



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

Estimação

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

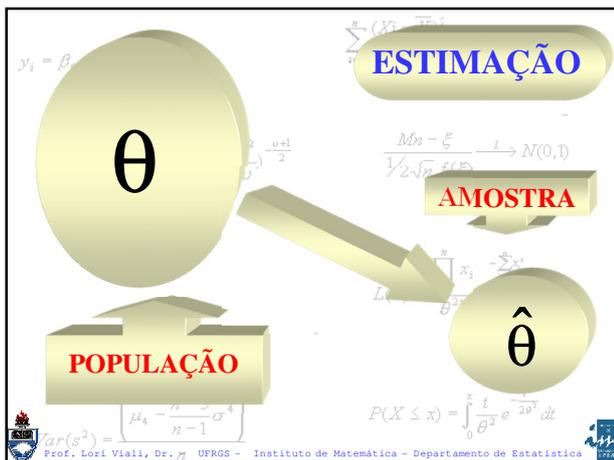
Prof. Lorí Viali, Dr. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$

Estimação

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

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



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

Tipologia de amostragem

Por Ponto

Por intervalo

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

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

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.

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

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

Estimação por Ponto

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

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

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

As características básicas de um estimador são:

A média: $\mu_{\hat{\theta}} = E(\hat{\theta}) \rightarrow N(0,1)$

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

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

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

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

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

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

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

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 .

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

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

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

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

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 .

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Métodos de Estimação

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

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

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

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

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

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

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

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

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.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

A média

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

$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n} = \frac{-3 - 1,2 - 0,5 + 0,9 + 1,1 + 2,2 + 2,8 + 4,5}{8} = \frac{6,8}{8} = 0,85$

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

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

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

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

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

A variância

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

$s^2 = \frac{\sum x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1} = \frac{45,64 - 8 \cdot (0,85)^2}{8-1} = \frac{45,64 - 5,78}{7} = \frac{39,86}{7} \approx 5,69$

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

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

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

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

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

O desvio padrão

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

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

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

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

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

A proporção

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

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

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

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

Exercício dois

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

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

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

- velocidade média
- variabilidade da velocidade
- da proporção de carros acima dos **100 km/h**

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

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

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

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

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

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

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

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

A média

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

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

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

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

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

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

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

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

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

O desvio padrão

$$s = \sqrt{\frac{\sum f_i x_i^2 - n \bar{x}^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{1127950 - 120 \cdot (96,7083)^2}{120-1}}$$

$$= \sqrt{\frac{5649,7917}{119}} = \sqrt{47,4772} \cong 6,89 \text{ km/h}$$

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

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

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

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

A proporção

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

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

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

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

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

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

Estimação por Intervalo

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

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

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

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

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

(A) Da Média

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

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

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

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

Supondo σ conhecido

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

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

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

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

$\frac{\alpha}{2}$ $1 - \alpha$ $\frac{\alpha}{2}$

z_c $-z_c$

$\mu - z_c \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ $\mu + z_c \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

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

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

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

Tem-se:

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

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

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

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

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

$\mu - z_c \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ $\mu + z_c \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

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

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

Assim:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$\mu - z_c \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ $\mu + z_c \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

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

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

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%.

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

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

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

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

Tem-se:

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

Mas: $z_c = 1,96$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$[95,46; 97,96]$

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

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

σ desconhecido

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

$t_{n-1} = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}}$ $t_{1,n=2.1}$ $t_{2,n=3}$

$N(0;1)$

$\frac{\alpha}{2}$ $1-\alpha$ $\frac{\alpha}{2}$

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

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

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

Tem-se:

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

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

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

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

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

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

Assim:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Exemplo

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

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

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

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

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. UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

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

Tem-se:

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

Mas: $t_c = 1,98$

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

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

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

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

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

O IC de “ $1 - \alpha$ ” para μ é calculado por:

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

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

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

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

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

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

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

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

Da Proporção

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

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

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

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

$$\sigma_P = \sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}}$$

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

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

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

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

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

Tem-se:

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

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

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

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

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

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

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

Assim:

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

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

Então, o IC de “ $1 - \alpha$ ” para π é calculado por:

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

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

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

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

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

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

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

Exemplo

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

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

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

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

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

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

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%.

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

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

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

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

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

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

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

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

Tem-se:

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

Mas: $Z_c = 1,96$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

(C)

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

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

Da Variância (Desvio Padrão)

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

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

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

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

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

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

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

$$\chi_{n-1}^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

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

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

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

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

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

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

Tem-se:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Exemplo

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

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

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

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

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 confiança de 90%.

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

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

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

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

Tem-se:

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

Mas:

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

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

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

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

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

α IC de "1 - α " para σ é calculado por:

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

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

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

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

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

Dimensionamento da Amostra

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

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

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

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

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

Prof. Lori 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 - α) e pequena amplitude (ε). Isto requer uma amostra suficientemente grande, pois, para "n" fixo, confiança e precisão varia inversamente.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Para estimar a média de uma população, supondo σ conhecido

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

$$\sqrt{n} = \frac{\sigma \cdot z_c}{\varepsilon}$$

$$n \geq \left(\frac{\sigma \cdot z_c}{\varepsilon}\right)^2$$

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

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

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

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

Para estimar a média de uma população, com σ conhecido

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

$$\sqrt{n} = \frac{s \cdot t_c}{\varepsilon}$$

$$n \geq \left(\frac{s \cdot t_c}{\varepsilon}\right)^2$$

t_c será obtido através de uma amostra piloto n'

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

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

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

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

Para estimar $\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$ proporção populacional.

$$\varepsilon = z_c \frac{\sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}}{\sqrt{\frac{v+1}{2}}} \Rightarrow z_c \sqrt{\frac{P(1-P)}{n}} \sim N(0,1)$$

$$\sqrt{n} = \frac{z_c}{\varepsilon} \sqrt{P(1-P)}$$

$$n \geq \left(\frac{z_c}{\varepsilon} \right)^2 P(1-P)$$

“p” será estimado através de uma amostra piloto n’

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

Exemplo

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%.

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

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

Solução

(a)

$$n \geq \left(\frac{z_c}{\varepsilon} \right)^2 P(1-P)$$

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

$$n \geq 1068$$

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

Solução

(b)

$$n \geq \left(\frac{z_c}{\varepsilon} \right)^2 P(1-P)$$

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

$$n \geq 385$$

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