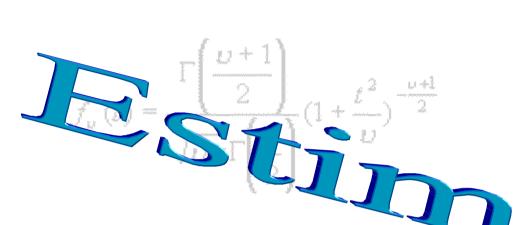
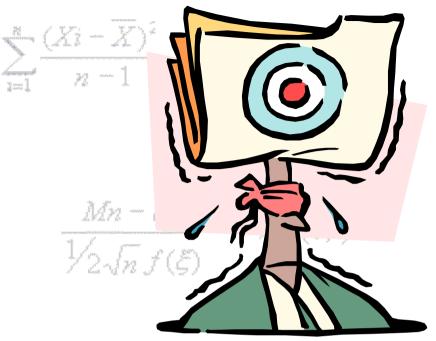
$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$







http://www.pucrs.br/~viali/

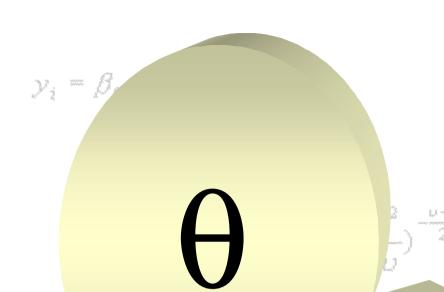
viali@mat.pucrs.br



y, = \(\beta_0 + \beta_1 x_i \) Estimação

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

FIAMATI FACULTRADE DE REFERENCE



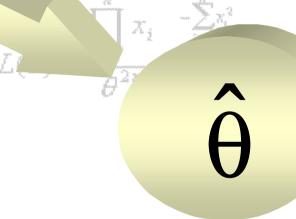


 $\frac{Mn-\xi}{1/2\sqrt{n}}\xrightarrow{I} N(0,1)$

AMOSTRA

POPULAÇÃO





$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dt$$

FAMAT

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

Por Ponto

$$\frac{Mn-\xi}{\frac{1}{2}Jnf(\xi)} \xrightarrow{l} N(0,1)$$

$$L(\theta) = \frac{1}{4\pi} x_1 + \frac{2}{3} x_2^2$$

Por intervalo

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dt$$

v. - 60 + 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.

$$P(X \le x) = \int_{\Theta^2}^{x} e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dt$$

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

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

tilmaga.

Pont Continues of the second s

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



As características básicas de um estimador são:

A média:
$$\mathbf{t}_{\hat{\theta}} = \mathbf{E}(\hat{\theta})$$

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

A Variancia:
$$\sigma_{\hat{\theta}} = V(\theta) = \frac{1}{2}$$

$$=\mathbf{E}\begin{bmatrix}\mathbf{\theta}-\mathbf{E}(\mathbf{\theta})\end{bmatrix}=$$

$$= E(\hat{\theta}^2) - E(\hat{\theta})^2$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística



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

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

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 .

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

variância tem-se uma idéia do erro de cometido na estimação, isto é, o valor

$$\mathbf{O}\hat{\boldsymbol{\theta}} = \sqrt{\mathbf{V}(\hat{\boldsymbol{\theta}})}$$

é denominado de erro padrão de θ .

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

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

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

OUTROS CONCEITOS IMPORTANTES

Erro amostral:
$$\underbrace{\mathbf{E}_{f_{\nu}(\hat{\xi})}^{Mn-\hat{\xi}} - \hat{\mathbf{Q}}_{(0,1)}^{\hat{\theta}}}_{\sqrt{\nu}\pi\Gamma(\frac{\nu}{2})}$$
Viés:
$$\mathbf{B}(\hat{\theta}) = \mathbf{E}(\hat{\theta}) - \theta$$

$$\underline{\mathbf{E}}(\theta) = \underbrace{\mathbf{E}(\hat{\theta}) - \theta}_{\mathbb{E}(\theta)}$$
EQM:
$$\underline{\mathbf{E}}(\theta) = \mathbf{E}(\hat{\theta} - \theta)^{2}$$

$$\frac{2Mn}{2\sqrt{n}} = \frac{2}{2\sqrt{n}} + \frac{2}{2\sqrt{n}} = \frac{2}{2\sqrt{n}}$$

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

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

$$P(X \le x) = \int_0^x dx e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$



Relação entre EQM e Variância

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

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

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

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

$$+2E[\hat{\theta}-E(\hat{\theta})][E(\hat{\theta})-\Phi]$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística



$$y_i = \beta_0 + \beta_1^{\mathbf{C}}$$
omo:

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

$$Segue: \frac{1 + \frac{t^{2}}{2}}{\sqrt{2}\sqrt{n}} \int_{\mathbb{R}^{2}} \mathbb{R}^{1/2} \int_{\mathbb{R}^{2}} \mathbb{R}^{1/2}$$

$$= V(\hat{\theta}) + B(\hat{\theta})^{2}$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(Xi - X)^i}{n-1}$$

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

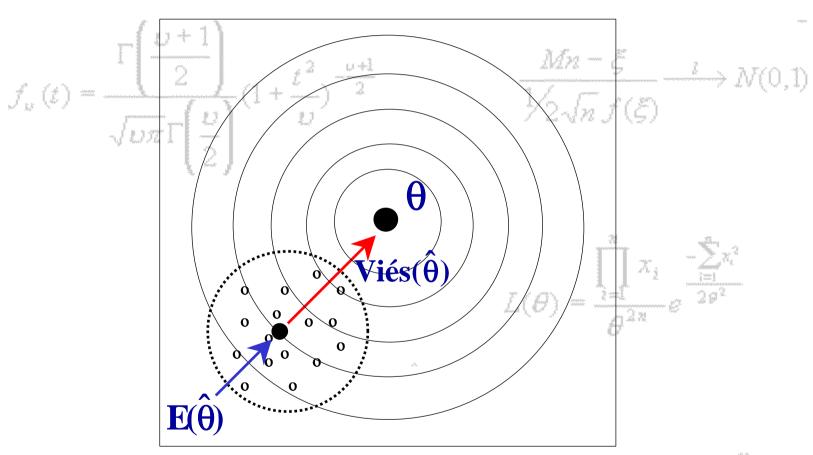
Isto é, o Erro Quadrado Médio de um estimador é a sua Variância somada com o quadrado do Viés.

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

$$P(X \le x) = \int_0^x e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dx$$



Erro Quadrado Médio





 $P(X \le x) = \int_{0}^{x} dx^{-\frac{1}{2\theta^{2}}} dx$



$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(Xi - X)^{i}}{n-1}$$

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



Estimadores



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

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

Seja (X₁, X₂, ..., X_n) uma amostra aleatória de uma variável

(população) X, com um parâmetro de interesse θ. Seja θ uma função da amostra (estimativa de θ).

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$

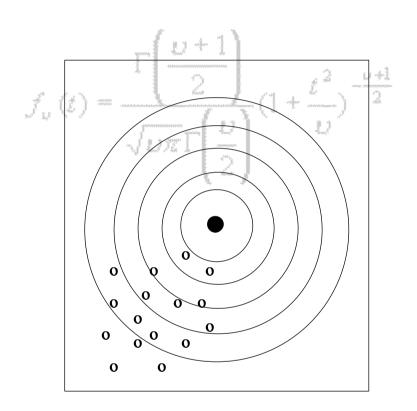
Não Tendenciosidade

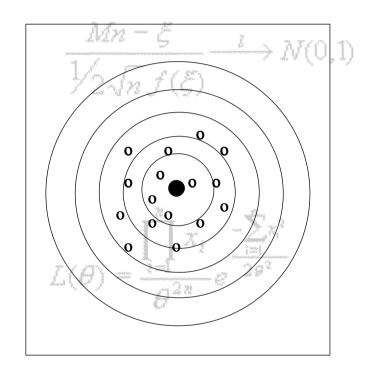
Um estimador é dito não-tendencioso, não-viciado, sem viés ou imparcial se:

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



Tendenciosidade





Tendencioso

Não tendencioso



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

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

$$J_{\nu}(t) = \frac{1}{\sqrt{n\pi}} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{e^{2\pi i x}} dt$$



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

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

Amédia da amostra X é um estimador não-viciado de μ, isto é: $L(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i}{\sum_{i=1}^{N} x_i}$

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

$$P(X \le x) = \int_0^x e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dx$$



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

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

A proporção amostral estimador não-

viciado de π, isto é:

ado de
$$\pi$$
, isto é:
$$\mu_{P} = E(P) = \pi$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$



$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(Xi - X)^i}{n-1}$$

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

A variância da amostra "S2" é um estimador viciado

de σ^2 , isto é:

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

$$P(X \le x) = \begin{pmatrix} 2x - 3 & x \\ 3x - 1 & x \end{pmatrix}$$



$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(X^n - X)^n}{n-1}$$

A variância da amostra "S²", "calculada com "n-1"

no denominador é um estimador não viciado de σ^2 , isto é:

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

$$P(X \le x) = \int_{S^2} e^{-2x^2} dx$$

y, - \beta_0 + \beta_1 x_1 Consistencia.

se:

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

 $\lim_{\theta \to 0} V(\hat{\theta}) = 0$

$$P(X \le x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{dx}{x^2 - 1} dx$$

$$P(X \le x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{dx}{x^2} dx$$



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

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

$$J_{\nu}(t) = \frac{1}{\sqrt{n\pi}} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{e^{2\pi i x}} dt$$



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

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

A média da amostra $\overline{\mathbf{x}}$ é um estimador consistente de µ, isto é:

$$\lim_{n \to \infty} V(\overline{X}) = \lim_{n \to \infty} \frac{2^{2}}{n} = 0$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$



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

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

A proporção amostral (P) de dinador

consistente de π, isto é:

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

$$P(X \le x) = \int_0^x dx e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$



$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(X^2 - \overline{X})^2}{n-1}$$

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

consistente de σ², isto é

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

$$\lim_{n \to \infty} n \to \infty$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

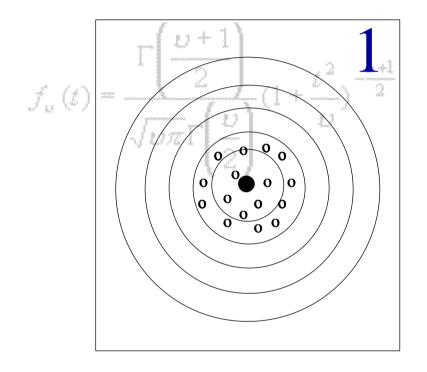


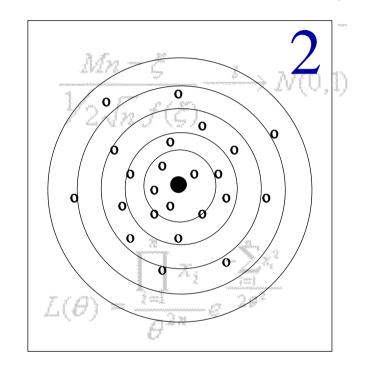
Eficiência

Dados dois estimadores não-tendenciosos de um

mesmo parâmetro, o mais eficiente é o que apresenta

Eficiência





estimador eficiente que o "2"

P(X \ x) = \(\frac{1}{2} \)

mais

$$P(X \le x) = \int_0^x dx e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dx$$

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

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(Xi - \overline{X})^i}{n-1}$$

$$f_{\nu}(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} (1 + \frac{t^2}{\nu})^{\frac{\nu+1}{2}} \qquad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{(nf)}}$$

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

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{dx}{dx} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$



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

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

Amédia (simples) da amostra \overline{x} \equiv um estimador mais eficiente de u, do que qualquer média ponderada.



$$y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \varepsilon_1$$

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

Estimação

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$

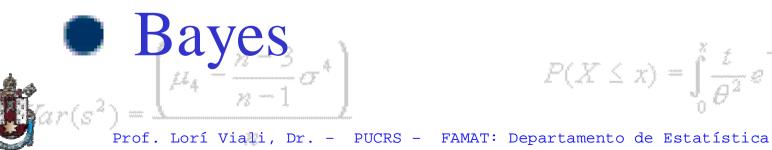


$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(X_i - X_i)^i}{n-1}$$



- Minimos Quadrados

 Maxima Verossimilhança
- MELNT (Melhor Estimativa Linear Não Tendenciosa)



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

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.

 $P(X \le x) = \int_0^x e^{-2\theta} dx$

- PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(x_n - \overline{x})^n}{n-1}$$

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

Este método produz estimadores que são consistentes e assintoticamente normais.

$$P(X \le x) = \int_0^x d^{2x} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$

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

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

$$f_{u}(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{u+1}{2}\right)}{\sqrt{u\pi}\Gamma\left(\frac{u}{2}\right)} (1 + \frac{t^{2}}{u})^{\frac{u+1}{2}} \qquad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2\sqrt{n}} f(u)} = \frac{1}{\sqrt{2\sqrt{n}}} \frac{1}{\sqrt{2\sqrt{n}}} \int_{0}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{n}} \int_{0}^{\infty} \frac{1}$$

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

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



 $\sum_{i=\beta_0+\beta_1x_i}$ Considere $\sum_{i=0}^{\infty} \frac{(x_i-x_i)^2}{O_{i-1}}$ seguinte conjunto de valores:

Determine estimativas da:

(a) Média

(b) Variabilidade

(c) Da proporção de positivos

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(x_i - \overline{x})^2}{n-1}$$

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

$$\overline{\mathbf{x}} = \frac{\sum_{\mathbf{X}_{i}}^{\mathbf{X}_{i}} \overline{\mathbf{x}}_{i}}{\mathbf{n}}$$

$$= \frac{-3 - 1,2 - 0,5 + 0,9 + 1,1 + 2,2 + 2,8 + 4,5}{8}$$

$$=\frac{6.8}{8} = 0.85$$

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

$$s^{2} = \frac{\sum x_{i}^{2} - n \overline{x}^{2}}{n-1} = \frac{45,64 - 8.(0,85)^{2}}{8-1} =$$

$$=\frac{45,64-5,78}{8-11}=\frac{39,86}{7} \cong 5,69$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística



y, Bo + O desvio padrão

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

$$s = \sqrt{\frac{\sum x_i^2 - n \overline{x}^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{45,64 - 8.(0.85)^2}{8 - 1}}} = \sqrt{\frac{45,64 - 8.(0.85)^2}{8 - 1}} = \sqrt{\frac{45,64 - 8.(0.85)^2}{8 - 1}}} = \sqrt{\frac{45,64 - 8.(0.85)^2}{8 - 1}} = \sqrt{\frac{45,64 - 8.(0.85)^2}{8 - 1}}}$$

$$= \sqrt{\frac{45,64 - 5,78}{8 - 1}} = \sqrt{\frac{39,86}{7}} = \sqrt{\frac{5,6943}{5,6943}} \approx 2,39$$

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

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

$$P(X \le x) = \int_0^x e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dx$$



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

$$f_{\nu}(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} (1 + \frac{t^2}{\nu})^{\frac{\nu+1}{2}} \qquad \frac{Mn - \xi_1}{\sqrt{2\sqrt{n}}} (2\pi)^{\frac{\nu}{2}}$$

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

$$P(X \le x) = \int_{\theta^2}^{\infty} e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dt$$



Com base na distribuição da velocidades de uma amostra de **120** carros andando na estrada POA/Osório, determine estimativas da: 2 (n f (s)

- (a) velocidade média
- (b) variabilidade da velocidade
- (c) da proporção de carros acima dos 100 km/h 3

$$P(X \le x) = \int_0^x \frac{dx}{dx} e^{-\frac{x}{2}x^2} dx$$

 $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$ Velocidades

Frequência

Total



**	$(Xi - \overline{X})^i$
1	
and the same of	1

Velocidades	Frequência	X _i	$f_i x_i$			
80 — 85	8	82,5	660,0			
85 1 90	13	1/87,5	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	13,97,5			
Total	a 120 p	$(X \leq x) = \int_{-\pi}^{x}$	11605			
$Var(s^2) = \underbrace{1}_{2}$		0.4				

$$\lambda_{i} = \beta_{0} + \beta_{1} x_{i} A_{i}$$
 média $\lambda_{i} = \lambda_{i} + \lambda_$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(X^n - \overline{X})^2}{n-1}$$

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

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

$$P(X \le x) = \int_0^x dx e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$



- A	(X)	reinin	$\overline{X})^{i}$	
A. C.				
de la companya della companya della companya de la companya della			. "	

							
Velocidades	Freqüência	\mathbf{x}_{i}	$f_i x_i^2$				
80 85	8	3 W 3 F X (54450,00				
85 90	13	87,5	99531,25				
90 95	24	92,5	205350,00				
95 100	33	97,5	313706,25				
100 105	29	102,5	304681,25				
105 110	13	107,5	150231,25				
Total	3 120	$P(X \le x) =$	<u>1127950</u>				
$Var(s^2) = \underbrace{1}_{2}$							

y, Bo + O desvio padrão

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n \overline{x}^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - 1}} = \frac{2}{2\sqrt{n}} = \frac{2}{2\sqrt{n}}$$

$$1127950 -120.(96,7083)^{2}$$

$$120 -1$$

$$= \sqrt{\frac{5649,7917}{119}} = \sqrt{47,4772} \cong 6,89 \text{ km/h}$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

Aproporção na l

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

$$p = \frac{f}{n} = \frac{(29 + 13)}{120}$$

$$= \frac{42}{120} = 0,35 = 35\%$$
of. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

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

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





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

a Média



Supondo σ conhecido

$$P(\overline{z} + \overline{z} + \overline{z}) = 1 - \alpha$$

$$f_{v}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\Gamma(\frac{v}{2})} \xrightarrow{(1 + \frac{t^{2}}{v})^{\frac{v+1}{2}}} \xrightarrow{\frac{v+1}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}f(\xi)} \xrightarrow{N(0,1)} N(0,1)$$

$$\frac{\alpha}{\sqrt{2\pi}\Gamma(\frac{v}{2})} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}f(\xi)} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \xrightarrow{\frac{v}{2}} \xrightarrow{\frac$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^{n} \mathbf{e}_i$$

$$P(-z_c < \overline{z_{z_c}}) = 1 - \alpha$$

$$f_{i}(t) = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{2}{3}\right)^{\frac{i+1}{2}}$$

$$\frac{Mn-\xi}{V_2 \cdot J_n f(\xi)} \xrightarrow{N} N(0,1)$$

$$P(-z_{c} < \frac{\overline{x}_{c}}{\overline{x}_{c}} < z_{c}) = 1 - \alpha$$

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

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

Assim:

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

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

$$P(\overline{X} - \overline{Z_c}, \overline{X} < \mu < \overline{X} + \overline{Z_c}, \overline{O_X}) = 1 - \alpha^{-1}$$

Então, o IC de "1 – α " para μ é

calculado por:

$$\overline{X} \pm \varepsilon_{\overline{X}} \qquad \varepsilon_{\overline{X}} = z_c \sigma_{\overline{X}}$$

$$\mathbf{X} \pm \mathbf{E}_{\mathbf{X}}$$
 $\mathbf{E}_{\mathbf{X}} = \mathbf{Z}_{\mathbf{C}} \mathbf{G}_{\mathbf{X}}$ $\mathbf{G}_{\mathbf{X}} = \mathbf{G}_{\mathbf{X}}$ Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

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

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

$$f_{n}(t) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(1 + \frac{t^{2}}{2}\right)^{\frac{n+1}{2}} \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{\xi}{2}\right)^{\frac{n}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{x_{1}}{\sqrt{2}} \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2}}{2\theta^{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{2^{2n}} \left(\frac{2^{n}}{2^{n}} \right)^{n}$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} dx^{-\frac{x}{2}} dx$$



Va Po + Po 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 confiabilidade de 95%. Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

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

$$T_{em-se}^{y_i - \beta_0 + \beta_1 x_i + s_i}$$

$$\frac{\mathbf{X}}{\mathbf{X}} + \mathbf{S} = \mathbf{Z}_{\mathbf{c}} \mathbf{S} = \mathbf{Z}_{\mathbf{c}} \mathbf{S} = \mathbf{X} \mathbf{S} = \mathbf{X$$

$$z_c = 1,96$$

$$z_{c} = 1.96$$

$$\sigma_{\overline{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{7}{\sqrt{120}} = 0.6390$$

$$\epsilon_{\overline{X}} = 1,96.0,6390 = 1,25$$

Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística



$$y_i = \beta_0 + \beta Q + IC$$
 de "1 $-\frac{\sum_{i=1}^{N-N}}{N^{2}}$ para μ é

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

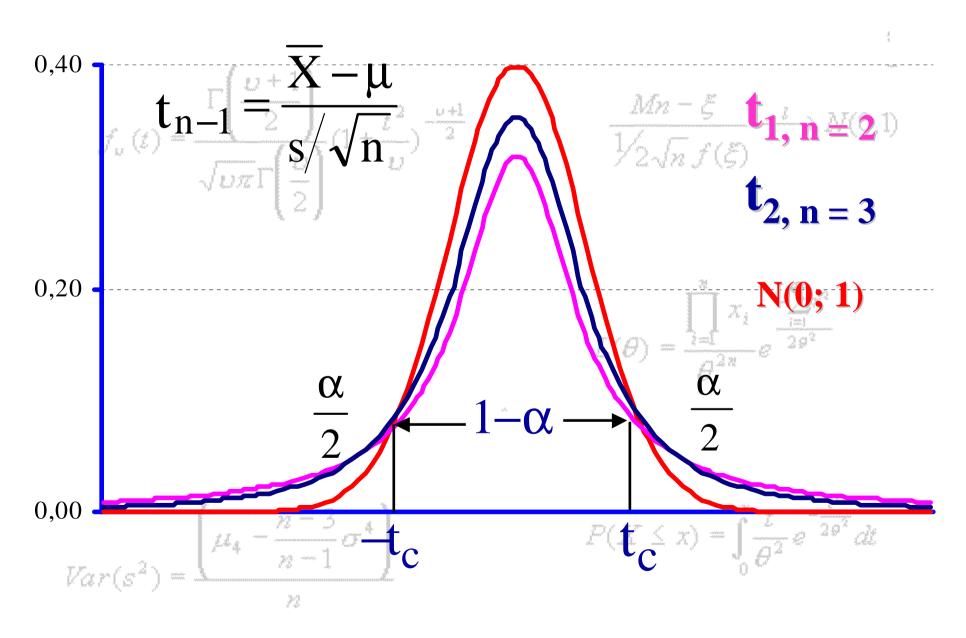
95,46; 97,96

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \int_{$$

$$P(X \le x) = \int_0^x e^{-\frac{x}{2\theta^2}} dx$$

σ desconhecido

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



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

$$P(-t_c < \frac{u_{\overline{X}}}{C_{\overline{X}}} < t_c) = 1 - \alpha$$

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

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

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$



Assim:

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

$$P(-\overline{X} - t_{c} \cdot \hat{\sigma}_{\overline{X}} < -\mu < -\overline{X} + t_{c} \cdot \hat{\sigma}_{\overline{X}}) = 1 - \alpha$$

$$P(\overline{X} - t_{c} \cdot \hat{\sigma}_{\overline{X}} < \mu < \overline{X} + t_{c} \cdot \hat{\sigma}_{\overline{X}}) = 1 - \alpha$$

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

$$\widehat{X} \pm \hat{\epsilon}_{\widehat{X}} \qquad \widehat{\epsilon}_{\widehat{X}} = t_c \hat{\sigma}_{\widehat{X}} \qquad \widehat{\sigma}_{\widehat{X}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$Prof. \ Lorí \ Vialli, \ Dr. - \ PUCRS - \ FAMAT: \ Departamento \ de \ Estatística$$

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

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

$$f_{n}(t) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(1 + \frac{t^{2}}{2}\right)^{\frac{n+1}{2}} \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{\xi}{2}\right)^{\frac{n}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{x_{1}}{\sqrt{2}} \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2}}{2\theta^{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{2^{2n}} \left(\frac{2^{n}}{2^{n}} \right)^{n}$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} dx^{-\frac{x}{2}} dx$$



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

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

Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

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

$$T_{\text{em-se}}^{y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i}$$

$$\frac{1}{X} + \frac{1}{2} + \frac{1}$$

Mas:
$$t_c = 1,98$$

$$t_c = 1.98$$

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

$$\hat{\epsilon}_{\overline{X}} = 1,98.0,6290 = 1,25$$
Prof. Lorí Vialli, Dr. - PICRS - FAMAT: Departamento de Estatística



$$y_i = \beta_0 + \beta Q + IC$$
 de "1 $-\frac{\sum_{i=1}^{N-N}}{N^{2}}$ para μ é

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

95,46; 97,96

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



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

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(X_n - X_n)^n}{n-1}$$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1}{2}$$

Da Proporção



$$y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{i} \mathbf{P} \left(-\mathbf{Z}_{\mathbf{C}} < \mathbf{Z} < \mathbf{Z}_{\mathbf{C}}^{\frac{n}{2}} \right)^{2} = 1 \mathbf{I} - \alpha$$

$$\mathbf{\sigma}_{\mathbf{P}}^{f} \stackrel{(\mathcal{L})}{=} \sqrt{\frac{\mathbf{P}(1 - \mathbf{P})}{\sqrt{\mathbf{D}\pi} \Gamma(\mathbf{n})}}$$

$$\mathbf{\rho}_{\mathbf{P}}^{f} \stackrel{(\mathcal{L})}{=} \sqrt{\frac{\mathbf{P}(1 - \mathbf{P})}{\sqrt{\mathbf{D}\pi} \Gamma(\mathbf{n})}}$$

$$\mathbf{\rho}_{\mathbf{P}}^{f} \stackrel{(\mathcal{L})}{=} \sqrt{\frac{\mathbf{P}(1 - \mathbf{P})}{\sqrt{\mathbf{D}\pi} \Gamma(\mathbf{n})}}$$

$$\mathbf{\rho}_{\mathbf{P}}^{f} \stackrel{(\mathcal{L})}{=} \sqrt{\frac{\mathbf{P}(1 - \mathbf{P})}{\mathbf{P}(1 - \mathbf{P})}}$$

$$P(-z_c < \overline{z_c}) = 1 - \alpha$$

$$Tem_{J_{u}(t)} = \frac{\sum_{z=1}^{\infty} \frac{1}{2} \frac{1}{2}}{\sum_{z=1}^{\infty} \frac{1}{2} \frac{1}{2}} \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2\sqrt{n}} f(\xi)} \frac{1}{\sqrt{2\sqrt{n}} f(\xi)}$$

$$P(-z_{c} < \frac{\nabla P}{\sigma_{P}} < z_{c}) = 1 - \alpha$$

$$P(-z_{c} \cdot \sigma_{P} < P - \mu < z_{c} \cdot \sigma_{P}) = 1 - \alpha$$

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

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

Assim:

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

$$P(-P-z_{c}\cdot\sigma_{P}<-\mu<-P+z_{c}\cdot\sigma_{P})=1-\alpha$$

$$P(P - z_c \cdot \sigma_P) = 1 - \alpha^{N(0,1)}$$

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

$$P \pm \hat{\epsilon}_{P}$$

$$\hat{\varepsilon}_{P} = z_{c} \hat{\sigma}_{P}$$

$$P \pm \hat{\epsilon}_{P} \qquad \hat{\epsilon}_{P} = Z_{c} \hat{\sigma}_{P} \qquad \hat{\sigma}_{P} = \sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}$$

$$Prof. Lori Vialli, Pr. = PUCPS = FAMAT: Departments de Estatística.$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{1}{\theta^2} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dt$$



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

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

$$f_{n}(t) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(1 + \frac{t^{2}}{2}\right)^{\frac{n+1}{2}} \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{\xi}{2}\right)^{\frac{n}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{x_{1}}{\sqrt{2}} \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2}}{2\theta^{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{2^{2n}} \left(\frac{2^{n}}{2^{n}} \right)^{n}$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} dx^{-\frac{x}{2}} dx$$



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%.

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dt$$

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

$$x_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$
Tem-se:

$$P + \hat{\epsilon}_{P} + \hat{\epsilon}_{P} + \hat{\epsilon}_{C} \hat{\delta}_{P} + \hat{\epsilon}_{C} \hat{\delta}_{P}$$

Mas:
$$z_c =$$

Mas:
$$z_c = 1.96$$

$$\hat{\sigma}_P = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = \sqrt{\frac{0.35.(1-0.35)}{120}} = 4.3541\%$$

$$\hat{\epsilon}_{X}$$
 = 1,96.4,3541 = 8,53%

Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística



$$y_i = \beta_0 + \beta Q + IC$$
 de "1 $-\frac{\sum_{\alpha'} (\alpha')^2}{\alpha'^2}$ para π é

calculado por:
$$\begin{bmatrix} P - \hat{\epsilon}_{P}, P + \hat{\epsilon}_{P} \end{bmatrix}$$

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

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

26,47%; 43,53%

$$P(X \le x) = \int_{\mathbb{R}^2} \frac{1}{x^2} dx$$

$$P(X \le x) = \int_0^x e^{-\frac{x}{2}e^{-\frac{x}{2}e^{x}}} dx$$

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

$$\frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{1}{\sqrt{2}} \right) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{1}{\sqrt{2}} \right) = \frac{1$$

Da Variância (Desvio Padrão)



$$P(X \le x) = \int_{\theta^2}^{\infty} dx e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$



$$y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1} \frac{P}{\lambda_{1}} \left(\chi_{i}^{2} < \chi_{n-1}^{2} < \frac{\chi_{n}^{2}}{\chi_{s}^{2}} \right) = 1 - \alpha$$

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

$$P(\chi_{i_{1}, i_{2}, i_{3}, i_{4}}^{2} < \chi_{s}^{2}) = \chi_{s}^{2} + \chi_{s}^{2}$$

$$P(\frac{1}{\chi_s^2} < \frac{\sigma^2}{(n-1)S^2} < \frac{1}{\chi_i^2}) = \prod_{i=1}^n \alpha_i^2$$

$$P(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{S}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_{i}^2}) = 1 - \alpha$$
Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

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

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

Então o IC de "1 –
$$\alpha$$
" para σ^2 é calculado por: $\frac{Mn-\xi}{2}$ $\frac{Mn-\xi}{2\sqrt{n}f(\xi)}$

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

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

$$P(X \le n) = \int_0^{\infty} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t}{2\theta^2}} dt$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(x_n - \overline{x})^2}{n-1}$$

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

Então o IC de "
$$1 - \alpha$$
" para σ é calculado por:

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

$$\frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{s}^{2}}; \qquad \frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{i}^{2}}$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{d}{dx} e^{-\frac{x^2}{2\beta^2}} dx$$



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

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

$$f_{n}(t) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(1 + \frac{t^{2}}{2}\right)^{\frac{n+1}{2}} \qquad \frac{Mn - \xi}{\sqrt{2}} \qquad \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{\xi}{2}\right)^{\frac{n}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^{\frac{n+1}{2}} \qquad \frac{2\pi^{2}}{\sqrt{2}} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^{\frac{n+1}{2}}$$

$$L(\theta) = \frac{1}{a^{2n}} e^{-\frac{2\pi^2}{2\theta^2}}$$

$$(ar(s^2) = \frac{2}{3}a^4$$

$$P(X \le x) = \int_0^x \frac{d}{dx} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$



$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(Xi - \overline{X})^i}{n-1}$$

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

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,

confiabilidade de 95%.

 $P(X \le x) = \int_{\mathbb{R}^2} \frac{1}{2^n} dx$ Prof. Lorí Vicini

$$T_{g} = S_0$$
 Tem-se:

$$\frac{(n^{\frac{1}{2}} - 1) S^{2}}{(n^{\frac{1}{2}} - 1) S^{2}}, \qquad \frac{(n^{\frac{1}{2}} - 1) S^{2}}{(n^{\frac{1}{2}} - 1) S^{2}}, \qquad \frac{(n^{\frac{2$$

$$\frac{(n_{M}-1)s^{2}}{\frac{1}{2\sqrt{n}}f(2)}$$

Mas:

$$\chi_i^2 = 94.81$$

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

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



$$y_i = \beta_0 + \beta Q + \epsilon IC$$
 de "1

$$\sigma = \sigma_0 + \sigma \Omega + \sigma \Omega$$
 de "1 $-\frac{\sigma^2}{\sigma^2}$ para σ é

calculado por:

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

$$\begin{bmatrix} \sqrt{119.47,4772} \\ \sqrt{145,46} \end{bmatrix}; \sqrt{\frac{119.47,4772}{94,81}} \\ [6.23: 7.72]$$

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} \frac{dx}{dx} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(Xi - X)^i}{n-1}$$

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

Amostra

 $P(X \le x) = \int_{-2\pi}^{2\pi} dx$



Édesejável 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.

Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística

A seguir os tamanhos mínimos necessários de amostras para estimar os principais parâmetros dentro de uma confiabilidade (1^{θ}) uma precisão (ε) especificados. $P(X \le x) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} dx$ $P(X \le x) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} dx$

Para estimar a média de uma população, supondo σ conhecido

$$f_{v}(t) = \frac{\mathcal{E}\left[\frac{v+1}{2}\right]Z}{\sqrt{v\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} = \frac{\mathcal{E}\left[\frac{v+1}{2}\right]Z}{\sqrt{n}} = \frac{\mathcal{E}\left[\frac{$$

Para estimar a média de uma população, com σ conhecido

$$\varepsilon = |t_c| + |t_c| +$$

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

t_c será obtido através de uma amostra piloto n'

$$P(X \le x) = \int_{0}^{x} dx^{-\frac{x}{2}} dx$$



Para estimar za proporção populacional.

$$\varepsilon = \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty}$$

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

$$n \geq \left(\frac{z_{c}}{z_{c}}\right)^{2} P (1 - P)$$
 uma amostra
$$\sum_{P(X \leq z_{c})}^{2} P(X \leq z_{c})^{2} P(X \leq z_{c})^{2}$$

será através



Exemble

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%.

Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística



$\sum_{y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i} \mathbf{Solute}(\mathbf{x}_i)$

$$n \ge \left(\frac{1,96}{0,03}\right)^2 0,50.0,5$$

$$n \geq 1068$$

$$\text{Prof. Lorí Viali, Dr. - PUCRS - FAMAT: Departamento de Estatística}$$

$$P(X \le x) = \int_0^x \frac{dx}{dx} e^{-\frac{x^2}{2\beta^2}} dx$$

$\sum_{y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i} \mathbf{Solute}(\mathbf{a}_i)$

$$n \ge \left(\frac{1,96}{0,03}\right)^2 0,1.0,9$$

$$P(X \le x) = \int_0^x \frac{d}{dx} e^{-\frac{x^2}{2\beta^2}} dx$$

Até a proxima

