amostra simples, aquelas de forma circular, quadrada e os demais Fatores de Área Basal (II, III e IV) de Bitterlich, não suplantaram as restrições estabelecidas não preenchendo, portanto, os requisitos necessários para a confiabilidade estatística.

5.1.5. As unidades de amostra retangulares com 15m de largura, denotam similaridade de comportamento, se comparadas às de forma quadrada, em termos de distribuição do coeficiente de variação, à medida do acréscimo de áreas às unidades amostrais. Tal fato, denota a tendência de que, à medida que se alargam as dimensões das U.A. de forma retangular, induzindo-as para a forma quadrada, àquelas assumem as tendências de comportamento destas.

5.1.6. Para a totalidade das estimativas estabelecidas pelas diversas formas de U.A. em todos os tamanhos de área simulados, não verificou-se diferença significativa ao nível de 95% e 99% de probabilidade, em termos de estimativa do volume paramétrico (181,83 m³/ha), reportando-o com fidelidade.

5.1.7. Ao ampliar-se a intensidade de amostragem, verificou-se para todas as formas e em todos os tamanhos de U.A., a tendência de redução do erro de amostragem, qual não é proporcional ao aumento dado à intensidade. As maiores reduções do erro, verificaram-se para unidades de amostra inferiores à 660m² de superfície, confirmando-se que mesmo ao ampliar-se o tamanho da amostra, é preferível utilizar-se U.A. pequenas.

5.1.8. Através do aumento do tamanho das U.A. circulares e quadradas, pelo arranjo em unidades adjacentes, apenas as de forma circular preencheram as restrições estabelecidas e embora não significantes ao nível de 95%, denotaram tendência de superestimar o volume (m³/ha), como é comum às unidades de forma circular.

5.2. Processos de Amostragem

5.2.1. Em termos de estimativa do volume paramétrico, os processos aleatório, sistemático e bietápico, não demonstraram significância ao nível de 95% e 99% de probabilidade, estimando-o com fidelidade.

5.2.2. Para o processo de amostragem aleatório, as unidades retangulares com 2,5m de largura por 100m de comprimento, com 250 m² de superfície e englobando 50 árvores, foram as mais significativas em termos de eficiência e confiabilidade estatística.

5.2.3. No processo de amostragem sistemático, a opção Nº 3 para estimativa da variância associada demonstrou maior precisão que as demais opções. Para o mesmo arranjo em unidades de amostra principal (faixas), compostas de três unidades de amostras secundárias de forma retangular, foi o mais significativo ao nível de 95 % e 99% de probabilidade.

Três U.A. secundárias de forma retangular com 5,0m de largura e 18m de comprimento, englobando 90m² de superfície e 18 árvores, compõem a unidade principal (faixa) com 270m² de superfície 54 indivíduos.

5.2.4. O processo de amostragem em dois estágios, delineado apenas para a amplitude de 100m² a 400m² de superfície, não sobrepujou neste intervalo as restrições estabelecidas para a confiabilidade estatística. Possivelmente com unidades principais, englobando mais de 500m² de superfície, tal processo suplantasse aquelas restrições e merecesse sua indicação, mantida, é claro, a metodologia estabelecida neste trabalho.

5.2.5. Mesmo favorecido pela tendência teórica de estimar erros padrões inferiores aos verificados pelo processo aleatório, o processo de amostragem sistemático, mostrou-se inferior àquele, pois enquanto o processo aleatório contando com 5 (cinco) U.A. de 250m² de área indicou erro padrão de 5,44 (m³/ha), o processo sistemático constituído em sua opção 3, por 15 (quinze) unidades de amostra secundárias, que constituíam 3 a 3 as 5 (cinco) unidades principais (faixas) com 270m², apresentou uma estimativa de erro padrão de 8,26 (m³/ha) superior aquele do processo inteiramente aleatório e significativamente diferentes ao nível de 95% de probabilidade.

Não considerando-se os aspectos de praticidade de execução, custos e outros pormenores de ordem prática, o processo de amostragem aleatório deve ser considerado no presente estudo, como de maior precisão em termos estatísticos, quando comparado ao processo de amostragem sistemática.

5.3. Equações de Regressão

5.3.1. Para estimativa dos volumes individuais, dentre as equações selecionadas, optou-se pela escolha da equação logarítmica de PRODAN, cujos coeficientes apresentaram os valores:

$$\log V = \log - 0,2038 + 0,3694 \log D - 0,6046 \log H - 0,3799 \log^2 D + 0,1232 \log^2 H$$

Foi a que conduziu as estimativas mais precisas do ponto de vista estatístico e em que pese a complexidade para sua utilização, do ponto de vista prático, pelo fato de efetuar-se o seu uso através o auxílio de computador, tal detalhe tornou-se irrelevante.

5.3.2. Para as estimativas do comportamento dos coeficientes de variação e dos erros padrões em função do aumento do tamanho das U.A., em que pese as equações logarítmicas denotarem ligeira superioridade em termos de precisão estatística, optou-se na configuração gráfica, pelas equações aritméticas, face à praticidade de seu uso, quando utilizadas calculadoras de mesa simples.

6. RESUMO

Este trabalho objetivou estudar opções de formas de unidades de amostras retangulares, circulares, quadradas e por pontos de estação de Bitterlich, em tamanhos de superfícies que variam de 100m^2 a 1000m^2 , na tentativa de se selecionar as melhores alternativas em termos de eficiência e confiabilidade estatística, para suas utilizações em Inventários Florestais de povoamentos plantados de Eucalyptus alba Rewien, mais especificamente, nos casos que envolvem estimativas de parâmetros quantitativos, como o volume em m^3 , variável básica desta pesquisa.

Paralelamente procurou-se avaliar o comportamento e, eficiências das estimativas apresentadas pelos processos aleatório, sistemático e em dois estágios de amostragem, definindo-se para os meses, suas alternativas otimizantes em termos de tamanho de unidade de amostra a ser utilizada.

No intuito de se atingir aqueles objetivos, demarcou-se um povoamento de Eucalyptus alba Rewien, com 6 anos e 1/2 de plantio, com passo inicial de 2,0m x 2,5m e 1 (hum) hectare de área e nela foram medidas, as variáveis altura total (m) e D.A.P. (cm), obtendo-se através de equações de regressão, os volumes individuais, que possibilitaram a confecção de uma planta básica desta unidade de estudo, da qual se conhecia o volume paramétrico ($181,83 \text{ m}^3/\text{ha}$).

Sobre esta planta simulou-se as formas e tamanhos de unidades de amostra e através dos processos de amostragem citados, obteve-se as estimativas para o volume/ha, para o coeficiente de variação e para o erro padrão e para o erro de amostragem, sobre os quais realizaram-se análises de variância e testes de significância, complementados pela obtenção de curvas de regressão e análise

ses de eficiências individuais e relativas, que culminaram com algumas conclusões valiosas, dentre as quais sobressaem-se:

A. Unidades de amostra retangulares com 250m^2 de área e dimensões de 2,5m de largura por 100m de comprimento, englobando 50 árvores, são as mais eficientes, não se desconsiderando o alto rendimento apresentado pelo método de pontos de estação de Bitterlich através do Fator de Área Basal I, somente prejudicado pelo não cumprimento da restrição relativa à erros de amostragem inferiores à 10%.

B. As unidades de amostras de forma circular, quadrada e os demais Fatores de Área Basal de Bitterlich (II, III e IV), não preencheram, nos intervalos de superfície analisados, as restrições estabelecidas para a confiabilidade estatística de suas respectivas estimativas, no que concerne ao erro padrão, e coeficiente de variação. Em termos de estimativa de volume paramétrico, não apresentaram significância ao nível de 95% de probabilidade, reportando-o com fidelidade.

C. Ao aumentar-se a intensidade de amostragem, verificou-se a tendência geral de diminuição do erro de amostragem e em maior proporção para unidades de amostras inferiores à 660m^2 de superfície. O coeficiente de variação não sofreu qualquer influência pela ampliação da amostra, permanecendo praticamente inalterado.

D. O processo de amostragem aleatório através de unidades de amostras retangulares, com 250m^2 de área e dimensões de 2,5m de largura por 100m de comprimento mostrou-se superior ao processo de amostragem sistemático, para o qual a opção 3 de estimativa da variância associada, configurou-se superior às demais opções analisadas.

SUMMARY

The objective of this study has been to weigh options for forms of sample units, rectangular, circular, square and by Bitterlich station points, in surface areas between 100 and 1,000 square meters, in an attempt to choose the best alternatives in Forest Inventories of wooded areas planted with Eucalyptus alba Rewien, more specifically in those cases which involve estimates of quantitative parameters, such as volume in cubic meters, a basic variable of this study.

At the same time, an attempt has been made to evaluate the behavior and efficiency of estimates resulting from random, systematic and two-stage sampling processes, defining for each their optimizing alternatives in terms of the size of sample units to be used.

In order to reach these objectives, a wooded area with Eucalyptus alba Rewien was located, planted some six and a half years earlier, with an initial interval of 2,0m x 2,5m and one hectare. After measuring the variables of total height (in meters) and D.A.P. (centimeters), individual volumes were calculated by using regression equations, thereby making it possible to establish a basic plant for this unit of study, of which the parametric volume was known (181,83 m³/ha).

Working with this basic plant, simulations were performed for sample unit forms and sizes, and through the sampling techniques mentioned above, estimates were obtained for volume/hectare, the variation coefficient (C.V. %) and sampling error. From this data, analysis of variance and significance testing were done, complemented by the establishment of regression curves and

analysis of individual and relative efficiency.

Certain valuable conclusions have been reached from this study, among which are the following:

A. The most efficient sample units are rectangular, with 250m^2 in area 2,5m wide by 100m in length-with 50 trees. However, one cannot overlook the high return presented by the method of Bitterlich station points through Basal Area Factor I, which was adversely affected only by its failure to meet the requirement of a 10% level of sampling error.

B. Circular and square units and other Bitterlich Area Factors (II, III and IV) did not meet the minimum requirements, in the surfaces analysed, of statistical reliability in their respective estimates, as far as standard deviation, sampling error and variation coefficient are concerned. As well, in terms of estimates of parametric volume, these units failed to present a 95% significance level of probability.

C. Upon increasing sampling intensity, a general tendency was observed of the decrease in sampling error and particular for sampling units with less than 660m^2 of surface area. The variation coefficient was not affected by increasing the sample size.

D. The random sampling process, through rectangular sampling units measuring 2,5m in width and 100m in length (250m^2), was found to be superior to systematic sampling, for which option 3 -- the estimate of associate variance -- presented the best results among the options analysed.

7. LITERATURA CITADA

1. BOSE, R.D. - (1935)
 "Some soil heterogeneity trials at Pusa, and the size shape of experimental plots".
 - Indian Journal of Agricultural Science 5(5) p. 579-608.
2. BOSE, S.S., KHANA, L.C. e MAHALANOBIS, P.C. - (1939)
 "Statistical notes for agricultural workers; note on the optimum shape and size of plots for sugar cane experiments in Bihar".
 - Indian Journal of Agricultural Science p. 807-816.
3. BONILLA, J.A. -
 "Comparacion de equaciones para la construccion de tablas de volumenes "standart" de Pino maritimo" (Pinus pinaster Ait)"
 - Montevideo, Nº5, p. 29.
4. BRYAN, M.B. - (1956)
 "A simplified method of correting for slop on circular sample plots".
 - Journ. For. U.S.A. p. 442-445.
5. CAMPOS, J.C.C. - (1970)
 "Estudos sobre indices de sitio e tabelas de volumes e produção para Pinus elliottii Engelm, no Estado de São Paulo".
 - Turrialba, Instituto Interamericano de Ciencias Agricolas da O.E.A. (IICA) - (Tese de M.S.), p. 82.
6. - (1974)
 "Tabelas de volume total e comercial para Pinus elliottii Engelm".
 - Rev. Ceres, Viçosa, Julho-Agosto, p. 263-267.

7. CHAPMAN, H.H. e MEYER, W.H. - (1949)
"Forest Mensuration".
- Mc Graw -Hill, Book Co. Inc. p. 522.
8. COCHRAN, W.G. - (1964)
"Sampling Techniques".
- 2 nd ed. Jonh Wiley and Sons, Inc. - New York, London.
9. CONVENIO FUNAI - SUDESUL; U.F.P. (1973)
"Inventario Florestal das Areas indigenas da 4ª Delegacia Regional da Funai, localizadas nos Estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul".
- U.F.P. - Curitiba, p. 169.
10. CRISTIDIS, B.G. - (1931)
"The importance of shape of plots in fiels experimentation".
- Journal of Agricultural Science, p. 14-37.
11. CRISTIDIS, B.G. - (1939)
"Variability of plots of various shapes as affected by plot orientation".
- Empire Journal of experimental Agriculture, p. 330-342.
12. CUNIA, T. - (1964)
"Sampling methods".
- Unpublished mimeographed paper. - Canadian, Internacional Paper Co., Montreal.
13. DA SILVA, J.A. - (1974)
"Seleção de parcelas amostrais aplicadas em povoamentos de Pinus taeda L., para fins biométricos em Santa Maria -R.S.". - (Tese M.S.) - p 70.
14. DILWORTH, J.R. and BELL, J.F. - (1975)
"Variable Probability Sampling - Variable and Three".
- Published by O.S.U. Book stores, Inc. Corvallis, Oregon , Litho - U.S.A.

15. D.G.S.F.Á. - (1968)
"Inventário florestal".
- Direção Geral dos Serviços florestais e Agrícolas- Lisboa ,
Secretaria de Estado de Agricultura, p. 49.
16. DUTTA, S.K. e HEATH, E.D. - (1960)
"Size, shape and number of plots for field experiments with
tea".
- Empire Journal of experimental Agriculture, p. 121-132.
17. F.A.O. - (1963)
"Manual of Forest Inventory with special refence to mixed tro
pical forest".
- Roma, F.A.O., p. 200.
18. FREESE, F. - (1962)
"Muestreo Forestal Elemental".
- Boletim de Agricultura Nº 232, p. 93.
19. FU SIAO - (1935)
"Uniformity trials with cotton".
- American society of Agronomy Journal, p. 974-979.
20. FUENTES, J.V. e DELOYA, M.C. - (1963)
"Atividades y projeccion del Inventario forestal en Mexico".
- Mexico y sus bosques - jan/fev., p. 41-46.
21. GOMES, A.M. de A. - (1957)
"Medição dos arvoredos".
- Livraria Sa da Costa, Lisboa, p. 413.
22. GORDON, J. - (1954)
"Uniformity trial on Gold Coast cacao".
- Empire Journal of experimental Agricultura, p. 332.
23. HATHEWAY, W.H. e WILLIANS, E.J. - (1958)
"Efficient estimation of the relation ship between plot size
and the variability of crop yields".
- Biometrics, p. 207-222.

24. HEINSDIJK, D. e MIRANDA BASTOS, A. de - (1963)
"Inventarios na Amazonia".
- Ministerio de Agricultura, setor de Inventarios Florestais
Rio de Janeiro, Nº6 , p.99.
25. HOLDRIDGE, L.R. - (1967)
"Life zone ecology".
- Tropical Science Center, San Jose, Costa Rica, p.206.
26. HUSCH, B. - (1971)
"Planning a Forest Inventory".
- F.A.O., Roma, p. 120.
27. INVENTARIO FLORESTAL DO DISTRITO FEDERAL - (1972)
"Executada pelo Centro de Pesquisas da U.F.P. em convenio
com a Fundação Zoobotânica do D.F.".
- Curitiba, p. 198.
28. INVENTARIO FLORESTAL DO DISTRITO AGROPECUARIO DA ZONA FRANCA
DE MANAUS - (1972)
- Revista Floresta Nº1, Dez - U.F.P. - Curitiba p. 40-54.
29. JOACHIN, A.W.R. - (1935)
"A uniformity trial with coconuts".
- Tropical Agriculturist, p. 198-207.
30. JOLLY, A.L. - (1942)
"Uniformity trials on estate cacao fields in Grenada, B.W.I."
- Tropical Agriculture (Trinidad), p. 167-174.
31. KELLER, K.R. - (1954)
"Relative value of repeated annual fertilizer applications on
a perenial crop, Humulus lupulus L.".
- Agronomy Journal, p. 535-537.
32. KOCCH, E.J. e RIGNEY, J.A. - (1951)
"A method of estimating optimum plot size from experimental
data".
- Agronomy Journal, p. 17-21.

33. LAYCOCH, D.H. - (1955)
"The effect of plot shape in reducing the errors of tea experiment
- Tropical Agriculture (Trinidad), p. 107-114.
34. LOETSCH, F. - (1960)
"Application of mean tariffs for the further development of forest management of the plantation forest".
- F.A.O., Roma, p. 139.
35. LOETSCH, F. et HALLER, K.E. - (1973)
"Forest Inventory".
- B.L.V., Munique, V.1 - p. 436.
36. LOETSCH, F. et alii - (1973)
"Forest Inventory".
- B.L.V., Munique, V.2 - p.469.
37. MARCHALL, J. - (1972)
"Messung des SchlusSgrades, der Standflache und des Kronenmantels bei der Stichprobeninventur".
- Allgemeine Forstzeiung NR. 9/1972, Wien, Austria.
38. MOKASHI, V.M. e ACHARYA, D.P. - (1967)
"Study of distributions encountered in forest sampling".
- Indian For., p. 143-8
39. PAEZ BOGARIN, A.G. - (1962)
"Estudios sobre tamaño y forma de parcelas para ensayos en café".
- Tesis Mag. Agr. - Turrialba - Costa Rica, p. 114.
40. PEARCE, S.C. - (1935)
"Field experimentation with fruit trees and other perenial plants".
- Common wealth Bureau of Horticulture and Plantation Crops. Technical communication Nº 23, p. 131.
41. PELLICO, NETTO S.N..- (1974)
"Amostragem em conglomerados e sua aplicação em Inventários Florestais de florestas tropicais".

- 1º Congresso Florestal Tropical Brasileiro - Viçosa Brasil
p. 15.
42. PEREZ, G.J. - (1959)
"Estudio sobre el tamaño de la parcela experimental en café".
- STICA - Serviço Técnico Interamericano de Cooperación Agrícola - Información Técnica Nº 7, p. 23.
43. PIERIS, W.V.D. e SALGADO, M.L.M. - (1937)
"Experimental error, in field experiments with coconuts".
- Tropical Agriculturist, p. 75-85.
44. PIMENTEL GOMES, F. e I.R. NOGUEIRA - (1964)
"Regressão e Covariância".
- E.S.A.L.Q., Piracicaba, p. 45.
45. REYNOLDS, E.B., KILLOUGH, D.T. e VANITINE, J.T. - (1934)
"Size, shape and replications of plots for field experiments with cotton".
- American Society of Agronomy - Journal, p. 725-734.
46. SANDRASEGARAN, K.A. - (1968)
"A general volume table for Pinus caribae Mor".
- Malay For., p. 20-7.
47. SCHUMACHER, F.X. and CHAPAMAN, R.A. - (1954)
"Sampling methods in Forestry and Range Management".
- Durham, North Carolina. Duke University School of Forestry Bulletin Nº 7, revised, p. 222.
48. SMITH, H.F. - (1938)
"An empirical law describing heterogeneity in the yields of Agricultural crops".
- Journal of Agriculture Science, p. 1-23.
49. SPURR, S.H. - (1971)
"Forest Inventory".
- Ronald Press Co., New York, p. 476.

50. SUKHATME, P.V. - (1954)

"Sampling theory of surveys with applications".

- 2 nd. ed. - The New Delhi, India and the Iowa State University Press, Ames Iowa.

51. VEIGA, A.A. - (1963)

"Comparação de equações de volume para Eucalyptus saligna / Smith".

- Revista Floresta Nº 3, Dezembro, p. 5-9.

52. VILLA SALA, B.A. e MORALES, E.Q. - (1973)

"Los sitios circulares en muestreos para Inventarios forestales".

- Mexico y sus Bosques - Mar/Abr/- p.27-30.

53. YATES, F. - (1960)

"Sampling methods for Censuses and Surveys".

- 3d. ed. Charles Griffith e Co. Ltd, London.

8. Apêndice.8.1. Formulários para os Processos de Amostragens8.1.1. Amostragem Aleatória.A. Estimativa da media

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

Onde; X_i = Volumes de U.A.

n = Nº de U.A.

B. Estimativa da variancia

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2}{n}}{(n - 1)}$$

C. Estimativa do desvio padrão

$$s = \sqrt{S^2}$$

D. Estimativa do coeficiente de variação

$$C.V.\% = \frac{s}{\bar{X}} \times 100$$

E. Estimativa do erro padrão

$$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{s^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right)}$$

Onde $\left(1 - \frac{n}{N}\right) = f$ = Fator de correção para população finita.

F. Estimativa do erro %

$$E\% = \frac{t S_{\bar{x}}}{\bar{X}} \times 100$$

Onde; $t_{(5-1)0,05} = 2,776$

G. Estimativa do número de amostras necessárias

$$n = \frac{1}{\frac{E^2}{t^2 s^2} + \frac{1}{N}}$$

Onde; N = Número total de unidades na população.

H. Estimativa do intervalo de confiança

$$IC = \left[\bar{X} \pm t S_{\bar{x}} \right] \cdot 95\%$$

8.1.2. Método de Pontos de Bitterlich.

- A. Número de árvores correspondente, por hectare, à cada árvore medida no giro do relascópio:

$$Q_k = FAB/A_k$$

Onde; A_k = Área transversal individual.

- B. Número de árvores, por hectare, estimado por ponto de Bitterlich:

$$Q_j = \sum_{k=1}^m Q_k$$

Onde; m = Número de árvores medidas no campo por ponto de Bitterlich.

- C. Número de árvores homogeneizado por amostra e por hectare:

$$Q_j = \left(\sum_{j=1}^p Q_j \right) / p$$

Onde; p = Número de pontos utilizados por amostra.

- D. Estimativa do número médio de árvores, por hectare, para a população:

$$\bar{Q} = \left(\sum_{i=1}^n Q_i \right) / n$$

Onde; n = Número de amostras medidas.

- E. Volume individual:

V_k = Obtido através a equação de regressão, já apresentada no item 3.3.2.

F. Volume, por hectare, representado por cada ponto de Bitterlich:

$$V_j = \sum_{k=1}^m Q_k V_k$$

G. Volume homogeneizado por amostra e por hectare:

$$FV_i = \left(\sum_{j=1}^P V_j \right) / P$$

H. Estimativa do volume médio por hectare:

$$\bar{V} = \left(\sum FV_i \right) / n$$

8.1.3. Amostragem SistemáticaA. Estimativa do volume

$$\bar{X} = \frac{\sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^L X_{ij}}{n}$$

Onde; X_{ij} = Volume (m^3) por unidade.

n = Número de unidades (=15).

B. Estimativa da variancia associadaB.1. Opção 1

$$S_{\bar{x}_1}^2 \approx \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n(n-1)} \cdot \left(1 - \frac{n}{N}\right)$$

B.2. Opção 2

$$S_{\bar{x}_2}^2 \approx \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - X_{i+1})^2}{2n(n-1)} \cdot (1-f)$$

B.3. Opção 3

$$S_{\bar{x}_3}^2 \approx \frac{\sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^n X_{ij}^2 - \frac{\left(\sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^n X_{ij} \cdot X_{(i+1)j} - \frac{\sum_{j=1}^M (X_{1j} X_{nj})}{2}\right)}{n(n-M)}}{n(n-M)} \cdot (1-f)$$

Onde; f = Fração de amostra.

C. Estimativa do erro padrãoC.1. Opção 1

$$S_{\bar{x}_1} = \sqrt{\frac{2}{S_{x_1}}}$$

C.2. Opção 2

$$S_{\bar{x}_2} = \sqrt{\frac{2}{S_{x_2}}}$$

C.3. Opção 3

$$S_{\bar{x}_3} = \sqrt{\frac{2}{S_{x_3}}}$$

D. Estimativa do erro em porcentagens

$$E\% = \frac{t \times S_{\bar{x}_i}}{\bar{X}_i} \times 100$$

$$\text{Onde; } t_{(15 - 1)0,05} = 2,145$$

\bar{X}_i = Média volumétrica das unidades que compõem cada faixa.

$S_{\bar{x}_i}$ = Erro padrão (por opção).

E. Estimativa do intervalo de confiança

$$IC = \left[\bar{X} \pm S_{\bar{X}} t \right] 95\%$$

8.1.4. Amostragem em Dois Estágios

A. Estimativa da media

A.1. Por subunidade de amostra

$$\bar{V}/\text{sub.} = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^M X_{ij}}{m \cdot n}$$

Onde; X_{ij} = Volumes individuais.

m = Nº subunidades (=4).

n = Nº unidades (=5).

A.2. Por hectare

$$\bar{V}/\text{sub.}/\text{ha} = \frac{\bar{V}/\text{sub.} \times 10.000}{A(\text{sub.})}$$

Onde; $A(\text{sub.})$ = Área subunidades (m^2).

E. Análise variancia

$$\text{B.1. } M\phi \text{ dentro} = \frac{\sum \sum X_{ij}^2 - \frac{\left(\sum \sum X_{ij} \right)^2}{m}}{n (m - 1)}$$

$$\text{B.2. } M\phi \text{ entre} = \frac{\frac{\sum (\sum X)^2}{m} - \left(\frac{\sum \sum X}{m \cdot n} \right) \left(\sum \sum X_i \right)}{n - 1}$$

Onde; $M\phi$ entre = Media quadrática entre unidades.

$M\phi$ dentro = Media quadrática dentro unidades.

C. Estimativa da variancia da população

$$S^2 = \frac{M\phi_e - (m - 1) M\phi_d}{m - 1}$$

D. Desvio padrão

$$s = \sqrt{S^2}$$

E. Coeficiente de variação

$$\text{C.V.}\% = \frac{S}{\bar{X}} \times 100$$

F. Variancia entre as unidades

$$s_e^2 = \frac{M\phi_e - M\phi_d}{m}$$

G. Variancia associada

$$S_{\bar{x}}^2 = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{S_e^2}{N} + \left(1 - \frac{nm}{NM}\right) \frac{S_d^2}{mn}$$

Onde; $S_d^2 = M\phi_d$ e $\frac{n}{M} = f =$ Fração da amostra.

$N =$ Nº total de unidades principais na população (=9).

$n =$ Nº de unidades amostradas.

$M =$ Nº total de unidades secundarias na população.

$m =$ Nº de subunidades amostradas =4 (constante).

H. Erro padrão

$$H.1. - S_{\bar{x}} / \text{sub.} = \sqrt{S_x^2}$$

$$H.2. - S_{\bar{x}} / \text{ha} = \frac{S_{\bar{x}} / \text{sub.} \times 10.000}{A(\text{sub.})}$$

I. Intervalo de confiança

$$I.1. - \text{I.C.} / \text{sub.} = \left[\bar{X} \pm t S_{\bar{x}} \right] 95\%$$

$$I.2. - \text{I.C.} / \text{ha} = \left[\frac{10.000}{A(\text{sub.})} \cdot \bar{X} \pm \frac{10.000}{A(\text{sub.})} \cdot t S_{\bar{x}} \right] 95\%$$

$$\text{Onde; } t_{(5-1)0,05} = 2,776$$

J. Erro (%)

$$E\% = \frac{t S_{\bar{x}}}{\bar{X}} \times 100$$

K. Desvio padrão

$$K.1. - S_{\text{dentro}} = \sqrt{M\phi_d}$$

$$K.2. - S_{\text{entre}} = \sqrt{S_e}$$

L. Coefficiente de variação (%)

$$L.1. - \text{C.V.}\% \text{ dentro} = \frac{S_d}{\bar{X}} \times 100$$

$$L.2. - \text{C.V.}\% \text{ entre} = \frac{S_e}{\bar{X}} \times 100$$

M. Coefficiente de correlação

$$r = \frac{s_e^2}{s_d^2 + s_e^2}$$

8.2.1. Processos de amostragem

QUADRO 27. "Ilustração das estimativas referentes às três repetições, para a amostragem aleatoria, consideradas U.A. com 200m² de área".

VALOR MEDIO= 3.5925
NUMERO DE AMOSTRAS= 5.606197049
NUMERO N TOTAL= 50
TAMANHO DA AMOSTRA= 200
VARIANCIA= 0.10574763
DESVIO PADRAO= 0.325188607
ERRO PADRAO POR AMOSTRA= 0.137965841
ERRO PADRAO POR HA= 6.898292071
COEFICIENTE DE VARIACAO= 9.051874929
INTERVALO DE CONFIANCA POR AMOSTRA
VALOR MAXIMO= 3.975493176
VALOR MINIMO= 3.209506824
VALOR MEDIO POR HECTARE= 179.625
INTERVALO DE CONFIANCA POR HECTARE
VALOR MAXIMO= 198.7746588
VALOR MINIMO= 160.4753412
ERRO EM % = 10.66090956

VALOR MEDIO= 3.63628
NUMERO DE AMOSTRAS= 2.551363145
NUMERO N TOTAL= 50
TAMANHO DA AMOSTRA= 200
VARIANCIA= 0.046131147
DESVIO PADRAO= 0.214781626
ERRO PADRAO POR AMOSTRA= 0.091124127
ERRO PADRAO POR HA= 4.556206333
COEFICIENTE DE VARIACAO= 5.906630576
INTERVALO DE CONFIANCA POR AMOSTRA
VALOR MAXIMO= 3.889240576
VALOR MINIMO= 3.383319424
VALOR MEDIO POR HECTARE= 181.814
INTERVALO DE CONFIANCA POR HECTARE
VALOR MAXIMO= 194.4620288
VALOR MINIMO= 169.1659712
ERRO EM % = 6.95657583

VALOR MEDIO= 3.72774
NUMERO DE AMOSTRAS= 11.40653079
NUMERO N TOTAL= 50
TAMANHO DA AMOSTRA= 200
VARIANCIA= 0.266478433
DESVIO PADRAO= 0.516215491
ERRO PADRAO POR AMOSTRA= 0.219011684
ERRO PADRAO POR HA= 10.95058422
COEFICIENTE DE VARIACAO= 13.84794784
INTERVALO DE CONFIANCA POR AMOSTRA
VALOR MAXIMO= 4.335716436
VALOR MINIMO= 3.119763564
VALOR MEDIO POR HECTARE= 166.387
INTERVALO DE CONFIANCA POR HECTARE
VALOR MAXIMO= 216.7858218
VALOR MINIMO= 155.9881782
ERRO EM % = 16.30951826

QUADRO 28. "Ilustração das estimativas referente às três opções de cálculo do erro padrão, na amostragem sistemática, consideradas U.A. principais (faixas) com 660m² de área".

4.823
 3.2918
 3.4922
 5.1589
 3.806
 4.373
 4.6295
 3.7079
 4.0421
 4.1082
 3.0527
 4.2535
 3.8968
 3.4701
 3.492

OPCAO 1

ESTIMATIVA DA MEDIA= 3.97318
 ESTIMATIVA DA MEDIA POR HA= 180.5990909
 VARIANCIA ASSOCIADA= 0.015720577
 ERRO PADRAO= 0.125381724
 ERRO PADRAO POR HECTARE= 5.699169295
 INTERVALO DE CONFIANCA
 VALOR MINIMO= 3.7042362
 VALOR MAXIMO= 4.242123799
 INTERVALO POR HECTARE
 VALOR MINIMO= 168.3743728
 VALOR MAXIMO= 192.823809
 ERRO= 6.768980994

OPCAO 2

ESTIMATIVA DA MEDIA= 3.97318
 ESTIMATIVA DA MEDIA POR HA= 180.5990909
 VARIANCIA ASSOCIADA= 0.017795930
 ERRO PADRAO= 0.133401386
 ERRO PADRAO POR HECTARE= 6.063699384
 INTERVALO DE CONFIANCA
 VALOR MINIMO= 3.687034026
 VALOR MAXIMO= 4.259325974
 INTERVALO POR HECTARE
 VALOR MINIMO= 167.5924557
 VALOR MAXIMO= 193.605726
 ERRO= 7.201938344

OPCAO 3

ESTIMATIVA DA MEDIA= 3.97318
 ESTIMATIVA DA MEDIA POR HA= 180.5990909
 VARIANCIA ASSOCIADA= 8.60263E-03
 ERRO PADRAO= 0.092750375
 ERRO PADRAO POR HECTARE= 4.215926128
 INTERVALO DE CONFIANCA
 VALOR MINIMO= 3.774230446
 VALOR MAXIMO= 4.172129554
 INTERVALO POR HECTARE
 VALOR MINIMO= 171.5559294
 VALOR MAXIMO= 189.6422525
 ERRO= 5.007312882

QUADRO 29. "Ilustração das estimativas referentes às três repetições, para a amostragem em dois estágios, considerando as U.A. primárias com 140m² de área.

0.6276	0.5055	0.7159	0.9629	0.4708	0.9153	0.3273	0.8559
0.9255	0.5173	0.4187	0.4395	0.5754	0.4013	0.4449	0.3097
0.5066	0.4969	0.4368	0.6975	0.9830	0.5222	0.6966	0.6893
0.7961	0.7299	0.7629	0.6888	0.3021	0.4459	0.5163	0.7233
0.6067	0.7225	0.4257	0.5559	0.3587	0.6115	0.6418	0.5885

VOLUME MEDIO P/UN.AMOSTRA= 0.62696
 VOLUME MEDIO POR HECTARE= 179.1314286
 MQD= 0.024759036
 MQE= 0.033234878
 VARIANCIA POPULACAO=-0.013680743
 DESVIO PADRAO= 0
 COEF. VARIACAO TOTAL= 0
 VARIANCIA ENTRE UNIDADES= 2.11896E-03
 VARIANCIA ASSOCIADA= 1.33144E-03
 ERRO PADRAO P/HECTARE= 10.42540709
 ERRO EM %= 16.15625484
 DESVIO PADRAO DENTRO= 0.157350042
 DESVIO PADRAO ENTRE= 0.046032170
 COEF. VARIACAO DENTRO= 25.09730156
 COEF. VARIACAO ENTRE= 7.342122254

INTERVALO DE CONFIANCA POR SUB UNIDADES

VALOR MAXIMO= 0.728253255
 VALOR MINIMO= 0.525666745

INTERVALO POR HA

VALOR MAXIMO= 261.8198003
 VALOR MINIMO= 96.44305688
 COEFICIENTE DE CORRELACAO= 0.078836259

VOLUME MEDIO P/UN.AMOSTRA= 0.56899
 VOLUME MEDIO POR HECTARE= 162.5685714
 MQD= 0.03584267
 MQE= 0.053121612
 VARIANCIA POPULACAO=-0.016135466
 DESVIO PADRAO= 0
 COEF. VARIACAO TOTAL= 0
 VARIANCIA ENTRE UNIDADES= 4.31974E-03
 VARIANCIA ASSOCIADA= 2.03878E-03
 ERRO PADRAO P/HECTARE= 12.90082026
 ERRO EM %= 22.02927462
 DESVIO PADRAO DENTRO= 0.189321605
 DESVIO PADRAO ENTRE= 0.065724695
 COEF. VARIACAO DENTRO= 33.27327452
 COEF. VARIACAO ENTRE= 11.55111597

INTERVALO DE CONFIANCA POR SUB UNIDADES

VALOR MAXIMO= 0.694334370
 VALOR MINIMO= 0.443645630

INTERVALO POR HA

VALOR MAXIMO= 264.8905058
 VALOR MINIMO= 60.24663703
 COEFICIENTE DE CORRELACAO= 0.107556693

0.8651	0.8203	0.6375	0.5133
0.2887	0.4462	0.3033	0.6848
1.0992	0.7819	0.7052	0.5345
0.5857	0.7195	0.6101	0.1317
0.4615	0.5637	0.8307	0.4276

VOLUME MEDIO P/UN.AMOSTRA= 0.600525
 VOLUME MEDIO POR HECTARE= 171.5785714
 MQD= 0.043461023
 MQE= 0.081644455
 VARIANCIA POPULACAO=-0.016246204
 DESVIO PADRAO= 0
 COEF. VARIACAO TOTAL= 0
 VARIANCIA ENTRE UNIDADES= 9.54586E-03
 VARIANCIA ASSOCIADA= 2.85505E-03
 ERRO PADRAO P/HECTARE= 15.26648863
 ERRO EM %= 24.69992149
 DESVIO PADRAO DENTRO= 0.208473074
 DESVIO PADRAO ENTRE= 0.097702907
 COEF. VARIACAO DENTRO= 34.71513656
 COEF. VARIACAO ENTRE= 16.26958202

INTERVALO DE CONFIANCA POR SUB UNIDADES

VALOR MAXIMO= 0.748854204
 VALOR MINIMO= 0.452195796

INTERVALO POR HA

VALOR MAXIMO= 292.6636355
 VALOR MINIMO= 50.49350733
 COEFICIENTE DE CORRELACAO= 0.180087151

QUADRO 30. "Ilustração das estimativas referentes ao método de pontos de Bitterlich, consideradas três repetições para o F.A.B.II".

DAF	AT	N/HA	V/ARV.	V/HA
17.00	0.0227	88.11	0.1320	11.6310
18.50	0.0269	74.40	0.1542	11.4751
6.50	0.0033	602.72	0.0221	13.5200
20.00	0.0314	63.66	0.1557	9.9122
20.20	0.0320	62.41	0.1735	10.6277
20.00	0.0314	63.66	0.1732	11.0265
22.50	0.0398	50.30	0.1986	9.9897
17.50	0.0241	83.15	0.1455	12.0984
15.50	0.0189	105.99	0.1129	11.9666

NUMERO DE ARVORES= 1194
VOLUME POR HA= 102.2450

DAF	AT	N/HA	V/ARV.	V/HA
15.70	0.0194	103.31	0.1178	12.1699
19.70	0.0305	65.62	0.1670	10.9578
15.70	0.0194	103.31	0.1153	11.9118
7.80	0.0042	413.55	0.0366	15.5191
15.50	0.0189	105.99	0.1130	11.9772
23.00	0.0415	48.14	0.2017	9.7004
21.90	0.0377	53.09	0.1892	10.0455
22.50	0.0391	51.21	0.1963	10.0520
6.00	0.0028	707.36	0.0213	15.0667
17.70	0.0245	81.28	0.1464	11.8997
16.60	0.0216	92.41	0.1286	11.8841

NUMERO DE ARVORES= 1830
VOLUME POR HA= 130.9928

DAF	AT	N/HA	V/ARV.	V/HA
15.80	0.0196	102.01	0.1937	19.7586
17.00	0.0227	88.11	0.1325	11.6750
13.50	0.0143	139.72	0.0995	12.6451
18.50	0.0269	74.40	0.2349	17.4775
18.20	0.0279	72.05	0.1549	11.1603
21.20	0.0353	56.66	0.1841	10.4302
16.00	0.0201	99.47	0.1934	19.2379
15.50	0.0189	105.99	0.1774	18.8031
15.10	0.0179	111.68	0.1094	12.2181
18.00	0.0254	78.60	0.2239	17.5974
15.90	0.0199	100.73	0.1191	11.9966
12.50	0.0123	162.97	0.0785	12.7935
21.40	0.0360	55.60	0.1870	10.3981

NUMERO DE ARVORES= 1248
VOLUME POR HA= 186.1921

8.2.2. Análises de variâncias

QUADRO 31. "Ilustração de análise de variancia para as estimativas do volume, consideradas U.A. retangulares com 2,5m de largura".

ANALISE DE VARIANCIA

TRATAMENTOS					
1	2	3	4	5	
185.55	179.62	179.87	187.95	181.83	(BL. 1)
175.20	181.81	176.12	169.68	181.83	(BL. 2)
189.16	186.38	195.95	174.97	181.83	(BL. 3)

$$C = (2727.75) ** 2 / 15 = 4.96E+05$$

$$SQ(\text{BLOCOS}) = 2.48E+06 / 5 - 4.96E+05 = 199.84$$

$$SQ(\text{TRATAMENTOS}) = 1.49E+06 / 3 - 4.96E+05 = 77.55$$

$$SQ(\text{TOTAL}) = 4.97E+05 - 4.96E+05 = 605.06$$

C.V.	GL	SQ	MQ	F
BLOCOS	2	199.84	99.92	2.4
TRATA/OS	4	77.55	19.39	0.5
RESIDUO	8	327.67	40.96	
TOTAL	14	605.06		

VALOR DE F P/95% P/BLOCOS = 4.46

TESTE F NAO SIGNIFICANTE PARA BLOCOS

VALOR DE F P/95% P/TRATAMENTOS = 3.84

TESTE F NAO SIGNIFICANTE PARA TRATAMENTOS

QUADRO 32. "Ilustração de análise de variancia e teste de TUKEY, para as estimativas do coeficiente de variação (CV%), referentes às U.A. retangulares com 2,5m de largura.

ANALISE DE VARIANCA

TRATAMENTOS				
1	2	3	4	
2.84	3.01	3.31	5.61	(BL. 1)
2.80	2.43	3.35	4.91	(BL. 2)
2.27	3.72	3.02	4.96	(BL. 3)

$$C = (42.24) ** 2 / 12 = 148.72$$

$$SQ(\text{BLOCOS}) = 595.70 / 4 - 148.72 = 0.21$$

$$SQ(\text{TRATAMENTOS}) = 480.10 / 3 - 148.72 = 11.32$$

$$SQ(\text{TOTAL}) = 161.44 - 148.72 = 12.72$$

C.V.	GL	SQ	MQ	F
BLOCOS	2	0.21	0.10	0.5
TRATA/OS	3	11.32	3.77	18.9
RESIDUO	6	1.20	0.20	
TOTAL	11	12.72		

VALOR DE F P/95% P/BLOCOS= 5.14

TESTE F NAO SIGNIFICANTE PARA BLOCOS

VALOR DE F P/95% P/TRATAMENTOS= 4.76

VALOR DE F P/99% P/ TRATAMENTO= 9.78

TESTE F ALTAMENTE SIGNIFICANTE PARA TRATAMENTOS

VALOR DE TUKEY P/95%= 4.9

VALOR DE TUKEY P/99%= 7.03

TESTE TUKEY

DIFERENCA(W) PARA 95%= 1.26415407
 MEDIAS POR TRATAMENTO

4	3	2	1
5.16	3.23	3.05	2.64

DIFERENCA(W) PARA 99%= 1.813674105
 MEDIAS POR TRATAMENTO

4	3	2	1
5.16	3.23	3.05	2.64

QUADRO 33. "Ilustração de análise de variancia e teste de TUKEY, para as estimativas do erro padrão ($S_{\bar{x}/ha}$), referentes às U.A. retangulares com 2,5m de largura, e aos F.A.B.s de Bitterlich".

ANALISE DE VARIANCIA

TRATAMENTOS								
1	2	3	4	5	6	7	8	
6.50	6.89	8.51	25.72	4.78	10.52	18.42	15.85	(BL. 1)
5.74	4.55	8.54	17.78	8.06	12.40	18.08	19.29	(BL. 2)
4.09	10.95	7.73	18.71	10.28	9.41	21.20	12.52	(BL. 3)

$$C = (286.52) ** 2 / 24 = 3420.57$$

$$SQ(\text{BLOCOS}) = 27368.92 / 8 - 3420.57 = 0.54$$

$$SQ(\text{TRATAMENTOS}) = 12432.64 / 3 - 3420.57 = 723.64$$

$$SQ(\text{TOTAL}) = 4254.99 - 3420.57 = 834.42$$

C.V.	GL	SQ	MQ	F
BLOCOS	2	0.54	0.27	0.0
TRATA/OS	7	723.64	103.38	13.1
RESIDUO	14	110.23	7.87	
TOTAL	23	834.42		

VALOR DE F P/95% P/BLOCOS= 3.74
 TESTE F NAO SIGNIFICANTE PARA BLOCOS
 VALOR DE F P/95% P/TRATAMENTOS= 2.76
 VALOR DE F P/99% P/ TRATAMENTO= 2.19
 TESTE F ALTAMENTE SIGNIFICANTE PARA TRATAMENTOS

VALOR DE TUKEY P/95%= 4.99
 VALOR DE TUKEY P/99%= 6.26

TESTE TUKEY

DIFERENCA(W) PARA 95%= 8.083950649
 MEDIAS POR TRATAMENTO

4	7	8	6	3	5	2	1
20.74	19.23	15.89	10.78	8.26	7.71	7.46	5.44

DIFERENCA(W) PARA 99%= 10.14138899
 MEDIAS POR TRATAMENTO

4	7	8	6	3	5	2	1
20.74	19.23	15.89	10.78	8.26	7.71	7.46	5.44

8.2.3. Análises de regressão

QUADRO 34. "Ilustração da análise de regressão para estimativa dos coeficientes, referentes à equação representativa da relação, C.V.% em f. (tamanho de U.A.) consideradas U.A. retangulares com 2,5m de largura".

VARIAVEL NO	MEDIA	DESV PAD	CORRELACAO X VS Y	COEF REG.	ERRO PAD COEF REG	T CALC
3	0.45439	0.03653	0.94403	6.51713	1.61026	4.04725
DEPENDENTE						
1	1.06444	0.25216				

INTERCESSAO -1.8968787
 CORRELACAO MULTIPLA 0.944027
 ERRO PADRAO DA ESTIMATIVA 0.101872676

ANALISE DE VARIANCIA DA REGRESSAO

FONTE DE VARIACAO	G.L.	SOMA DOS QUADRADOS	MEDIA DOS QUADRADOS	F
ATR. REGR	1	0.169994	0.169994	16.380153
DEV REGR	2	0.020756	0.010378	
TOTAL	3	0.190750		

QUADRO 35. "Ilustração de análise de regressão para estimativa dos coeficientes referentes à equação, representativa da relação, $S_{\bar{x}}$ em f (tamanho de U.A.) considerada a forma retangular (geral)".

REGRESSAO MULTIPLA 1		EQUACAO 3				
VARIAVEL NO	MEDIA	DESV PAD	CORRELACAO X VS Y	COEF REG	ERRO PAD COEF REG	T CALC
4	2.49822	0.32165	-0.92898	-0.37992	0.29228	-1.29984
2	397.77700	287.78200	-0.92006	-0.00030	0.00033	-0.92931
DEPENDENTE						
3	0.87822	0.22029				

INTERCESSAO 1.948097884
 CORRELACAO MULTIPLA 0.938206567
 ERRO PADRAO DA ESTIMATIVA 0.088029753

ANALISE DE VARIANCIA DA REGRESSAO

FONTE DE VARIACAO	G.L.	SOMA DOS QUADRADOS	MEDIA DOS QUADRADOS	F
ATR. REGR	2	0.341716	0.170858	22.048336
DEV. REGR	6	0.046495	0.007749	
TOTAL	8	0.388211		