IPEF, n.38, p.17-22, abr.1988

A AMOSTRAGEM ÓTIMA EM INVENTÁRIO FLORESTAL

FREDERICO PIMENTEL GOMES
ESALQ/USP. Departamento de Matemática e Estatística
13400 - Piracicaba - SP

RAUL CHA VES
Duratex Florestal S.A.
13200 - Jundiaí - SP

ABSTRACT - This paper discusses the determination of optimum plot size in forest inventory, using two-stage sampling and taking in account the intra-class coefficient of correlation (ρ) among sub-plots within plots. The optimum plot size is defined as the size plot that, for a fixed cost, minimizes the variance of the sample mean. Data of two populations of **E. grandis** and two of **E. saligna** were analyzed, leading to average estimates ρ = 0.704 for **E. grandis** and ρ= 0.536 for **E. saligna**. These estimates were proved to be statistically different, at the 5% probability level. Application of the theory led to the recommendation of plots of 100 to 200 m2, when the relation of cost of access/cost of measuring sub-plots of 100 m^2 is not greater than 4. The use of smaller plots, under the conditions of the populations studied, can reduce in about 55% the cost of sampling, without 1055 of precision, when plots of 100 m^2 are taken, or else in about 45%, in the case of plots of 200 m^2 (instead of 600 m^2). Alternatively, if cost of sampling is kept constant, plots of 100 m^2 (instead of 600 m^2) lead to a decrease of about 33% in the standard error of the sample mean. The decrease is about 27% when plots of 200 m^2 are used. Obviously, the reduction of the size of plot is always followed by an increase in the number of plots included in the sample, but the total area covered by the sample is decreased.

RESUMO - Este artigo discute a determinação do tamanho ótimo de parcelas para inventários florestais, através do uso de amostragem de duplo estágio e levando em conta o coeficiente de correlação intraclasse (ρ) entre subparcelas dentro de parcelas. Define-se como tamanho ótimo o tamanho da parcela que, para um custo fixo, minimiza a variância da média da amostra. Dados de duas populações de **E. grandis** e de duas de **E. saligna** foram analisados, e deram as estimativas médias ρ = 0,704 para **E. grandis** e ρ = 0,536 para **E. saligna**. Demonstrou-se que essas estimativas diferem significativamente entre si, ao nível de 5% de probabilidade. A aplicação da teoria levou os autores a recomendar, para inventário, parcelas de 100 a 200 m^2, quando a relação entre custo de acesso e custo de medição de subparcelas de 100 m2 não excede 4. O uso de parcelas menores, nas condições dos povoamentos estudados, pode levar a redução de cerca de 55% no custo de amostragem., sem perda de precisão, no caso de parcelas de 100 m^2, ou de cerca de 45%, no caso de parcelas de 200 m^2 (em vez de 600 m^2). Alternativamente, mantido o custo de amostragem, parcelas de 100 m^2 (em vez de 600) levam a redução de cerca de 33% no erro padrão da média da amostra, ao passo que para parcelas de 200 m^2, essa redução cai para cerca de 27%. Está claro que a redução da área das parcelas é sempre acompanhada de aumento do número de parcelas na amostra, mas a área total amostrada é sempre diminuída.

INTRODUÇÃO

Para fins de inventário, em florestas homogêneas, tem-se adotado amostragem de parcelas de 400 a 600 m^2 (VEIGA, 1984). As parcelas são geralmente retangulares, permanentes e tomadas na população com a intensidade aproximada de uma parcela para cada 15 hectares, em pré-amostragem. Através de cálculos estatísticos e tendo em vista a precisão que se quer obter no inventário, o número de parcelas amostrais é ajustado, com inclusão de novas parcelas, se necessário.

O tamanho mencionado, de 400 a 600 m^2, se justifica pela relação entre o tamanho da parcela e o coeficiente de variação: parcelas pequenas geralmente levam a coeficiente de variação mais alto (AVERY & BURKHART, 1983; PIMENTEL GOMES, 1984). Nisso se baseia STAUFFER (1982) para propor uma tabela prática.

Na América do Norte, segundo HUSCH et alii (1982), são usadas parcelas de 800 a 1000 m^2 para florestas adultas, enquanto que na Europa elas variam, em geral, de 100 a 500 m^2.

ZEIDE (1980) propôs uma metodologia de determinação do tamanho ótimo de parcela, através da minimização do tempo necessário para locação e medição das árvores para um determinado nível de precisão.

Neste artigo, aborda-se o problema do tamanho ótimo da parcela através de amostragem de duplo estágio, com o auxílio do coeficiente de correlação intraclasse (ρ) entre subparcelas dentro de parcelas. Considera-se ótimo o tamanho da parcela que minimize a variância da estimativa da média, para um custo total fixo da amostragem. Chegar-se-ia à mesma solução se buscássemos minimizar o custo, para uma variância fixa da estimativa da média. As bases matemáticas do método foram expostas por PIMENTEL-GOMES (1984 e 1988), tendo em mira experimentos. Agora, o método é adaptado à amostragem para fins de inventário florestal.

TEORIA

Suponhamos que temos um povoamento florestal e que nele tomamos ao acaso **r** parcelas como amostra. Se em cada parcela considerarmos **k** subparcelas iguais, poderemos fazer com os dados colhidos, a análise da variância esquematizada a seguir.

Causa da Variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Entre Parcelas	$n_1 = r-1$	V1	$\sigma^2[1+(k-1)\rho]$
Subp. d. parcelas	$n_2 = r(k-1)$	V2	$\sigma^2(1-\rho)$

Indicamos por ρ o coeficiente de correlação intraclasse. Sabe-se que (PIMENTEL-GOMES, 1984 e 1988, PIMENTEL GOMES & COUTO, 1985):

$$- \frac{1}{k-1} \leq \rho \leq 1 , \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{V_2}{1 - \hat{\rho}} = s^2$$

e que a estimativa $\hat{\rho}$ tem as propriedades seguintes:

$$\hat{\rho} = \frac{V_1 - V_2}{V_1 + (k-1)V_2} ,$$

$$V(\hat{\rho}) = \frac{2(1-\rho)^2[1+(k-1)\rho]^2}{k^2} \left(\frac{1}{n_1+2} + \frac{1}{n_2+2}\right)$$

com infinitos graus de liberdade.

$$V_1 = V_2 \rightarrow \hat{\rho} = 0 ,$$

$$0 < V_2 < V_1 \rightarrow 0 < \hat{\rho} < 1 ,$$

$$0 < V_1 < V_2 \rightarrow - \frac{1}{k-1} < \hat{\rho} < 0.$$

A variância da média estimada ($\hat{m}$) por subparcela é dada pela fórmula:

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{kr} [1 + (k-1)\rho].$$

Para $\rho > 0$, que é a situação usual na prática, o número constante **kr** de subparcelas, V(m) é função crescente de **k** (número de subparcelas por parcela). Nestas condições, como salientou PIMENTEL-GOMES (1984), O mínimo de v(m) se dá para k=1, isto é, para uma única subparcela por parcela.

Por outro lado, se o custo de acesso a cada parcela for c_1, e o custo de medição de cada subparcela for c_2, o custo total da amostra, que tenha r parcelas, cada uma com **k** subparcelas, será:

$$C = c_1 r + c_2 kr = c_2 [(c_1/c_2)r + kr].$$

Então a amostragem de variância V(m) mínima para um custo constante, ou, o que é equivalente, de custo mínimo para uma variância constante, é dada por **k'** subparcelas por parcela (COCHRAN, 1953, PIMENTEL-GOMES,1986),com

$$k' = \sqrt{k.\frac{c_1}{c_2}.\frac{V_2}{V_1 - V_2}}$$

Se aí substituirmos V_1 e V_2 por suas esperanças matemáticas, teremos:

$$k' = \sqrt{\frac{c_1}{c_2}.\frac{1-\rho}{\rho}}$$

Esta fórmula demonstra ser k' função decrescente de ρ, isto é, valores mais altos de ρ conduzem a valores menores de k'.

Note-se também que esse resultado não depende dos preços c_1 e c_2 propriamente, mas de seu quociente c_1/c_2, mais estável. Por isto, é preferível minimizar, não o custo C, mas a relação

$$C/C_2 = (c_1/c_2)r + kr$$

No Estado de São Paulo, dados de custos têm indicado que, para subparcelas de cerca de 20 árvores, a relação c_1/c_2 não deve diferir muito da unidade. Se considerarmos $c_1/c_2 \leq 4/3$, $\rho \geq 0{,}25$, teremos, em condições muito gerais, $k' \leq 2$, isto é, não mais de duas subparcelas de 100 m^2 por parcela. Analogamente, para $c_1/c_2 \leq 4$, $\rho \geq 0{,}50$, temos $k' \leq 2$.

Partindo-se de uma amostra com **r** parcelas e **k** subparcelas por parcela, qual seria o novo número **r'** de parcelas, para um novo número **k'** de subparcelas por parcela, suposto constante o custo da amostragem? Uma vez que o custo é considerado constante, devemos ter:

$$C/C2 = (f + k)\, r = (f + k')\, r',$$

Onde $f = c_1/c_2$. Conclui-se, pois, que, no caso de custo constante:

$$\frac{r'}{r} = \frac{f + k}{f + k'}$$

Ao mudar **r** para **r'** e **k** para **k'**, a variância da média da amostra passa de

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{kr}[1 + (k - 1)\,\rho]$$

para

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{k'r'}[1 + (k' - 1)\,\rho]$$

e o quociente dessas variâncias é:

$$\frac{V(\hat{m})}{V(\hat{m})} = \frac{k}{k'} \cdot \frac{f + k'}{f + k} \cdot \frac{1 + (k' - 1)\,\rho}{1 + (k - 1)\,\rho}$$

Mas, alternativamente, poderíamos fixas $V(\hat{m})$ e buscar o novo custo C, quando se substituem k e r por k'e r'. Temos:

$$V(\hat{m}) = V(\hat{m}) = \frac{\sigma_2}{kr}.[1 + (k - 1)\rho] = \frac{\sigma_2}{k'r'}.[1 + (k'-1)\rho],$$

isto é: $$\frac{r'}{r} = \frac{k}{k'} \cdot \frac{1 + (k'-1)\ \rho}{1 + (k\ - 1)\ \rho}$$

Está claro que o custo da amostragem, que era proporcional a:

$C/c_2 = (f+k)\ r$,

passa a ser proporcional a:

$C'/c_2 = (f+k')\ r'$,

A relação entre eles é:

$$\frac{C'}{C} = \frac{(f + k')\ r'}{(f + k)\ r},$$

ou seja:

$$\frac{C'}{C} = \frac{f + k'}{f + k} \cdot \frac{k}{k'} \cdot \frac{1 + (k'-1)\rho}{1 + (k - 1)\rho}$$

Fica demonstrado, pois, que a relação entre os custos, quando se fixa a variância, é exatamente igual à relação entre variâncias, quando se fixa o custo.

Por exemplo, com ρ= 0,50, f=1,2, se passarmos de uma amostra de r=40 parcelas, cada uma com k=6 subparcelas, para outra com r'=40 parcelas, com k'=2 subparcelas cada, sem mudar o custo de amostragem, devemos tomar:

$$\frac{r'}{r} = \frac{f + k}{f + k'}$$

isto é:

$$\frac{r'}{40} = \frac{1,2 + 6}{1,2 + 2}$$

que nos dá r'= 90 parcelas. A relação entre as variâncias será:

$$\frac{V(\hat{m}')}{V(\hat{m})} = \frac{6}{2} \cdot \frac{1,2 + 2}{1,2 + 6} \cdot \frac{1 + 0,5}{1 + 5x0,5} = 0,5714$$

A relação entre os erros padrões será, pois:

$$\frac{s(\hat{m}')}{s(\hat{m})} = \sqrt{0,5714} = 0,76 = 76\%$$

Haverá, pois, sem aumento de custo, redução de 24% no erro padrão da média.

Alternativamente, se mantivéssemos a variância da média $V(\hat{m})$, a relação de custo, com r' = 52 parcelas, seria:

$$\frac{C'}{C} = 0,5714 = 57\%$$

e haveria, pois, redução de 43% no custo da amostragem, sem perda da sua precisão.

APLICAÇÃO DA TEORIA

A teoria desenvolvida foi aplicada a quatro populações de **Eucalyptus** sp., todas de oito anos de idade, em primeira rotação, no espaçamento de 3,0 x 1,5m e situadas na região de Lençóis Paulista, SP. Os resultados obtidos são expostos a seguir.

1ª população

Num povoamento de **E. grandis** Salto com 530 hectares, tomaram-se 39 parcelas, cada uma das quais foi repartida em 6 subparcelas de 100 m^2.

A análise da variância dos dados volumétricos, em esteres/há, deu os resultados seguintes:

Causa da variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Entre parcelas	n_1 38	V_1 85.725	$\sigma^2(1+5\rho)$
Subparcelas d. Parcelas	n_2 195	V_2 6.075	$\sigma^2(1-\rho)$

Temos aí:

$$\hat{\rho} = \frac{V_1 - V_2}{V_1 + (k-1)V_2} = \frac{85.725 - 6.075}{85.725X6.075} = 0,686,$$

$$\hat{\sigma} = s^2 \frac{V_1}{1-\hat{\rho}} = \frac{6.075}{1 - 0,686} = 19,347,$$

com erro padrão $s(\hat{\rho})$ = 0,057 e intervalo de confiança para ρ igual a (0,576; 0,799) ao nível de 95% de probabilidade (PIMENTEL-GOMES & COUTO, 1985).

Nas condições da amostragem realizada temos $\hat{m}$ = 413,6 esteres/ha, $V(\hat{m})$ = (85.725) / 39x6 = 366,35 esteres/ha)^2, $s(\hat{m})$ = 19,1 esteres/ha e coeficiente de variação

$$CV = \frac{19{,}1 \text{ x } 100}{413{,}6} = 4{,}6\%$$

Dados preliminares indicam que a relação c_1/c_2 = 1,2, aproximadamente. Assim sendo, com ρ = 0,686, o número ótimo de subparcelas por parcela será:

$$k' = \sqrt{1{,}2 . \frac{1 - 0{,}686}{0{,}686}} = 0{,}74$$

Mesmo com o valor pessimista ρ = 0,50, obtemos k' = 1,1. Como k' deve ser um número natural, devemos tomar, nos dois casos, k' = 1, isto é, uma subparcela de $100m^2$ por parcela.

Considerando o custo c_2 como unidade (c_2 = 1), o custo da amostragem realizada, com r = 39 parcelas, k = 6 subparcelas por parcela, foi:

$C/c_2 = (c_1/c_2)r+kr$ = 1,2 x 39 + 6 x 39 = 280,8, isto é, aproximadamente, C = 280,8 c_2. Qual seria o novo número r' de parcelas, para um novo número k' de subparcelas por parcela, suposto constante o custo da amostragem? Teríamos:

$$\frac{r'}{r} = \frac{f + k}{f + k'}$$

isto é:

$$r' = 39 . \frac{1{,}2 + 6}{1{,}2 + 1} = 127{,}6 \approx 128.$$

Assim sendo, ao passar de k = 6 para k' = 1, com custo de amostragem constante, devemos tomar r' = 128 parcelas, de $100m^2$ cada. A variância da média, que era:

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{k\,r}[1 + (k - 1)\rho],$$

Passa a ser:

$$V(\hat{m}) = \frac{\sigma^2}{k'\,r'}[1 + (k' - 1)\rho],$$

$$= \frac{\sigma^2}{1 x 128}[1 + (1 - 1)\rho],$$

$$= \frac{\sigma^2}{128}$$

Substituindo-se σ^2 por sua estimativa s^2 = 19.347, obtemos:

$$V(\hat{m}') = 151{,}15, s(\hat{m}) = 12m3 \text{ esteres/ha,}$$

$$CV = \frac{12{,}3 \text{ x } 100}{413{,}6} = 3{,}0\%$$

Conseguimos, pois, sem aumento de custo, reduzir de 19,1 a 12,3 esteres/há o erro padrão da média da amostra.

A redução da variância da média poderia ser calculada pela fórmula:

$$\frac{V(\hat{m}')}{V(\hat{m})} = \frac{k}{k'} \cdot \frac{f + k'}{f + k} \cdot \frac{1 + (k'-1)\rho}{1 + (k-1)\rho},$$

Que nos dá:

$$\frac{V(\hat{m}')}{V(\hat{m})} = \frac{6}{6} \cdot \frac{1{,}2 + 1}{1{,}2 + 6} \cdot \frac{1 + (1-1)\rho}{1 + (6-1)\rho}$$

$$= 0{,}4138$$

Logo, a relação entre erros padrões será:

$$\frac{s(\hat{m}')}{s(\hat{m})} = \sqrt{0{,}4138} = 0{,}643 = 64{,}3\%$$

Há, pois, redução de 36%, aproximadamente, no erro padrão da média.

Alternativamente, poderíamos buscar reduzir o custo, sem alterar o valor de $V(\hat{m})$. Para isto, devemos ter, como já vimos:

$$r' = r.\frac{k}{k'} \cdot \frac{1 - (k'-1)\rho}{1 - (k-1)\rho} = 39 \cdot \frac{6}{1} \cdot \frac{1}{1 + 5 \text{ x } 0{,}686}$$

Isto é, devemos tomar 53 parcelas de 100 m^2. Nestas condições, o custo da amostragem fica reduzido a $C'/c^2 = r'(f + k') = 53\ (1{,}2 + 1) = 116{,}6$, ou seja, cerca de 117 unidades, quando era antes de 280,8 unidades. A redução de custo, de 58%, é realmente ponderável, e feita sem prejuízo para a precisão de amostragem.

Uma terceira solução consistiria em tomar um valor intermediário entre r' = 128 parcelas necessárias para minimizar a variância, sem reduzir o custo, e as r' = 53 parcelas indicadas para minimizar o custo, sem alterar a precisão da amostragem. Com esse valor intermediário (por exemplo, r' = 78 parcelas de $100m^2$) reduzimos o custo e, ao mesmo tempo, aumentamos a precisão da amostragem. O cálculo nos indica então novo custo de 172 unidades e um novo erro padrão da média $s(\hat{m})$ = 15,7 esteres/ha.

Se adotássemos k' = 2, isto é, se tomássemos parcelas de $200m^2$ (em vez de 100), os ganhos também seriam grandes, embora um pouco menores. No caso de custo constante, somos levados a tomar r' = 88 parcelas, com redução de 29% no erro padrão da média. Se, porém, mantivermos constante a variância da média, teremos r' = 45 parcelas, e o custo da amostragem será reduzido de 49%.

2ª população

Trata-se de povoamento com 230 hectares de **E. grandis** Natal. Foram tomadas r = 15 parcelas de 600m², cada uma das quais foi repartida em 6 subparcelas de 100m². Pelo método exposto, obtiveram-se as estimativas:

$$\hat{\rho} = 0{,}7222 , \quad s(\hat{\rho}) = 0{,}083$$

O número ótimo de subparcelas por parcela seria:

$$k' = \sqrt{1{,}2 \frac{1 - 0{,}722}{0{,}722}} = 0{,}68.$$

Como esse número deve ser inteiro, devemos tomar k' = 1, isto é, uma subparcela de 100m² por parcela. Mantido fixo o custo, seria necessário ter:

$$r' = \frac{15(1{,}2 + 6)}{1{,}2 + 1} = 49{,}1 ,$$

isto é, 49 parcelas de 100m², e conseguimos redução de 37% no erro padrão da média.

Por outro lado, se tomarmos a variância da média como constante, o uso de apenas uma subparcela de 100m² por parcela reduzirá em 60% o custo da amostragem.

O uso de k' = 2, isto é, de duas subparcelas de 100m² por parcela, seria um pouco menos vantajosos, pois com r' = 34 parcelas, reduziria em 29% o erro padrão da média, sem mudar o custo, e com r' = 17 parcelas reduziria em 50% o custo da amostragem, sem alterar a variância da média.

3ª população

Trata-se de povoamento com 240 hectares, de **E. saligna** Itatinga. Foram tomadas 16 parcelas de 600m², cada uma das quais foi repartida em 6 subparcelas de 100m². Pelo método exposto, obtiveram-se as estimativas:

$$\hat{\rho} = 0{,}582 ; s(\hat{\rho}) = 0{,}103.$$

O número ótimo de subparcelas é k' = 0,93, que deve ser arredondado para k' = 1 e r' = 52, obtemos redução de 32% no erro padrão da média. Se, ao contrário, considerarmos constante a variância da média, deveremos usar k' = 1, r' = 25, com redução de 53% no custo da amostragem.

Se adotarmos k' = 2, isto é, se tomarmos parcelas de $200m^2$ (em vez de 100), os ganhos serão um pouco menores. Para o caso de custo constante, deveremos usar r' = 36 parcelas, com redução de 27% no erro padrão da média. No caso de variância constante para a média, o número de parcelas deve ser r' = 20, com redução de 49% no custo da amostragem.

4ª população

Trata-se de povoamento com 570 hectares, de **E. saligna** Itatinga. Tomaram-se 38 parcelas de $600m^2$, cada uma das quais foi repartida em 6 subparcelas de $100m^2$. Pelos métodos expostos, obtiveram-se as estimativas:

$$\hat{\rho} = 0{,}489\,;\, s(\hat{\rho}) = 0{,}073.$$

O número ótimo de subparcelas por parcela é k' = 1,1, isto é, k' = 1, uma vez que esse número deve ser inteiro. Mantido fixo a custo da amostragem, deveríamos tomar:

$$r' = \frac{38(1{,}2 + 6)}{1{,}2 + 1} = 124{,}4\ ,$$

isto é, 124 parcelas de $100m^2$. Com isto, temos redução de 27% no erro padrão da média.

Por outro lado, se tomarmos como constante a variância da média, deveremos usar k' = 1, r' = 66, com redução de 48% no custo da amostragem.

Se adotarmos k' = 2, isto é, se tomarmos parcelas de $200m^2$ (em vez de 100), os ganhos serão um pouco menores. Para o caso do custo constante, deveremos usar r' = 86 parcelas, com redução de 24% no erro padrão da média. No caso de mantermos constante a variância da média, o número de parcelas passa a ser r' = 50, com redução de 42% no custo da amostragem.

Comparação entre espécies

As estimativas de ρ obtidas foram 0,686 e 0,722 para **E. grandis**, com média $\hat{\rho}_1$ = 0,704 além de 0,582 e 0,489 para **E. saligna**, com média $\hat{\rho}_2$ = 0,536. Podemos comparar as médias relativas a essas espécies pelo teste **t**:

$$t = \frac{0{,}704 - 0{,}536}{s\,(\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)} = 2{,}08^*,$$

onde:

$$s^2(\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2) = (1/4)(0{,}057)^2 + (0{,}082)^2 + (0{,}103)^2 + (0{,}073)^2$$
$$= 0{,}006519,$$

$$s(\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2) = \sqrt{0,006519} = 0,0807 .$$

CONCLUSÕES

1. Para parcelas de $600m^2$ (133 árvores) e subparcelas de $100m^2$ (cerca de 22 árvores), em dois povoamentos de **E. grandis** e dois de **E. saligna**, no espaçamento de 3,0 x 1,5m, as estimativas do coeficiente de correlação intraclasse (ρ) foram sempre superiores a 0,480, com média geral 0,620.

2. Sendo c_1 o custo de acesso a uma parcela no povoamento e c_2 o custo de medição das árvores de cada subparcela (cerca de 22), a relação $f = c_1/c_2$ obtida, inferior a 4/3, se admitirmos $\rho \geq 0,25$, somos levados a recomendar no máximo duas subparcelas (isto é, $200m^2$) por parcela de inventário, para obter amostragem de custo mínimo. À mesma conclusão se chega com $f \leq 4$, $\rho \geq 0,50$.

3. Independentemente do custo, a variância mínima da média da amostra, para um número constante de árvores medidas, se obtém no caso de uma só subparcela por parcela.

4. O coeficiente de correlação intraclasse médio para **E. grandis** (0,704) difere significativamente, ao nível de 5% de probabilidade, do coeficiente de correlação intraclasse médio estimado para **E. saligna** (0,536), o que demonstra serem mais uniformes os povoamentos de **E. grandis** estudados.

5. O uso de parcelas menores, de 100 a 200 m^2, pode trazer grande redução no custo da amostragem, sem perda de precisão, ou, alternativamente, grande aumento de precisão, sem aumento de custo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AVERY, T.E. & BURKART, H.E. - **Forest measurements**, 3.ed. New York, McGraw-Hill, 1983.

COCHRAN, W.G. - **Sampling techniques**. New York, John Wiley, 1953.

HUSCH, B. et alii - **Forest mensuration**. 3.ed. New York, John Wiley, 1982.

PIMENTEL-GOMES, F. - Amostragem no campo florestal. In: CURSO DE AMOSTRAGEM NO CAMPO FLORESTAL. Piracicaba, 1986. 51p.

PIMENTEL-GOMES, F. - Novos aspectos do problema do tamanho ótimo das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, 23(1): 59-62, 1988.

PIMENTEL-GOMES, F. - O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, 19(12): 1507-12, 1984.

PIMENTEL-GOMES, F. & COUTO, H.T.Z. - O tamanho ótimo de parcela experimental para ensaios com eucaliptos. **IPEF**, Piracicaba (31): 75-7, 1985.

STAUFFER, H.B. - A sample size table for forest sampling. **Forest science**, Washington, 28: 777-84, 1982.

VEIGA, R.A.A. - **Dendrometria e inventário florestal**. Botucatu, Fundação de Estudos e Pesquisas Agrícolas e Florestais, 1984.

ZEIDE, B. - Plot size optimization. **Forest science**, Washington, 26: 251-7, 1980.