# Inferência Estatística II

# Testes de hipótestes específicos



Prof. Paulo Cerqueira Jr - cerqueirajr@ufpa.br Faculdade de Estatística - FAEST Instituto de Ciências Exatas e Naturais - ICEN

https://github.com/paulocerqueirajr



# Introdução

#### Introdução

- Existem uma série de testes de hipóteses, cada um com sua finalidade.
- Para uma amostra, temos alguns testes:
  - Teste de normalidade
  - Teste-t comparação de grupos (indedependentes e pareados);
  - Testes não-paramétricos Wilcoxon;
  - Teste para média populacional com variância desconhecida (Teste t de Student).

# Testes para duas amostra

#### Testes para duas amostra

- Existem uma série de testes de hipóteses, cada um com sua finalidade.
- Para duas amostra, temos alguns testes:
  - lacktriangle Teste para a comparação de médias com variância conhecida (Teste Z);
  - Teste para a comparação de médias com variância desconhecida (Teste t de Student comparação de grupos);
  - Teste para a comparação de variâncias;
  - Teste para comparação de amostras dependentes (Teste t de **Student** comparação de grupos pareado)

# Teste para Comparação das médias

• Queremos comparar:

$$imes (i)H_1: \mu_1 
eq \mu_2. ext{ (bilateral)}$$
 $H_0: \mu_1 = \mu_2 imes (ii)H_1: \mu_1 > \mu_2. ext{ (Unilateral à direita)}$ 
 $imes (iii)H_1: \mu_1 < \mu_2. ext{ (Unilateral à esquerda)}$ 

**CASO 1:** Mesma variância, conhecida.  $(\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2)$ .

• Estatística para o teste:

$$Z=rac{\overline{X}-\overline{Y}-(\mu_1-\mu_2)}{\sigma\sqrt{rac{1}{n}+rac{1}{m}}}\sim N(0,1).$$

5

**Exemplo:** Vamos supor que os níveis de QI entre meninos e meninas da décima série sejam normalmente distribuídos, cada um com desvio padrão populacional de 25. Uma professora quer saber se a média do QI entre meninos e meninas da turma é diferente, então ela seleciona duas amostras aleatórias — uma de meninos e outra de meninas — cada uma com tamanho 40, e registra os níveis de QI. Vamos realizar o teste Z para duas amostras para determinar se a média dos níveis de QI é diferente entre meninos e meninas, com nível de significância de 5%.

#### Os dados:

```
grupo qi
1 Meninas 79
2 Meninos 118
3 Meninas 99
4 Meninos 117
5 Meninas 98
6 Meninos 102
```

Passo 1:  $H_0: \mu_A = \mu_B$  contra  $H_1: \mu_A 
eq \mu_B$ 

Passo 2:

$$Z=rac{\overline{X}_A-\overline{X}_B-(\mu_A-\mu_B)}{\sigma\sqrt{rac{1}{n}+rac{1}{m}}}\sim N(0,1)$$

Passo 3: Sob 
$$H_0$$
 , temos  $Z=rac{\overline{X}_A-\overline{X}_B}{\sqrt{50}\sqrt{rac{1}{n}+rac{1}{m}}}\sim N(0,1)$  ,

$$RC = \{Z \in \mathbb{R} : |Z| < z_c\}$$

Logo,

$$0,025 = P(Z < z_1 | Z \sim N(0,1)) \quad \mathrm{e} \quad 0,025 = P(Z > z_2 | Z \sim N(0,1)).$$

Assim, temos  $z_1=-1,96$  e  $z_2=1,96$ . E a regra de decisão é dada por

Rejeitar 
$$H_0$$
 se  $|Z| < 1,96$ .

Passo 4: O valor observado da estatística é

$$z_0 = rac{106.350 - 110.175}{\sqrt{50}\sqrt{rac{1}{40} + rac{1}{40}}} = -1.710592$$

**Passo 5:** Como o valor observado de Z pertence a RC, rejeitamos  $H_0$ , e concluímos que há evidências de que a média dos níveis de QI é a mesma entre meninos e meninas.

#### (i) Importante

- Poderíamos construir um I.C. para a diferença  $\theta = \mu_A \mu_B !!!$
- Em que:

$$ext{IC}( heta,\gamma) = \left(\overline{X}_A - \overline{X}_B \pm z_{lpha/2} \sigma \sqrt{rac{1}{n} + rac{1}{m}}
ight).$$

```
1 library(BSDA)
2 z.test(x=qi_meninos, y=qi_meninas, mu=0, sigma.x=25, sigma.y=25, alternative = "two.sided")

Two-sample z-Test

data: qi_meninos and qi_meninas
z = -0.68424, p-value = 0.4938
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-14.781532 7.131532
sample estimates:
mean of x mean of y
106.350 110.175
```

# Teste para Comparação das médias

CASO 2: Mesma variância, desconhecida.

• Neste caso, a estatística para o teste:

$$T=rac{\overline{X}_A-\overline{X}_B-(\mu_A-\mu_B)}{S_p\sqrt{rac{1}{n}+rac{1}{m}}}\sim t_{n+m-2},$$

onde

$$S_p^2 = rac{(n-1)S_A^2 + (m-1)S_B^2}{n+m-2}.$$

• Este teste é conhecido como teste t para duas amostras!

# Teste para Comparação das médias

CASO 3: Variâncias desiguais e desconhecidas.

Pode-se provar que a estatística

$$T=rac{\overline{X}_A-\overline{X}_B-(\mu_A-\mu_B)}{\sqrt{rac{S_A^2}{n}+rac{S_B^2}{m}}},$$

sob  $H_0$ , tem uma distribuição aproximadamente t-Student com graus de liberdade, dados aproximadamente por

$$v=rac{(x+y)^2}{rac{x^2}{n-1}+rac{y^2}{m-1}},$$

$$\operatorname{\mathsf{com}} x = rac{S_A^2}{n} \operatorname{\mathsf{e}} y = rac{S_B^2}{m}.$$

• Este teste é conhecido como Problema de Behrens-Fisher!.

#### • Os dados:

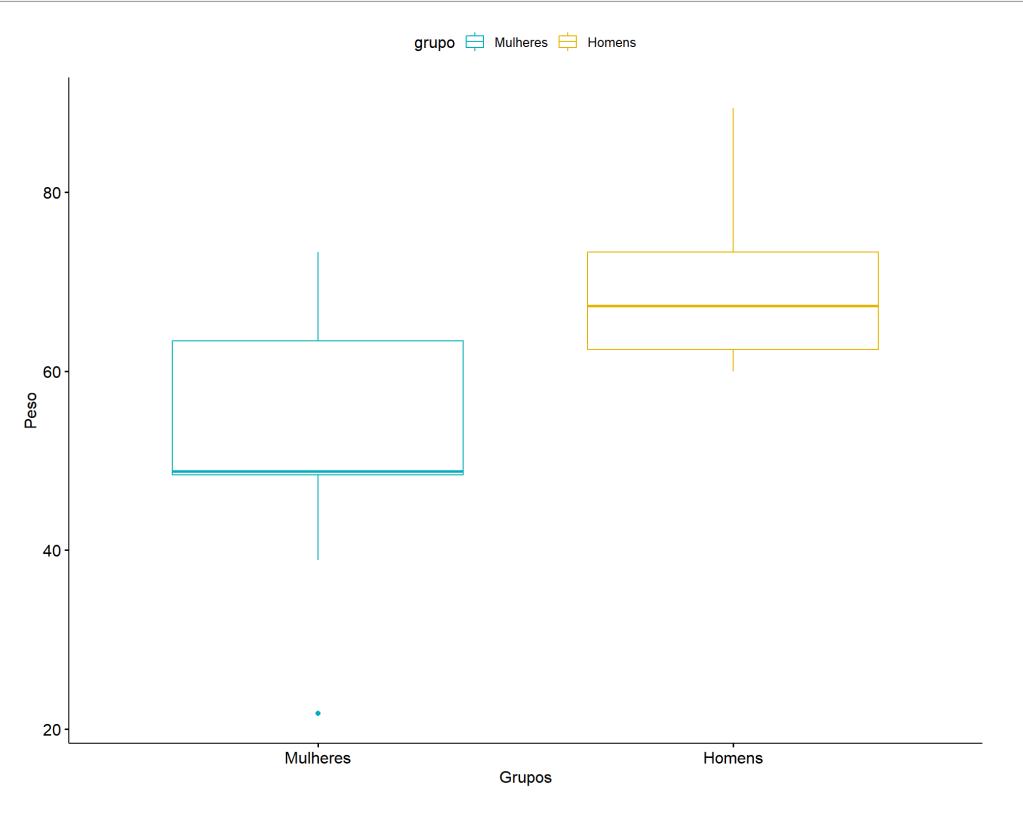
```
grupo peso
1 Mulheres 38.9
2 Mulheres 61.2
3 Mulheres 73.3
4 Mulheres 21.8
5 Mulheres 63.4
6 Mulheres 64.6
```

#### • Medidas de resumo:

```
1 library(dplyr)
2 group_by(dados, grupo) %>%
3 summarise(
4 freq = n(),
5 media = mean(peso, na.rm = TRUE),
6 vari = var(peso, na.rm = TRUE)
7 )

# A tibble: 2 × 4
grupo freq media vari
<chr> <int> <dbl> <dbl> <dbl>
1 Homens 9 69.0 87.9
2 Mulheres 9 52.1 243.
```

```
library("ggpubr")
ggboxplot(dados, x = "grupo", y = "peso",
color = "grupo", palette = c("#00AFBB", "#E7B800"),
ylab = "Peso", xlab = "Grupos")
```



A construção formal do teste.

Passo 1:  $H_0: \mu_A = \mu_B$  contra  $H_1: \mu_A 
eq \mu_B$ 

Passo 2:

$$T=rac{\overline{X}_A-\overline{X}_B-(\mu_A-\mu_B)}{\sqrt{rac{S_A^2}{n}+rac{S_B^2}{m}}}$$

Passo 3: Sob 
$$H_0$$
 , temos  $T=rac{\overline{X}_A-\overline{X}_B}{\sqrt{rac{S_A^2}{n}+rac{S_B^2}{m}}}\sim t_v$ 

$$RC = \{T \in \mathbb{R}: T < t_1 \text{ ou } T > t_2\},$$

com

$$0,025 = P(T < t_1 | T \sim t_v) \quad ext{e} \quad 0,025 = P(T > t_2 | T \sim t_v).$$

Agora,

$$v = rac{((87.9/9) + (243/9))^2}{(87.9/9)^2/8 + (243/9)^2/8} = 13.1179798 \simeq 14$$

Portanto,

$$t_1 = -2.1447867$$
 e  $t_2 = 2.1447867$ .

E a regra de decisão é dada por: Rejeitar  $H_0$  se T < -2.1447867 ou T > 2.1447867.

Passo 4: O valor observado da estatística é

$$t_0 = rac{69.0 - 52.1}{\sqrt{rac{87.9}{9} + rac{243}{9}}} = 2.7871451.$$

**Passo 5:** Como o valor observado de T pertence a RC, rejeitamos  $H_0$ , e concluímos que há evidências de que os dois tipos de vigas têm resistências médias diferentes.

```
1 res <- t.test(peso ~ grupo, data = dados, var.equal = FALSE)
2 res

Welch Two Sample t-test

data: peso by grupo
t = 2.7842, df = 13.114, p-value = 0.01538
alternative hypothesis: true difference in means between group Homens and group Mulheres is not equal to 0
95 percent confidence interval:
3.795858 29.981920
sample estimates:
mean in group Homens mean in group Mulheres
68.98889 52.10000
```

# Teste para Comparação das Variâncias

# Teste para Comparação das Variâncias

$$H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2$$

A estatística do teste será

$$F = rac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{n-1,m-1}$$

**Exemplo:** Queremos verificar se duas máquinas produzem peças com a mesma homogeneidade quanto à resistência à tensão. Para isso, sorteamos duas amostras de seis peças de cada máquina, e obtivemos as seguintes resistências:

- Máquina A: 145, 127, 136, 142, 141, 137
- Máquina B: 143, 128, 132, 138, 142, 132

Passo 1:  $H_0:\sigma_A^2=\sigma_B^2$  contra  $H_1:\sigma_A^2
eq\sigma_B^2$ 

Passo 2:

$$F=rac{S_A^2/\sigma_A^2}{S_B^2/\sigma_B^2}\sim F_{5,5}$$

Passo 3: Sob  $H_0$  , temos que  $F=rac{S_A^2}{S_B^2}\sim F_{5,5}$ 

Fixando lpha=0,05, a RC é dada por

$$RC = \{F < F_1 \text{ ou } F > F_2\},$$

 $\operatorname{\mathsf{com}} F_1$  e  $F_2$  tais que

$$0,025 = P(F < F_1 | F \sim F_{5,5}) \quad {
m e} \quad 0,025 = P(F > F_2 | F \sim F_{5,5})$$

Temos então,  $F_2=7,15$  e  $F_1=1/7,15=0,14$ . Assim, a regra de decisão é:

Rejeitar  $H_0$  se F < 0, 14 ou F > 7, 15.

**Passo 4:** Com os dados apresentados, temos  $S_A^2=40$  e  $S_B^2=37$ . Portanto, o valor observado da estatística é  $F_o=40/37=1,08$ .

**Passo 5:** Como o valor observado da estatística não pertence a RC, aceitamos  $H_0$  e concluímos que as máquinas produzem com a mesma variabilidade.

```
1 A <- c(145, 127, 136, 142, 141, 137)
         2 B <- c(143, 128, 132, 138, 142, 132)
          3 dados <- data.frame(</pre>
                            grupo = rep(c("A",
                                           "B")),
                            res = c(A, B)
          8 head(dados)
  grupo res
     A 145
     в 127
     A 136
     В 142
   A 141
     в 137
         1 res.ftest <- var.test(res ~ grupo, data = dados)</pre>
         2 res.ftest
    F test to compare two variances
data: res by grupo
F = 0.6676, num df = 5, denom df = 5, p-value = 0.6683
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
0.09341832 4.77094592
sample estimates:
ratio of variances
          0.667603
```

# Duas Populações Normais dependentes

## Duas Populações Normais dependentes

Aqui temos duas amostras  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  e  $Y_1, Y_2, \cdots, Y_n$ , só que agora as observações são pareadas, isto é, temos uma amostra de pares

$$(X_1,Y_1),(X_2,Y_2),\cdots,(X_n,Y_n)$$

Se definirmos a v.a. D=X-Y, teremos uma amostra  $D_1,D_2,\cdots,D_n$ , resultante da diferença dos valores entre cada par. Reduzimos o problema de duas populações a um problema de uma única população, já visto anteriormente. Assim,

$$\overline{D} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - Y_i) = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - rac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \overline{X} - \overline{Y}$$

terá distribuição  $N(\mu_D, \sigma_D^2/n)$ .

#### Duas Populações Normais dependentes :

Considerando

$$S_D^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (D_i - \overline{D})^2,$$

temos que

$$T=rac{\sqrt{n}(\overline{D}-\mu_D)}{S_D}\sim t_{n-1}$$

Como  $\mu_D=E(D)=E(X-Y)=E(X)-E(Y)=\mu_1-\mu_2$ , testar  $H_0:\mu_D=0$  é equivalente a testar  $H_0:\mu_1=\mu_2$ .

**Exemplo**: Cinco operadores de certo tipo de máquina são treinados em máquinas de duas marcas diferentes, A e B. Mediu-se o tempo em que cada um deles gasta na realização de uma mesma tarefa, e os resultados estão na tabela a seguir.

Operador	Marca A	Marca B
Α	80	75
В	72	70
С	65	60
D	78	72
E	85	78

Ao nível de significância de 10%, poderíamos afirmar que a tarefa realizada na Máquina A demora mais que na Máquina B?

#### Passo 1:

$$H_0: \mu_A=\mu_B imes H_1: \mu_A>\mu_B$$

Essas hipóteses são equivalentes a

$$H_0: \mu_D = 0 imes H_1: \mu_D > 0$$

Passo 2:

$$T=rac{\sqrt{n}(\overline{D}-\mu_D)}{S_D}\sim t_4$$

**Passo 3:** Como é o mesmo operador que realiza a tarefa nas duas máquinas, dizemos que as variáveis são emparelhadas. Sob  $H_0$ , temos  $T=rac{\sqrt{nD}}{S_D}\sim t_4$ . Assim, com lpha=0,10, temos

$$P(T > t_c | T \sim t_4) = 0, 10.$$

Portanto,  $t_c=1,533$ , logo, a regra de decisão é: Rejeitar  $H_0$  se T>1,533.

**Passo 4:** Da Tabela de dados acima, obtemos os valores de D:

$$d_i: 5, 2, 5, 6, 7$$

e, portanto,

$$\overline{d} = 5, \quad {
m e} \quad s_D^2 = 3, 5$$

Logo, o valor observado da estatística  $\hat{e}$ 

$$t_o=(\sqrt{5} imes 5)/\sqrt{3,5}=5,98$$

**Passo 5:** Como o valor observado pertence a RC, rejeitamos  $H_0$ , ou seja, demora-se mais para realizar a tarefa na máquina A.

Podemos construir um I.C. para  $\mu_D$ , adotando  $\gamma=0,90$  :

$$IC(\mu_D;90\%)=ar{D}\pm t_{lpha/2} imes\sqrt{s_D^2}/\sqrt{n}$$

$$IC(\mu_D; 90\%) = 5 \pm 1,78 = [3,22~;~6,78]$$

```
1 ma \leftarrow c(80, 72, 65, 78, 85)
         2 \text{ mb} \leftarrow c(75, 70, 60, 72, 78)
          3
         4 dados <- data.frame(
                            grupo = rep(c("antes", "depois"), each=5),
                           tempo = c(ma, mb)
          8 head (dados)
  grupo tempo
  antes
            80
           72
  antes
  antes
           65
           78
  antes
  antes
6 depois
          75
         1 group by (dados, grupo) %>%
              summarise(
            freq = n(),
              media = mean(tempo, na.rm = TRUE),
                desvio = sd(tempo, na.rm = TRUE)
          6
\# A tibble: 2 \times 4
  grupo freq media desvio
  <chr> <int> <dbl> <dbl>
1 antes 5 76 7.71
2 depois 5 71 6.86
```