Estimadores de Razão e Regressão

João Luís F. Batista Setembor de 2006

Notas para a disciplina LCF-764 Métodos de Amostragem em Levantamentos Florestais do Programa de Pós-Graduação em Recursos Florestais, ESALQ, Universidade de São Paulo.

1 Motivação

- É comum que num levantamento ou inventário florestal exista uma variável principal, mas outras variáveis também sejam observadas.
- Essas outras variáveis podem ser utilizadas para se fazer uma estratificação da floresta, como foi visto na Amostragem Aleatória Estratificada.
- Mas essas variáveis podem ser utilizadas também para melhorara a *esti-mação* dos parâmetros da variável principal.
- No contexto da estimação, a variável principal é chamada de variável de interesse e as demais variáveis observadas de variáveis auxiliares.
- Um situação particularmente interessante é quando a variável de interesse é
 de medição difícil ou custosa, mas a variável auxiliar, que possui uma forte
 relação com a variável de interesse, é de medição fácil ou de baixo custo.
- Nessa situação, pode-se aumentar a precisão das estimativas relativas à variável de interesse utilizando-se informaçãoes sobre a variável auxiliar e sua relação com a variável de interesse.

 Veremos dois tipos de estimadores com essa finalidade: estimadores de razão e estimadores de regressão.

2 Estimador de Razão

2.1 Situações de Uso do Estimador de Razão

Situação I: num "*Inventário Pré-Corte*" de um talhão de floresta plantada de *Eucalyptus*, foram contadas todas as árvores. Nas parcelas de inventário foram medidas duas variáveis:

variável de interesse: volume de madeira na parcela (m^3) ;

variável auxiliar: número de árvores na parcela.

Situação II: num inventário florestal utilizou-se parcelas em faixa com largura fixa, mas com comprimento variável. A área da floresta é conhecida e deseja-se saber o volume de madeira da floresta. Nas parcelas de inventário foram medidas duas variáveis:

variável de interesse: volume de madeira na por unidade de área $(m^3 ha^{-1})$; variável auxiliar: área da parcela (ha).

Situação III: deseja-se saber a biomassa (massa seca) de madeira num pátio de fábrica. Todos os caminhões são pesados na entrada do pátio de modo que a massa verde (madeira + água) de madeira no pátio é conhecida. Alguns caminhões são amostrados e a sua biomassa (massa verde) é estimada através da determinação do teor de umidade das toras.

variável de interesse: biomassa (massa seca em kg);

variável auxiliar: massa verde (kg).

Situação IV: num levantamento das árvores das vias públicas numa cidade desejase estimar o número total de árvores. Definiu-se que as unidades amostrais serão os quarteirões e duas variáveis serão observadas:

variável de interesse: número de árvores ao longo das ruas do quarteirão; variável auxiliar: comprimento das ruas do quarteirão.

- Nessas situações, o total da variável auxiliar é conhecido sem erro amostral, seja por informação cartográficao (situações II e IV), seja via censo (situações I e III).
- Às vezes, a **razão** entre variável de interesse e variável auxiliar pode ser o parâmetro de interesse.
 - Na situação IV, pode-se estar interessado no número de árvores por metro de rua.
 - Em fitossociologia, a dominância relativa (densidade relativa) de uma espécie é a razão da sua área basal (densidade) pela área basal (densidade) da floresta.

2.2 Notação dos Parâmetros

• Notação e parâmetros populacionais:

 ${\cal N}\;$ - tamanho da população;

Y - variável de interesse;

X - variável auxiliar;

 τ_{Y} - total da variável de interesse;

 μ_Y - média da variável de interesse;

 τ_X - total da variável auxiliar;

 μ_X - média da variável auxliar.

• A razão das variáveis define um novo parâmetro:

$$R = \frac{\mu_Y}{\mu_X} = \frac{N \ \mu_Y}{N \ \mu_X} = \frac{\tau_Y}{\tau_X}$$

O significado do parâmetro da razão depende das variáveis Y e X, mas mesmo quando não há interesse direto na razão podemos concebê-la como um parâmetro que deve ser estimado para se chegar à estimativa de outros parâmetros de interesse (μ_Y ou τ_Y).

2.3 Estimador de Razão na AAS

• Na AAS, a razão populacional pode ser estimada pela razão amostral:

$$\widehat{R} = \frac{\widehat{\mu}_Y}{\widehat{\mu}_X} = \frac{(1/n) \sum_{i=1}^n y_i}{(1/n) \sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n x_i}$$

A estimativa da variância da razão amostral é

$$\widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{R}\} = \frac{1}{\mu_X^2} \, \frac{s_u^2}{n} \, \left(1 - \frac{n}{N}\right)$$

onde s_u^2 é a variância entre valores observados e os estimados pelo estimador de razão:

$$s_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{R}x_i)^2}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 + \hat{R}^2 \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2 \hat{R} \sum_{i=1}^n x_i y_i}{n-1}$$

- A partir da razão amostral estima-se os parâmetros de interesse:
 - Estimador da Média da Var. de Interesse:

$$\widehat{\mu}_R = \frac{\widehat{\mu}_Y}{\widehat{\mu}_X} \mu_X = \widehat{R} \mu_X = \widehat{R} \frac{\tau_X}{N}$$

Note que o total (média) da variável auxiliar deve ser conhecido sem erro amostral.

- Variância da média estimada:

$$\widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\mu}_R\} = \frac{s_u^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right)$$

Thompson (1992) argumenta que essa estimativa da variância tende a resultar em altos valores quando os valores amostrais de $\hat{\mu}_X$ são altos e em baixos valores quando os valores amostrais de $\hat{\mu}_X$ são baixos. O estimador ajustado para esse problema é:

$$\overline{\widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\mu}_R\}} = \left(\frac{\mu_X}{\widehat{\mu}_X}\right)^2 \ \widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\mu}_R\}$$

– Estimador do Total da Var. de Interesse:

$$\hat{\tau}_R = \hat{R} \; \tau_X$$

Variância do total estimado:

$$\widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\tau}_R\} = \tau_X^2 \, \frac{1}{\mu_Y^2} \, \frac{s_u^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right) = \frac{s_u^2}{n} \, N \left(N - n\right)$$

2.4 Propriedades do Estimador de Razão

- Embora as médias amostrais da variável de interesse e da variável auxiliar sejam estimadores não viciados das respectivas médias populacionais, o estimador de razão é viciado.
- Tompson mostra que o viés pode ser obtida por:

$$\begin{aligned} \mathbf{Cov}\{\widehat{\mu}_{X},\widehat{R}\} &=& \mathbf{E}\left\{\widehat{\mu}_{X} \; \widehat{R}\right\} - \mathbf{E}\left\{\widehat{\mu}_{X}\right\} \; \mathbf{E}\left\{\widehat{R}\right\} \\ &=& \mu_{Y} - \mu_{X} \; \mathbf{E}\left\{\widehat{R}\right\} \\ &\Rightarrow& \mathbf{E}\left\{\widehat{R}\right\} &=& \frac{\mu_{Y} - \mathbf{Cov}\{\widehat{\mu}_{X},\widehat{R}\}}{\mu_{X}} = R - \frac{\mathbf{Cov}\{\widehat{\mu}_{X},\widehat{R}\}}{\mu_{X}} \end{aligned}$$

Portanto, o estimador de razão **subestima** a razão populacional.

• Para se ter uma noção da magnitude desse viés, é necessário lembrar que:

$$\operatorname{Cov}\{\widehat{\mu}_X, \widehat{R}\} \leq \sqrt{\operatorname{Var}\{\widehat{\mu}_X\} \operatorname{Var}\{\widehat{R}\}}.$$

Logo, o viés do estimador de razão está limitado por:

$$|\mathbf{E}\left\{\widehat{R}\right\} - R| \leq \frac{\sqrt{\mathbf{Var}\{\widehat{\mu}_X\} \ \mathbf{Var}\{\widehat{R}\}}}{\mu_X} \Longrightarrow \frac{|\mathbf{E}\left\{\widehat{R}\right\} - R|}{\sqrt{\mathbf{Var}\{\widehat{R}\}}} \leq \frac{\sqrt{\mathbf{Var}\{\widehat{\mu}_X\}}}{\mu_X}$$

Conclui-se que o viés relativo ao erro padrão do estimador não é maior que o coeficiente de variação da média amostral de X ($\hat{\mu}_X$).

- A situação ideal para uso do estimador de razão é quando:
 - 1. A relação entre Y e X é **linear**.
 - 2. A reta da relação Y-X passa pela **origem**.
 - 3. A variância ao redor da reta (ao redor de y_i) é proporcional a X, sendo **crescente**.

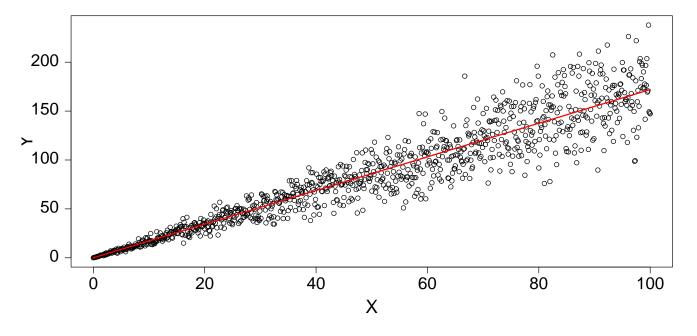


Figura 1: Relação entre a variável auxiliar (X) e variável de interesse (Y) ideal para aplicação do estimador de razão.

2.5 Tamanho de Amostra

 E_R é o erro amostral aceitável na estimativa da razão populacional:

$$\begin{split} E_R &= t \; \sqrt{ \text{\it Var} \{ \hat{R} \} } \quad \Rightarrow \quad \text{[com correção para pop. finita]} \qquad n^\star = \frac{t^2 \; s_u^2 \; N}{E_R^2 \; \mu_X^2 \; N + t^2 \; s_u^2} \\ & \quad \Rightarrow \quad \text{[sem correção para pop. finita]} \qquad n^\star = \frac{t^2 \; s_u^2}{E_R^2 \; \mu_X^2} \end{split}$$

 E_{μ} é o erro amostral aceitável na estimativa da média populacional:

$$E_{\mu} = t \sqrt{\text{Var}\{\widehat{\mu}_R\}} \quad \Rightarrow \quad \text{[com correção para pop. finita]} \qquad n^{\star} = \frac{t^2 \, s_u^2 \, N}{E_{\mu}^2 \, N + t^2 \, s_u^2}$$

$$\Rightarrow \quad \text{[sem correção para pop. finita]} \qquad n^{\star} = \frac{t^2 \, s_u^2 \, N}{E_{\mu}^2}$$

 $E_{ au}$ é o erro amostral aceitável na estimativa do total populacional:

$$E_{\tau} = t \sqrt{\text{Var}\{\hat{\tau}_R\}} \quad \Rightarrow \quad \text{[com correção para pop. finita]} \qquad n^{\star} = \frac{t^2 \ N^2 \ s_u^2}{E_{\tau}^2 + t^2 \ N \ s_u^2}$$

$$\Rightarrow \quad \text{[sem correção para pop. finita]} \qquad n^{\star} = \frac{t^2 \ N^2 \ s_u^2}{E_{\tau}^2}$$

3 Estimador de Regressão

- O estimador de regressão é apropriado quando existe uma relação linear entre a variável de interesse (Y) e a variável auxiliar (X), mas essa relação não passa necessáriamente pela origem.
- O estimador de regressão pode ser utilizado inclusive quando a relação entre
 Y e X é negativamente correlacionada, isto é, á medida que X cresce, Y
 decresce.
- Assim como no estimador de razão, o estimador de regressão também requer o conhecimento da média populacional ou do total populacional da variável auxiliar.

3.1 Estimadores e Variâncias

- Mesmo na Amostragem Aleatória Simples, o estimador de regressão é enviesado (viciado), mas em geral o viés é despresível.
- O estimador de regressão para média populacional é

$$\widehat{\mu}_L = a + b \,\mu_X$$

onde:

$$a = \widehat{\mu}_{Y} - b \, \widehat{\mu}_{X}$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \widehat{\mu}_{X})(y_{i} - \widehat{\mu}_{Y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \widehat{\mu}_{X})^{2}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i} y_{i} - \left[\left(\sum_{i=1}^{n} x_{i}\right)\left(\sum_{i=1}^{n} y_{i}\right)\right]/n}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \left(\sum_{i=1}^{n} x_{i}\right)^{2}/n}$$

- No estimador de regressão, a relação entre Y e X é definida por uma reta com inclinação dada pelo o valor de b e intercepto pelo valor de a.
 - Os valores de a e b são encontrados ajustando-se a reta aos dados pelo método de quadrados mínimos.
- Se o valor de a for substituido na expressão original temos:

$$\widehat{\mu}_L = \widehat{\mu}_Y + b \left(\mu_X - \widehat{\mu}_X \right)$$

onde o estimador de regressão é expresso somente em função de b.

A variância do estimador da média é

$$\widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\mu}_L\} = \frac{s_{Y \cdot X}^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right)$$

onde $s_{Y\cdot X}^2$ é a porção da variância de Y que não pode ser explicada pela relação linear com X:

$$s_{Y \cdot X}^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - a - bx_{i})^{2}}{n - 2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \hat{\mu}_{Y})^{2} - b^{2} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \hat{\mu}_{X})^{2}}{n - 2}$$

- Se existe uma forte relação linear entre Y e X o estimador de regressão é muito eficiente.
- O estimador do total populacional é

$$\widehat{\tau}_L = N \,\widehat{\mu}_L = N \widehat{\mu}_Y + b(\tau_X - N \widehat{\mu}_X).$$

com variância estimada

$$\widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\tau}_L\} = N^2 \ \widehat{\mathbf{Var}}\{\widehat{\mu}_L\}$$

3.2 Tamanho de Amostra

Sendo E_{μ} o erro amostral aceitável para média, o tamanho de amostra é

Com correção para População Finita: $n^{\star} = \frac{t^2 \ s_{Y \cdot X}^2 \ N}{N \ E_u^2 + t^2 \ s_{Y \cdot X}^2}$

Sem correção para População Finita: $n^{\star} = \frac{t^2 \, s_{Y \cdot X}^2}{E_u^2}$

Problemas e Exercícios

1. Para se realizar um levantamento num fragmento florestal de 23 ha utilizouse parcelas em faixa com comprimento (e área variável). Os dados observados foram os seguintes:

| Parcela | Área da | Árvores (arv/parcela) | | | Área Basal |
|---------|---------|-----------------------|----------|---------------|-----------------|
| | Parcela | Mortas | Ingresso | Sobreviventes | $(m^2/parcela)$ |
| 1 | 500 | 4 | 0 | 31 | 19.74 |
| 2 | 600 | 5 | 10 | 35 | 96.80 |
| 3 | 700 | 2 | 12 | 41 | 57.20 |
| 4 | 700 | 3 | 3 | 75 | 66.96 |
| 5 | 1100 | 4 | 7 | 113 | 165.57 |
| 6 | 1100 | 6 | 10 | 87 | 179.19 |

Sabendo que o tamanho da população é $N=230,\,\mathrm{utilize}$ o estimador de razão e encontre:

- (a) o intervalo de confiança de 95% para o **total** de árvores mortas, de ingresso e sobreviventes no fragmento.
- (b) o intervalo de confiança de 95% para a **média** da área basal (m^2/ha) do fragmento.
- (c) o tamanho de amostra necessário para erro amostral de 10% ao nível de probabilidade de 5% para cada uma das variáveis de interesse.
- 2. Para realizar o inventário pré-corte de um talhao de 23 ha de Eucalyptus grandis foi realizado a contagem de todas árvores no talhão, o que totalizou 30699. Após a medição das parcelas (parcelas de 300 m^2), obteve-se os seguintes dados:

| Parcela | Árvo | Volume | |
|---------|-------|------------|------------|
| | Total | Com Cancro | (m^3/ha) |
| 2 | 1482 | 27 | 217 |
| 7 | 1552 | 40 | 231 |
| 8 | 1453 | 27 | 203 |
| 9 | 1414 | 21 | 168 |
| 10 | 1283 | 37 | 147 |

- (a) Utilizando o estimador de razão, encontre o Intervalo de Confiança de 95% para:
 - volume total de madeira no talhão;
 - taxa de ocorrência de cancro.
- (b) Utilizando o estimador convencional da Amostragem Aleatória Simples, encontre o Intervalo de Confiança de 95% para:
 - volume total de madeira no talhão;
 - taxa de ocorrência de cancro.
- (c) Compare os intervalos de confiança.
- 3. Uma análise detalhada do inventário da questão anterior revelou que as parcelas, embora locadas aleatóriamente, possuiam uma cobertura espacial muito restrita. O talhão foi dividido em dois estratos e mais parcelas foram locadas e medidas, resultando nos seguintes dados:

| Estrato | Área | Total de | Parcela | Árvores (arv/ha) | | Volume |
|---------|------|----------|---------|------------------|------------|------------|
| | (ha) | Árvores | | Total | Com Cancro | (m^3/ha) |
| A | 13 | 17352 | 1 | 1567 | 28 | 126 |
| | | | 3 | 1497 | 25 | 133 |
| | | | 4 | 1604 | 30 | 133 |
| | | | 5 | 1376 | 22 | 119 |
| | | | 6 | 1527 | 19 | 119 |
| В | 10 | 13347 | 2 | 1482 | 27 | 217 |
| | | | 7 | 1552 | 40 | 231 |
| | | | 8 | 1453 | 27 | 203 |
| | | | 9 | 1414 | 21 | 168 |
| | | | 10 | 1283 | 37 | 147 |

- (a) Utilizando o estimador de razão, encontre o Intervalo de Confiança de 95% para:
 - volume total de madeira no talhão;
 - taxa de ocorrência de cancro.
- (b) Utilizando o estimador convencional da Amostragem Aleatória Estratificada, encontre o Intervalo de Confiança de 95% para:
 - volume total de madeira no talhão;
 - taxa de ocorrência de cancro.

- (c) Compare os intervalos de confiança.
- Num levantamento de árvores de vias públicas num dado bairro de Piracicaba, utilizou-se como unidades amostrais o quarteirão e anotou-se as seguintes informações.

| Quarteirão | Comprimento | Número de | |
|------------|---------------|-----------|--|
| | Total da | Árvores | |
| | Calçada (m) | | |
| 1 | 444 | 29 | |
| 1 | 451 | 22 | |
| 1 | 408 | 17 | |
| 1 | 524 | 28 | |
| 1 | 202 | 31 | |
| 1 | 270 | 27 | |
| 1 | 354 | 22 | |

Sabendo que o bairro é constituido por 95 quarteirões e as suas vias públicas totalizam $36.1 \ km$, encontre:

- O número total de árvores de rua no bairro, com o seu respectivo Intervalo de Confiança de 95%.
- A distância média entre as árvores de rua do bairro, com o seu respectivo Intervalo de Confiança de 95%.