Estatística: Aplicação ao Sensoriamento Remoto

SER 204 - ANO 2024

Intervalo de Confiança (Extra)

Camilo Daleles Rennó

camilo.renno@inpe.br http://www.dpi.inpe.br/~camilo/estatistica/

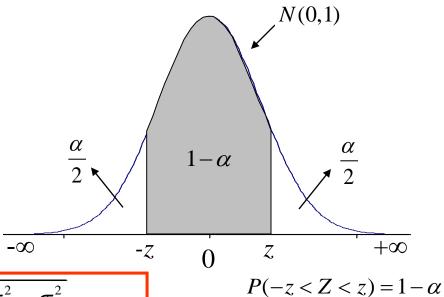
Intervalo de Confiança para μ_1 - μ_2

$$X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$
 $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ μ_i desconhecidas, mas σ_i^2 conhecidas

$$\overline{X}_1 \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1})$$
 $\overline{X}_2 \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$ $\overline{X}_1 - \overline{X}_2 \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$

$$\frac{(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) - (\mu_{1} - \mu_{2})}{\sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}} N(0,1)$$

$$P(-z < \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} < z) = 1 - \alpha$$



$$P(\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - z\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{X}_1 - \bar{X}_2 + z\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}) = 1 - \alpha$$

IC para μ_1 - μ_2

Intervalo de Confiança para μ_1 - μ_2

$$X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$
 $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ $\mu_i \in \sigma_i^2$ desconhecidas

$$\frac{(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1) \qquad \frac{(n_1 - 1)s_1^2}{\sigma_1^2} + \frac{(n_2 - 1)s_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{n_1 + n_2 - 2}^2$$

$$\frac{(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}} \sim t_{n_1 + n_2 - 2}$$

$$P(-t < \frac{(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}} < t) = 1 - \alpha$$

$$P(\overline{X}_1 - \overline{X}_2 - t\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < \dots) = 1 - \alpha$$

$$\frac{1-\alpha}{0} \qquad \frac{\alpha}{2}$$

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

IC para μ_1 - μ_2 (atenção: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ t homocedástico)

Intervalo de Confiança para μ_1 - μ_2

$$\begin{split} X_1 &\sim N(\mu_1, \sigma_1^2) \qquad X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \qquad \mu_i \text{ e } \sigma_i^2 \text{ desconhecidas} \\ &\frac{(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1) \qquad \text{(consider and o } \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \text{)} \\ &\frac{(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim t_g \qquad g \approx \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2 + \left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2} \\ &P(-t < \frac{(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} < t) = 1 - \alpha \end{split}$$

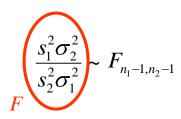
IC para μ_1 - μ_2 (atenção: $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ t heterocedástico)

Intervalo de Confiança para σ_1^2/σ_2^2

$$X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

$$X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

 $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ $\mu_i \in \sigma_i^2$ desconhecidas

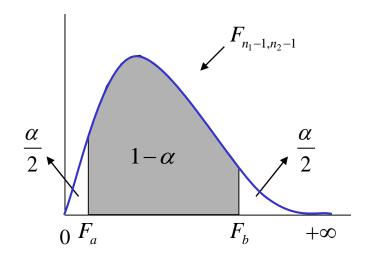


$$P(F_a < \frac{s_1^2 \sigma_2^2}{s_2^2 \sigma_1^2} < F_b) = 1 - \alpha$$

$$P(\frac{1}{F_b} < \frac{s_2^2 \sigma_1^2}{s_1^2 \sigma_2^2} < \frac{1}{F_a}) = 1 - \alpha$$

$$P(\frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_b} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_a}) = 1 - \alpha$$

IC para σ_1^2/σ_2^2



$$P(F_a < F < F_b) = 1 - \alpha$$

OBS: por exemplo, se 1 - α = 95%

$$\begin{split} F_a \to F_{0,975;n_1-1;n_2-1} &\implies \frac{1}{F_a} \to F_{0,025;n_2-1;n_1-1} \\ F_b \to F_{0,025;n_1-1;n_2-1} & \end{split}$$

IC para μ_1 - μ_2 e σ_1^2/σ_2^2

Exemplo: duas v.a. quaisquer têm distribuições desconhecidas com médias e variâncias também desconhecidas. Retira-se uma amostra de cada população e calcula-se a média e a variância para cada amostra. Construa um IC de 95% para a razão entre variâncias e para a diferença entre médias supondo que

$$n_1 = 26$$
 $\overline{X}_1 = 10,3$ $s_1^2 = 2,34$

$$n_2 = 41$$
 $\overline{X}_2 = 15,7$ $s_2^2 = 1,91$

IC para σ_1^2/σ_2^2

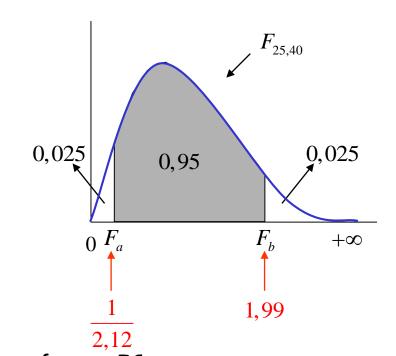
$$P(\frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_b} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_a}) = 0,95$$

$$P(\frac{2,34}{1,91} \frac{1}{1,99} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{2,34}{1,91} 2,12) = 0,95$$

$$P(0,615 < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 2,597) = 0,95$$

As variâncias podem ser iguais?

R: não há razão para discordar disso. \Rightarrow pode-se fazer o IC para μ_1 - μ_2 (homocedástico)



IC para μ_1 - μ_2 e σ_1^2/σ_2^2

Exemplo: duas v.a. quaisquer têm distribuições desconhecidas com médias e variâncias também desconhecidas. Retira-se uma amostra de cada população e calcula-se a média e a variância para cada amostra. Construa um IC de 95% para a razão entre variâncias e para a diferença entre médias supondo que

$$n_1 = 26$$
 $\overline{X}_1 = 10,3$ $s_1^2 = 2,34$
 $n_2 = 41$ $\overline{X}_2 = 15,7$ $s_2^2 = 1,91$

IC para μ_1 - μ_2

$$P(\overline{X}_1 - \overline{X}_2 - tK < \mu_1 - \mu_2 < \overline{X}_1 - \overline{X}_2 + tK) = 0,95$$

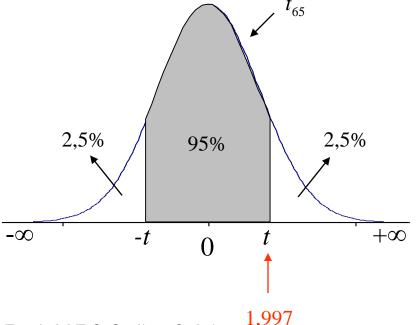
$$K = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

$$K = \sqrt{\frac{252,34+401,91}{65}}\sqrt{\frac{1}{26} + \frac{1}{41}} = 0,361$$

$$P(10, 3-15, 7-1, 997\ 0, 361 < \mu_1 - \mu_2 < 10, 3-15, 7+1, 997\ 0, 361) = 0,95$$

$$P(-6,121 < \mu_1 - \mu_2 < -4,679) = 0.95$$
 $\mu_1 = \mu_2$? $\Rightarrow \mu_1 < \mu_2$

$$\mu_1 = \mu_2$$
? $\Rightarrow \mu_1 < \mu_2$

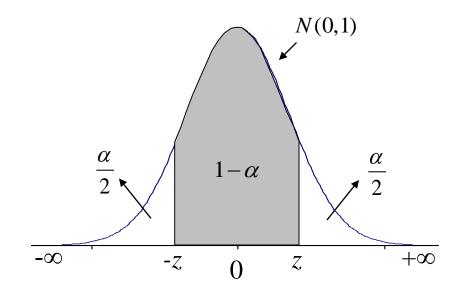


Intervalo de Confiança para $p_1 - p_2$

$$\hat{p}_1 \sim N(p_1, \frac{p_1 q_1}{n_1})$$
 $\hat{p}_2 \sim N(p_2, \frac{p_2 q_2}{n_2})$ $\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \sim N(p_1 - p_2, \frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2})$

$$\frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

$$P(-z < \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} < z) = 1 - \alpha$$



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

$$P(\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - z\sqrt{\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{n_2}} < p_1 - p_2 < \hat{p}_1 - \hat{p}_2 + z\sqrt{\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{n_2}}) = 1 - \alpha$$

IC para
$$p_1 - p_2$$

Intervalos de Confiança (Resumo)

para
$$\mu \left\{ egin{array}{ll} N(0,1) & ext{se } \sigma^2 \, cupe{e} \, ext{conhecida} \\ t_{n-1} & ext{se } \sigma^2 \, cupe{e} \, ext{desconhecida} \end{array}
ight.$$

para
$$\sigma^2$$
 $\bigg\{ \, \chi^2_{n-1} \,$

$$\text{para } \mu_1 - \mu_2 \begin{cases} N(0,1) & \text{se } \sigma_1^2 \text{ e } \sigma_2^2 \text{ são conhecidas} \\ t_{n_1+n_2-2} & \text{se } \sigma_1^2 \text{ e } \sigma_2^2 \text{ são desconhecidas, mas } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ t_g & \text{se } \sigma_1^2 \text{ e } \sigma_2^2 \text{ são desconhecidas, mas } \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \end{cases}$$

para
$$rac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} igg\{ F_{n_1 ext{-}1,n_2 ext{-}1}$$

para
$$p
del N(0,1)$$

para
$$p_1 - p_2 \begin{cases} N(0,1) \end{cases}$$