



$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{t} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

Prof. Lorí Viali, Dr.
viali@mat.ufrgs.br
<http://www.ufrgs.br/~viali/>

Prof. Lorí Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Estimação

Uma amostra tem por objetivo fornecer informações sobre parâmetros populacionais, tendo como base uma amostra aleatória extraída da população de interesse.

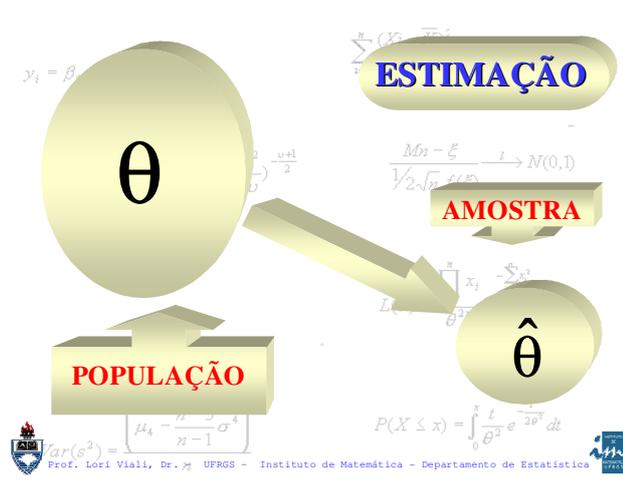
$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{t} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Tipos de Estimação

- Por Ponto
- Por intervalo

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{t} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

ESTIMAÇÃO POR PONTO

A estimativa por ponto é feita através de um único valor.

ESTIMAÇÃO POR INTERVALO

A estimativa por intervalo, fornece um conjunto de valores.

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{t} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Estimação por Ponto

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{t} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

As características básicas de um estimador são:

A média: $\mu_{\hat{\theta}} = E(\hat{\theta})$

A Variância: $\sigma_{\hat{\theta}}^2 = V(\hat{\theta}) = E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2 =$

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

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

Através da média, pode-se saber em torno de que valor o estimador está variando. O ideal é que ele varie em torno do parâmetro θ .

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$

Pela raiz quadrada da variância tem-se uma idéia do erro cometido na estimação, isto é, o valor

$\sigma_{\hat{\theta}} = \sqrt{V(\hat{\theta})}$

é denominado de erro padrão de θ .

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

A terceira informação necessária é a distribuição do estimador, isto é, qual o modelo teórico (probabilístico) do estimador.

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$

OUTROS CONCEITOS IMPORTANTES

Erro amostral: $\varepsilon = \theta - \hat{\theta}$

Viés: $B(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta}) - \theta$

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

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$

Relação entre EQM e Variância

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

$= E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta}) + E(\hat{\theta}) - \theta]^2 =$

$= E\{[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})] + [E(\hat{\theta}) - \theta]\}^2 =$

$= E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2 + [E(\hat{\theta}) - \theta]^2 +$

$+ 2E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})][E(\hat{\theta}) - \theta]$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

Como:
$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$E[\hat{\theta}] - E(\hat{\theta}) = [E(\hat{\theta}) - \theta] = 0$

Segue:

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

$= E[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2 + E(E(\hat{\theta}) - \theta)^2 =$

$= V(\hat{\theta}) + B(\hat{\theta})^2$

$Var(s^2) = \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

Isto é, o **Erro Quadrado Médio** de um estimador é a sua **Variância** somada com o **quadrado do Viés**.

EQM $(\hat{\theta}) = V(\hat{\theta}) + B(\hat{\theta})^2$

$Var(s^2) = \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

Erro Quadrado Médio

$Var(s^2) = \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

Propriedades dos Estimadores

$Var(s^2) = \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

Seja (X_1, X_2, \dots, X_n) uma amostra aleatória de uma variável (população) X , com um parâmetro de interesse θ . Seja $\hat{\theta}$ uma função da amostra (estimativa de θ).

$Var(s^2) = \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$ **Não Tendenciosidade**

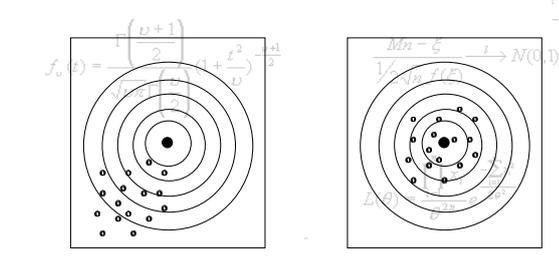
Um estimador é dito **não-tendencioso, não-viciado, sem viés ou imparcial** se:

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

$Var(s^2) = \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Tendenciosidade



Tendencioso **Não tendencioso**

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$

Métodos de Estimação

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$

- Momentos
- Mínimos Quadrados
- Máxima Verossimilhança
- MELNT (Melhor Estimativa Linear Não Tendenciosa)

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Métodos dos Momentos

É o mais antigo dos métodos para determinar estimadores (Pearson, 1894). Baseia-se no princípio de que se deve estimar o **momento de uma distribuição populacional pelo momento correspondente da amostra.**

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$

Desta forma a **média populacional** deve ser estimada pela **média amostral**, a **variância populacional** pela **variância amostral** e assim por diante.

Este método produz estimadores que são consistentes e assintoticamente normais.

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$

Exemplos

$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

A média da amostra \bar{X} é um estimador não-viciado de μ , isto é:

$$\mu_{\bar{X}} = E(\bar{X}) = \mu$$

 $Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$ 

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

A proporção amostral “P” é um estimador não-viciado de π , isto é:

$$\mu_P = E(P) = \pi$$

 $Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$ 

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

A variância da amostra “S²” é um estimador viciado de σ^2 , isto é:

$$\mu_{S^2} = E(S^2) \neq \sigma^2$$

 $Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$ 

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$L(\theta) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

A variância da amostra “S²”, calculada com “n-1” no denominador é um estimador não viciado de σ^2 , isto é:

$$\mu_{S^2} = E(S^2) = \sigma^2$$

 $Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$ 

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Consistência

Um estimador não viciado é dito consistente se:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V(\hat{\theta}) = 0$$

 $Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$ 

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exemplos

 $Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$ 

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

A média da amostra \bar{X} é um estimador consistente de μ , isto é:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V(\bar{X}) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{2\sigma^2}{n} = 0$$

$Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{\sigma^4} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta^2}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

A proporção amostral “P” é um estimador consistente de π , isto é:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V(P) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\pi(1-\pi)}{n} = 0$$

$Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{\sigma^4} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta^2}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

A variância da amostra “S²” é um estimador consistente de σ^2 , isto é:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V(S^2) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{2\sigma^4}{n-1} = 0$$

$Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{\sigma^4} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta^2}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$

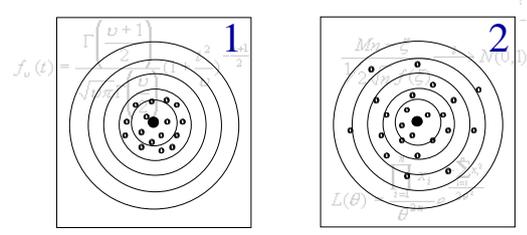
Eficiência

Dados dois estimadores não-tendenciosos de um mesmo parâmetro, o **mais eficiente** é o que apresenta menor variância.

$Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{\sigma^4} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta^2}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$

Eficiência



O estimador “1” é mais eficiente que o “2”

$Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{\sigma^4} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta^2}} dt$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$

Exemplo

$Var(\sigma^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{\sigma^4} \right)$ $P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta^2}} dt$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

A média (simples) da amostra \bar{x} é um estimador mais eficiente de μ , do que qualquer média ponderada.

$$\text{Var}(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

Exercício um

$$\text{Var}(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Considere o seguinte conjunto de valores:

-3 -1,2 -0,5 0,9 1,1 2,2 2,8 4,5

Determine estimativas da:

(a) Média

(b) Variabilidade

(c) Da proporção de positivos

$$\text{Var}(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

A média A melhor estimativa da média é dada pela média da amostra. Assim:

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n} = \frac{-3 - 1,2 - 0,5 + 0,9 + 1,1 + 2,2 + 2,8 + 4,5}{8} = 0,85$$

$$\text{Var}(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

A melhor estimativa da variância (σ^2) é dada pela variância amostral (s^2). Assim:

$$s^2 = \frac{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2}{n-1} = \frac{45,64 - 8 \cdot (0,85)^2}{8-1} =$$

$$= \frac{45,64 - 5,78}{7} = \frac{39,86}{7} \approx 5,69$$

$$\text{Var}(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

O desvio padrão Extraíndo a raiz quadrada da variância, tem-se uma estimativa do desvio padrão:

$$s = \sqrt{\frac{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{45,64 - 8 \cdot (0,85)^2}{8-1}} =$$

$$= \sqrt{\frac{45,64 - 5,78}{7}} = \sqrt{\frac{39,86}{7}} = \sqrt{5,6943} \approx 2,39$$

$$\text{Var}(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

A proporção

A melhor estimativa de π é dada pela proporção amostral (p):

$$p = \frac{f}{n} = \frac{5}{8} = 0,625 = 62,50\%$$

$$Var(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}$$

Exercício dois

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n x_i^{-\frac{\nu}{2}} e^{-\frac{\sum x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Com base na distribuição da velocidades de uma amostra de **120** carros andando na estrada POA/Osório, determine estimativas da:

- (a) velocidade média
- (b) variabilidade da velocidade
- (c) da proporção de carros acima dos **100 km/h**

$$Var(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Velocidades	Frequência
80 85	8
85 90	13
90 95	24
95 100	33
100 105	29
105 110	13
Total	120

$$Var(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Velocidades	Frequência	x_i	$f_i x_i$
80 85	8	82,5	660,0
85 90	13	87,5	1137,5
90 95	24	92,5	2220,0
95 100	33	97,5	3217,5
100 105	29	102,5	2972,5
105 110	13	107,5	1397,5
Total	120		11605

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

A média é dada pela média da amostra. Assim:

$$\bar{x} = \frac{\sum f_i x_i}{n} = \frac{11605}{120} = 96,71 \text{ km/h}$$

$$Var(s^2) = \left(\frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n} \right) \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Velocidades	Frequência	x_i	$f_i x_i^2$
80	8	82,5	54450,00
85	13	87,5	99531,25
90	24	92,5	205350,00
95	33	97,5	313706,25
100	29	102,5	304681,25
105	13	107,5	150231,25
Total	120		1127950

O desvio padrão

$$s = \sqrt{\frac{\sum f_i x_i^2 - n \bar{x}^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{1127950 - 120 \cdot (96,7083)^2}{120-1}} = \sqrt{\frac{5649,7917}{119}} = \sqrt{47,4772} \approx 6,89 \text{ km/h}$$

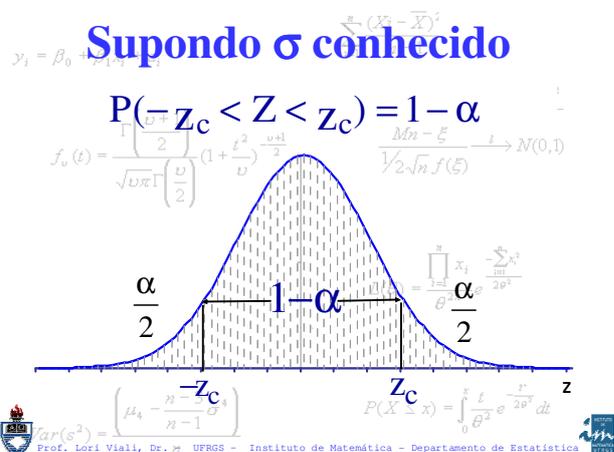
A proporção

A melhor estimativa de π é dada pela proporção amostral (p):

$$p = \frac{f}{n} = \frac{29 + 13}{120} = \frac{42}{120} = 0,35 = 35\%$$

Estimação por Intervalo

Da Média



$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

De $P(-z_c < Z < z_c) = 1 - \alpha$

Tem-se:

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}} \quad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}\sqrt{n}f(\xi)} \xrightarrow{i} N(0,1)$$

$$P\left(-z_c < \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < z_c\right) = 1 - \alpha$$

$$P(-z_c \cdot \sigma_{\bar{X}} < \bar{X} - \mu < z_c \cdot \sigma_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$$

$$P(-\bar{X} - z_c \cdot \sigma_{\bar{X}} < -\mu < -\bar{X} + z_c \cdot \sigma_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Assim:

$$P(-\bar{X} - z_c \cdot \sigma_{\bar{X}} < -\mu < -\bar{X} + z_c \cdot \sigma_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$$

$$P(\bar{X} - z_c \cdot \sigma_{\bar{X}} < \mu < \bar{X} + z_c \cdot \sigma_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$$

Então, o IC de “1 - α” para μ é calculado por:

$$\bar{X} \pm \varepsilon_{\bar{X}} \quad \varepsilon_{\bar{X}} = z_c \sigma_{\bar{X}} \quad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Exemplo

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}} \quad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}\sqrt{n}f(\xi)} \xrightarrow{i} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n x_i e^{-\frac{x_i}{\theta}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Com base na distribuição das velocidades de uma amostra de 120 carros andando na estrada POA/Osório, e supondo que o desvio padrão populacional é igual a sete km/h determine uma estimativa para a velocidade média, com uma confiabilidade de 95%.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

O IC de “1 - α” para μ é calculado por:

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Tem-se:

$$\bar{X} \pm \varepsilon_{\bar{X}} \quad \varepsilon_{\bar{X}} = z_c \sigma_{\bar{X}} \quad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Mas: $z_c = 1,96$

$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{7}{\sqrt{120}} = 0,6390$$

$$\varepsilon_{\bar{X}} = 1,96 \cdot 0,6390 = 1,25$$

O IC de “1 - α” para μ é calculado por:

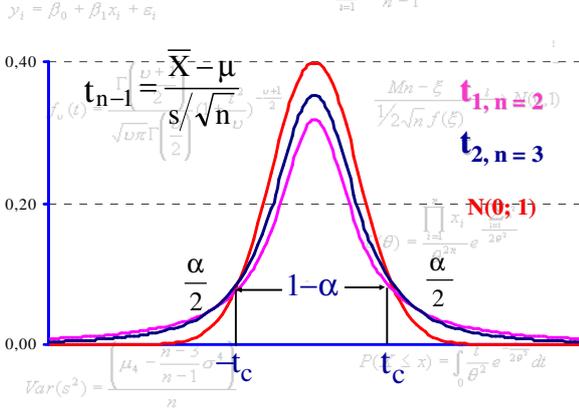
$$\left[\bar{X} - \varepsilon_{\bar{X}}; \bar{X} + \varepsilon_{\bar{X}} \right]$$

$$\left[96,71 - 1,25; 96,71 + 1,25 \right]$$

$$\left[95,46; 97,96 \right]$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

σ desconhecido



De $P(-t_c < t < t_c) = 1 - \alpha$

Tem-se:

$P(-t_c < \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{\sigma}_{\bar{X}}} < t_c) = 1 - \alpha$

$P(-t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}} < \bar{X} - \mu < t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$

$P(-\bar{X} - t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}} < -\mu < -\bar{X} + t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$

$Var(s^2) = \frac{(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4)}{n}$

$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRRS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Assim:

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$P(-\bar{X} - t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}} < -\mu < -\bar{X} + t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$

$P(\bar{X} - t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}} < \mu < \bar{X} + t_c \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}}) = 1 - \alpha$

Então, o IC de “1 - α” para μ, se σ for desconhecido é calculado por:

$\bar{X} \pm \hat{\varepsilon}_{\bar{X}} \quad \hat{\varepsilon}_{\bar{X}} = t_c \hat{\sigma}_{\bar{X}} \quad \hat{\sigma}_{\bar{X}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$

$Var(s^2) = \frac{(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4)}{n}$

$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRRS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exemplo

$Var(s^2) = \frac{(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4)}{n}$

$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRRS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Com base na distribuição das velocidades de uma amostra de 120 carros andando na estrada POA/Osório, determine uma estimativa para a velocidade média, com uma confiabilidade de 95%.

$Var(s^2) = \frac{(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4)}{n}$

$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRRS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Tem-se:

$\bar{X} \pm \hat{\varepsilon}_{\bar{X}} \quad \hat{\varepsilon}_{\bar{X}} = t_c \hat{\sigma}_{\bar{X}} \quad \hat{\sigma}_{\bar{X}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$

Mas: $t_c = 1,98$

$\hat{\sigma}_{\bar{X}} = \frac{s}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{47,4772}{120}} = 0,6290$

$\hat{\varepsilon}_{\bar{X}} = 1,98 \cdot 0,6290 = 1,25$

$Var(s^2) = \frac{(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4)}{n}$

$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$

Prof. Lori Viali, Dr. UFRRS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ IC de "1 - α " para μ é calculado por:

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{Mn-\xi} N(0,1)$$

$$\left[\bar{X} - \hat{\varepsilon}_{\bar{X}}; \bar{X} + \hat{\varepsilon}_{\bar{X}} \right]$$

$$[96,71 - 1,25; 96,71 + 1,25]$$

$$[95,46; 97,96]$$

$$Var(s^2) = \frac{\left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4\right)}{n}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{Mn-\xi} N(0,1)$$

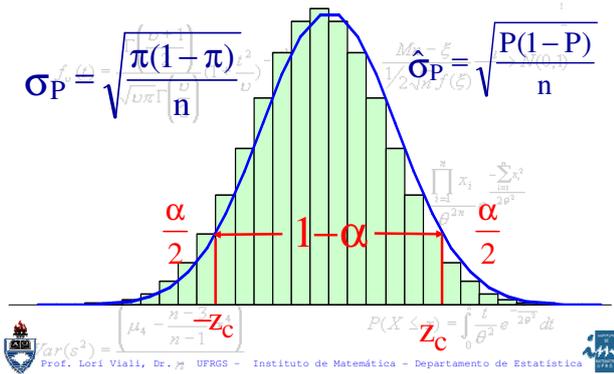
(B)

Da Proporção

$$Var(s^2) = \frac{\left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4\right)}{n}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$ De $P(-z_c < Z < z_c) = 1 - \alpha$



$$Var(s^2) = \frac{\left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4\right)}{n}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

De $P(-z_c < Z < z_c) = 1 - \alpha$

Tem-se:

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{Mn-\xi} N(0,1)$$

$$P(-z_c < \frac{\bar{X} - \mu_P}{\sigma_P} < z_c) = 1 - \alpha$$

$$P(-z_c \cdot \sigma_P < \bar{X} - \mu < z_c \cdot \sigma_P) = 1 - \alpha$$

$$P(-P - z_c \cdot \sigma_P < -\mu < -P + z_c \cdot \sigma_P) = 1 - \alpha$$

$$Var(s^2) = \frac{\left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4\right)}{n}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Assim:

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$P(-P - z_c \cdot \sigma_P < -\mu < -P + z_c \cdot \sigma_P) = 1 - \alpha$$

$$P(P - z_c \cdot \sigma_P < \mu < P + z_c \cdot \sigma_P) = 1 - \alpha$$

Então, o IC de "1 - α " para π é calculado por:

$$P \pm \hat{\varepsilon}_P \quad \hat{\varepsilon}_P = z_c \hat{\sigma}_P \quad \hat{\sigma}_P = \sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4\right)}{n}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} \xrightarrow{Mn-\xi} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n x_i e^{-\frac{\sum x_i}{\theta}}$$

Exemplo

$$Var(s^2) = \frac{\left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4\right)}{n}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$$

Com base na distribuição das velocidades de uma amostra de 120 carros andando na estrada POA/Osório, determine uma estimativa para a proporção de carros com velocidade acima de 100 km/h, com uma confiabilidade de 95%.

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Tem-se:

$$\hat{\epsilon}_P = z_c \hat{\sigma}_P \sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}$$

Mas: $z_c = 1,96$

$$\hat{\sigma}_P = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = \sqrt{\frac{0,35(1-0,35)}{120}} = 4,3541\%$$

$$\hat{\epsilon}_{\bar{X}} = 1,96 \cdot 4,3541\% = 8,53\%$$

O IC de "1 - α " para π é calculado por:

$$[P - \hat{\epsilon}_P; P + \hat{\epsilon}_P]$$

$$[35\% - 8,53\%; 35\% + 8,53\%]$$

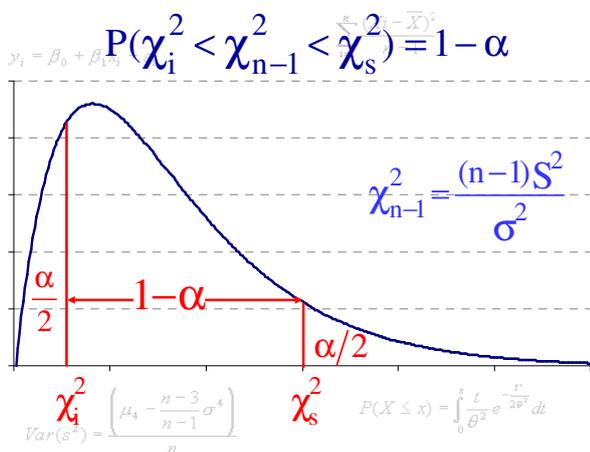
$$[26,47\%; 43,53\%]$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

(C)

Da Variância (Desvio Padrão)

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$



De $P(\chi_i^2 < \chi_{n-1}^2 < \chi_s^2) = 1 - \alpha$

Tem-se:

$$P\left(\frac{1}{\chi_s^2} < \frac{\sigma^2}{(n-1)S^2} < \frac{1}{\chi_i^2}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{1}{\chi_s^2} < \frac{\sigma^2}{(n-1)S^2} < \frac{1}{\chi_i^2}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_s^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_i^2}\right) = 1 - \alpha$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

Então o IC de “1 - α” para σ² é calculado por:

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$\frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}\sqrt{n}f(\xi)} \rightarrow N(0,1)$$

$$\left[\frac{(n-1)S^2}{\chi_s^2}; \frac{(n-1)S^2}{\chi_1^2} \right]$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

Então o IC de “1 - α” para σ é calculado por:

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$\frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}\sqrt{n}f(\xi)} \rightarrow N(0,1)$$

$$\left[\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_s^2}}; \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_1^2}} \right]$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$\frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}\sqrt{n}f(\xi)} \rightarrow N(0,1)$$

Exemplo

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n x_i e^{-\frac{\sum x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Com base na distribuição das velocidades de uma amostra de 120 carros andando na estrada POA/Osório, determine uma estimativa para a **variabilidade da velocidade**, com uma confiabilidade de 95%.

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Tem-se:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$\left[\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_s^2}}; \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_1^2}} \right]$$

Mas:

$$\chi_1^2 = 94,81$$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n x_i e^{-\frac{\sum x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$\chi_s^2 = 145,46$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

O IC de “1 - α” para σ é calculado por:

$$f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$\frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}\sqrt{n}f(\xi)} \rightarrow N(0,1)$$

$$\left[\sqrt{\frac{119.47,4772}{145,46}}; \sqrt{\frac{119.47,4772}{94,81}} \right]$$

[6,23; 7,72]

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1}\sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{r}{2\theta^2}} dt$$

Dimensionamento da Amostra

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

$$f_v(t) = \frac{1}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$

É desejável um IC com alta confiabilidade $(1 - \alpha)$ e pequena amplitude (ε) . Isto requer uma amostra suficientemente grande, pois, para “n” fixo, confiança e precisão varia inversamente.

$$f_v(t) = \frac{1}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

A seguir os tamanhos mínimos necessários de amostras para estimar os principais parâmetros dentro de uma confiabilidade $(1 - \alpha)$ e uma precisão (ε) especificados.

$$f_v(t) = \frac{1}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Para estimar a média de uma população, supondo σ conhecido

$$f_v(t) = \frac{1}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Para estimar a média de uma população, com σ conhecido

$$f_v(t) = \frac{1}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Para estimar a proporção populacional.

$$f_v(t) = \frac{1}{\sqrt{v\pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\theta^{2n}} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2}}$$

$$Var(s^2) = \frac{\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4}{n-1}$$

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt$$

Prof. Lorí Viali, Dr.  UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exemplo

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

Qual o tamanho mínimo de uma amostra para estimarmos a proporção de defeituosos de uma máquina com uma precisão de 3% e uma confiabilidade de 95%. Se (a) nada se sabe sobre esta proporção (b) ela não é superior a 10%.

$$Var(\hat{c}^2) = \frac{\mu_4}{n-1} \sigma^4 \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$


Solução

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$(a) \quad f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{2\nu} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(\frac{Z \frac{t^2}{c}}{\varepsilon}\right)^2 P(1 - P) \quad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2\nu} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \rightarrow i \rightarrow N(0,1)$$

$$n \geq \left(\frac{1,96}{0,03}\right)^2 0,50 \cdot 0,5$$

$$n \geq \frac{1068}{\mu_4} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$


Solução

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$(b) \quad f_v(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{2\nu} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(1 + \frac{Z \frac{t^2}{c}}{\varepsilon}\right)^2 P(1 - P) \quad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2\nu} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \rightarrow i \rightarrow N(0,1)$$

$$n \geq \left(\frac{1,96}{0,03}\right)^2 0,1 \cdot 0,9$$

$$n \geq \frac{385}{\mu_4} \quad P(X \leq x) = \int_0^x \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$
