TESTES DE HIPÓTESES





OBJETIVO

Verificar se os dados amostrais (ou estimativas obtidas a partir deles) são ou não compatíveis com determinadas populações (ou valores previamente fixados dos parâmetros populacionais).

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



PROCEDIMENTO

- Definição das hipóteses
 - H₀ hipótese nula
 - H₁ hipótese alternativa
- Identificação da estatística de teste (ET)
- Definição da regra de decisão
- Cálculo da estatística de teste e tomada de decisão

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

3



Critérios para um teste de hipóteses



Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



ERROS

- α = P(erro tipo I) = P(rej. H₀ | H₀)
- β = P(erro tipo II)=P(não rej H₀ | H₁)

Função potência de um teste

$$\boldsymbol{k}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{cases} \boldsymbol{\alpha} & H_0 \\ \mathbf{1} - \boldsymbol{\beta} & H_1 \end{cases}$$

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

5



DECISÃO

- Se o valor calculado para a ET > ET(α) então rejeita-se H $_0$ (valor p < α)
- "valor p é a probabilidade de se obter uma estatística de teste igual ou mais extrema quanto aquela observada em uma amostra, assumindo verdadeira a hipótese nula"
- Se o valor calculado para a ET < ET(α) então não se rejeita H $_0$; (valor p > α) resultado inconclusivo.

Nota: A magnitude do valor p não indica o tamanho ou a importância de um efeito observado

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



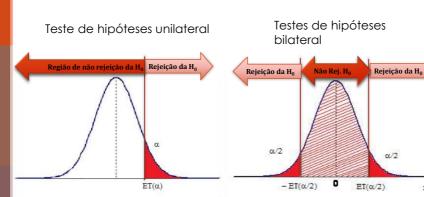
TESTE DE SIGNIFICÂNCIA

- Se a diferença entre o que esperamos e o que obtemos é tão grande que não pode ser atribuída ao acaso, nós rejeitamos a hipótese na qual baseamos as nossas expetativas.
- Se a diferença entre o que esperamos e o que obtemos é tão pequena que pode ser realmente atribuída ao acaso, nós não rejeitamos a hipótese na qual baseamos as nossas expetativas, dizemos que o resultado do teste não é (estatisticamente) significativo.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

7





Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



MÉDIA

Teste Unilateral

Teste Bilateral

$$H_0: \mu=\mu_0 \\ H_1: \mu>\mu_0 \\ \left(H_1: \mu<\mu_0\right)$$

$$Estatística$$

$$Z = \frac{\overline{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \approx \frac{\overline{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}}$$

 $Z = \frac{\overline{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \approx \frac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$ Região de Rejeição Região de Rejeição

$$\begin{aligned} z > z_{1-\alpha} \\ \left(z < -z_{1-\alpha}\right) \end{aligned} \qquad |z| > z_{1-\alpha/2}$$



EXEMPLO 1

 Suponha que a Inspeção das Atividades Económicas quer verificar se os sacos de cimento de uma determinada fábrica têm um peso médio de 15 Kg. Para tal recolheu uma amostra aleatória de 50 sacos, tendo encontrado uma média de 14.81 Kg com um desvio padrão de 0.62 Kg. Permitem os dados concluir que a fábrica está a fornecer sacos com um peso inferior ao especificado?. Assuma α =0.05.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



• 1. Formulação das hipóteses $H_0: \mu = 15$

 $H_1: \mu < 15$

2. Região crítica

 $z < -z_{0.95} = -1.65$

3. Teste estatístico

 $z \approx \frac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{14.81 - 15}{0.62/\sqrt{50}} = -2.17$

4. Decisão

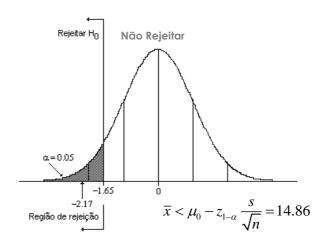
Rejeitar a Hipótese Nula, ou seja, os sacos têm, em média, um peso inferior a 15 Kg.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

11



SOLUÇÃO 1



Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



MÉDIA

Teste Unilateral

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu > \mu_0$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

$$(H_1: \mu < \mu_0)$$

 $(H_1: \mu < \mu_0)$ Estatística

$$T = \frac{\overline{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}}$$

Região de Rejeição Região de Rejeição

$$t > t_{\alpha}$$
$$\left(t < -t_{\alpha}\right)$$

$$|t| > t_{\alpha/2}$$

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

13



EXEMPLO 2

- Uma máquina produz seringas com 2.5 cm de comprimento. No entanto, se as seringas forem demasiado curtas ou longas, serão rejeitadas. Neste caso a máquina necessita de ser ajustada. Para tal, uma amostra de seringas é recolhida, a intervalos regulares, para verificar se as mesmas estão a ser produzidas com o comprimento médio de 2.5 cm.
- Suponha que foi recolhida uma amostra de 16 seringas, com uma média \bar{x} =2.5138 cm e um desvio padrão s=0.03594 cm.
- Há evidência suficiente para assumir que a máquina não está a produzir segundo as especificação, isto é, que a máquina está fora de controlo? Use a=0.01.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



1. Formulação das hipóteses

$$H_0: \mu = 2.5$$

• 2. Região crítica

$$H_1: \mu \neq 2.5$$

$$|t| \ge t_{0.005} = 2.947$$

3. Teste estatístico

$$t = \frac{\overline{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} = \frac{2.5138 - 2.5}{0.03594 / \sqrt{16}} = 1.536$$

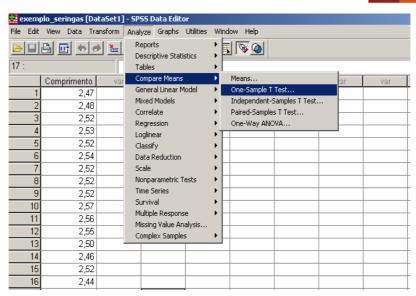
4. Decisão

Não rejeitar a Hipótese Nula, ou seja, as seringas podem apresentar um comprimento médio de 2.5 cm.

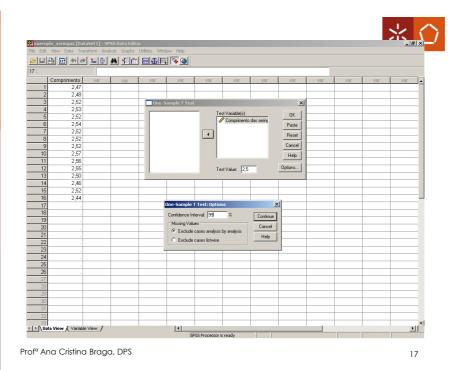
Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

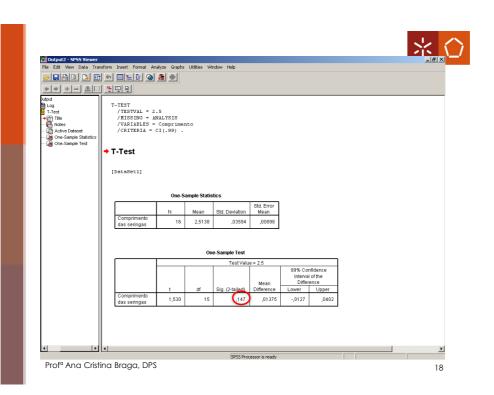
15



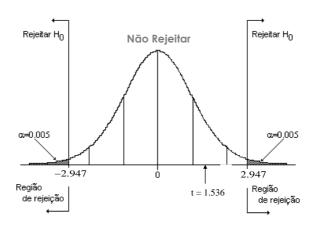


Prof^a Ana Cristina Braga, DPS









Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

19



DIFERENÇA DE MÉDIAS **AMOSTRAS INDEPENDENTES**

Teste Unilateral

$$H_0: (\mu_1 - \mu_2) = d_0$$

$$H_0: (\mu_1 - \mu_2) = d_0$$

$$H_1: (\mu_1 - \mu_2) > d_0$$

 $(H_1: (\mu_1 - \mu_2) < d_0)$

$$H_1: (\mu_1 - \mu_2) \neq d_0$$

Estatística

Região de Rejeição Região de Rejeição
$$t>t_{\alpha}$$

$$t>t_{\alpha}$$

$$t>t_{\alpha}$$

$$\left(t<-t_{\alpha}\right)$$
 Prof° Ana Cristina Braga, DPS

 $|t| > t_{\alpha/2}$



EXEMPLO 4

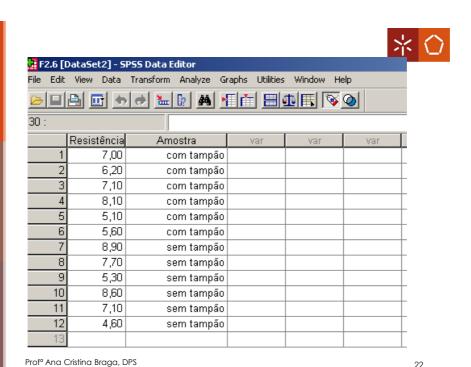
O desgaste da cabeça do fémur conduz à implantação de uma cabeça de substituição numa liga metálica leve e resistente. Esta implantação é feita com um cimento especial, que alguns médicos suspeitam que possa diminuir a resistência do osso. No entanto, as opiniões dos ortopedistas dividem-se quanto à necessidade de introdução de um tampão que evite que o cimento se espalhe pelo espaço disponível. Para comparar o efeito do uso do tampão na resistência à flexão, foram efetuados vários implantes em animais de laboratório, tendo sido obtidos os seguintes resultados de resistência (Nm):

C/Tampão 7.0 6.2 7.1 8.1 5.1 5.6 S/Tampão 8.9 7.7 5.3 8.6 7.1 4.6

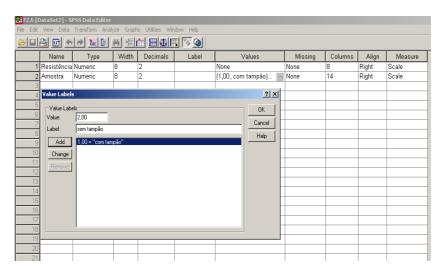
O que pode concluir acerca do efeito do tampão na resistência à flexão? Use α =0.05.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

21

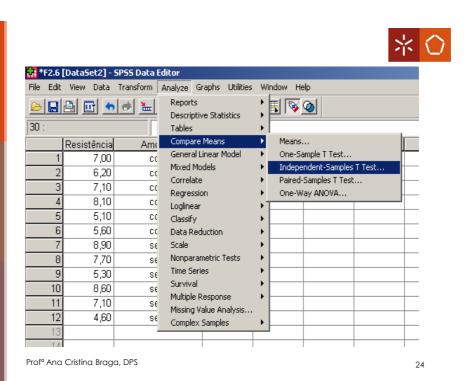




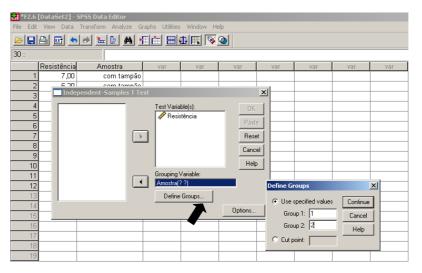


Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

23







Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

25



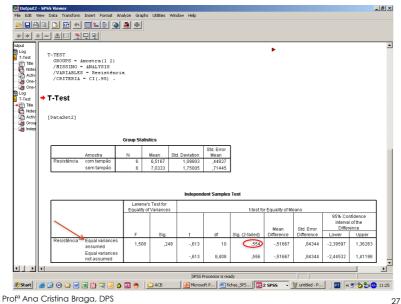
SOLUÇÃO 4

$$\overline{x}_1 = 6.517$$
 $s_1 = 1.098$
 $\overline{x}_2 = 7.033$ $s_2 = 1.750$

- 1. Formulação das hipóteses $H_0: (\mu_1 \mu_2) = 0$ $H_1: (\mu_1 - \mu_2) \neq 0$
- 2. Região crítica $|t| \ge t_{0.025} = 2.228$

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS







28

DIFERENÇA DE MÉDIAS AMOSTRAS EMPARELHADAS

Teste Unilateral

$$H_0: (\mu_1 - \mu_2) = D_0$$

$$H_1: (\mu_1 - \mu_2) > D_0$$

$$(H_1: (\mu_1 - \mu_2) < D_0)$$

$$H_0: (\mu_1 - \mu_2) = D_0$$

 $H_1: (\mu_1 - \mu_2) \neq D_0$

Estatística

$$t = \frac{\overline{d} - D_0}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}}$$

Região de Rejeição Região de Rejeição

$$t>t_{\alpha} \label{eq:tau}$$
 Prof* Ana Cristin (from the property of the propert



PROPORÇÃO

Teste Unilateral

$$\boldsymbol{H}_{\scriptscriptstyle 0}:\boldsymbol{\pi}=\boldsymbol{\pi}_{\scriptscriptstyle 0}$$

 $H_1: \pi > \pi_0$

$$\big(H_1:\pi<\pi_0\big)$$

Teste Bilateral

$$H_0: \pi = \pi_0$$

$$H_1: \pi \neq \pi_0$$

$$Z = \frac{p - \pi_0}{\sqrt{\pi_0 \left(1 - \pi_0\right)}}$$

Estatística

$$z > z_{1-\alpha}$$
$$\left(z < -z_{1-\alpha}\right)$$

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

$$|z| > z_{1-\alpha/2}$$

29



DIFERENÇA DE PROPORÇÕES

Teste Unilateral

$$H_0: \pi_1 - \pi_2 = d_0$$

$$H_1: \pi_1 - \pi_2 > d_0$$

$$(H_1: \pi_1 - \pi_2 < d_0)$$

Teste Bilateral

$$H_0: \pi_1 - \pi_2 = d_0$$

$$H_1: \pi_1 - \pi_2 \neq d_0$$

Estatística

$$Z = \frac{(p_1 - p_2) - d_0}{\sqrt{\frac{p_1(1 - p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1 - p_2)}{n_2}}} \qquad \text{se} \quad d_0 \neq 0$$

Região de Rejeição Região de Rejeição

$$z>z_{\mathrm{l}-\alpha}$$

$$\left(z<-z_{\mathrm{l}-\alpha}\right)$$
 Prof $^{\mathrm{a}}$ Ana Cristina Braga, DPS

$$|z| > z_{1-\alpha/2}$$



DIFERENÇA DE PROPORÇÕES

Teste Unilateral

$$H_0: \pi_1 - \pi_2 = 0$$

$$H_1: \pi_1 - \pi_2 > 0$$

$$(H_1: \pi_1 - \pi_2 < 0)$$

$$H_0: \pi_1 - \pi_2 = 0$$

$$H_1: \pi_1 - \pi_2 \neq 0$$

$$z = \frac{(p_1 - p_2)}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

sendo
$$p = \frac{x_1 + x_2}{n_1 + n_2}$$

Região de Rejeição

$$z > z_{1-\alpha}$$

$$\left(z < -z_{1-\alpha} \right)$$
 Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

 $|z| > z_{1-\alpha/2}$

Região de Rejeição

31



VARIÂNCIA

Teste Unilateral

 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$

 $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$$

$$H_1:\sigma^2>\sigma_0^2$$

$$\left(H_1:\sigma^2<\sigma_0^2\right)$$

Estatística

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$$

Região de Rejeição

Região de Rejeição

$$\chi^2 > \chi_\alpha^2 \left(\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2 \right)$$

$$\gamma^2 < \gamma_1^2$$

$$\chi^2 < \chi^2_{1-\alpha}$$
 ou $\chi^2 > \chi^2_{\alpha}$

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



EXEMPLO 5

As garrafas de refrigerantes contêm um volume aproximado de 33 cl. O produtor perderá dinheiro se as garrafas contiverem muito mais do que o volume especificado, e correrá o risco de ser multado, se o volume for bastante inferior. Assim, é necessário controlar a variação do volume de enchimento das garrafas. Se a variância for superior a 0.25 o processo está fora de controlo, e a máquina de enchimento deve ser ajustada Para tal, um controlador de qualidade recolhe uma amostra de 15 garrafas, com um enchimento médio de 33.15 cl e um desvio padrão de 0.71 cl. Face a estes resultados podese concluir que o processo está controlado?

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

33



SOLUÇÃO 5

1. Formulação das hipóteses

$$H_0: \sigma^2 = 0.25$$

 $H_1: \sigma^2 > 0.25$

2. Região crítica

 $\chi^2 \ge \chi^2_{0.05} = 23.685$

3. Teste estatístico

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{14(0.71)^2}{0.25} = 28.230$$

4. Decisão

Rejeitar a Hipótese Nula, ou seja, o processo de enchimento está fora de controlo.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



RAZÃO DE VARIÂNCIAS

Teste Unilateral

$$H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \Longrightarrow (\sigma_1^2 = \sigma_2^2)$$

$$H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1 \Longrightarrow \left(\sigma_1^2 > \sigma_2^2\right)$$

Estatística

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

$$\left(F = \frac{s_2^2}{s_1^2}\right)$$

Região de Rejeição

$$F>F_{\alpha} \quad \left[\textit{H}_{\text{1}} : \frac{\sigma_{\text{i}}^{2}}{\sigma_{\text{2}}^{2}} < 1 \Rightarrow \left(\sigma_{\text{i}}^{2} < \sigma_{\text{2}}^{2}\right) \right]$$
 Prof^a Ana Cristina Braga, DPS

Teste Bilateral

$$H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \Longrightarrow (\sigma_1^2 = \sigma_2^2)$$

$$H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \Rightarrow (\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2)$$

Estatística

$$F = \begin{cases} \frac{s_1^2}{s_2^2} & s_1^2 > s_2^2\\ \frac{s_2^2}{s_1^2} & s_1^2 < s_2^2 \end{cases}$$

Região de Rejeição

$$F > F_{\alpha/2}$$

35



EXEMPLO 9

Uma das características importantes num vinho de qualidade é a constância do gosto no sabor e no aroma. A variabilidade no sabor depende do processo de vinificação, que pode incluir o controlo de variáveis como a temperatura, fermentação, qualidade das leveduras, etc. Um empresa quer ensaiar um novo processo de vinificação com o objetivo de reduzir a variabilidade no gosto, medido por um índice. Duas amostras aleatórias, respectivamente de 25 e 15 copos, retiradas da produção dos dois processos de vinificação foram avaliadas por um painel de provadores, produzindo os seguintes resultados: $s_1 = 1.22$ e $s_2 = 0.72$.

Permitem os dados concluir que a variabilidade no segundo processo de vinificação é menor?

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS



1. Formulação das hipóteses

$$H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$$

$$H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1$$

2. Região crítica

$$F \ge F_{0.01,24,14} \cong 3.41$$

3. Teste estatístico

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{\left(1.22\right)^2}{\left(0.72\right)^2} = 2.87$$

4. Decisão

Não rejeitar a Hipótese Nula, ou seja, não existe evidência suficiente para provar que a variabilidade no segundo processo de vinificação seja menor.

Prof^a Ana Cristina Braga, DPS