

## MAT02026 - Inferência B

### GABARITO LISTA 4 - TRV ASSINTÓTICO, IC COMO TESTES, VALOR $p$ E RVM

**Exercício 1** a) Resolvido no gabarito da prova 1.

b) Resolvido no gabarito da prova 1.

c) Resolvido no gabarito da prova 1. Comentar sobre confiança  $\times$  credibilidade.

d) Falar das suposições de modelo e amostragem.

e) Em breve...

f) Em breve...

**Exercício 2** a)

b)

c)

**Exercício 3** a) Uma vez que  $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  é o desvio padrão estimado (ou erro padrão?) de  $\bar{X}$ , então a estatística é uma estatística do tipo Wald.

b) O EMV de  $\sigma^2$  para um valor fixado de  $\mu$  é dado por  $\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{n}$ .

(\* Obs.: Se  $W_n$  é EMV,  $1/\sqrt{I_n(W_n)}$  é um erro padrão para  $W_n$ . Alternativamente, usamos  $1/\sqrt{\hat{I}_n(W_n)}$  em que  $\hat{I}_n(W_n)$  é a informação de Fisher observada,  $\hat{I}_n(W_n) = -\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log L(\theta) \Big|_{\theta=W_n}$ ).

A informação observada de Fisher é dada por

$$-\frac{\partial^2}{\partial (\sigma^2)^2} \left( -\frac{n}{2} \log \sigma^2 - \frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{2\sigma^2} \right) \Big|_{\sigma^2=\hat{\sigma}_\mu^2} = \frac{n}{2\hat{\sigma}_\mu^2}.$$

Então, usando o Método Delta, a variância de  $\hat{\sigma}_\mu = \sqrt{\hat{\sigma}_\mu^2}$  é dada por  $Var(\hat{\sigma}_\mu) = \frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{8n}$ , então uma estatística do tipo Wald é dada por

$$\frac{\hat{\sigma}_\mu - \sigma_0}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{8n}}}.$$

**Exercício 4** a) Para o TRV precisamos calcular  $\lambda(\mathbf{x})$ . Note que, como o  $H_0$  é hipótese simples, o EMV restrito é dado por  $\hat{\theta}_0 = 1$  e o EMV irrestrito é  $\hat{\theta} = 1/\bar{X}$  (verificar!). Assim

$$\lambda(\mathbf{x}) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} L(\theta)}{\sup_{\theta \in \Theta} L(\theta)} = \frac{L(\hat{\theta}_0)}{L(\hat{\theta})} = \frac{\hat{\theta}_0^n e^{-\hat{\theta}_0 \sum_{i=1}^n x_i}}{\hat{\theta}^n e^{-\hat{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}} = \frac{\frac{1}{1}^n e^{-\frac{1}{1} \sum_{i=1}^n x_i}}{\frac{1}{\bar{x}}^n e^{-\frac{1}{\bar{x}} \sum_{i=1}^n x_i}} = \frac{e^{-n\bar{x}}}{\frac{1}{\bar{x}}^n e^{-n}}.$$

Então, a região de rejeição  $A_1$  para testar  $H_0 : \theta \leq 1$  pode ser reescrita como

$$A_1 = \{\lambda(\mathbf{x}) < c\} \Leftrightarrow A_1 = \{\bar{x}^n e^{-\bar{x}n} < c^*\}.$$

A segunda forma de  $A_1$  é claramente uma função de  $X$  e usando propriedades da função *Gama* podemos mostrar também que  $\sum_{i=1}^n X_i \leq c^{**}$

b) Verifique que  $Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim Gama(n, \theta)$ , então basta encontrar  $c$  tal que

$$0,05 = P(Y < c)$$

c) TRV assintótico:

Para o teste assintótico usamos o resultado (Teorema de Wilks)

$$\lambda(\mathbf{x}) \sim \chi_{(1)}^2,$$

(porque 1 grau de liberdade?) quando  $n \rightarrow \infty$ . Assim  $Z = \bar{x}^n e^{-\bar{x}} \sim \chi_{(1)}^2$  quando o tamanho da amostra cresce indefinidamente. ...

Teste de Wald:

Usando as propriedades do EMV, temos que sob  $H_0$   $\frac{\hat{\theta} - \theta_0}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} \sim Normal(0, 1)$ , quando  $n \rightarrow \infty$ .

Lembrando que, sob certas condições de regularidade,  $Var(\hat{\theta}) = I_n(\theta)$  (vide exercício 3). ...

d) Em breve...

**Exercício 5** a)

b)

c)

d)

e)

**Exercício 6**

**Exercício 7** 1.

2.

3.