

Probabilidades e Estatística

LEAN, LEE, LEGI, LERC, MEAmbi, MEEC, MEM, MEMec, MEQ

2º semestre – 2020/2021 18/06/2021 – **9:00**

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 $S^2 = \frac{1}{n-1}\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2\right)$ 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 = 178.

• Estimador de σ^2

$$S^2 = \frac{1}{n-1} [(\sum_{i=1}^n X_i^2) - n(\bar{X})^2], \text{ onde } X_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} X, i = 1, ..., n$$

• Valor esperado de S²

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

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

$$= \frac{1}{n-1} \left\{\sum_{i=1}^{n} E\left(X_{i}^{2}\right) - nE\left[\left(\bar{X}\right)^{2}\right]\right\}$$

$$= \frac{1}{n-1} \left\{\sum_{i=1}^{n} \left[V(X_{i}) + E^{2}(X_{i})\right] - n \times \left[V(\bar{X}) + E^{2}(\bar{X})\right]\right\}$$

$$= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^{n} \left(\sigma^{2} + \mu^{2}\right) - n \times \left(\frac{\sigma^{2}}{n} + \mu^{2}\right)\right]$$

$$= \frac{1}{n-1} \left(n\sigma^{2} + n\mu^{2} - \sigma^{2} - n\mu^{2}\right)$$

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

$$= \sigma^{2}.$$

[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 e obtenção de c

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

i.e.,
$$c = -\frac{2}{179} \simeq -0.0112$$
.

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 90% 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 $(\mu_A - \mu_B)$

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

Passo 2 — Obtenção dos quantis de probabilidade

$$\begin{cases} a_{\alpha} = \Phi(\alpha/2) = -\Phi(1 - \alpha/2) \stackrel{\alpha = 0.1}{=} -\Phi(0.95) \stackrel{tabelas, calc}{=} -1.6449 \\ b_{\alpha} = \Phi(1 - \alpha/2) = \Phi(0.95) = 1.6449 \end{cases}$$

Passo 3 — Inversão da desigualdade $a_{\alpha} \le Z \le b_{\alpha}$

$$P(a_{\alpha} \le Z \le b_{\alpha}) \simeq 1 - \alpha$$

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

Passo 4 — Concretização

Tendo em conta os quantis acima, as dimensões amostrais n_A e n_B , bem como as concretizações de \bar{X}_A , \bar{X}_B , S_A^2 e S_B^2 e a expressão geral do IC,

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

temos

$$IC_{90\%}(\mu_A - \mu_B) \simeq \left[(362 - 361) \pm 1.6449 \times \sqrt{\frac{31.2}{100} + \frac{21.2}{100}} \right]$$

 $\simeq [1 \pm 1.6449 \times, 0.723878]$
 $\simeq [1 \pm 1.1907]$
 $\simeq [-0.1907, 2.1907].$

3. As normas de segurança especificam uma probabilidade máxima $p_0 = 0.01$ para a existência de falhas nas (4. asas de uma aeronave após a realização de determinada missão. Em n = 75 missões realizadas, foram observadas falhas em zero 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

$$H_0: p = p_0 = 0.01$$

 $H_1: p > p_0$

• 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

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

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

$$= \frac{\frac{0}{75} - 0.01}{\sqrt{\frac{0.01 \times (1-0.01)}{75}}}$$

$$= -0.870388$$

e ao tipo de região de rejeição de H_0 , temos

$$valor - p = P(T > t \mid H_0)$$

$$\simeq 1 - \Phi(t)$$

$$\simeq 1 - \Phi(-0.87)$$

$$= \Phi(0.87)$$

$$tabelas, calc.$$

$$0.8078.$$

Por consequência, devemos:

- não rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 \le 80.78\%$, designadamente a qualquer dos n.u.s. (1%, 5%, 10%):
- rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 > 80.78\%$.
- **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 conjeturou a hipótese H_0 de que X possui função de distribuição $F_0(x) = 1 \exp\left[-\left(\frac{x}{254}\right)^2\right]$, para $x \ge 0$.

A concretização de uma amostra aleatória de dimensão n = 300 proveniente da população X conduziu à seguinte tabela de frequências:

Classe	[0, 100]]100,200]]200,300]]300,400]]400,∞[
Frequência absoluta observada	50	115	84	42	<i>o</i> ₅
Frequência absoluta esperada sob H_0	E_1	95.5	87.0	49.2	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

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

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;
- \circ $\beta = 0$.

• Frequência absolutas observada e esperadas sob H_0 omissas

$$o_{5} = n - \sum_{i=1}^{4} o_{i}$$

$$= 300 - (50 + 115 + 84 + 42)$$

$$= 9$$

$$E_{1} = n \times P(X \le 100 \mid H_{0})$$

$$= n \times F_{0}(100)$$

$$= 300 \times \left\{ 1 - \exp\left[-\left(\frac{100}{254}\right)^{2}\right] \right\}$$

$$\approx 43.1$$

$$E_{5} = n - \sum_{i=1}^{4} E_{i}$$

$$\approx 300 - (43.1 + 95.5 + 87.0 + 49.2)$$

$$= 25.2.$$

• 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)

	Classe i	Freq. abs. obs.	Freq. abs. esp. sob H_0	Parcelas valor obs. estat. teste
i		o_i	E_i	$\frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$
1	[0, 100]	50	43.1	$\frac{(50-43.1)^2}{43.1} = 1.1046$
2]100,200]	115	95.5	3.9817
3]200,300]	84	87.0	0.1034
4]300,400]	42	49.2	1.0537
5	$]400,\infty[$	9	25.2	10.4143
		$\sum_{i=1}^k o_i = n$	$\sum_{i=1}^{k} e_i = n$ $= 300$	$t = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$
		= 300	= 300	= 16.6577

Dado que o valor observado da estatística de teste é t=16.6577 e $W=(c,+\infty)$, obtemos

$$valor - p = P(T > t \mid H_0)$$

$$\simeq 1 - F_{\chi^2_{(k-1)}}(t)$$

$$= 1 - F_{\chi^2_{(4)}}(16.6577)$$

$$\simeq 0.002252$$

e devemos

- não rejeitar de H_0 a qualquer n.s. α_0 ≤ valor p = 0.2252%;
- rejeitar de H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 > valor p = 0.2252\%$, nomeadamente aos n.u.s. (1%, 5%, 10%).

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

$$\begin{split} F_{\chi^2_{(4)}}^{-1}(0.995) &= 14.86 \quad < \quad t = 16.6577 < 18.47 = F_{\chi^2_{(4)}}^{-1}(0.999) \\ & 0.995 \quad < \quad F_{\chi^2_{(4)}}(16.6577) < 0.999 \end{split}$$

$$0.001 = 1 - 0.999 \quad < \quad valor - p \simeq 1 - F_{\chi^2_{(4)}}(16.6577) < 1 - 0.995 = 0.005.$$

Assim, podemos adiantar que:

- não devemos rejeitar H_0 a qualquer n.s. α_0 ≤ 0.1%;
- devemos rejeitar H_0 a qualquer n.s. α_0 ≥ 0.5%, em particular aos n.u.s. (1%,5%,10%).
- **5.** Por forma a estudar a relação entre a temperatura da superfície das estradas (x, em graus Fahrenheit) e a (4.0) deflexão dos pavimentos (Y) em determinada região, foi obtido o seguinte conjunto de resultados referentes a n=10 observações casuais:

$$\sum_{i=1}^{n} x_{i} = 743, \quad \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} = 57125, \quad \sum_{i=1}^{n} y_{i} = 6.15, \quad \sum_{i=1}^{n} y_{i}^{2} = 3.8945, \quad \sum_{i=1}^{n} x_{i} y_{i} = 465.69$$

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 99% 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)

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

• Hipóteses de trabalho

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

• Estimativas de MV de β_0 e β_1 ; estimativa de σ^2

Importa notar que

$$n = 10$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 743$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i = \frac{743}{10} = 74.3$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = 57125$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n \bar{x}^2 = 57125 - 10 \times 74.3^2 = 1920.1$$

$$\sum_{i=1}^{n} y_i = 6.15$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i = \frac{6.15}{10} = 0.615$$

$$\sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 3.8945$$

$$\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - n \bar{y}^2 = 3.8945 - 10 \times 0.615^2 = 0.112250$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_i y_i = 465.69$$

Logo,

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} = \frac{8.745}{1920.1} \approx 0.004554$$

 $\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} = 465.69 - 10 \times 74.3 \times 0.615 = 8.745.$

$$\hat{\beta}_{0} = \bar{y} - \hat{\beta}_{1}\bar{x}$$

$$= 0.615 - 0.004554 \times 74.3$$

$$\approx 0.276638$$

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

$$\approx \frac{1}{10-2} \left(0.112250 - 0.004554^{2} \times 1920.1 \right)$$

$$\approx 0.009054$$

• 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

$$\begin{cases} a_{\alpha} = F_{t_{(n-2)}}(\alpha/2) = -F_{t_{(10-2)}}(1 - 0.01/2) = -F_{t_{(8)}}(0.995) \stackrel{tabelas, calc.}{=} -3.355 \\ b_{\alpha} = F_{t_{(n-2)}}(1 - \alpha/2) = F_{t_{(8)}}(0.995) \stackrel{tabelas, calc.}{=} 3.355 \end{cases}$$

Passo 3 — Inversão da desigualdade $a_{\alpha} \le T \le b_{\alpha}$

$$\begin{split} &P(a_{\alpha} \leq Z \leq b_{\alpha}) = 1 - \alpha \\ &P\left[a_{\alpha} \leq (\hat{\beta}_{0} - \beta_{0}) / \sqrt{\hat{\sigma}^{2} \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^{2}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - n \bar{x}^{2}}\right)} \leq b_{\alpha}\right] = 1 - \alpha \\ &P\left[\hat{\beta}_{0} - b_{\alpha} \times \sqrt{\hat{\sigma}^{2} \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^{2}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - n \bar{x}^{2}}\right)} \leq \beta_{0} \leq \hat{\beta}_{0} - a_{\alpha} \times \sqrt{\hat{\sigma}^{2} \times \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^{2}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - n \bar{x}^{2}}\right)}\right] = 1 - \alpha \end{split}$$

Passo 4 — Concretização

Tendo em conta a expressão geral do IC para β_0 ,

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

e os resultados anteriores, o IC pretendido e a sua amplitude são iguais a

$$IC_{99\%}(\beta_0) \simeq \left[0.276638 \pm 3.355 \times \sqrt{0.009054 \times \left(\frac{1}{10} + \frac{74.3^2}{1920.1}\right)}\right]$$

 $\simeq [0.276638 \pm 3.355 \times 0.164124]$
 $\simeq [-0.273997, 0.827337]$
 $0.827337 - (-0.273997) = 1.101334.$