1 INTRODUÇÃO

Este é o mais antigo dos procedimentos de amostragem. Caracteriza-se por ser um procedimento no qual não há qualquer restrição a casualização, ou seja, todas as parcelas cabíveis na população tem a mesma chance de serem aleatorizadas para implementação do inventário.

Na população vários desenhos da amostra (n) são possíveis. Para obter o número dos diferentes desenhos amostrais utiliza-se da fórmula de combinações:

$$C_N^n = \frac{N!}{n!(N-n)!}$$

Neste procedimento as unidades amostrais são selecionadas, de forma independentes, não havendo a princípio reposição. Seleção de amostras com reposição não serão objeto de estudo nesta disciplina.

O fundamento para a aplicação deste procedimento é que a floresta seja homogênea na característica de interesse. Por isso deve ser preferencialmente aplicado em florestas pequenas, de fácil acesso e homogêneas, para que a intensidade amostral não seja elevada de tal forma que inviabilize o inventário a partir deste procedimento.

Em grandes áreas, nas quais se pressupõe haver uma maior variabilidade na característica de interesse, uma das possibilidades para utilizar a amostragem casual simples(acs) é subdividir a área em estratos e considerá-los, como sendo populações independentes. Desta forma serão executados tantos inventários baseados na acs quanto forem as populações consideradas. Para cada uma destas será calculada a intensidade amostral e também o erro de amostragem. Embora de maior que custo que a amostragem casual estratificada típica, este procedimento é muito utilizado no meio florestal, pela simplicidade e facilidade de manuseio da formulação da amostragem casual simples. Esta justificativa porém não é inadmissível diante dos inúmeros softwares disponíveis que permitem de forma simples a implementação dos estimadores de diferentes planos amostrais.

As desvantagens mais marcantes do procedimento são a dificuldade em localizar as unidades amostrais no campo e o acesso ao local exato onde estas deverão ser demarcadas. Estas dificuldades serão maiores, quanto mais extensa for a área da floresta, ou quanto mais acidentada ela for, ou ainda quanto mais densa for a floresta. Estes fatos tem implicação direta no aumento do custo do inventário.

2 CÁLCULO DA INTENSIDADE AMOSTRAL

O intervalo de confiança é obtido pela expressão, $\bar{y} \pm t \cdot S_{\bar{y}}$. Como t . $S_{\bar{y}}$ é o erro(E) de super ou subestimativa cometido no inventário, para um determinado nível de significância, então:

$$t\sqrt{\frac{S_y^2}{n}\left(1 - \frac{n}{N}\right)} = E$$

$$t^2\left(\frac{S_y^2}{n} - \frac{S_y^2 \cdot n}{nN}\right) = E^2$$

$$t^2\left(\frac{S_y^2 N - S_y^2 n}{nN}\right) = E^2$$

$$t^2 S_y^2 \; N - t^2 S_y^2 n = nNE^2$$

$$nt^2 S_y^2 \; + nNE^2 = t^2 S_y^2 \; N$$

$$n\,(t^2 S_y^2 \; + NE^2) = t^2 S_y^2 N$$

$$n = \frac{t^2 S_y^2 N}{t^2 S_y^2 + NE^2}$$

Dividindo ambos os termos por N tem-se que:

$$n = \frac{t^2 \; S_y^2}{E^2 + \dfrac{t^2 S_y^2}{N}}$$

onde:

E = erro máximo admissível para o inventário florestal (pré-estabelecido). É um valor percentual da média.

S_y^2 = variância da característica de interesse

N = número de unidade cabíveis na população

n = intensidade amostral

Se o erro é estabelecido em percentagem, a medida que expressa variabilidade deverá ser o coeficiente de variação e o cálculo da intensidade amostral é obtido como:

$$n = \frac{t^2 .(CV\%)^2}{E^2\% + \frac{t^2 .(CV\%)^2}{N}}$$

Se a população é considerada infinita, então:

$$n = \frac{t^2 S_y^2}{E^2}$$

ou

$$n = \frac{t^2 (CV\%)^2}{E\%}$$

3 ESTIMADORES DA ACS

a) Média aritmética

- População

$$\overline{Y} = \frac{\sum_{i=1}^{N} y_i}{N}$$

- Amostra

$$\overline{y} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n}$$

Para que a esperança da média amostral seja a média da população $(E(\overline{y}) = \overline{Y})$ é necessário que todos os indivíduos tenham a mesma chance de participar da amostra, caso contrário tem-se uma estimativa tendenciosa.

Demonstração:

Para uma mesma intensidade amostral serão considerados diferentes desenhos amostrais que podem ser lançadas na população florestal.

Amostra 1: $\overline{y}_1 = \dfrac{y_{11} + y_{12} + ... + y_{1n}}{n}$

Amostra 2: $\overline{y}_2 = \dfrac{y_{21} + y_{22} + ... + y_{2n}}{n}$

- .
- .

•

Amostra $C_N^n : \overline{y}_{C_N^n} = \dfrac{y_{C_N^n 1} + y_{C_N^n 2} + \ldots + y_{C_N^n n}}{n}$

Então, a esperança da média amostral é:

$E(\overline{y}) = \sum_{i=1}^{C_N^n} \overline{y}_i p_i = p_1 \overline{y}_1 + p_2 \overline{y}_2 + \ldots + p_{C_N^n} \overline{y}_{C_N^n}$, em que p_i é a probabilidade de cada média ocorrer. Na amostragem casual simples estas probabilidades são iguais, portanto $p_1 = p_2 = \ldots = p_{C_N^n} = \dfrac{1}{C_N^n}$, então :

$$E(\overline{y}) = \frac{1}{C_N^n}\left(\overline{y}_1 + \overline{y}_2 + \ldots + \overline{y}_{C_N^n}\right)$$

$$E(\overline{y}) = \frac{1}{nC_N^n}\left(y_{11} + y_{12} + \ldots + y_{1n} + y_{21} + y_{22} + \ldots + y_{2n} + \ldots + y_{C_N^n 1} + y_{C_N^n 2} + \ldots + y_{C_N^n n}\right)$$

Fixando o elemento 1 dentre os N elementos da população e os n elementos da amostra o número de amostras possíveis que cada elemento participará será C_{N-1}^{n-1}.

$$E(\overline{y}) = \frac{1}{nC_N^n}\left[C_{N-1}^{n-1}\left(y_1 + y_2 + \ldots + y_N\right)\right]$$

$$E(\bar{y}) = \frac{C_{N-1}^{n-1}}{nC_N^n} \sum_{i=1}^{N} y_i \quad \therefore \quad E(\bar{y}) = \frac{\dfrac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!}}{n.\dfrac{N!}{n!(N-n)!}}$$

$$E(\bar{y}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_i$$

$$E(\bar{y}) = \bar{Y}$$

Assim, a média da amostra é uma estimativa não tendenciosa da média da população.

Exemplo: Considerou-se uma população com 4 elementos (y_1, y_2, y_3 e y_4). O tamanho da amostra será n=2. Então, o número de desenhos amostrais possíveis para esta população será: $C_N^n = C_4^2 = \frac{4!}{2!2!} = 6$.

As amostras são:

$$y_1,\ y_2 \quad \longrightarrow \bar{y}_1 = \frac{y_1 + y_2}{2}$$

$$y_1,\ y_3 \quad \longrightarrow \bar{y}_2 = \frac{y_1 + y_3}{2}$$

$$y_1,\ y_4 \quad \longrightarrow \bar{y}_3 = \frac{y_1 + y_4}{2}$$

$$y_2,\ y_3 \quad -\longrightarrow \bar{y}_4 = \frac{y_2 + y_3}{2}$$

$$y_2,\ y_4 \quad -\longrightarrow \bar{y}_5 = \frac{y_2 + y_4}{2}$$

$$y_3,\ y_4 \quad -\longrightarrow \bar{y}_6 = \frac{y_3 + y_4}{2}$$

$$E(\bar{y}) = \frac{1}{6}(\bar{y}_1 + \bar{y}_2 + \ldots + \bar{y}_6)$$

$$E(\bar{y}) = \frac{1}{6}\left(\frac{1}{2}\left[(y_1 + y_2) + (y_1 + y_3) + \ldots + (y_3 + y_4)\right]\right)$$

$$E(\bar{y}) = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{2}(3y_1 + 3y_2 + 3y_3 + 3y_4)$$

$$E(\bar{y}) = \frac{1}{4}(y_1 + y_2 + y_3 + y_4)$$

$$E(\bar{y}) = \bar{Y}$$

b) Variância

- Variância de y na População

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i - Y)^2}{N} \quad \text{ou} \quad \sigma^2 = \frac{SQD}{GL}$$

onde:

σ^2 é a variância populacional

SQD é a soma de quadrado dos desvios

GL são os graus de liberdade

- Variância de y Amostra

$$S_y^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \bar{y}\right)^2}{n-1} \quad \text{ou} \quad S_y^2 = \frac{sqd}{gl}$$

A esperança da variância amostral é uma estimativa não tendenciosa da variância populacional, pode-se escrever que $E\left(S_y^2\right) = \sigma^2$. Como a soma dos quadrados dos desvios (SQD) é dada por $\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \bar{y}\right)^2$, então desenvolvendo esta expressão tem-se a fórmula tradicional da variância.

$$SQD = \sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \overline{y}\right)^2$$

$$SQD = \sum_{i=1}^{n}\left(y_i^2 - 2y_i\,\overline{y} + \overline{y}^2\right)$$

$$SQD = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 - 2\overline{y}\sum_{i=1}^{n} y_i + n\,\overline{y}^2$$

$$SQD = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 - 2\frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i + n\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n}\right)^2$$

$$SQD = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 - 2\frac{\left(\sum_{i=1}^{n} y_i\right)^2}{n} + \cancel{n}\,\frac{\left(\sum_{i=1}^{n} y_i\right)^2}{n^{\cancel{2}}}$$

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

Como a variância é a razão entre a soma do quadrado dos desvios pelos graus de liberdade, então:

$$S_y^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \overline{y}\right)^2}{n - 1}$$

c) Desvio Padrão

- População

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2}$$

- Amostra

$$S_y = \sqrt{S_y^2}$$

a) Coeficiente de variação

$$CV\% = \frac{S_y}{\bar{y}} \cdot 100$$

e) Variância da média

- Variância da média $\bar{y}$ da população:

$$\sigma_{\bar{y}}^2 = \left(\frac{N - n}{N} \right) \cdot \frac{\sigma_y^2}{N}$$

em que: $\sigma_y^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{N} \left(y_i - \bar{Y}^2 \right)}{N}$

- Variância da média $\bar{y}$ da amostra:

$$S_{\bar{y}}^2 = \left(\frac{N-n}{N}\right).\frac{S_y^2}{n}$$

em que:
$$S_y^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} y_i\right)^2}{n}}{n-1}$$

A expectativa é que a variância da amostra seja uma estimativa não tendenciosa da variância da população $E\left(S^2\right) = \sigma^2$. Por definição a variância é o segundo momento em relação à média.

$$V\left(\bar{y}\right) = E\left\{\left[\bar{y} - \bar{Y}\right]^2\right\}$$

$$V(\bar{y}) = \frac{1}{C_N^n}\left[\left(\bar{y}_1 - \bar{Y}\right)^2 + \left(\bar{y}_2 - \bar{Y}\right)^2 + \ldots + \left(\bar{y}_{C_N^n} - \bar{Y}\right)^2\right]$$

Desenvolvendo $\left(\bar{y}_1 - \bar{Y}\right)$ tem-se:

$$\bar{y}_1 - \bar{Y} = \frac{y_{11} + y_{12} + \ldots + y_{1n}}{n} - \bar{Y} = \frac{y_{11} + y_{12} + \ldots + y_{1n} - n\bar{Y}}{n}$$

$$\bar{y}_1 - \bar{Y} = \frac{1}{n}\left[\left(y_{11} - \bar{Y}\right) + \left(y_{12} - \bar{Y}\right) + \ldots + \left(y_{1n} - \bar{Y}\right)\right]$$

$$V(\bar{y}) = \frac{1}{C_N^n}\left\{\begin{array}{l}\frac{1}{n^2}\left[\left(y_{11}-\bar{Y}\right)+\left(y_{12}-\bar{Y}\right)+\ldots+\left(y_{1n}-\bar{Y}\right)\right]^2+\ldots+\\ \frac{1}{n^2}\left[\left(y_{C_N^n 1}-\bar{Y}\right)+\left(y_{C_N^n 2}-\bar{Y}\right)+\ldots+\left(y_{C_N^n n}-\bar{Y}\right)\right]^2\end{array}\right\}$$

Colocando $\frac{1}{n^2}$ em evidência e desenvolvendo os quadrados dentro da expressão anterior tem-se:

$$V(\bar{y}) = \frac{1}{n^2 C_N^n}\left\{\begin{array}{l}\left(y_{11}-\bar{Y}\right)^2+\ldots+\left(y_{1n}-\bar{Y}\right)^2+2\left(y_{11}-\bar{Y}\right)\left(y_{12}-\bar{Y}\right)+\ldots+\\ 2\left(y_{1(n-1)}-\bar{Y}\right)\left(y_{1n}-\bar{Y}\right)+\ldots+\left(y_{C_N^n 1}-\bar{Y}\right)^2+\ldots+\left(y_{C_N^n n}-\bar{Y}\right)^2\\ +\ldots+2\left(y_{C_N^n (n-1)}-\bar{Y}\right)\left(y_{C_N^n n}-\bar{Y}\right)\end{array}\right\}$$

$$V(\bar{y}) = \frac{1}{n^2 C_N^n}\left\{\begin{array}{l}C_{N-1}^{n-1}\left[\left(y_1-\bar{Y}\right)^2+\left(y_2-\bar{Y}\right)^2+\ldots+\left(y_N-\bar{Y}\right)^2\right]+\\ C_{N-2}^{n-2}\left[2\left(y_1-\bar{Y}\right)\left(y_2-\bar{Y}\right)+\ldots+2\left(y_{N-1}-\bar{Y}\right)\left(y_N-\bar{Y}\right)\right]\end{array}\right\}$$

$$V(\bar{y}) = \frac{1}{n^2 C_N^n}\left[C_{N-1}^{n-1}\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\bar{Y}\right)^2+C_{N-2}^{n-2}\sum_{j<i=2}^{N}2\left(y_j-\bar{Y}\right)\left(y_i-\bar{Y}\right)\right]$$

Como uma das propriedades da média é que a soma dos desvios é igual a zero então:

$$\left[\left(y_1-\bar{Y}\right)+\left(y_2-\bar{Y}\right)+\ldots+\left(y_N-\bar{Y}\right)\right]=0$$

Elevando a expressão anterior ao quadrado tem-se:

$$\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\bar{Y}\right)^2+\sum_{j<i=2}^{N}2\left(y_j-\bar{Y}\right)\left(y_i-\bar{Y}\right)=0$$

Então:

$$\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\overline{Y}\right)^2 = -\sum_{j<i=2}^{N} 2\left(y_j-\overline{Y}\right)\left(y_i-\overline{Y}\right)$$

Assim, substituindo na expressão da variância da média

$$V(\overline{y}) = \frac{1}{n^2 C_N^n}\left\{C_{N-1}^{n-1}\sum_{i=1}^{N}\left(y_1-\overline{Y}\right)^2 + C_{N-2}^{n-2}\left[-\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\overline{Y}\right)^2\right]\right\}$$

$$V(\overline{y}) = \frac{C_{N-1}^{n-1} - C_{N-2}^{n-2}}{n^2 C_N^n}\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\overline{Y}\right)^2$$

$$V(\overline{y}) = \frac{\dfrac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} - \dfrac{(N-2)!}{(n-2)!(N-n)!}}{n^2\dfrac{N!}{n!(N-n)!}}\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\overline{Y}\right)^2$$

$$V(\overline{y}) = \frac{\dfrac{(N-1)! - \left(n-1\right)(N-2)!}{(n-1)!(N-n)!}}{n^2\dfrac{N!}{n!(N-n)!}}\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\overline{Y}\right)^2$$

$$V(\overline{y}) = \frac{\dfrac{(N-2)!\left[(N-1)-(n+1)\right]}{\cancel{(n-1)!}\,\cancel{(N-n)!}}}{\dfrac{nN!}{\cancel{(n-1)!}\,\cancel{(N-n)!}}}\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\overline{Y}\right)^2$$

$$V(\bar{y}) = \frac{\cancel{(N-2)!}(N-n)}{nN(N-1)\cancel{(N-2)!}} \sum_{i=1}^{N} \left(y_i - \bar{Y} \right)^2$$

$$V(\bar{y}) = \left(\frac{N-n}{nN} \right) \frac{\sum_{i=1}^{N} \left(y_i - \bar{Y} \right)^2}{N-1}$$

$$V(\bar{y}) = \left(\frac{N-n}{nN} \right) \sigma^2$$

$$V(\bar{y}) = \left(\frac{N-n}{N} \right) \frac{\sigma^2}{n}$$

f) O erro do inventário

- Em termos absolutos

$$E = t \,.\, S_{\bar{y}}$$

- Em percentagem

$$E = \frac{t \,.\, S_{\bar{y}}}{\bar{y}} \,.\, 100$$

g) O intervalo de confiança é estabelecido como:

μ: $\bar{y} \pm t \,.\, S_{\bar{y}}$ ou $\bar{y} - t \,.\, S_{\bar{y}} \leq \mu \leq \bar{y} + t \,.\, S_{\bar{y}}$

4 APLICAÇÃO DO PROCEDIMENTO

De uma população de *Eucalyptus grandis*, plantada numa área de 800 ha, deseja-se saber quantas parcelas de 420 m^2 devem ser lançados para alcançar a precisão desejada de no máximo 7% para um nível de significância α=0,05 e qual o volume da população.

1° Passo: É necessário saber a variabilidade da população. Tal fato pode ser obtido por:

- Comparação da população com outras de características semelhantes e variabilidade conhecida na mesma característica de interesse.
- Revisão de literatura.
- Experiência do inventariador.
- Amostra piloto.

Neste exemplo foi feita a opção pela amostra piloto. Este procedimento consiste em lançar na população um pequeno número de parcelas, que captem a variabilidade existente, fornecendo uma boa idéia do coeficiente de variação da floresta em questão.

2° Passo: Se a precisão desejada está em percentagem a fórmula empregada é:

- Para populações infinitas

$$n = \frac{t^2\ (CV\%)^2}{(E\%)^2}$$

- Para populações finitas

$$n = \frac{t^2\ (CV\%)^2}{(E\%)^2 + \dfrac{t^2\ (CV\%)^2}{N}}$$

3° Passo: A amostra piloto

Serão medidas 34 parcelas, através das quais se obterá idéia de variabilidade da população. Este é um número empírico. O importante é que a amostra piloto é para dar uma idéia de variabilidade da população na característica de interesse e deve ser menor que o número definitivo de parcelas para realizar o inventário.

De maneira geral, pode-se adiantar que a variabilidade em povoamentos de *Eucalyptus* sp, formado a partir de mudas com qualidade e sujeitas a tratos florestais periódicos, deve estar em torno dos 25%, para um tamanho de parcelas em torno dos 420 m^2. O mesmo pode-se dizer para um povoamento de *Pinus* sp. nas mesmas condições.

No Quadro 1 são apresentados os volumes em m^3/parcela para o povoamento em questão. A equação de volume utilizada para estimar o volume das árvores individuais já havia sido gerada, sendo:

$V = -0{,}00104 + 0{,}000029\ D^2H$

$R^2 = 99{,}3\%$

$S_{[illegible]} = 5{,}0\%$

QUADRO 1: Volumes das parcelas que compõem a amostra piloto

Parcela	Volume m^3	Parcela	Volume m^3	Parcela	Volume m^3
1	5,68	13	6,66	25	12,15
2	5,23	14	7,80	26	11,65
3	5,67	15	8,95	27	12,55
4	5,22	16	8,50	28	7,00
5	5,50	17	8,12	29	7,97
6	7,00	18	7,95	30	7,11
7	6,50	19	8,55	31	7,34
8	6,80	20	8,11	32	7,71
9	6,40	21	11,90	33	7,41
10	6,03	22	12,40	34	7,57
11	6,23	23	12,00		
12	5,78	24	12,23		

a) Média dos volumes

$$\overline{V} = \frac{\sum_{i=1}^{n} V_i}{n} = \frac{273,67}{34} = 8,05 \ m^3 / \text{parcela}$$

b) Variância dos volumes

$$S_y^2 = \frac{2380,25 - \dfrac{(273,67)^2}{34}}{33} = 5,38 \ m^6/\text{parcela}$$

c) Desvio padrão dos volumes

$$S_y = \sqrt{S_y^2} = \sqrt{5,38} = 2,32 \pm m^3 / \text{parcela}$$

d) Coeficiente de variação

$$CV\% = \frac{S_y}{V}.100 = \frac{2,32}{8,05}.100 = 28,82\%$$

e) Cálculo da intensidade de amostragem para o inventário definitivo (n)

$$n = \frac{(2,0357)^2 . (28,82)^2}{(7)^2 + \frac{(2,0357)^2 . (28,82)^2}{19047}} = \frac{3442,04}{49,18} = 69,99 \cong 70 \text{ parcelas}$$

O valor de t é obtido em tabela no Anexo 1 para um nível de significância α = 0,05 e 33 graus de liberdade (34-1).

$t_{33\,gl.}^{0,05} = 2,0357$

f) Recálculo da intensidade amostral

Obtido o número de parcelas, neste caso 70, se tem elementos para recalcular a nova intensidade amostral, embasado em novo grau de liberdade

(n-1 $\therefore$ 70-1 = 69).

$$n = \frac{(1{,}9970)^2 \cdot (28{,}82)^2}{(7)^2 + \frac{(1{,}9970)^2 \cdot (28{,}82)^2}{19047}} = \frac{3312{,}41}{49{,}17} = 67{,}37 \cong 68 \text{ parcelas}$$

Este valor, 67 graus de liberdade (68-1), servirá de base para novo recálculo da intensidade amostral (n).

$$n = \frac{(1{,}9960)^2 \cdot (28{,}82)^2}{(7)^2 + \frac{(1{,}9960)^2 \cdot (28{,}82)^2}{19047}} = \frac{3309{,}09}{49{,}17} = 67{,}30 \cong 68 \text{ parcelas}$$

Uma vez estabilizada a intensidade amostral esta deverá ser utilizada para amostrar a área.

4° Passo: Inventário definitivo

Aproveita-se as 34 parcelas da amostra piloto e lança-se as 34 restantes na área, conforme mostrado no Quadro 2.

QUADRO 2. Volumes das parcelas que compõem o inventário definitivo

Parcela	Volume m^3	Parcela	Volume m^3	Parcela	Volume m^3
1	5,68	25	12,15	49	8,46
2	5,23	26	11,65	50	8,28
3	5,67	27	12,55	51	8,71
4	5,22	28	7,00	52	8,57
5	5,50	29	7,97	53	8,68
6	7,00	30	7,11	54	8,88
7	6,50	31	7,34	55	8,44
8	6,80	32	7,71	56	11,50
9	6,40	33	7,41	57	11,80
10	6,03	34	7,57	58	11,98
11	6,23	35	5,17	59	12,25
12	5,78	36	5,45	60	7,56
13	6,66	37	5,33	61	8,00
14	7,80	38	5,44	62	7,45
15	8,95	39	5,56	63	7,56
16	8,50	40	6,69	64	7,32
17	8,12	41	5,87	65	7,77
18	7,95	42	6,45	66	7,87
19	8,55	43	6,34	67	7,69
20	8,11	44	6,98	68	7,99
21	11,90	45	6,77		
22	12,40	46	6,43		
23	12,00	47	8,35		
24	12,23	48	8,87		

a) Média dos volumes

$$\bar{v} = \frac{\sum_{i=1}^{n} v}{n} = \frac{540{,}13}{68} = 7{,}94\ m^3/\text{parcela}$$

b) Variância dos volumes

$$S_v^2 = \frac{4583,53 - \dfrac{(540,13)^2}{68}}{67} = \frac{293,23}{67} = 4,38 \text{ m}^6\text{/parcela}$$

c) Desvio padrão dos volumes

$S_V = \sqrt{4,38}$

$S_V = \pm 2,09 \text{ m}^3\text{/parcela}$

d) Coeficiente de variação

$$CV\% = \frac{2,09}{7,94}.100 = 26,32\%$$

Pode-se verificar ao comparar esta medida de variabilidade com aquela expressa pela amostra piloto que a idéia de variabilidade fornecida por aquela foi bastante eficiente.

e) Erro padrão da média

- Em termos absolutos

$$S_{\bar{V}} = \sqrt{\frac{4,38}{68}\left(1 - \frac{68}{1947}\right)}$$

$S_{\bar{V}} = \pm 0,2493 \text{ m}^3\text{/parcela}$

- Em percentagem

$$S_{\bar{V}\%} = \frac{0{,}2493}{7{,}94} . 100 = 3{,}14\%$$

f) Erro do inventário

- Em termos absolutos

$E = t \,.\, S_{\bar{V}} = 1{,}9960.\ 0{,}2493 = \pm\ 0{,}4976\ m^3/\text{parcela}$

$t_{67\ gl.}^{0,05} = 1{,}9960$

- Em percentagem

$$E\% = \frac{E}{\bar{\bar{V}}} . 100 = \frac{0{,}4976}{7{,}94} . 100 = \pm\ 6{,}27\%$$

Assim o inventário para a população cuja variabilidade é de 26,32% apresentou um erro do inventário de 6,27%, valor este inferior ao erro pré-estabelecido de 7%. Portanto, o inventário realizado é satisfatório.

g) Intervalo de confiança

- Resultado por parcela

O volume médio por parcela é 7,94 m^3.

O intervalo de confiança para 95% de probabilidade é:

$$\bar{V} - t \, . \, S_{\bar{V}} \leq \mu \leq \bar{V} + t \, . \, S_{\bar{V}}$$

$7{,}94 - 1{,}9960. \; 0{,}2493 \leq \mu \leq 7{,}94 + 1{,}9960 \; . \; 0{,}2493$

$7{,}44 \; m^3 \leq \mu \leq 8{,}44 \; m^3$

$t_{67 \; gl.}^{95\%} = 1{,}9960$

- Resultado por hectare

O volume médio por hectare é 189,05 m^3

O intervalo de confiança para 95% de probabilidade e:

$$\frac{10000 \; m^2}{420 \; m^2} \, . \, 7{,}44 \leq \mu \leq \frac{10000 m^2}{420 m^2} . 8{,}44$$

$177{,}14 \; m^3 \leq \mu \leq 200{,}95 \; m^3$

- Resultado para a população

O volume da população e de 151240 m^3.

O intervalo de confiança para nível de significância $\alpha = 0,05$ é:

$141712 \leq \mu \leq 160760$

Assim espera-se com 95% de chance de sucesso que o volume verdadeiro da população esteja compreendido entre 141712 m^3 e 160760 m^3.