

Duração: 60+15 minutos

Teste 2A

Justifique convenientemente todas as respostas

1. Um engenheiro mecânico propõe a utilização do seguinte estimador da variância populacional σ^2 : (4.0)
 $T = \frac{n-1}{n+1} S^2$, onde $S^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2)$ é a variância corrigida da amostra aleatória de dimensão n , (X_1, \dots, X_n) .

Após ter deduzido $E(S^2)$, mostre que o enviesamento de T é igual a $c\sigma^2$, onde c é uma constante real. Obtenha o valor de c quando $n = n$. Preencha a caixa abaixo com o resultado obtido com, pelo menos, quatro casas decimais.

- **Estimador de σ^2**

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

- **Valor esperado de S^2**

[Ao notarmos que $E(Z^2) = V(Z) + E^2(Z)$, $E(\bar{X}) = \mu$ e $V(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$, segue-se, para qualquer valor positivo de σ^2 ,]

$$\begin{aligned} E(S^2) &= \frac{1}{n-1} E \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 \right) - n(\bar{X})^2 \right] \\ &= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n E(X_i^2) - nE[(\bar{X})^2] \right\} \\ &= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n [V(X_i) + E^2(X_i)] - n \times [V(\bar{X}) + E^2(\bar{X})] \right\} \\ &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (\sigma^2 + \mu^2) - n \times \left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 \right) \right] \\ &= \frac{1}{n-1} (n\sigma^2 + n\mu^2 - \sigma^2 - n\mu^2) \\ &= \frac{1}{n-1} (n-1)\sigma^2 \\ &= \sigma^2. \end{aligned}$$

[Logo S^2 é um estimador centrado de σ^2 .]

- **Outro estimador de σ^2**

$$T = \frac{n-1}{n+1} S^2$$

- **Enviesamento de T**

$$\begin{aligned} E \left[\frac{(n-1)S^2}{n+1} \right] - \sigma^2 &= \frac{n-1}{n+1} E(S^2) - \sigma^2 \\ &= \frac{n-1}{n+1} \sigma^2 - \sigma^2 \\ &= \frac{(n-1) - (n+1)}{n+1} \sigma^2 \\ &= -\frac{2}{n+1} \sigma^2 \end{aligned}$$

i.e., $c = -\frac{2}{n+1}$.

2. Pretende-se comparar a potência esperada (em cavalos-vapor) de duas marcas de carros, A e B . Para tal foram observados n_A e n_B carros, selecionados ao acaso de entre as marcas A e B respectivamente, tendo-se obtido as seguintes médias e variâncias corrigidas amostrais: $\bar{x}_A = \bar{\tilde{x}}_A$ e $s_A^2 = s_{A'}^2$, para os carros da marca A ; e $\bar{x}_B = \bar{\tilde{x}}_B$ e $s_B^2 = s_{B'}^2$, para os carros da marca B . (4.0)

Considere que as medições obtidas são concretizações de duas amostras aleatórias independentes provenientes de duas populações com distribuições arbitrárias, valores esperados μ_A e μ_B desconhecidos e variâncias σ_A^2 e σ_B^2 desconhecidas.

Obtenha um intervalo de confiança aproximado a $(1 - \alpha) \times 100\%$ para $\mu_A - \mu_B$.

- **V.a. de interesse**

X_A = potência de carro da marca A

X_B = potência de carro da marca B

- **Situação**

X_A e X_B v.a. independentes com distribuições arbitrárias

$(\mu_A - \mu_B)$ DESCONHECIDO

σ_A^2 e σ_B^2 desconhecidas

- **Obtenção do IC para $\mu_A - \mu_B$**

Passo 1 — Seleção da v.a. fulcral para $(\mu_A - \mu_B)$

$$Z = \frac{(\bar{\tilde{X}}_A - \bar{\tilde{X}}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sqrt{\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B}}} \sim^a \text{normal}(0,1)$$

Passo 2 — Obtenção dos quantis de probabilidade

$$\begin{cases} a_\alpha = \Phi(\alpha/2) = -\Phi(1 - \alpha/2) \\ b_\alpha = \Phi(1 - \alpha/2) \end{cases}$$

Passo 3 — Inversão da desigualdade $a_\alpha \leq Z \leq b_\alpha$

$$P(a_\alpha \leq Z \leq b_\alpha) \simeq 1 - \alpha$$

$$P \left[a_\alpha \leq \frac{(\bar{\tilde{X}}_A - \bar{\tilde{X}}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sqrt{\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B}}} \leq b_\alpha \right] \simeq 1 - \alpha$$

$$P \left[(\bar{\tilde{X}}_A - \bar{\tilde{X}}_B) \pm \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \times \sqrt{\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B}} \right] \simeq 1 - \alpha$$

Passo 4 — Concretização

Tendo em conta os quantis acima, as dimensões amostrais n_A e n_B , bem como as concretizações de $\bar{\tilde{X}}_A$, $\bar{\tilde{X}}_B$, S_A^2 e S_B^2 , temos

$$IC_{(1-\alpha) \times 100\%}(\mu_A - \mu_B) \simeq \left[(\bar{\tilde{x}}_A - \bar{\tilde{x}}_B) \pm \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \times \sqrt{\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B}} \right]$$

3. As normas de segurança especificam uma probabilidade máxima p_0 para a existência de falhas nas asas (4.0)

de uma aeronave após a realização de determinada missão. Em n missões realizadas, foram observadas falhas em a dessas missões.

Obtenha o valor-p aproximado do teste quando são confrontadas as hipóteses $H_0 : p = p_0$ e $H_1 : p > p_0$, onde p representa a probabilidade desconhecida de existência de falhas nas asas de uma aeronave selecionada ao acaso após a realização de uma missão. Decida com base no valor-p aproximado que obteve.

- **V.a. de interesse**

$$X = \begin{cases} 1, & \text{se existem falhas nas asas da aeronave após a realização de uma missão} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

- **Situação**

$$X \sim \text{Bernoulli}(p)$$

p DESCONHECIDO

- **Hipóteses**

$$H_0 : p = p_0$$

$$H_1 : p > p_0$$

- **Estatística de teste**

$$T = \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \stackrel{a}{\sim}_{H_0} \text{normal}(0, 1)$$

- **Região de rejeição de H_0**

Teste unilateral superior, logo a região de rejeição de H_0 é do tipo $W = (c, +\infty)$.

- **Decisão (com base no valor-p)**

Atendendo a que o valor observado da estatística de teste é igual a

$$t = \frac{\frac{a}{n} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$$

e

$$\begin{aligned} \text{valor-p} &= P(T > t \mid H_0) \\ &\approx 1 - \Phi(t), \end{aligned}$$

devemos

- não rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 \leq \text{valor-p}$;
- rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 > \text{valor-p}$.

4. Admita que a variável aleatória X representa a distância (em milhares de km) percorrida por um veículo até à falha de determinada componente usada nesse mesmo veículo. Ao avaliar a fiabilidade dessa componente, uma engenheira conjecturou a hipótese H_0 de que X possui função de distribuição $F_0(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{\beta}\right)^2\right]$, para $x \geq 0$. (4.0)

A concretização de uma amostra aleatória de dimensão n proveniente da população X conduziu à seguinte tabela de frequências:

Classe	[0, 100]]100, 200]]200, 300]]300, 400]]400, ∞[
Frequência absoluta observada	o_1	o_2	o_3	o_4	o_5
Frequência absoluta esperada sob H_0	E_1	E_2	E_3	E_4	E_5

Após ter calculado a frequência absoluta observada omissa o_5 , bem como as frequências absolutas esperadas sob H_0 omissas E_1 e E_5 (aproximando-as às décimas), averigue se H_0 é consistente com este conjunto de dados. Decida com base no valor-p aproximado.

- **V.a. de interesse**

X = distância (em milhares de km) percorrida por um veículo até à falha da componente

- **Hipóteses**

$$H_0 : F_X(x) = F_0(x), \quad x \in \mathbb{R}$$

$$H_1 : \neg H_0$$

- **Estatística de teste**

$$T = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \underset{H_0}{\sim} \chi_{(k-\beta-1)},$$

onde:

- k = no. de classes = 5;
- O_i = freq. abs. observável da classe i ;
- E_i = freq. abs. esperada sob H_0 da classe i ;
- $\beta = 0$.

- **Frequência absolutas observada e esperadas sob H_0 omissas**

$$o_5 = n - \sum_{i=1}^4 o_i$$

$$\begin{aligned} E_1 &= n \times F_{X|H_0}(10) \\ &= n \times \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{100}{\beta} \right)^2 \right] \right\} \end{aligned}$$

$$E_5 = n - \sum_{i=1}^4 E_i.$$

- **Região de rejeição de H_0** (para valores de T)

Tratando-se de um teste de ajustamento do qui-quadrado, a região de rejeição de H_0 escrita para valores observados de T é o intervalo à direita $W = (c, +\infty)$.

- **Decisão (com base no valor-p)**

Dado que o valor observado da estatística de teste é

$$t = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - E_i)^2}{E_i}$$

e $W = (c, +\infty)$, obtemos

$$\begin{aligned} \text{valor-p} &= P(T > t | H_0) \\ &\simeq 1 - F_{\chi_{(k-1)}^2}(t) \end{aligned}$$

e devemos

- não rejeitar de H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 \leq \text{valor} - p$;
- rejeitar de H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 > \text{valor} - p$.

Alternativamente e recorrendo às tabelas de quantis da distribuição do qui-quadrado, podemos obter um intervalo para o valor-p deste teste:

$$\begin{aligned} F_{\chi_{(k-1)}^2}^{-1}(p_1) &< t = \dots < F_{\chi_{(k-1)}^2}^{-1}(p_2) \\ p_1 &< F_{\chi_{(k-1)}^2}(t) < p_2 \\ 1 - p_2 &< \text{valor} - p \simeq 1 - F_{\chi_{(k-1)}^2}(t) < 1 - p_1. \end{aligned}$$

Assim, podemos adiantar que

- não devemos rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 \leq (1 - p_2) \times 100\%$;
- devemos rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 \geq (1 - p_1) \times 100\%$.

5. Por forma a estudar a relação entre a temperatura da superfície das estradas (x , em graus Fahrenheit) e a deflexão dos pavimentos (Y) em determinada região, foi obtido o seguinte conjunto de resultados referentes a $n = 10$ observações casuais: (4.0)

$$\sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n x_i, \quad \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2, \quad \sum_{i=1}^n y_i = \sum_{i=1}^n y_i, \quad \sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2, \quad \sum_{i=1}^n x_i y_i = \sum_{i=1}^n x_i y_i$$

Admita que as variáveis x e Y estão relacionadas de acordo com o modelo de regressão linear simples: $Y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$.

Após ter enunciado as hipóteses de trabalho que entender convenientes, obtenha o intervalo de confiança a $(1 - \alpha) \times 100\%$ para β_0 e a amplitude deste intervalo de confiança, tirando partido dos resultados obtidos.

- **Modelo de RLS**

Y = deflexão do pavimento (v.a. resposta)

x = temperatura da superfície da estrada (variável explicativa)

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

- **Hipóteses de trabalho**

$$\varepsilon_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} \text{normal}(0, \sigma^2), \quad i = 1, \dots, n$$

- **Estimativas de MV de β_0 e β_1 ; estimativa de σ^2**

- $n = 10$

- $\sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n x_i$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2$$

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

- $\sum_{i=1}^n y_i = \sum_{i=1}^n y_i$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y}^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right)^2$$

$$\circ \sum_{i=1}^n x_i y_i = \sum_{i=1}^n x_i y_i$$

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} = \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right) \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right).$$

Assim,

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right) \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right)}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

$$= \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right) - \hat{\beta}_1 \times \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2} \left[\left(\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y}^2 \right) - (\hat{\beta}_1)^2 \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 \right) \right]$$

$$= \frac{1}{n-2} \left\{ \left[\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right)^2 \right] - [(\hat{\beta}_1)^2 \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right]] \right\}$$

- **Obtenção do IC para β_0**

Passo 1 — Seleção da v.a. fulcral

$$Z = \frac{\hat{\beta}_0 - \beta_0}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right)}} \sim t_{(n-2)}$$

Passo 2 — Obtenção dos quantis de probabilidade

$$\begin{cases} a_\alpha = F_{t_{(n-2)}}(\alpha/2) = -F_{t_{(n-2)}}(1 - \alpha/2) \\ b_\alpha = F_{t_{(n-2)}}(1 - \alpha/2) \end{cases}$$

Passo 3 — Inversão da desigualdade $a_\alpha \leq T \leq b_\alpha$

$$P(a_\alpha \leq Z \leq b_\alpha) = 1 - \alpha$$

$$P \left[a_\alpha \leq (\hat{\beta}_0 - \beta_0) / \sqrt{\hat{\sigma}^2 \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right)} \leq b_\alpha \right] = 1 - \alpha$$

$$P \left[\hat{\beta}_0 - b_\alpha \times \sqrt{\hat{\sigma}^2 \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right)} \leq \beta_0 \leq \hat{\beta}_0 - a_\alpha \times \sqrt{\hat{\sigma}^2 \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right)} \right] = 1 - \alpha$$

Passo 4 — Concretização

Tendo em conta a expressão geral do IC para β_0 , o IC pretendido e a sua amplitude são iguais a

$$IC_{(1-\alpha) \times 100\%}(\beta_0) = \left[\hat{\beta}_0 \pm F_{t_{(n-2)}}^{-1}(1 - \alpha/2) \times \sqrt{\hat{\sigma}^2 \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right)} \right]$$

$$2 \times F_{t_{(n-2)}}^{-1}(1 - \alpha/2) \times \sqrt{\hat{\sigma}^2 \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right)}$$