# **ESTATÍSTICA**

#### Michelle Hanne Soares de Andrade

michellehanne.andrade@gmail.com

## Inferência Estatística

#### Inferência Estatística

- A inferência estatística tem por objetivo fazer generalizações sobre uma população com base em valores amostrais. A inferência pode ser feita estimando os parâmetros:
- A) Por Ponto e
- B) Por intervalo

## Estimação por Ponto e Intervalo

A estimação por ponto é feita através de um único valor, enquanto que a estimação por intervalo fornece um intervalo de valores em torno do valor da estimativa pontual.

#### Inferência Estatística

Na estimação por ponto objetivo é utilizar a informação amostral e apriorística para se calcular um valor que seria, em certo sentindo, nossa melhor avaliação quanto ao valor, de fato, do parâmetro em questão.

Na estimativa por intervalo, usa-se a mesma informação com o propósito de se produzir um intervalo que contenha o valor verdadeiro do parâmetro com algum nível de probabilidade.

#### Inferência Estatística

#### Exemplo:

Uma amostra aleatória simples de 400 pessoas de uma cidade é extraída e 300 respondem que acham a administração municipal boa ou ótima. Então o valor p = 300/400 = 75% é uma estimativa por ponto do percentual de pessoas da cidade que acham a administração boa ou ótima. Esta mesma estimativa poderia ser enunciado como de: 70% a 80% das pessoas da cidade acham a administração boa ou ótima. Neste caso, teríamos uma estimativa por intervalo da proporção. Note-se que o centro do intervalo é o valor "75%" da estimativa pontual.

## Estimação por Ponto

#### Estimação por ponto

- O problema é produzir uma estimativa que realmente represente a melhor avaliação do valor do parâmetro.
  - 1º Especificar o que se entende por "melhor avaliação"
  - 2º definir os estimadores que satisfaçam estas especificações
- O estimador é uma Variável aleatória cujo valor varia de amostra para amostra, suas propriedades são iguais as da distribuição amostral.

#### Estimação por ponto

- Exemplo: Estimar a média de uma população é possível considerar os seguintes estimadores potenciais:
  - A média aritmética simples da amostra
  - A média aritmética ponderada da amostra
  - A mediana da amostra
  - A média dos valores extremos da amostra
- Como escolher qual é a melhor? É necessário considerar as propriedades estatísticas dos estimadores e desenvolver algum critério para comparar estimadores.

Vai-se considerar uma variável aleatória X (população) cuja distribuição é caracterizada, entre outras coisas, por um parâmetro  $\theta$ , que gostaríamos de estimar.

Um estimador do parâmetro  $\theta$ , que é obtido através de uma fórmula dos valores amostrais:  $X_1, \ X_2, \ ..., \ X_n$ , é anotado por  $\hat{\theta}$ . As características básicas da distribuição de  $\hat{\theta}$  são sua média  $\mu_{\hat{\theta}} = E(\hat{\theta}) \text{ e sua variância } \sigma_{\hat{\theta}}^2 = Var(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \mu_{\hat{\theta}})^2 = E(\hat{\theta}^2) + \mu_{\hat{\theta}}^2.$ 

O desvio padrão de  $\hat{\theta}$ , representado por  $\sigma_{\hat{\theta}} = \sqrt{Var(\hat{\theta})}$  é denominado de "erro padrão de  $\hat{\theta}$ ".

- Definição: Uma estimativa pontual de algum parâmetro populacional θ é simplesmente um valor numérico obtido de uma função Ô dos dados. A função Ô é genericamente denominada um estimador pontual de θ.
- Exemplo: Suponha que X é uma v.a. normalmente distribuída com média desconhecida e variância  $\sigma^2=$  1. A média amostral  $\hat{\mu}=\overline{X}$  é um estimador pontual da média populacional  $\mu$ . Após a observação da amostra

$$X_1 = 25, X_2 = 30, X_3 = 29, X_4 = 31,$$

temos que

$$\overline{X} = \frac{25 + 30 + 29 + 31}{4} = 28,75$$

é uma estimativa pontual de  $\mu$ .

- Alguns estimadores pontuais razoáveis para estas quantidades são:
  - 1. a média amostral  $\hat{\mu} = \overline{X}$ ;
  - 2. a variância amostral  $\hat{\sigma}^2 = s^2$ ;
  - 3. a proporção amostral  $\hat{p} = x/n$ , onde x é o número de itens na amostra, de tamanho n, os quais pertencem à classe de interrese;
  - 4. a diferença  $\hat{\mu}_1 \hat{\mu}_2$  entre duas médias amostrais de populações independentes;
  - 5. a diferença  $\hat{p}_1 \hat{p}_2$  entre duas proporções amostrais avaliadas em duas amostras independentes;
  - 6. etc.
- Para determinarmos qual o estimador pontual mais adequado, é necessário examinar as propriedades estatísticas de cada um e desenvolver critérios de comparação adequados.

- θ : parâmetro (valor numérico constante e desconheci do da população)
- θ : estimador pontual ( estatístic a visando estimar o parâmetro)

Um estimador  $\hat{\theta}$  é uma função dos valores amostrais que é usado para estimar o valor de um parâmetro desconheci do  $\theta$ . O estimador é uma variável aleatória com uma distribuição de probabilidade. Quando uma amostra aleatória é selecionada de uma população e  $\hat{\theta}$  é calculado a partir dos dados, o valor numérico obtido é chamado uma estimativa de da amostra considerada.

## Alguns estimadores pontuais

| Parâmetro da população (θ) | Estimador ( 🛱 )            |
|----------------------------|----------------------------|
| Média (μ)                  | Média amostral ( x )       |
| Proporçao ( p )            | Proporção amostral ( p )   |
| Desvio-padrão (σ)          | Desvio-padrão amostral (S) |

Além destes, os seguintes conceitos são de importância:

Erro amostral  $\varepsilon = \hat{\theta} - \theta$ , que é a diferença entre o valor do estimador  $\hat{\theta}$  e o verdadeiro valor a ser estimado  $\theta$ . O tamanho do erro amostral varia de amostra para amostra.

Viés ou tendenciosidade Viés $(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta})$  -  $\theta$  como sendo a diferença entre a média da distribuição amostral de  $\hat{\theta}$  e o valor do parâmetro  $\theta$ . Este valor é, para cada estimador, fixo, podendo ou não ser zero.

Erro quadrado (quadrático) médio EQM( $\hat{\theta}$ ) = E = ( $\epsilon$ ) = E( $\hat{\theta}$  -  $\theta$ )<sup>2</sup> é uma variância que mede a dispersão do estimador em torno do verdadeiro parâmetro, ao invés de em torno de sua média.

Existe uma relação entre o EQM( $\hat{\theta}$ ) e a Var( $\hat{\theta}$ ), conforme, mostrado abaixo:

$$\begin{split} EQM(\hat{\theta}) &= E(\hat{\theta} - \theta)^2 = E(\hat{\theta} - E(\hat{\theta}) + E(\hat{\theta}) - \theta)^2 = E\{[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})] + [E(\hat{\theta}) - \theta]\}^2 = E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2 \\ &+ 2.[E(\hat{\theta} - E(\hat{\theta}))][E(\hat{\theta}) - \theta] + E[E(\hat{\theta}) - \theta]^2 = E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2 + E[E(\hat{\theta}) - \theta] = E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2 + [E(\hat{\theta}) - \theta]^2 \\ &= Var(\hat{\theta}) + Vi\acute{e}s(\hat{\theta})^2, pois \\ &2.[E(\hat{\theta} - E(\hat{\theta}))][E(\hat{\theta}) - \theta] = 2.[E(\hat{\theta}) - \hat{\theta}][E(\hat{\theta}) - E(\hat{\theta})] = 0. \end{split}$$

Desta forma:

 $EQM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}) + Viés(\hat{\theta})^2$ , isto é, o EQM é a soma da variância do estimador com sua tendenciosidade elevada ao quadrado.

O erro quadrado médio (*mean square error*) é um critério importante para a comparação de dois estimadores.

• O erro quadrático médio de um estimador  $\hat{\theta}$  para o parâmetro  $\theta$  é definido como

$$EQM(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2;$$

EQM – Vício e erro-padrão

$$EQM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}) + \left[Vicio(\hat{\theta})\right]^2;$$

 O EQM é um critério importante para comparar dois estimadores;

• O erro quadrático médio de um estimador  $\hat{\theta}$  para o parâmetro  $\theta$  é definido como

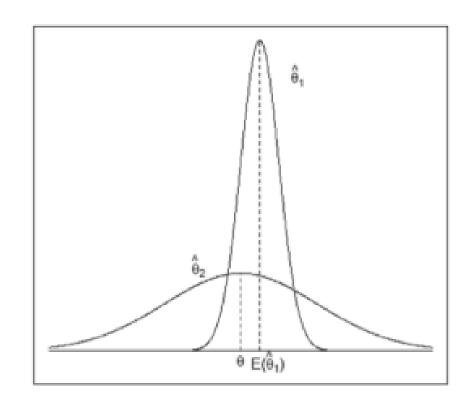
$$EQM(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2;$$

EQM – Vício e erro-padrão

$$EQM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}) + \left[Vicio(\hat{\theta})\right]^2;$$

 O EQM é um critério importante para comparar dois estimadores;

- Estimadores tendenciosos podem ser preferíveis a estimadores não viciados se tiverem um menor EQM;
- Estimativa baseada em θ<sub>1</sub> estaria provavelmente mais próxima do valor verdadeiro do que a baseada em θ<sub>2</sub>;



- Estimador ótimo para θ:
  - Tem EQM menor ou igual ao EQM de qualquer outro estimador, para todos os valores de θ no espaço paramétrico;

Estimadores ótimos raramente existem;

• No caso em que  $\hat{\theta}$  é um estimador não viciado para um parâmetro  $\theta$ , então

$$EQM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}).$$

 As propriedades desejáveis para um estimador são: nãotendenciosidade, precisão ou eficiência, validade ou acurácia e consistência.

#### Não Tendenciosidade

Um estimador  $\hat{\theta}$  é dito não-tendencioso (Imparcial, justo, não-viciado, não-viezado, unbiased) de um parâmetro  $\theta$  se  $E(\hat{\theta}) = \theta$ .

Se  $E(\hat{\theta}) \neq \theta$ , então  $\hat{\theta}$  é dito "viciado" e  $E(\hat{\theta})$  -  $\theta$  é dito "viés" do estimador (bias of the estimate).

- Exemplo 1: A  $\overline{x}$  é um estimador não tendencioso de  $\mu$
- Prova

$$E(\overline{X}) = E\left(\frac{\sum X}{n}\right) = \frac{1}{n}E(\sum X) = \frac{1}{n}\sum E(X) = \frac{1}{n}\sum \mu = (n.\mu)/n = \mu.$$

■ Exemplo 2: $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (x - \overline{x})^2}{n}$  É um estimador tendencioso para  $\sigma^2$ 

Prova:

Considere a soma  $\sum (\mathbf{x} - \overline{\mathbf{x}})^2$  e observe que ela poderá ser escrita da seguinte maneira:

$$\textstyle \sum \left(X - \overline{X}\right)^2 \, = \, \sum \left(X - \mu + \mu - \overline{X}\right)^2 \, = \, \sum \left(X - \mu\right)^2 + 2\sum (X - \mu)(\mu - \overline{X}) + \sum \left(\mu - \overline{X}\right)^2 \, .$$

Como  $\mu$  -  $\overline{X}$  é constante e  $\sum (X - \mu) = \sum X - n$ .  $\mu = n$ .  $\overline{X} - n$ .  $\mu = n$ .  $\overline{X} - \mu$ , segue:

$$\Sigma (X - \overline{X})^2 = \Sigma (X - \mu)^2 - n \cdot (\overline{X} - \mu)^2$$
, pois

$$2\sum (X - \mu)(\mu - \overline{X}) = 2(\mu - \overline{X}) \cdot n(\overline{X} - \mu) = -2n(\mu - \overline{X}) e$$

$$2\mu - \overline{X}$$
) +  $\sum (\mu - \overline{X})^2 = -2n(\mu - \overline{X})^2 + n(\mu - \overline{X})^2 = -n(\mu - \overline{X})^2$ 

■ Exemplo 2:
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (x - \overline{x})^2}{n}$$
 É um estimador tendencioso para  $\sigma^2$ 

Portanto:

$$\begin{split} E(\hat{\sigma}^2) &= E(\frac{\sum \left(X - \overline{X}\right)^2}{n}) &= \frac{1}{n} E(\sum \left(X - \overline{X}\right)^2) &= \frac{1}{n} E(\sum \left(X - \mu\right)^2 - n \cdot (\overline{X} - \mu)^2) &= \\ \frac{1}{n} \left\{ \sum E(X - \mu)^2 - n E(\overline{X} - \mu)^2 \right\} &= \\ &= \frac{1}{n} \left\{ \sum Var(X) - n Var(\overline{X}) \right\} &= \frac{1}{n} \left\{ n \, \sigma^2 - n \, \frac{\sigma^2}{n} \right\} &= \frac{1}{n} \left( n \sigma^2 - \sigma^2 \right) = \sigma^2 - \sigma^2 / n = (n \sigma^2 - \sigma^2) / n = (n - 1) \sigma^2 / n \end{split}$$

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{\sum (\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}})^2}{\mathbf{n}} \cdot \mathbf{\acute{E}} \text{ um estimador tendencioso de } \sigma^2, \text{ se a amostragem}$$

for realizada sem reposição de uma população finita.

#### **Propriedades dos Estimadores - Vício**

Vício de um estimador:

$$Vicio(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta) = E(\hat{\theta}) - \theta;$$

• Um estimador  $\hat{\theta}$  é não viciado (não viesado, não tendencioso) para um parâmetro  $\theta$  se

$$E(\hat{\theta}) = \theta;$$

 A esperança de um estimador está relacionada com sua exatidão

#### **Propriedades dos Estimadores - Vício**

#### Exemplos:

 A média amostral é não viciada para estimar a média populacional:

$$E(\overline{X}_n) = \mu_X$$

 X<sub>1</sub> (primeiro item coletado da amostra) é não viciado para estimar a média populacional:

$$E(X_1) = \mu_X$$

■ Exemplo 3:  $S^2 = \frac{\sum (X - \overline{X})^2}{n-1}$  É um estimador não viciado para  $\sigma^2$ 

Prova:

$$\mathrm{E}(\mathrm{S}^2) = \, \mathrm{E}\!\!\left(\frac{\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \overline{\boldsymbol{X}}\right)^2}{n-1}\right) = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \overline{\boldsymbol{X}}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\overline{\boldsymbol{X}}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \!\boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \!\boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) + \boldsymbol{E}(\boldsymbol{X}) - \boldsymbol{X}\right)^2\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\right) - \boldsymbol{X}\right) - \boldsymbol{X}\right] = \frac{1}{n-1} \mathrm{E}\!\!\left[\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma}\!\left(\boldsymbol{\Sigma$$

$$\frac{1}{n-1} \mathsf{E} \bigg[ \Sigma \big( \mathsf{X} - \mathsf{E}(\mathsf{X}) \big)^2 - \mathsf{n} \big( \overline{\mathsf{X}} - \mathsf{E}(\mathsf{X}) \big)^2 \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \Sigma \Big( \mathsf{E} \big( \mathsf{X} - \mathsf{E}(\mathsf{X}) \big)^2 \Big) - \mathsf{n} \mathsf{E} \big( \overline{\mathsf{X}} - \mathsf{E}(\mathsf{X}) \big)^2 \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2 - \mathsf{n} . \frac{\sigma^2}{\mathsf{n}} \bigg] = \frac{1}{n-1} \bigg[ \mathsf{n} \, \sigma^2$$

$$\frac{n \cdot \sigma^2 - \sigma^2}{n-1} = \frac{(n-1) \cdot \sigma^2}{n-1} = \sigma^2.$$

#### Exemplo 4:

 $T=n. \overline{X}$ , total amostral, é um estimador tendencioso de  $\tau=\sum X$ , total populacional.

#### Prova:

$$E(T) = E(n.\overline{X}) = n. E(\overline{X}) = n.\mu \neq N.\mu = \tau.$$

#### Exemplo 5:

 $\overline{T} = N. \overline{X}$  é um estimador não-tendencioso de  $\tau = \sum X$ .

#### Prova:

$$E(\overline{T}) = E(N.\overline{X}) = N. E(\overline{X}) = N.\mu = N.\mu = \tau.$$

#### **Exemplo 6:**

$$\sigma_{\overline{X}}^2 = \frac{S^2}{n}$$
 é um estimador não-tendencioso de  $\sigma_{\overline{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$ 

Prova:

$$E(\sigma_{\overline{X}}^2) = E(\frac{S^2}{n}) = \frac{E(S^2)}{n} = \sigma^2/n.$$

Se a amostragem for sem reposição de população finita então:

$$\hat{\sigma}_{\overline{X}}^2 = \frac{\hat{S}^2}{n} \frac{N-n}{N-1}$$
 é um estimador não tendencioso de  $\hat{\sigma}_{\overline{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \frac{N-n}{N-1}$ , onde  $\hat{S}^2 = \frac{N-1}{N} \hat{S}^2$ 

A não tendenciosidade ou ausência de viés é uma qualidade desejável para os estimadores. Entretanto, essa qualidade é insuficiente como critério para selecionar um estimador. Exemplo: toda média ponderada dos valores amostrais é um estimador não tendencioso da média populacional.

#### Precisão ou Eficiência

- A precisão ou eficiência é a proximidade das observações (estimativas) do seu valor esperado.
- **Definição:** Dados dois estimadores não-tendenciosos  $\hat{\theta}_1$  e  $\hat{\theta}_2$  de um mesmo parâmetro  $\theta$ , diremos que  $\hat{\theta}_1$  é mais eficiente que  $\hat{\theta}_2$  se  $Var(\hat{\theta}_1) < Var(\hat{\theta}_2)$ . A eficiência relativa de  $\hat{\theta}_1$  em relação a  $\hat{\theta}_2$  é definida como sendo  $EQM(\hat{\theta}_1)/EQM(\hat{\theta}_2)$ .

## Precisão ou Eficiência - Exemplo

#### Exemplo 1:

Qual dos dois estimadores abaixo é mais eficiente para estimar a média da população?

$$\overline{X}_1 = 0.3X_1 + 0.7X_2$$
 ou  $\overline{X}_2 = 0.2X_1 + 0.8X_2$ 

Solução

Como são ambos não-tendenciosos temos:

$$Var(\overline{\chi}_1) = Var(0,3X_1 + 0,7X_2) = 0,3^2 Var(X_1) + 0,7^2 Var(X_2) = (0,09 + 0,49)\sigma^2 = 0,58\sigma^2.$$

$$Var(\overline{\chi}_2) = Var(0,2X_1 + 0,8X_2) = 0,2^2 Var(X_1) + 0,8^2 Var(X_2) = (0,04 + 0,64)\sigma^2 = 0,68\sigma^2.$$

Portanto

 $\overline{\chi}_1$  é mais eficiente que  $\overline{\chi}_2$ 

## Precisão ou Eficiência - Exemplo

- Em igualdade de circunstâncias, é obvio, que um estimador não tendencioso é preferível a um estimador tendenciosos.
- Mas se tivermos que escolher entre um estimador tendencioso, cuja distribuição é concentrada na vizinhança do verdadeiro valor do parâmetro e um não tendenciosos com grande variância, o estimador tendencioso pode ser preferível, principalmente se é possível determinar a grandeza e a direção da tendenciosidade.

## Precisão ou Eficiência - Exemplo

#### Exemplo 2:

Suponha que se deseje estimar a média  $\mu$  de uma população, tendo uma amostra aleatória  $X_1$ , X<sub>2</sub>, ..., X<sub>n</sub> desta população e que se quer comparar dois possíveis estimadores de μ: a média da amostra  $\overline{X}$  e uma única observação da amostra, por exemplo,  $X_i$ . Note-se que tanto  $\overline{X}$  quanto  $X_i$  são estimadores não tendenciosos da média da população e neste caso o erro quadrado média é igual a variância. Para a média da amostra, tem-se:  $EQM(\overline{X}) = V(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$ , onde  $\sigma^2$  é a variância da população. Para uma única observação, tem-se:  $EQM(X_i) = V(X_i) = \sigma^2$ . Então a eficiência relativa de  $X_i \text{ comparada a } \overline{X} \text{ \'e: } \frac{EQM(\overline{X})}{EQM(X_i)} = \frac{\sigma^2/n}{\sigma^2} = \frac{1}{n}. \text{ Como } 1/n < 1 \text{ para amostras acima de 2, conclui-se}$ 

que a média da amostra é um estimador melhor da média da população do que uma única observação.

## Acurácia/Validade

■ Dados dois estimadores  $\hat{\theta}_1$  e  $\hat{\theta}_2$  de um mesmo parâmetro  $\theta$ , diremos que  $\hat{\theta}_1$  é mais acurado que  $\hat{\theta}_2$  se  $EQM(\hat{\theta}_1) < EQM(\hat{\theta}_2)$ . A eficiência relativa de  $\hat{\theta}_1$  em relação a  $\hat{\theta}_2$  é definida como sendo  $EQM(\hat{\theta}_1)/EQM(\hat{\theta}_2)$ .

#### Coerência ou Consistência

Um estimador é dito coerente (consistente) para qualquer quantidade muita pequena  $\delta > 0$  se a probabilidade de que o desvio absoluto entre  $\theta$  e  $\theta$  seja menor que  $\delta$  tende para 1 quando o número de observações "n" tende ao infinito, isto é:

$$P(|\hat{\theta} - \theta| < \delta) \rightarrow 1$$
, quando  $n \rightarrow \infty$ 

A propriedade acima é equivalente a  $\lim_{n\to\infty} \mathsf{EQM}(\hat{\theta}) = 0$  ou então, as duas seguintes,

$$consideradas \ em \ conjunto: \begin{cases} \lim_{n\to\infty} E(\hat{\theta}) = 0, & \text{a tendenciosidade tende a zero e} \\ \lim_{n\to\infty} Var(\hat{\theta}) = 0 \ , & \text{a variância tende a zero.} \end{cases}$$

- Seja  $X_1, X_2, ..., X_n$  uma amostra aleatória de uma população de média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ .
- · Considere os seguintes estimadores de  $\mu$

$$\hat{\Theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$
 e  $\hat{\Theta}_2 = \frac{X_1 + X_n}{2}$ .

Qual deles é mais adequado?

Ambos são não-viciados:

- · Seja  $X_1, X_2, ..., X_n$  uma amostra aleatória de uma população de média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ .
- · Considere os seguintes estimadores de  $\mu$

• Considere os seguintes estimadores de 
$$\mu$$

$$\hat{\Theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{e } \hat{\Theta}_2 = \frac{X_1 + X_n}{2}.$$

Qual deles é mais adequado?

• Ambos são não-viciados: 
$$E(\hat{\Theta}_1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mu = \mu \quad \text{e} \quad E(\hat{\Theta}_2) = \frac{E(X_1) + E(X_2)}{2} = \frac{\mu + \mu}{2} = \mu.$$

· Contudo, 
$$\text{Var}(\hat{\Theta}_1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n},$$
 
$$\text{Var}(\hat{\Theta}_2) = \frac{\text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2)}{n} \frac{\sigma^2 + \sigma^2}{n} = \frac{\sigma^2}{n}.$$

 $\cdot \hat{\Theta}_1$  é um melhor estimador para  $\mu$ .

- No caso de amostra proveniente de distribuição Normal.
  - Média amostral e mediana amostral são não viciadas para estimar a média populacional:

$$E(\overline{X}) = \mu e E(\widetilde{X}) = \mu;$$

• Qual é mais eficiente?

- No caso de amostra proveniente de distribuição Normal.
  - Média amostral e mediana amostral são não viciadas para estimar a média populacional:

$$E(\overline{X}) = \mu e E(\widetilde{X}) = \mu;$$

 Média amostral e mediàná amostral são consistentes para estimar a média verdadeira:

$$\operatorname{Var}(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \operatorname{e} \operatorname{Var}(\widetilde{X}) = \frac{\pi}{2} \frac{\sigma^2}{n};$$

 A média amostral é mais eficiente que a mediana amostral para estimar a média populacional

$$\frac{\operatorname{Var}(\bar{X})}{\operatorname{Var}(\tilde{X})} = \frac{\sigma^2/n}{\frac{\pi}{2} \frac{\sigma^2}{n}} = \frac{2}{\pi} \approx 0,64 < 1$$