

SUBAMOSTRAGEM COM UNIDADES PRIMÁRIAS DE TAMANHOS DESIGUAIS APLICADA EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS DE *Eucalyptus grandis*

Sérgio Aparecido Ignácio¹
Dartagnan Baggio Emerenciano²
Sylvio Péllico Netto³
Carlos Roberto Sanquetta⁴

RESUMO

O objetivo deste estudo foi avaliar a precisão e eficiência de dois processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais, em um povoamento de *Eucalyptus grandis* em regime de alto fuste e plantio com semente, localizado no município de Mogi Guaçu, no Estado de São Paulo, pertencente a International Paper do Brasil Ltda. Trabalhou-se com as informações das medições realizadas pela empresa, envolvendo talhões com idade entre 6 e 8 anos. Os dois processos de subamostragem testados foram: Processo I - unidades primárias selecionadas com probabilidades iguais – estimador tendencioso por índice em relação ao tamanho do talhão e processo II - unidades primárias selecionadas com probabilidades proporcionais ao tamanho do talhão – estimador não tendencioso. Constatou-se que o Processo I foi superior ao Processo II, com uma eficiência relativa de 75,83%, implicando na obtenção de intervalos de confiança mais estreitos para a média e total.

Palavras-chave: inventário florestal; processos de amostragem; erro de amostragem, eficiência relativa

SUB-SAMPLING WITH UNEQUAL SIZE PRIMARY UNITS APPLIED TO INVENTORIES OF *Eucalyptus grandis* FOREST STANDS

ABSTRACT

This study assessed the precision and efficiency of two sub-sampling processes with unequal size primary units in one *Eucalyptus grandis* stand in managed clear-cut regimes, located in Mogi Guaçu municipality, in the State of São Paulo, belonging to International Paper do Brasil Ltda. The study used measurements performed by the company in the *Eucalyptus grandis* stand, involving 6 and 8 year's compartments. The two tested sub-sampling were: Process I - selected primary units with equal probability-biased estimator ratio to size and Process II - selected primary units with probability proportional to size – unbiased estimator. By comparing them regarding their relative efficiency, it was verified that the process of sub-sampling I showed the best result when compared to the process II, with relative efficiency of 75,83%, with smaller confidence intervals for the means and total.

Key-words: Forest inventory; sampling process; sampling error; relative efficiency

¹ Estatístico, MSc., Professor Titular de Probabilidade e Estatística, PUC-PR e Doutor em Eng. Florestal, UFPR; Rua Macapá 1129 – 82629-110, Curitiba, PR; e-mail: sergioai@pr.gov.br.

² Eng. Florestal, MSc., Dr., Professor do Departamento de Ciências Florestais, UFPR; Rua Eduardo Geronasso – 82510-280, Curitiba, PR; e-mail: darta@nc.ufpr.br.

³ Eng. Florestal, MSc., Dr., Professor Senior do Departamento Ciências Florestais, UFPR; Rua Rocha Pombo 791 – 80530-290, Curitiba, PR; e-mail: pellico@rla13.pucpr.br.

⁴ Eng. Florestal, MSc., Dr., Professor do Departamento de Pós-Graduação em Eng. Florestal, UFPR; Rua Mamoré 1161 – 80810-080, Curitiba, PR; e-mail: sanquetta@floresta.ufpr.br.

Recebido para publicação: 11/03/2003

Aceito para publicação: 09/09/2003

INTRODUÇÃO

O processo de amostragem a ser aplicado dentro de cada estrato de uma população florestal constitui um dos importantes componentes do inventário florestal contínuo (Péllico Netto e Brena, 1997). As áreas reflorestadas, em geral, são planejadas administrativamente e são formadas por unidades mínimas (talhões), de tamanhos variáveis, denominadas unidades primárias de amostragem. Essas unidades permitem ao técnico utilizá-las como unidades de planejamento da produção florestal, dentro das quais é efetuado um segundo estágio da amostragem, geralmente denominado de subamostragem, em que são alocadas as parcelas, denominadas unidades secundárias de amostragem. Do ponto de vista estatístico, fica caracterizado nessa estrutura um processo de amostragem em dois estágios com unidades primárias de tamanhos desiguais.

Segundo Péllico Netto (1996), as discussões sobre esse tema não têm sido realizadas por dois motivos básicos: primeiro, porque se efetua uma baixa intensidade de amostragem dentro do povoamento, de tal forma a não incluir os talhões como partes integrantes dos estimadores estatísticos, e, segundo, porque se utiliza apenas uma estrutura aleatória dentro do povoamento, em que as unidades amostrais se distribuem dentro dos talhões, mas sem que o processo se caracterize como dois estágios para a alocação da amostragem e para o cálculo da média e variância da distribuição amostral de médias.

Os conceitos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais foram inicialmente utilizados por Hansen e Hurwitz (1943). Os autores demonstraram que o uso de probabilidades de seleção desiguais dentro de um estrato pode fornecer estimadores mais eficientes para a média e o total populacional do que os estimadores obtidos pelo uso de probabilidades iguais de seleção.

Cochran (1953) comparou os diferentes processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais, com reposição, e desenvolveu as fórmulas matemáticas para unidades primárias selecionadas com probabilidades iguais, unidades primárias selecionadas com probabilidades proporcionais a uma medida de

grandeza estimada, unidades primárias selecionadas com probabilidades proporcionais ao tamanho e unidades primárias selecionadas com probabilidades proporcionais ao tamanho estimado. O autor simulou uma pequena população organizada artificialmente e concluiu que os processos cujas unidades primárias são selecionadas com probabilidade proporcional ao tamanho e com probabilidade proporcional a uma medida de grandeza estimada produzem os menores erros de amostragem, sempre que o valor total da variável a ser estimada, em nível de unidade primária, apresentar forte correlação com o valor total da grandeza da variável auxiliar (real ou estimada), e as grandezas apresentarem relativa variabilidade.

Este trabalho teve como objetivo geral avaliar a precisão e eficiência de dois processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais aplicados em inventários de florestas plantadas de *Eucalyptus grandis*.

Processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais

Apresentam-se a seguir os estimadores para o cálculo do valor médio populacional por unidade secundária \bar{Y} e da variância da distribuição amostral de médias, para os dois processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais.

A derivação das fórmulas foi efetuada considerando-se seleção com reposição para as unidades primárias de amostragem e seleção sem reposição para as unidades secundárias amostradas dentro das unidades primárias selecionadas.

Segundo Cochran (1953), a vantagem de realizar a amostragem com reposição das unidades primárias está na simplicidade da derivação das fórmulas que fornecem as variâncias da distribuição amostral de médias. Em geral, a amostragem com reposição é menos precisa do que a amostragem sem reposição. Entretanto, quando a razão entre o número de unidades primárias selecionadas (n) e o número total de unidades primárias da população (N) é pequeno, a possibilidade de que a mesma unidade apareça mais de uma vez na amostra é reduzida, e a amostragem com reposição é quase equivalente à amostragem

sem reposição. Porém, se a *i*-ésima unidade primária for selecionada mais de uma vez, toda a subamostra é repostada e faz-se um novo sorteio independente de m_i subunidades, também sem reposição, permitindo assim que a nova amostra contribua para melhorar as estimativas da unidade primária selecionada mais de uma vez.

Sukhatme et al. (1984), ao estudar o processo de subamostragem com probabilidade proporcional ao tamanho da unidade primária, argumenta que as fórmulas derivadas para a amostragem sem reposição influem somente na estimativa da variância entre as unidades primárias de amostragem e a diferença entre as duas formas de seleção, com e sem reposição, não é significativa do ponto de vista prático.

Processo I:

Unidades primárias selecionadas com probabilidades iguais - estimador tendencioso por índice em relação ao tamanho

O estimador do valor médio da população \bar{y}_I é dado por:

$$\bar{y}_I = \frac{\sum_{i=1}^n M_i \bar{y}_i}{\sum_{i=1}^n M_i} \quad (1)$$

em que

\bar{y}_I = média estimada da população, para o processo de subamostragem I;

\bar{y}_i = média estimada para a *i*-ésima unidade primária selecionada; e

M_i = número de unidades secundárias potenciais na *i*-ésima unidade primária selecionada.

Esse é um estimador por índice, uma vez que tanto o numerador quanto o denominador variam de amostra para amostra. Esse estimador tem tendência, mas esta se torna desprezível quando *n* é grande.

Segundo (Cochran, 1953), um estimador amostral para a variância da distribuição amostral de médias $S_{\bar{y}_I}^2$ é dado por:

$$S_{\bar{y}_I}^2 = \frac{1}{n} \left[\frac{f_1}{nM^2} \sum_{i=1}^n \frac{M_i^2 (1-f_{2i}) S_{2i}^2}{m_i} + \frac{1-f_1}{M^2} \sum_{i=1}^n \frac{M_i^2 (\bar{y}_i - \bar{y}_I)^2}{n-1} \right] \quad (2)$$

em que

$S_{\bar{y}_I}^2$ = variância da distribuição amostral de médias, obtida com o processo de subamostragem I; e

$f_1 = \frac{n}{N}$ = fração de amostragem de unidades primárias;

$f_{2i} = \frac{m_i}{M_i}$ = fração de amostragem de unidades secundárias, para a *i*-ésima unidade primária selecionada;

n = número de unidades primárias selecionadas;

m_i = número de unidades secundárias amostradas na *i*-ésima unidade primária selecionada;

S_{2i}^2 = variância entre as unidades secundárias amostradas dentro da *i*-ésima unidade primária selecionada, sendo dada por:

$$S_{2i}^2 = \frac{1}{m_i - 1} \sum_{j=1}^{m_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 ;$$

\bar{M} = número médio de unidades secundárias potenciais por unidade primária selecionada na amostra, sendo dado por:

$$\bar{M} = \frac{\sum_{i=1}^n M_i}{n} = \frac{M_0}{n} ;$$

M_0 = número total de unidades secundárias potenciais das unidades primárias selecionadas, dado por:

$$M_0 = \sum_{i=1}^n M_i .$$

Processo II:

Unidades primárias selecionadas com probabilidade proporcional ao tamanho - estimador não tendencioso

Segundo Cochran (1953), se uma amostra de *n* unidades primárias (talhões) é escolhida com probabilidade Z_i (que

representa o quociente entre o tamanho do i-ésimo talhão selecionado e a área total dos talhões selecionados na amostra) e com reposição, a variável Z_i é dada por:

$$Z_i = \frac{M_i}{M_0} \quad (3)$$

em que

Z_i = proporção referente à área do i-ésimo talhão selecionado em relação à área total dos talhões selecionados na amostra;

O estimador do valor médio da população \bar{y} é dado por:

$$\bar{y}_{II} = \frac{1}{nM_0} \sum_{i=1}^n \frac{M_i \bar{y}_i}{Z_i} \quad (4)$$

em que

\bar{y}_{II} = média estimada da população para o processo de subamostragem II;

Quando $Z_i = \frac{M_i}{M_0}$, o estimador dado

pela expressão (4) se reduz à forma:

$$\bar{y}_{II} = \frac{\sum_{i=1}^n \bar{y}_i}{n} \quad (5)$$

A variância da distribuição amostral de médias populacional de \bar{y}_{II} é dada por:

$$\sigma_{\bar{y}_{II}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \frac{M_i}{M_0} \frac{(1-f_2i)\sigma_{2i}^2}{m_i} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \frac{M_i}{M_0} \left(\bar{y}_i - \bar{y} \right)^2 \quad (6)$$

Considerando que, nesse processo, os estimadores dentro das unidades primárias são autoponderados, Cochran (1953) e Sukhatme et al. (1984) demonstraram que um estimador não tendencioso dessa variância é dado por:

$$s_{\bar{y}_{II}}^2 = \frac{1}{n} \left[\frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (\bar{y}_i - \bar{y}_{II})^2 \right] \quad (7)$$

Segundo Cochran (1953), o comportamento relativo do processo de subamostragem II, em que as unidades primárias são selecionadas com probabilidades proporcionais ao tamanho e do processo de subamostragem I, por índice, em que as unidades primárias são selecionadas com probabilidades iguais, depende da relação entre as variâncias de Y_i e M_i . Quando $S_{Y_i}^2$ é proporcional a M_i^β , a estimativa com probabilidades proporcionais ao tamanho é mais precisa que a estimativa por índice, com probabilidades iguais, se β é menor que 1 e menos precisa se β é maior que 1.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho foi utilizado em um plantio de *Eucalyptus grandis*, em regime de alto fuste, oriundo de semente, pertencente a International Paper do Brasil Ltda., localizada no município de Mogi Guaçu, no Estado de São Paulo. Para o inventário do povoamento, estabeleceram-se parcelas permanentes de 400 m² (20 m x 20 m), distribuídas aleatoriamente em cada talhão do povoamento, conforme critérios próprios da empresa.

A tabela 1 apresenta as distribuições de parcelas por talhão e para o povoamento estudado, identificando os respectivos talhões em que foram instaladas três ou mais parcelas, a área em hectares, o número potencial de parcelas de tamanho 20 m x 20 m (M_i), o número de parcelas amostradas aleatoriamente em cada talhão (m_i) e as intensidades amostrais $\left(\frac{m_i}{M_i} \right)$.

Tabela 1: Área, número potencial de parcelas (M_i), número de parcelas lançadas aleatoriamente (m_i) e fração de amostragem (m_i/M_i), segundo os talhões pertencentes ao povoamento de Mogi Guaçu - plantio com semente

Table 1: Area, plot potential number (M_i), number of plots randomly chosen (m_i) and sampling fraction (m_i/M_i), according to the Mogi Guaçu stands – seed planting

N.º de Ordem	N.º do Talhão	Área(ha)	M_i	m_i	m_i/M_i
1	1	50	1250	5	0,0040
2	2	50	1250	5	0,0040
3	3	38	950	5	0,0053
4	4	51	1275	5	0,0039
5	5	50	1250	5	0,0040
6	6	48	1200	5	0,0042
7	7	29	725	4	0,0055
8	8	23	575	4	0,0070
9	9	25	625	4	0,0064
10	10	29	725	4	0,0055
11	11	28	700	8	0,0114
12	12	25	625	4	0,0064
13	13	25	625	4	0,0064
14	14	28	700	7	0,0100
15	15	15	375	4	0,0107
16	17	29	725	4	0,0055
17	18	11	275	3	0,0109
18	19	20	500	4	0,0080
19	20	10	250	3	0,0120
20	21	15	375	4	0,0107
21	22	22	550	4	0,0073
22	23	16	400	4	0,0100
23	24	17	425	3	0,0071
24	25	17	425	4	0,0094
25	26	9	225	3	0,0133
26	28	11	275	3	0,0109
27	40	17	425	3	0,0071
28	52	24	600	4	0,0067
29	53	51	1275	6	0,0047
30	56	20	500	4	0,0080
31	57	18	450	3	0,0067
32	62	46	1150	5	0,0043
33	63	15	375	3	0,0080
34	64	33	825	5	0,0061
35	65	15	375	3	0,0080
36	70	24	600	4	0,0067
37	73	19	475	4	0,0084
38	74	13	325	3	0,0092
39	75	32	800	4	0,0050
40	77	26	650	4	0,0062
41	79	20	500	3	0,0060
42	80	29	725	4	0,0055
43	85	13	325	4	0,0123
44	86	14	350	4	0,0114
TOTAL	-	1120	28000	182	0,0065

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

Talhões com menos de três parcelas amostradas não foram considerados neste

estudo, pois, para uma parcela, torna-se impossível estimar a variância, e para duas

parcelas o número de graus de liberdade é um, tornando as estimativas pouco confiáveis. Segundo informações da empresa, a exclusão destes talhões representa menos de 5% da área total e do volume de madeira dos povoamentos.

Observa-se na tabela 1 que a intensidade média de amostragem para o povoamento $\left(\frac{m_i}{M_i}\right)$, foi de 0,0065, ou 0,65%, representando, em média, uma parcela de 0,04 hectare (400 m²) amostrada para aproximadamente 6 hectares do povoamento. Segundo informações da International Paper do Brasil Ltda., considerando amostragem aleatória simples, essa intensidade amostral garante um erro de amostragem para o povoamento de no máximo $\pm 10\%$, para um nível de confiança $(1 - \alpha)$ de 95%. Observa-se, portanto, que o número de parcelas amostradas por talhão é proporcional à sua área, independentemente da variabilidade de cada talhão, critério normalmente utilizado para o dimensionamento de uma amostra.

A empresa forneceu os dados do inventário realizado no povoamento envolvendo a medição dos talhões com idade entre 6 e 8 anos, contendo as seguintes variáveis: região, número do talhão, área do talhão (hectare), número da parcela, material genético (semente ou clone), média aritmética dos diâmetros da parcela a 1,30 metros de altura, com casca $(\overline{DAP}_{c/c})$, para árvores com $DAP_{c/c}$ maior ou igual a 2 cm, idade (anos), área basal da parcela, G (m²/ha), número de árvores da parcela, extrapolado para o hectare, altura dominante média da parcela, \overline{H}_{dom} (metros) e volume de árvores da parcela, V (m³/ha).

A população é subdividida em talhões, ou subáreas, considerados como as menores unidades administrativas. Esses talhões variam em tamanho e forma, de acordo com as condições topográficas e com as necessidades administrativas da empresa. A distribuição espacial das árvores nos povoamentos é uniforme, com espaçamentos variáveis de 2 x 3 m, 2,5 x 3 m e 3 x 3 m.

Em cada parcela foram medidos todos os diâmetros das árvores com $DAP_{c/c}$ maior ou igual a 2 cm.

Com o emprego de um hipsômetro de Blume-Leiss foram medidas as alturas totais das árvores mais altas da parcela, visando definir a média das alturas dominantes (\overline{H}_{dom}), empregada como variável independente na equação para estimar o índice de sítio (IS). Considerou-se árvore dominante aquela pertencente ao conjunto das cem árvores de maior diâmetro dentro de um hectare. Selecionaram-se, para parcelas de 400 m², as quatro árvores de maior diâmetro como as dominantes.

Para o cálculo das estimativas da área basal e do volume por hectare, para as idades futuras, foram adotadas equações específicas, próprias da empresa. Com a totalização da área basal e do volume por parcela, por meio da soma das áreas transversais e dos volumes por árvore individual, estes foram convertidos para área basal e volume, por hectare. Da mesma forma, para cada parcela, foram obtidas as estimativas do número de árvores por hectare.

As equações utilizadas nos inventários florestais da empresa são as apresentadas a seguir:

a) Índice de sítio

$$IS = \overline{H}_{dom} + \beta_0 (\ln(7) - \ln(X))$$

$$R^2 = 0,45 \quad (8)$$

em que

IS = índice de Sítio = altura dominante projetada para 7 anos (metros);

\overline{H}_{dom} = média das alturas dominantes da parcela (metros); e

X = idade do inventário (anos).

b) Volume de árvores projetado para idades futuras (m³/ha)

$$V_f = e^{\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{IS}\right) + \beta_2 \left(\frac{1}{W}\right) + \beta_3 \left(\frac{X}{W}\right) \ln(G) + \beta_4 \left(1 - \frac{X}{W}\right) + \beta_5 IS \left(1 - \frac{X}{W}\right)}$$

$$R^2 = 0,88 \quad (9)$$

em que

V_f = volume de árvores da parcela, projetado para idades futuras (m³/ha);

IS = índice de Sítio (em metros), proveniente da equação (8);

W = idade futura (opcional para idade do inventário, idade atual, idade 7 ou idade de corte (anos));

X = idade do inventário (anos);

G = área basal de árvores da parcela na idade do inventário (m^2/ha). Equivale à soma das áreas transversais dos fustes das árvores da parcela, extrapolada para o hectare;

β_0 = constante da equação; e

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$ = coeficientes da equação.

c) Área basal de árvores projetada para idades futuras (m^2/ha)

$$G_f = e^{\left(\frac{X}{W}\right) \ln(G) + \alpha_1 \left(1 - \frac{X}{W}\right) + \alpha_2 IS \left(1 - \frac{X}{W}\right)} \quad (10)$$

em que

G_f = área basal de árvores da parcela, projetada para idades futuras (m^2/ha);

G = área basal de árvores da parcela na idade do inventário (m^2/ha). Equivale à soma das áreas transversais dos fustes das árvores da parcela, extrapolada para o hectare;

X = idade do inventário (anos);

IS = índice de Sítio (em metros), proveniente da equação (8);

W = idade futura (opcional para idade do inventário, idade atual, idade 7 ou idade de corte (anos));

α_1, α_2 = coeficientes da equação, sendo dados por:

$$\alpha_1 = \frac{\beta_4}{\beta_3}; \text{ e}$$

$$\alpha_2 = \frac{\beta_5}{\beta_3}.$$

Aplicação da subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais

Para o povoamento estudado, foi simulada uma subamostragem, com seleção aleatória das unidades primárias, sem reposição. A extração foi feita sem reposição, dado que não seria possível obter uma nova subamostra de unidades secundárias do mesmo talhão e que a repetição da mesma subamostra em nada contribuiria para melhorar as estimativas em nível do talhão e povoamento. Consideram-se como unidade primária o talhão e como unidade secundária à parcela quadrada de 400 m². A tabela 2 apresenta a área, o número de parcelas lançadas aleatoriamente

(m_i) e as frações de subamostragem $\left(\frac{m_i}{M_i}\right)$

para os talhões selecionados do povoamento, bem como o total de parcelas lançadas aleatoriamente e a intensidade amostral.

Tabela 2: Área, número potencial de parcelas (M_i), número de parcelas lançadas aleatoriamente (m_i) e fração de amostragem (m_i/M_i), segundo os talhões selecionados pertencentes ao povoamento de Mogi Guaçu - plantio com semente

Table 2: Area, plot potential number (M_i), number of plots randomly chosen (m_i) and sub-sampling fraction (m_i/M_i), according to the selected Mogi Guaçu stand – seed planting

N.º de Ordem	N.º do Talhão	Área (ha)	M_i	m_i	m_i/M_i
1	1	50	1250	5	0,0040
2	2	50	1250	5	0,0040
3	3	38	950	-	-
4	4	51	1275	-	-
5	5	50	1250	5	0,0040
6	6	48	1200	5	0,0042
7	7	29	725	-	-
8	8	23	575	4	0,0070
9	9	25	625	4	0,0064
10	10	29	725	-	-
11	11	28	700	-	-
12	12	25	625	4	0,0064
13	13	25	625	-	-
14	14	28	700	7	0,0100
15	15	15	375	-	-
16	17	29	725	4	0,0055
17	18	11	275	-	-
18	19	20	500	4	0,0080
19	20	10	250	3	0,0120
20	21	15	375	-	-
21	22	22	550	-	-
22	23	16	400	4	0,0100
23	24	17	425	3	0,0071
24	25	17	425	-	-
25	26	9	225	-	-
26	28	11	275	-	-
27	40	17	425	3	0,0071
28	52	24	600	4	0,0067
29	53	51	1275	-	-
30	56	20	500	4	0,0080
31	57	18	450	-	-
32	62	46	1150	-	-
33	63	15	375	3	0,0080
34	64	33	825	-	-
35	65	15	375	-	-
36	70	24	600	-	-
37	73	19	475	4	0,0084
38	74	13	325	3	0,0092
39	75	32	800	-	-
40	77	26	650	-	-
41	79	20	500	-	-
42	80	29	725	4	0,0055
43	85	13	325	4	0,0123
44	86	14	350	4	0,0114
TOTAL	-	1120	28000	90	0,0032

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

De acordo com a tabela 2, a intensidade de amostragem para unidades primárias (talhões) foi de 0,5 (50%), conforme

sugerem Hansen et al. (1956) quando não se dispõe de informações para a determinação do número ótimo de unidades primárias. Para as

unidades secundárias (parcelas), dentro das unidades primárias selecionadas, tomou-se o número de parcelas efetivamente amostradas pela empresa. Dessa forma, a intensidade média de amostragem por talhão selecionado foi de 0,0032 ou 0,32%, o que equivale, em média, a uma parcela de 0,04 hectare (400 m²) amostrada para aproximadamente 12 hectares do povoamento.

Estimadores para a subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais

Considerando uma amostragem em dois estágios, em uma população formada de i 's unidades primárias (talhões), contendo números variáveis de j 's unidades secundárias (parcelas quadradas) dentro das unidades primárias selecionadas, com $i=1, 2, \dots, N$ e $j=1, 2, \dots, M_i$, e sendo n o número de unidades primárias selecionadas com reposição e m_i o número de unidades secundárias amostradas na i -ésima unidade primária selecionada, são apresentados os estimadores para o i -ésimo talhão selecionado e para o povoamento.

Estimadores para o Talhão Selecionado

As fórmulas a seguir foram empregadas no cálculo das estimativas para o talhão selecionado:

- a) Volume médio estimado de árvores (\bar{v}_i), em m³/ha, para o i -ésimo talhão selecionado

$$\bar{v}_i = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} v_j}{m_i} \quad (11)$$

em que

v_j = volume de árvores, em m³/ha, obtido na i -ésima parcela amostrada; e

m_i = número de parcelas amostradas no i -ésimo talhão selecionado.

- b) Volume total estimado de árvores (vt_i), em m³, para o i -ésimo talhão selecionado

$$vt_i = \bar{v}_i \cdot A_i \quad (12)$$

em que

A_i = área em hectare do i -ésimo talhão selecionado.

- c) Variância do volume médio estimado de árvores por hectare ($S_{\bar{v}_i}^2$), para o i -ésimo talhão selecionado

$$S_{\bar{v}_i}^2 = \frac{S_i^2}{m_i} \quad (13)$$

em que

S_i^2 = variância entre as parcelas amostradas dentro do i -ésimo talhão selecionado, sendo dada por:

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} (v_j - \bar{v}_i)^2}{m_i - 1} = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} v_j^2 - m_i \cdot \bar{v}_i^2}{m_i - 1}$$

- d) Erro padrão do volume médio estimado de árvores, ($S_{\bar{v}_i}$), em m³/ha, para o i -ésimo talhão selecionado

$$S_{\bar{v}_i} = \sqrt{S_{\bar{v}_i}^2} \quad (14)$$

- e) Erro de amostragem absoluto (E_a), em m³/ha, para o i -ésimo talhão selecionado

$$E_a = \pm t_{(m_i - 1); \frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\bar{v}_i} \quad (15)$$

em que

t = valor tabelado da estatística t de *Student*;

α = nível de significância; e

$m_i - 1$ = número de graus de liberdade da amostra de unidades secundárias (parcelas) amostradas no i -ésimo talhão selecionado.

- f) Erro de amostragem relativo ($E_{\%}$), para o i -ésimo talhão selecionado

$$E_{0\%} = \left(\pm \frac{t_{(m_i - 1); \frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\bar{v}_i}}{\bar{v}_i} \right) 100 \quad (16)$$

g) Intervalo de confiança para o volume médio verdadeiro de árvores (\bar{V}_i), em m³/ha, para o i-ésimo talhão selecionado

$$P\left\{ \bar{v}_i - t \cdot S_{\bar{v}_i} \leq \bar{V}_i \leq \bar{v}_i + t \cdot S_{\bar{v}_i} \right\} = (1 - \alpha) \quad (17)$$

h) Intervalo de confiança para o volume total verdadeiro de árvores (VT_i), em m³, para o i-ésimo talhão selecionado

$$P\left\{ vt_i - A \cdot t \cdot S_{\bar{v}_i} \leq VT_i \leq vt_i + A \cdot t \cdot S_{\bar{v}_i} \right\} = (1 - \alpha) \quad (18)$$

Estimadores para o povoamento

As fórmulas a seguir foram empregadas no cálculo das estimativas para o povoamento, considerando os dois processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais estudados nesta pesquisa.

Processo I:

Unidades primárias selecionadas com probabilidades iguais - estimador tendencioso por índice em relação ao tamanho

a) Volume médio estimado de árvores (\bar{v}_I), em m³/ha

$$\bar{v}_I = \frac{\sum_{i=1}^n M_i \bar{v}_i}{\sum_{i=1}^n M_i} \quad (19)$$

em que

\bar{v}_I = volume médio estimado de árvores, em m³/ha, para o povoamento, obtido com o processo I;

\bar{v}_i = volume médio estimado de árvores, em m³/ha, para o i-ésimo talhão selecionado;

M_i = número de parcelas potenciais no i-ésimo talhão selecionado;

b) Volume total estimado (vt_I), em m³

$$vt_I = \bar{v}_I \cdot A \quad (20)$$

em que

A = área do povoamento em hectare.

c) Variância do volume médio estimado de árvores por hectare ($S_{\bar{v}_i}^2$)

$$S_{\bar{v}_i}^2 = \frac{\left[\frac{f_1}{nM^2} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n M_i^2 (1 - f_{2i}) S_{2i}^2}{m_i} \right] + \left[\frac{1 - f_1}{M^2} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n M_i^2 (\bar{v}_i - \bar{v}_I)^2}{n - 1} \right]}{n} \quad (21)$$

em que

$S_{\bar{v}_i}^2$ = variância do volume médio, obtida com o processo I,

\bar{v}_I = volume médio estimado de árvores, em m³/ha, para o povoamento, obtido com o processo I;

\bar{v}_i = volume médio estimado de árvores, em m³/ha, para o i-ésimo talhão selecionado;

n = número de talhões selecionados;

N = número de talhões do povoamento;

m_i = número de parcelas amostradas no i-ésimo talhão selecionado;

M_i = número de parcelas potenciais no i-ésimo talhão selecionado;

$M_0 = \sum_{i=1}^n M_i$ = número total de parcelas potenciais dos talhões selecionados;

$f_1 = \frac{n}{N}$ = fração de amostragem de unidades primárias (talhões);

$f_{2i} = \frac{m_i}{M_i}$ = fração de amostragem de unidades secundárias (parcelas) do i-ésimo talhão selecionado;

\bar{M} = número médio de parcelas potenciais por talhão selecionado, sendo dado por:

sendo dado por:

$$\bar{M} = \frac{\sum_{i=1}^n M_i}{n} = \frac{M_0}{n}$$

$S_{2i}^2 =$ = variância entre as parcelas amostradas dentro do i -ésimo talhão selecionado, sendo dada por:

$$s_{2i}^2 = \frac{1}{m_i - 1} \sum_{j=1}^{m_i} (v_{ij} - \bar{v}_i)^2$$

em que

v_{ij} = volume de árvores da j -ésima parcela, no i -ésimo talhão selecionado.

- d) Erro padrão do volume médio estimado de árvores ($S_{\bar{v}_i}$), em m^3/ha

$$S_{\bar{v}_i} = \sqrt{S_{v_i}^2} \quad (22)$$

- e) Erro de amostragem absoluto (E_a), em m^3/ha

$$E_a = \pm t_{(n-1); \frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\bar{v}_i} \quad (23)$$

em que

t = valor tabelado da estatística t de *Student*;

α = nível de significância; e

$n-1$ = número de graus de liberdade da amostra de unidades primárias (talhões).

- f) Erro de amostragem relativo ($E_{\%}$)

$$E_{\%} = \left(\pm \frac{t_{(n-1); \frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\bar{v}_i}}{\bar{v}_I} \right) 100 \quad (24)$$

- g) Intervalo de confiança para o volume médio verdadeiro de árvores (\bar{V}_I), em m^3/ha

$$P\left\{ \bar{v}_I - t \cdot S_{\bar{v}_i} \leq \bar{V}_I \leq \bar{v}_I + t \cdot S_{\bar{v}_i} \right\} = (1-\alpha) \quad (25)$$

- h) Intervalo de confiança para o volume total verdadeiro de árvores (VT_I), em m^3

$$P\left\{ vt_I - A \cdot t \cdot S_{\bar{v}_i} \leq VT_I \leq vt_I + A \cdot t \cdot S_{\bar{v}_i} \right\} = (1-\alpha) \quad (26)$$

Processo II:

Unidades primárias selecionadas com probabilidade proporcional ao tamanho do talhão - estimador não tendencioso

- a) Volume médio estimado de árvores (\bar{v}_{II}), em m^3/ha

$$\bar{v}_{II} = \frac{\sum_{i=1}^n \bar{v}_i}{n} \quad (27)$$

em que

\bar{v}_{II} = volume médio estimado de árvores, em m^3/ha , para o povoamento, obtido com o processo II;

n = número de talhões selecionados; e

\bar{v}_i = volume médio estimado de árvores, em m^3/ha , para o i -ésimo talhão selecionado.

- b) Volume total estimado vt_{II} , em m^3

$$vt_{II} = \bar{v}_{II} \cdot A \quad (28)$$

em que

A = a área do povoamento em hectare.

- c) Variância do volume médio estimado de árvores por hectare ($S_{\bar{v}_{II}}^2$)

$$S_{\bar{v}_{II}}^2 = \frac{1}{(n-1)} \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{v}_i - \bar{v}_{II})^2}{n} \quad (29)$$

em que

$S_{\bar{v}_{II}}^2$ = variância do volume médio, obtida com o processo II,

\bar{v}_{II} = volume médio estimado de árvores, em m^3/ha , para o povoamento, obtido com o processo II;

\bar{v}_i = volume médio estimado de árvores, em m^3/ha , para o i -ésimo talhão selecionado; e

n = número de talhões selecionados.

- d) Erro padrão do volume médio estimado de árvores ($S_{\bar{v}_{II}}$), em m^3/ha

$$S_{\bar{v}_{II}} = \sqrt{S_{\bar{v}_{II}}^2} \quad (30)$$

- e) Erro de amostragem absoluto (E_a), em m^3/ha

$$E_a = \pm t_{(n-1); \frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\bar{v}_{II}} \quad (31)$$

em que

t = valor tabelado da estatística t de *Student*;

α = nível de significância; e

$n - 1$ = número de graus de liberdade da amostra de unidades primárias (talhões).

- f) Erro de amostragem relativo ($E_{\%}$)

$$E_{\%} = \left(\pm \frac{t_{(n-1); \frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\bar{v}_{II}}}{\bar{v}_{II}} \right) 100 \quad (32)$$

- g) Intervalo de confiança para o volume médio verdadeiro de árvores (\bar{V}_{II}), em m^3/ha

$$P \left\{ \bar{v}_{II} - t \cdot S_{\bar{v}_{II}} \leq \bar{V}_{II} \leq \bar{v}_{II} + t \cdot S_{\bar{v}_{II}} \right\} = (1 - \alpha) \quad (33)$$

- h) Intervalo de confiança para o volume total verdadeiro de árvores (VT_{II}), em m^3

$$P \left\{ vt_{II} - A \cdot t \cdot S_{\bar{v}_{II}} \leq VT_{II} \leq vt_{II} + A \cdot t \cdot S_{\bar{v}_{II}} \right\} = (1 - \alpha) \quad (34)$$

CÁLCULO DA ESTRUTURA DE PESO Z_i

Para a definição do peso da unidade primária (talhão), em que o sorteio é feito com probabilidade proporcional à área do i -ésimo

talhão, a variável Z_i foi obtida a partir do quociente entre o tamanho do i -ésimo talhão selecionado e a área total dos talhões selecionados na amostra, ou seja:

$$Z_i = \frac{M_i}{M_0} = \frac{A_i}{A} \quad (35)$$

em que

Z_i = proporção referente ao tamanho do i -ésimo talhão selecionado em relação ao valor total do tamanho dos talhões selecionados na amostra;

M_i = número de parcelas potenciais no i -ésimo talhão selecionado;

$M_0 = \sum_{i=1}^n M_i$ = número total de parcelas

potenciais dos talhões selecionados;

A_i = área do i -ésimo talhão selecionado; e

$A = \sum_{i=1}^n A_i$ = área total dos talhões selecionados.

A operacionalização do sorteio das unidades primárias com probabilidade proporcional ao tamanho conhecido do i -ésimo talhão, é feita organizando-se uma listagem das unidades primárias com seus respectivos tamanhos expressos por M_i ou A_i .

Tomando-se o somatório cumulativo do tamanho do talhão expresso por M_i ou A_i , são construídos os intervalos para cada unidade primária, cuja gama de variação permitirá, por meio de um sorteio aleatório, receber uma alocação distributiva segundo o critério com probabilidade proporcional ao tamanho do talhão. Para o sorteio das unidades primárias, pode-se usar uma tabela ou um programa gerador de números aleatórios, em que as combinações de dígitos seriam utilizadas dentro do intervalo total da gama de variação para sortear a i -ésima unidade primária cujo número aleatório sorteado caísse dentro do intervalo de variação do somatório acumulado do tamanho do talhão expresso por M_i ou A_i .

Para selecionar uma segunda unidade primária, repete-se o processo com um novo número aleatório entre 1 e o somatório total do tamanho dos talhões, sem impedir o sorteio da unidade primária já selecionada. As

unidades primárias são selecionadas com probabilidade proporcional ao tamanho do talhão e com reposição. Se a *i*-ésima unidade primária for selecionada mais de uma vez, toda a subamostra é reposta e faz-se um novo sorteio independente de m_i subunidades, sem reposição.

Comparação dos processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais

Os critérios utilizados para a comparação entre as estimativas obtidas pelos dois processos de subamostragem, que empregam parcelas de área fixa com diferentes probabilidades de seleção das unidades primárias (talhões), foram: a) Eficiência Relativa (ER), conforme proposto por Yamane (1967), que utiliza a razão entre as variâncias dos volumes médios obtidos pelos dois processos de amostragem; b) eficiência relativa (ER), conforme proposto por Husch et al. (1982), que utiliza a razão entre os erros de amostragem relativos e respectivos tempos médios de medição para cada processo utilizado e c) análise de regressão, visando verificar o grau de relacionamento entre a variância do volume total do *i*-ésimo talhão selecionado ($S_{V_i}^2$) e o seu tamanho (M_i).

Segundo Cochran (1953), a variância do volume total ($S_{V_i}^2$) do *i*-ésimo talhão selecionado é função do tamanho (M_i) do respectivo talhão. Expressando essa relação em termos de função, tem-se:

$$S_{V_i}^2 = f(M_i) \quad (36)$$

em que

$S_{V_i}^2$ = variância do volume total de árvores do *i*-ésimo talhão selecionado;

f = relação funcional; e

M_i = número de unidades secundárias potenciais (parcelas) no *i*-ésimo talhão selecionado.

Segundo Cochran (1953), em alguns tipos de levantamentos como, por exemplo, a amostragem de tipos de solo, a colheita de safra de cereais ou levantamentos agrários, que utilizem áreas como unidades

amostrais, o tamanho da unidade primária pode-se apresentar com uma variação quase contínua, de forma que é de se esperar que $S_{V_i}^2$ aumente à medida que cresça o tamanho da unidade primária.

Segundo o autor, em vários levantamentos agrários, $S_{V_i}^2$ se apresenta correlacionada com M_i pela fórmula empírica:

$$S_{V_i}^2 = \beta_0 M_i^{\beta_1} \quad (37)$$

em que

β_0 = coeficiente linear; e

β_1 = coeficiente angular.

Segundo a fórmula (37), expressa pelo modelo geométrico, $S_{V_i}^2$ cresce à medida que M_i aumenta. É de se esperar uma curva da forma apresentada acima, quando há forças que exercem influência semelhante sobre elementos muito aproximados. As condições climáticas, os diferentes tipos de solo e a topografia tendem a produzir aspectos agrários semelhantes e aproximados à medida que M_i diminuiu.

No presente trabalho, a forma funcional adotada para a estimativa da função (37) foi a linear no logaritmo decimal da variável dependente e independente, uma vez que este tipo de função apresenta a vantagem de se tornar linear quando sujeita à transformação logarítmica.

Com relação aos coeficientes, estabeleceu-se que:

- a) $\beta_0 = 0$, considerando que, para $M_i = 0$, a variância do volume de árvores $S_{V_i}^2 = 0$, uma vez que não existe talhão;
- b) $\beta_1 > 0$, considerando que as variações no tamanho do *i*-ésimo talhão selecionado (M_i) induzam a variações, no mesmo sentido, na variância do volume total de árvores $S_{V_i}^2$.

As hipóteses referentes aos coeficientes parciais de regressão das equações ajustadas, para os cinco povoamentos nas duas

medições, foram testadas por meio do teste t de student, enquanto o grau de ajustamento da regressão foi indicado pelo coeficiente de determinação R^2 e pelo coeficiente de determinação ajustado \bar{R}^2 .

Utilizou-se, ainda, o teste F de Snedecor para testar a hipótese segundo a qual a variável independente "tamanho do i -ésimo talhão selecionado (M_i)" é estatisticamente relevante para explicar as variações na variância do volume total de árvores ($S_{V_i}^2$) (Kmenta, 1978).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Comparação dos processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais

Eficiência relativa

Tabela 3: Comparação da precisão entre os processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais para a estimativa do volume médio de árvores por hectare, para o povoamento de Mogi Guaçu, em regime de alto fuste – plantio com semente

Table 3: Comparison of precision between sub-sampling processes of unequal size primary units to estimate the tree average volume per hectare in the Mogi Guaçu stand, in clear-cut regimes – seed planting

Processo	Probabilidade na Seleção das Unidades Primárias (Talhões)	Situação Quanto à Tendência	\bar{v}	$\frac{s_v^2}{v}$	$\frac{S_v}{v}$	$E_{\alpha}(0,05)$
I	Igual	Com tendência	286,23131	71,71182	8,46828	6,15
II	Proporcional à Área do Talhão	Sem tendência	294,57963	131,78748	11,47987	8,11

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

NOTAS:

- 1 Número de unidades primárias (talhões) no povoamento: $N = 44$.
- 2 Número de unidades primárias (talhões) selecionadas: $n = 22$.
- 3 Número de unidades secundárias (parcelas de 20 x 20) potenciais nas unidades primárias no povoamento: $M_0 = 28000$.
- 4 Número de unidades secundárias lançadas aleatoriamente nas unidades primárias selecionadas $m_0 = 90$.
- 5 Intensidade amostral média para o povoamento $\left(\frac{m_0}{M_0}\right) \times 100 = 0,32\%$.
- 6 Valor da estatística "t" para 95% de confiança e $(n - 1 = 21)$ graus de liberdade = 2,08.

Tabela 4: Estimativas para o processo de subamostragem I, com probabilidades iguais, da variável volume de árvores para o povoamento de Mogi Guaçu - (plantio com semente) - idade entre 6 e 8 anos
 Table 4: Sub-sampling process I estimation, with equal probability of tree volume variable in the Mogi Guaçu stand – seed planting – age between 6 and 8 years

Talhão Sorteado	Parcela 400 m ² (M _i)	Área (ha)	Parcela 400 m ² (m _i)	Volume Parcela 400 m ² (v _i)	\bar{v}_i	M _i \bar{v}_i	S _{2i} ²	(M _i ² ((1-f _{2i} ²))/m _i)	M _i ² ($\bar{v}_i - \bar{\bar{v}}_I$) ²
1	1250	50	5	47,52	9,50	11880,00000	0,63914	198932,97863	5912520,83564
2	1250	50	5	62,35	12,47	15587,50000	0,75099	233747,78512	1628003,57213
5	1250	50	5	57,74	11,55	14435,00000	2,16413	673585,15125	15235,56538
6	1200	48	5	46,51	9,30	11162,40000	1,13903	326673,80400	6639407,96062
8	575	23	4	37,37	9,34	5371,93750	0,26047	21379,39128	1467450,18051
9	625	25	4	33,20	8,30	5187,50000	1,99127	193215,12609	3874141,05351
12	625	25	4	37,95	9,49	5929,68750	2,81068	272723,40563	1503312,09711
14	700	28	7	71,81	10,26	7181,00000	6,77280	469354,90140	694685,30617
17	725	29	4	43,86	10,97	7949,62500	1,60094	209213,62446	123260,10790
19	500	20	4	40,90	10,23	5112,50000	0,11315	7015,52940	374699,49722
20	250	10	3	29,48	9,83	2456,66666	4,56843	94033,64100	164549,36436
23	400	16	4	44,36	11,09	4436,00000	3,22147	127570,17240	20650,15610
24	425	17	3	47,53	15,84	6733,41667	2,53966	151829,34033	3487495,34621
40	425	17	3	40,71	13,57	5767,25000	0,77253	46184,45437	812372,38321
52	600	24	4	60,54	15,14	9081,00000	9,90736	885717,62640	4890500,34410
56	500	20	4	53,08	13,27	6635,00000	2,23441	138533,23400	828778,94992
63	375	15	3	38,50	12,83	4812,50000	1,43123	66552,38100	269391,86034
73	475	19	4	58,52	14,63	6949,25000	5,14722	287890,61641	2282680,78933
74	325	13	3	42,23	14,08	4574,91667	0,24742	8630,71573	729160,74952
80	725	29	4	50,68	12,67	9185,75000	5,34900	699013,61421	783297,23680
85	325	13	4	44,70	11,18	3631,87500	2,07525	54125,00974	7944,61460
86	350	14	4	54,83	13,71	4797,62500	3,62020	109601,52472	624710,15717
TOTAL	13875	555	90	1044,37	259,23	158858,40000	-	5275524,02758	37134248,12780

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

NOTA: N = 44; n = 22

	PARCELA	HECTARE
Média global viesada $\bar{\bar{v}}_I$ =	11,44925	286,23135
Varição dentro =	0,01370	8,56347
Varição entre =	0,10104	63,14836
Variância da média =	0,11474	71,71182
Erro padrão da média =	0,33873	8,46828
Valor da estatística "t" =	2,08	2,08
Erro de amostragem (0,05) =	0,70456	17,61403
Erro relativo (%) =	6,15	6,15

Tabela 5: Estimativas para o processo de subamostragem II, com probabilidade proporcional à área do talhão, da variável volume de árvores para o povoamento de Mogi Guaçu - plantio com semente - idade entre 6 e 8 anos

Table 5: Sub-sampling II process estimation, with probability proportional to stand area, tree volume variable in the Mogi Guaçu stand – seed planting – age between 6 and 8 years

Talhão Sorteado	Parcela 400 m ² (M_i)	Área (ha)	$Z_i = M_i / N$	Parcela 400 m ² (m_i)	Volume Parcela 400 m ² (v_i)	\bar{v}_i	$(\bar{v}_i - \bar{\bar{v}}_{II})^2$	S_{2i}^2
1	1250	50	0,09009	5	47,52	9,50	5,19469	0,63914
2	1250	50	0,09009	5	62,35	12,47	0,47172	0,75099
5	1250	50	0,09009	5	57,74	11,55	0,05531	2,16413
6	1200	48	0,08649	5	46,51	9,30	6,15628	1,13903
8	575	23	0,04144	4	37,37	9,34	5,95694	0,26047
9	625	25	0,04504	4	33,20	8,30	12,13258	1,99127
12	625	25	0,04504	4	37,95	9,49	5,27017	2,81068
14	700	28	0,05045	7	71,81	10,26	2,32444	6,77280
17	725	29	0,05225	4	43,86	10,97	0,66943	1,60095
19	500	20	0,03604	4	40,90	10,23	2,42794	0,11315
20	250	10	0,01802	3	29,48	9,83	3,82796	4,56844
23	400	16	0,02883	4	44,36	11,09	0,48051	3,22147
24	425	17	0,03063	3	47,53	15,84	16,48480	2,53966
40	425	17	0,03063	3	40,71	13,57	3,19271	0,77253
52	600	24	0,04324	4	60,54	15,14	11,23466	9,90736
56	500	20	0,03604	4	53,08	13,27	2,21062	2,23441
63	375	15	0,02703	3	38,50	12,83	1,10281	1,43123
73	475	19	0,03423	4	58,52	14,63	8,10440	5,14722
74	325	13	0,02342	3	42,23	14,08	5,26006	0,24742
80	725	29	0,05225	4	50,68	12,67	0,78644	5,34899
85	325	13	0,02342	4	44,70	11,18	0,36989	2,07525
86	350	14	0,02522	4	54,83	13,71	3,70299	3,62020
TOTAL	13875	555	1,00000	90	1044,37	259,23	97,41730	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

NOTA: N = 44; n = 22

	PARCELA	HECTARE
Média global não viesada $\bar{\bar{v}}_{II} =$	11,78319	294,57963
Variância da média =	0,21086	131,78748
Erro padrão da média =	0,45919	11,47987
Valor da estatística "t" =	2,08	2,08
Erro de amostragem (0,05) =	0,95513	23,87814
Erro relativo (%) =	8,11	8,11

Comparando a estimativa do volume de árvores por hectare obtidas pelo processo I com a estimativa obtida pelo processo II, chegou-se a resultados próximos para os volumes médios, com uma variação de 2,92%, obtendo-se estimativas de 286,23 m³/ha pelo processo I e de 294,58 m³/ha pelo processo II. Com relação à precisão relativa, constata-se que ocorre maior heterogeneidade, medida pelo erro de amostragem relativo, no processo II. A eficiência relativa do processo I em relação ao processo II é de 75,83%, implicando na obtenção de intervalos de confiança mais estreitos para a média e total.

Análise de regressão

A partir do modelo previamente estabelecido, estimou-se, por meio do método de mínimos quadrados ordinários, a equação (37) para o povoamento analisado. O coeficiente linear β_0 somente foi estatisticamente significativo a um nível de probabilidade maior que 50%. Dessa forma, procedeu-se ao ajuste do modelo excluindo o intercepto. As tabelas 6 e 7 apresentam as estimativas com e sem o coeficiente linear β_0 , o valor do coeficiente de determinação R^2 , do

coeficiente de determinação ajustado \bar{R}^2 e a estatística F.

Com relação ao poder explicativo dos modelos, indicado pelo coeficiente de

determinação R^2 , \bar{R}^2 e F, os três valores aumentaram com a exclusão do intercepto e indicam alto poder explicativo.

Tabela 6: Estimativa da equação da variância do volume total de árvores com o intercepto, em nível de talhão, para o povoamento de Mogi Guaçu, em regime de alto fuste - plantio com semente

Table 6: Estimation of the equation of stand tree total volume with linear coefficient in the Mogi Guaçu stand, in clear-cut regimes- seed planting

Variáveis	Coefficientes Estimados	Erros Padrões	Estatística t	Significância
LOG β_0	0,80221	1,48192	0,54133	0,59426
LOG M_1	1,79099	0,53712	3,33444	0,00330
R^2	0,35730	-	-	-
\bar{R}^2	0,32516	-	-	-
F	11,11852	-	-	0,00330

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

NOTA: As variáveis dependente e independente estão expressas nos logaritmos decimais dos valores observados.

Tabela 7: Estimativa da equação da variância do volume total de árvores sem o intercepto, em nível de talhão, para o povoamento de Mogi Guaçu, em regime de alto fuste - plantio com semente

Table 7: Estimation of the equation of stand tree total volume without linear coefficient in the Mogi Guaçu stand, in clear-cut regimes- seed planting

Variáveis	Coefficientes Estimados	Erros Padrões	Estatística t	Significância
LOG M_1	2,08099	0,03829	54,35183	0,00000
R^2	0,99294	-	-	-
\bar{R}^2	0,99261	-	-	-
F	2954,12200	-	-	0,00000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: International Paper do Brasil Ltda.

NOTA: As variáveis dependente e independente estão expressas nos logaritmos decimais dos valores observados.

Após a exclusão do intercepto, o coeficiente β_1 mostrou-se estatisticamente significativa a um nível de probabilidade menor que 1%, sendo maior que 1.

Os resultados obtidos confirmaram o estabelecido em Cochran (1953), ou seja, quando β_1 é maior que 1, as estimativas por índice, em que as unidades primárias são selecionadas com probabilidades iguais (Processo I), são mais precisas que as estimativas para unidades primárias selecionadas com probabilidades proporcionais ao tamanho (Processo II).

CONCLUSÕES

Com base na análise dos resultados, as principais conclusões deste trabalho são:

- O erro de amostragem relativo do processo de subamostragem I, por índice, em que as unidades primárias são selecionadas com probabilidades iguais, foi inferior ao processo de subamostragem II, em que as unidades primárias são selecionadas com probabilidades proporcionais à área do talhão, confirmando as pressuposições estabelecidas em Cochran (1953), ou seja, quando no ajuste do modelo da variância total do i-ésimo talhão selecionado em função do tamanho M_i a equação apresentar β_1 maior que 1, as estimativas por índice, com probabilidades iguais (processo I), são mais precisas que as estimativas para as unidades primárias selecionadas com probabilidades proporcionais ao tamanho (processo II);
- A adoção de processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais, utilizando uma intensidade de amostragem igual a 50% de N, em média, é muito eficiente

para uso nos inventários contínuos de florestas plantadas.

- Os custos dos inventários (medição de parcelas dentro dos talhões selecionados) realizados por processos de subamostragem com unidades primárias de tamanhos desiguais, podem ser, significativamente reduzidos e apresentar uma precisão admissível, tanto mais quanto maior for a homogeneidade do povoamento, se o objetivo for obter informações seguras dos valores médios e totais da variável de interesse.

REFERÊNCIAS

COCHRAN, W. G. Sampling techniques. 3 ed. New York: **J. Wiley e Sons**, 1953. 422p.

HANSEN, M. H.; HURWITZ, W. N. On the theory of sampling from finite populations. **Annals of Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v. 14, p. 333-362, 1943.

HANSEN, M. H.; HURWITZ, W. N.; MADOW, W. G. Sample survey methods and theory. 2.ed. New York: **J. Wiley e Sons**, 1956. 2v.

HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. Forest mensuration. 3.ed. New York: **J. Wiley e Sons**, 1982. 402 p.

KMENTA, J. Elementos de econometria. São Paulo: **Atlas**, 1978. 670p.

PÉLLICO NETTO, S. Amostragem em dois estágios com unidades primárias de tamanhos diferentes. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 147-155, 1996.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba: Ed. dos Autores, 1997. 316 p.

SUKHATME, P. V. et al. Sampling theory of survey with applications. Ames: **Iowa State College Press**, 1984. 526 p.

YAMANE, T. Elementary sampling theory. Englewood Cliffs: New York University/Department of Economics: **Prentice-Hall**, 1967. 405 p.