

Data: 27 janeiro de 2024

Duração: 2 horas

- 
- Parte do teste foi resolvido recorrendo ao software R: ver script\_2teste\_ES\_23\_24.R.
- 

### Resolução

1. (a) Um estimador pontual para  $\mu =$  idade média dos pacientes é  $\bar{X} =$  média amostral da idade dos pacientes e uma sua estimativa pontual é

$$\bar{x} = 59.0781 \text{ anos}$$

Um estimador pontual para  $\sigma =$  desvio padrão da idade dos pacientes é  $S =$  desvio padrão amostral da idade dos pacientes e uma sua estimativa pontual é

$$s = 11.2282 \text{ anos}$$

Um estimador pontual para  $p \times 100\% =$  percentagem de pacientes que foram injetados com um placebo é  $p^* \times 100\% =$  percentagem amostral de pacientes que foram injetados com um placebo e uma sua estimativa pontual é

$$p^* \times 100\% = 51.5625\% \text{ pacientes}$$

- (b) População:  $X =$  idade do paciente com distonia cervical

Hipóteses:  $H_0 : X \sim N(57, 15)$  contra  $H_1 : X \not\sim N(57, 15)$

Escolha do Teste: Como pretende-se testar se  $X$  comporta-se de acordo com uma Distribuição Normal completamente especificada, vamos recorrer ao teste de ajustamento de Kolmogorov-Smirnov.

Tomada de Decisão: Como  $\text{valor-}p = 0.1268 > \alpha = 0.01$ , então Não se rejeita  $H_0$ .

Conclusão: Com base na amostra e para um nível de significância de 1%, há evidência estatística que as idades dos pacientes poderiam ser modelados por uma distribuição Normal de média 57 anos e desvio padrão 15 anos. Logo a afirmação é válida.

- (c) População:  $X_F =$  idade do paciente do género feminino com distonia cervical

Teste de hipóteses paramétrico para a média,  $\mu_F =$  idade média do paciente do género feminino com distonia cervical

Hipóteses a testar:

$$\begin{cases} H_0 : \mu_F \leq 55 \rightarrow & \text{a idade média dos pacientes do género feminino não é superior a 55 anos} \\ \text{vs} \\ H_1 : \mu_F > 55 \rightarrow & \text{a idade média dos pacientes do género feminino é superior a 55 anos} \end{cases}$$

Tipo de teste: Teste Unilateral Direito

Estatística de Teste: População Qualquer,  $\sigma_F$  desconhecido e  $n_F = 46 \geq 30$

$$Z = \frac{\bar{X}_F - \mu_F}{\frac{S_F}{\sqrt{n_F}}} \sim N(0, 1)$$

Estatística de teste observada sob  $H_0$ :  $Z_{\text{obs}} = 2.5165$

nível de significância =  $\alpha = 0.03$

Região Crítica:  $RC = [z_{1-\alpha}, +\infty[ = [z_{1-0.03}, +\infty[ = [1.8808, +\infty[$

Decisão: como  $Z_{\text{obs}} = 2.5165 \in RC$ , Rejeita-se  $H_0$

Então, com 3% de significância e com base na amostra, conclui-se que existe evidência estatística que a idade média dos pacientes do género feminino é superior a 55 anos.

(d) Populações:

$Y$  = pontuação atribuída aos sintomas antes do tratamento pelo paciente que foi injetado com botox B

$W$  = pontuação atribuída aos sintomas depois do tratamento pelo paciente que foi injetado com botox B

Amostras: amostras emparelhadas

Seja  $D = W - Y$

Teste de hipóteses não paramétrico para a mediana =  $Mediana_D$

Hipóteses a testar:

$$\begin{cases} H_0 : Mediana_D \geq 0 \rightarrow & \text{nos pacientes injetados com botox B não ocorreu uma diminuição nos sintomas} \\ vs \\ H_1 : Mediana_D < 0 \rightarrow & \text{nos pacientes injetados com botox B ocorreu uma diminuição nos sintomas} \end{cases}$$

Escolha do Teste: Como as amostras são emparelhadas, então o teste de hipóteses não paramétrico adequado é o teste de Wilcoxon.

Tipo de teste: Teste Unilateral Esquerdo

nível de significância =  $\alpha = 0.10$

Tomada de decisão: Como valor  $-p = 0.05454 \leq \alpha = 0.10$ , Rejeita-se  $H_0$ .

Com 10% de significância e com base nas amostras, há evidência estatística que nos pacientes que foram injetados com botox B ocorreu uma diminuição nos sintomas.

2. (a) Populações:

$X$  = tempo, em segundos, que demoram a efetuar uma tarefa com um monitor colorido

$Y$  = tempo, em segundos, que demoram a efetuar uma tarefa com um monitor a preto e branco.

Amostras: amostras aleatórias independentes, de dimensão  $n_x = 8$  e  $n_y = 7$

i. Hipóteses:  $H_0 : X \sim Normal$  contra  $H_1 : X \not\sim Normal$

Escolha do Teste: Como pretende-se testar se  $X$  comporta-se de acordo com uma Distribuição Normal (sem mais informação) e  $n_x = 8 < 50$ , vamos recorrer ao teste de ajustamento Shapiro-Wilk.

Tomada de Decisão: Como valor  $-p = 0.9002 > \alpha = 0.05$ , então Não se Rejeita  $H_0$ .

Conclusão: Com base na amostra e para um nível de significância de 5%, há evidência estatística que os dados podem vir de uma população com distribuição Normal.

Hipóteses:  $H_0 : Y \sim Normal$  contra  $H_1 : Y \not\sim Normal$

Escolha do Teste: Como pretende-se testar se  $Y$  comporta-se de acordo com uma Distribuição Normal (sem mais informação) e  $n_y = 7 < 50$ , vamos recorrer ao teste de ajustamento Shapiro-Wilk.

Tomada de Decisão: Como valor  $-p = 0.1148 > \alpha = 0.05$ , então Não se Rejeita  $H_0$ .

Conclusão: Com base na amostra e para um nível de significância de 5%, há evidência estatística que os dados podem vir de uma população com distribuição Normal.

ii. Interpretação das Hipóteses:

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_0 : \sigma_x = \sigma_y \rightarrow & \text{o desvio padrão do tempo a efetuar uma tarefa com um monitor colorido é igual} \\ & \text{desvio padrão do tempo a efetuar uma tarefa com um monitor a preto e branco} \\ vs \\ H_1 : \sigma_x \neq \sigma_y \rightarrow & \text{o desvio padrão do tempo a efetuar uma tarefa com um monitor colorido não é igual} \\ & \text{desvio padrão do tempo a efetuar uma tarefa com um monitor a preto e branco} \end{array} \right.$$

Hipóteses a testar:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sigma_x = \sigma_y \\ vs \\ H_1 : \sigma_x \neq \sigma_y \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sigma_x^2 = \sigma_y^2 \\ vs \\ H_1 : \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2 \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} H_0 : \frac{\sigma_x^2}{\sigma_y^2} = 1 \\ vs \\ H_1 : \frac{\sigma_x^2}{\sigma_y^2} \neq 1 \end{array} \right.$$

Tipo de teste: Teste Bilateral

Estatística de Teste: Populações Normais (alínea (a)i.) e Amostras independentes

$$F = \frac{S_x^2}{S_y^2} \times \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} \sim F_{(n_x-1, n_y-1)}$$

Estatística de teste observada sob  $H_0$ :  $F_{\text{obs}} = 0.7116$

nível de significância =  $\alpha = 0.05$

Região Crítica:

$$RC = \left[ 0, f_{\frac{0.05}{2}, 8-1, 7-1} \right] \cup \left[ f_{1-\frac{0.05}{2}, 8-1, 7-1}, +\infty \right] = [0, 0.1954] \cup [5.6955, +\infty[$$

Decisão: como  $F_{\text{obs}} = 0.7116 \notin RC$ , Não se rejeita  $H_0$

Conclusão: Com base nas amostras e para um nível de significância de 5%, há evidência estatística que o desvio padrão do tempo que demoram a efetuar uma tarefa com um monitor colorido é igual ao desvio padrão do tempo que demoram a efetuar uma tarefa com um monitor a preto e branco.

iii. Hipóteses:

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_0 : \mu_x \leq \mu_y \rightarrow & \text{a velocidade média com que se efetua uma tarefa não é superior quando se utiliza} \\ & \text{monitores coloridos em relação à utilização de monitores a preto e branco} \\ contra \\ H_1 : \mu_x > \mu_y \rightarrow & \text{a velocidade média com que se efetua uma tarefa é superior quando se utiliza} \\ & \text{monitores coloridos em relação à utilização de monitores a preto e branco} \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \mu_x \leq \mu_y \\ vs \\ H_1 : \mu_x > \mu_y \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} H_0 : \mu_x - \mu_y \leq 0 \\ vs \\ H_1 : \mu_x - \mu_y > 0 \end{array} \right.$$

nível de significância =  $\alpha = 0.05$

Tipo de teste: Teste Unilateral Direito

Estatística de Teste:

$$\left. \begin{array}{l} \text{Populações Normais (alínea (a)i.)} \\ \sigma_x \text{ e } \sigma_y \text{ desconhecidos} \\ \sigma_x = \sigma_y \text{ (alínea (a)ii.)} \end{array} \right\} T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right) \times \frac{(n_x-1)S_x^2 + (n_y-1)S_y^2}{n_x + n_y - 2}}} \sim t_{(n_x + n_y - 2)}$$

Tomada de decisão: valor  $-p = 0.993$ .

Como rejeita-se  $H_0$  se valor  $-p \leq \alpha$ , então para  $\alpha \geq 0.993$  rejeita-se a hipótese nula. Portanto, para  $\alpha \geq 0.993$  a velocidade média com que se efetua uma tarefa é superior quando se utiliza monitores coloridos em relação à utilização de monitores a preto e branco.

- iv. População Normal (alínea (a)i.), então o intervalo de confiança para  $\sigma_y$ , o verdadeiro desvio padrão do tempo que se demora a realizar uma tarefa com um monitor a preto e branco, é:

$$\left] \sqrt{\frac{(n_y - 1) s_y^2}{x_{1-\frac{\alpha}{2}; n_y - 1}^2}}, \sqrt{\frac{(n_y - 1) s_y^2}{x_{\frac{\alpha}{2}; n_y - 1}^2}} \right[$$

Como sabemos que

$$\left] \sqrt{\frac{(n_y - 1) s_y^2}{x_{1-\frac{\alpha}{2}; n_y - 1}^2}}, \sqrt{\frac{(n_y - 1) s_y^2}{x_{\frac{\alpha}{2}; n_y - 1}^2}} \right[ = ]4.8662, k[$$

tem-se

$$\begin{aligned} \sqrt{\frac{(n_y - 1) s_y^2}{x_{1-\frac{\alpha}{2}; n_y - 1}^2}} &= 4.8662 \Leftrightarrow \sqrt{\frac{(7 - 1) \times 59}{x_{1-\frac{\alpha}{2}; 7 - 1}^2}} = 4.8662 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow x_{1-\frac{\alpha}{2}; 7 - 1}^2 &= 14.9494 \Leftrightarrow 1 - \frac{\alpha}{2} = F(14.9494) \underset{X^2 \sim \chi_{(6)}^2}{\Leftrightarrow} 1 - \frac{\alpha}{2} = 0.9793 \Leftrightarrow \alpha = 0.0413 \end{aligned}$$

Então o grau de confiança do intervalo é  $(1 - 0.0413) \times 100\% = 95.87\%$

E o valor de  $k$  é

$$k = \sqrt{\frac{(7 - 1) \times 59}{x_{\frac{0.0413}{2}; 7 - 1}^2}} = 17.5554$$

(b) Seja:

$p = 0.08$  a proporção (populacional) de homens que sofrem de alguma forma de daltonismo

- i. População Binomial e Amostra  $n = 250 \geq 30$ , então a Distribuição Amostral é

$$Z = \frac{p^* - p}{\sqrt{\frac{p \times q}{n}}} \sim N(0, 1)$$

Então:

$$\begin{aligned} P(p^* \geq 0.10) &= 1 - P(p^* < 0.10) = 1 - P\left(Z < \frac{0.10 - 0.08}{\sqrt{\frac{0.08 \times (1 - 0.08)}{250}}}\right) = 1 - P(Z < 1.1656) \underset{\text{v.a. contínua}}{=} \\ &= 1 - \Phi(1.1656) = 0.1219 \end{aligned}$$

- ii. Pretende-se determinar a dimensão da amostra  $n$  de modo a construir um intervalo de confiança a 99% para  $p$  com uma margem de erro que não ultrapassa os 2%.

População Binomial e Amostra  $n \geq 30$ , então o intervalo de confiança para a proporção é:

$$\left] p^* - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p^* \times q^*}{n}}, p^* + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p^* \times q^*}{n}} \right[$$

Já sabemos que  $n \geq 30$ , agora vamos calcular a margem de erro:

$$\text{margem de erro} = \frac{\left(p^* + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p^* \times q^*}{n}}\right) - \left(p^* - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p^* \times q^*}{n}}\right)}{2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p^* \times q^*}{n}}$$

logo:

$$z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p^* \times q^*}{n}} \leq 0.02$$

Considerando  $p^* = 0.5$ , o valor que dá origem ao maior  $n$ , visto não se conhecer a estimativa da proporção:

$$z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{0.5 \times (1 - 0.5)}{n}} \leq 0.02$$

Como pretendemos atribuir um grau de confiança de 99%, tem-se:

grau de confiança =  $1 - \alpha = 0.99$

nível de significância =  $\alpha = 0.01$  portanto

$$z_{1-\frac{0.01}{2}} \sqrt{\frac{0.5 \times (1-0.5)}{n}} \leq 0.02 \Leftrightarrow z_{0.995} \sqrt{\frac{0.5 \times 0.5}{n}} \leq 0.02 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow 2.5758 \times \frac{0.5}{\sqrt{n}} \leq 0.02 \Leftrightarrow n \geq \left( \frac{2.5758 \times 0.5}{0.02} \right)^2 \Leftrightarrow n \geq 4146.81$$

Portanto a dimensão da amostra é

$$n \geq 4147$$

### iii. Populações Binomiais com

$p_1$  = proporção de homens com a forma mais comum de daltonismo (incapacidade de distinguir o vermelho do verde)

$p_2$  = proporção de mulheres com a forma mais comum de daltonismo (incapacidade de distinguir o vermelho do verde)

Amostras aleatórias independentes:

$n_1 = 850$  e  $p_1^* = \frac{75}{850} = 0.0882$

$n_2 = 2000$  e  $p_2^* = \frac{5}{2000} = 0.0025$

Populações Binomiais e Amostras aleatórias independentes  $n_1 = 850 \geq 30$  e  $n_2 = 2000 \geq 30$ , então o intervalo de confiança a  $(1 - \alpha) \times 100\%$  para a diferença de proporções,  $p_1 - p_2$ , é:

$$\left[ (p_1^* - p_2^*) - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p_1^* q_1^*}{n_1} + \frac{p_2^* q_2^*}{n_2}}; (p_1^* - p_2^*) + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p_1^* q_1^*}{n_1} + \frac{p_2^* q_2^*}{n_2}} \right]$$

grau de confiança =  $1 - \alpha = 0.90$

nível de significância =  $\alpha = 0.10$

Portanto, com base nas amostras recolhidas, o intervalo de confiança a 90% para a diferença de proporções,  $p_1 - p_2$ , é:

$$]0.0696, 0.1018[$$

ou seja, o intervalo de confiança a 90% para a diferença de percentagens,  $(p_1 - p_2) \times 100\%$ , é:

$$]6.96, 10.18[$$

Como  $0 \notin ]6.96, 10.18[$ , então existem diferenças significativas nas percentagens de daltonismo entre homens e mulheres.

Fim do Teste