#### MAD211 - Estatística para Administração

Teste de Hipóteses II

Prof. Carlos Trucíos carlos.trucios@facc.ufrj.br ctruciosm.github.io

Faculdade de Administração e Ciências Contábeis, Universidade Federal do Rio de Janeiro

Aula 18

Diferença de médias para polulações não relacionadas

Diferença de médias para amostras relacionadas.

 $\blacktriangleright$  Até agora temos visto testes de hipóteses para a média populacional  $\mu$ .

- lacktriangle Até agora temos visto testes de hipóteses para a média populacional  $\mu.$
- ▶ Outro parâmetro populacional de interesse é a proporção p

- lacktriangle Até agora temos visto testes de hipóteses para a média populacional  $\mu.$
- Outro parâmetro populacional de interesse é a proporção p
- Seja p₀ o valor hipotético da proporção populacional, estamos interessados em testes da forma:

$$H_0: p = p_0 \quad vs \quad H_1: p \neq p_0,$$
  $H_0: p \leq p_0 \quad vs \quad H_1: p > p_0,$   $H_0: p \geq p_0 \quad vs \quad H_1: p < p_0.$ 

- $\blacktriangleright$  Até agora temos visto testes de hipóteses para a média populacional  $\mu$ .
- ▶ Outro parâmetro populacional de interesse é a proporção p
- ► Seja *p*<sub>0</sub> o valor hipotético da proporção populacional, estamos interessados em testes da forma:

$$H_0: p = p_0 \quad vs \quad H_1: p \neq p_0,$$
  $H_0: p \leq p_0 \quad vs \quad H_1: p > p_0,$   $H_0: p \geq p_0 \quad vs \quad H_1: p < p_0.$ 

Assim como no caso do teste para a média, para o caso da proporção também precisamos de uma estatística de teste.

Sabemos que se  $X_1, \ldots, X_n \sim N(\mu, \sigma)$ , no teste para  $\mu$  com  $\sigma$  conhecido a estatística de teste é da forma

$$z=rac{ar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\sim N(0,1)$$

Sabemos que se  $X_1, \ldots, X_n \sim N(\mu, \sigma)$ , no teste para  $\mu$  com  $\sigma$  conhecido a estatística de teste é da forma

$$z=rac{ar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\sim N(0,1)$$

Sejam  $X_1, \ldots, X_n \sim Bernoulli(p)$ , embora os dados não tenham uma distribuição normal, pelo TCL temos que

$$z = rac{ar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim_{approx} N(0,1)$$

No caso de  $X_1, \ldots, X_n \sim Bernoulli(p)$ , temos que  $\bar{x} = \bar{p}$  e  $\mu_0 = p_0$ .

No caso de  $X_1, \ldots, X_n \sim Bernoulli(p)$ , temos que  $\bar{x} = \bar{p}$  e  $\mu_0 = p_0$ .

Sob  $H_0$ :  $p=p_0$ , temos que  $\sigma=p_0(1-p_0)$ . Então, a estatística de teste é da forma

$$z = rac{ar{p} - p_0}{\sqrt{rac{p_0(1-p_0)}{n}}} \sim_{approx} extsf{N}(0,1)$$

No caso de  $X_1, \ldots, X_n \sim Bernoulli(p)$ , temos que  $\bar{x} = \bar{p}$  e  $\mu_0 = p_0$ .

Sob  $H_0$ :  $p=p_0$ , temos que  $\sigma=p_0(1-p_0)$ . Então, a estatística de teste é da forma

$$z = rac{ar{p} - p_0}{\sqrt{rac{p_0(1-p_0)}{n}}} \sim_{approx} \mathcal{N}(0,1)$$

Com isso, podemos tester as hipóteses:

- ▶  $H_0: p = p_0$  vs  $H_1: p \neq p_0$ ,
- $H_0: p \le p_0$  vs  $H_1: p > p_0$ ,
- ▶  $H_0: p \ge p_0$  vs  $H_1: p < p_0$ .

como usual.

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

Por padrão assumimos  $\alpha = 0.05$ 

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p\neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

- Por padrão assumimos  $\alpha = 0.05$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.175 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.2(1 - 0.2)}{400}}} = -1.25$$

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

- Por padrão assumimos  $\alpha = 0.05$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.175 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.2(1 - 0.2)}{400}}} = -1.25$$

▶ Como  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z|>z_{1-\alpha/2}$ 

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

- Por padrão assumimos  $\alpha = 0.05$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.175 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.2(1 - 0.2)}{400}}} = -1.25$$

▶ Como  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z|>z_{1-\alpha/2}$ 

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p\neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

- Por padrão assumimos  $\alpha = 0.05$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.175 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.2(1 - 0.2)}{400}}} = -1.25$$

▶ Como  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p \neq 0.2$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z|>z_{1-\alpha/2}$ 

Considere o seguinte teste  $H_0$ : p=0.2 vs.  $H_1$ :  $p\neq 0.2$ . Uma amostra de tamanho 400 produziu  $\bar{p}=0.175$ . **Rejeitamos**  $H_0$  ou não?

- Por padrão assumimos  $\alpha = 0.05$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.175 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.2(1 - 0.2)}{400}}} = -1.25$$

▶ Como  $H_0$  : p=0.2 vs.  $H_1$  :  $p \neq 0.2$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z|>z_{1-\alpha/2}$ 

alpha = 0.05
qnorm(1-alpha/2)

## [1] 1.959964

|-1.25| = 1.25 > 1.959964 ? Não, então não rejeitamos  $H_0$ 

Considere o seguinte teste  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

Considere o seguinte teste  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

 $\alpha = 0.01$ 

Considere o seguinte teste  $H_0: p \geq 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

- $\alpha = 0.01$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.72 - 0.75}{\sqrt{\frac{0.75(1 - 0.75)}{300}}} = -1.2$$

Considere o seguinte teste  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

- $\alpha = 0.01$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.72 - 0.75}{\sqrt{\frac{0.75(1 - 0.75)}{300}}} = -1.2$$

▶ Como  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < z_\alpha$ 

Considere o seguinte teste  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

- $\alpha = 0.01$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.72 - 0.75}{\sqrt{\frac{0.75(1 - 0.75)}{300}}} = -1.2$$

▶ Como  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < z_\alpha$ 

Considere o seguinte teste  $H_0: p \geq 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

- $\alpha = 0.01$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.72 - 0.75}{\sqrt{\frac{0.75(1 - 0.75)}{300}}} = -1.2$$

▶ Como  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < z_\alpha$ 

alpha = 0.01
qnorm(alpha)

Considere o seguinte teste  $H_0: p \geq 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ . Uma amostra de tamanho 300 produziu  $\bar{p} = 0.72$ . Considerando um nível de significância de 1%, **rejeitamos**  $H_0$  **ou não?** 

- $\alpha = 0.01$
- Definos a estatística de teste

$$z = \frac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} = \frac{0.72 - 0.75}{\sqrt{\frac{0.75(1 - 0.75)}{300}}} = -1.2$$

▶ Como  $H_0: p \ge 0.75$  vs.  $H_1: p < 0.75$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < z_\alpha$ 

alpha = 0.01
qnorm(alpha)

-1.2 < -2.326348 ? Não, então não rejeitamos  $H_0$ 



lacktriangle Seja  $\mu_{\scriptscriptstyle X}$  a média da população 1 e  $\mu_{\scriptscriptstyle Y}$  a média da população 2

- lacktriangle Seja  $\mu_{x}$  a média da população 1 e  $\mu_{y}$  a média da população 2
- **E**stamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{x}-\mu_{y}$ .

- lacktriangle Seja  $\mu_{
  m x}$  a média da população 1 e  $\mu_{
  m y}$  a média da população 2
- lacktriangle Estamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{\mathsf{x}}-\mu_{\mathsf{y}}.$
- ► As duas amostras são tomadas separada e independentemente de duas populações diferentes.

- lacktriangle Seja  $\mu_{\mathsf{x}}$  a média da população 1 e  $\mu_{\mathsf{y}}$  a média da população 2
- lacktriangle Estamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{\rm x}-\mu_{\rm y}.$
- ► As duas amostras são tomadas separada e independentemente de duas populações diferentes.
- ▶ Calcularemos Intervalos de Confiança e fazeremos testes de hipóteses para  $\mu_{x} \mu_{y}$ .

- lacktriangle Seja  $\mu_{\mathsf{x}}$  a média da população 1 e  $\mu_{\mathsf{y}}$  a média da população 2
- lacktriangle Estamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{\rm x}-\mu_{\rm y}.$
- ► As duas amostras são tomadas separada e independentemente de duas populações diferentes.
- ▶ Calcularemos Intervalos de Confiança e fazeremos testes de hipóteses para  $\mu_{x} \mu_{y}$ .

- lacktriangle Seja  $\mu_{
  m x}$  a média da população 1 e  $\mu_{
  m y}$  a média da população 2
- lacktriangle Estamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{\rm x}-\mu_{\rm y}.$
- ► As duas amostras são tomadas separada e independentemente de duas populações diferentes.
- ► Calcularemos Intervalos de Confiança e fazeremos testes de hipóteses para  $\mu_{x} \mu_{y}$ .

#### Como faremos isto?

Selecionamos uma amostra de tamanho  $n_1$  da população 1 e calculamos  $\bar{x}$ 

- lacktriangle Seja  $\mu_{
  m x}$  a média da população 1 e  $\mu_{
  m y}$  a média da população 2
- lacktriangle Estamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{\mathsf{x}}-\mu_{\mathsf{y}}.$
- ► As duas amostras são tomadas separada e independentemente de duas populações diferentes.
- ► Calcularemos Intervalos de Confiança e fazeremos testes de hipóteses para  $\mu_{x} \mu_{y}$ .

#### Como faremos isto?

- Selecionamos uma amostra de tamanho  $n_1$  da população 1 e calculamos  $\bar{x}$
- ightharpoonup Selecionamos uma amostra de tamanho  $n_2$  da população 2 e calculamos  $\bar{y}$

- lacktriangle Seja  $\mu_{\mathsf{x}}$  a média da população 1 e  $\mu_{\mathsf{y}}$  a média da população 2
- lacktriangle Estamos interessados em fazer inferência para a diferença  $\mu_{\rm x}-\mu_{\rm y}.$
- ► As duas amostras são tomadas separada e independentemente de duas populações diferentes.
- ► Calcularemos Intervalos de Confiança e fazeremos testes de hipóteses para  $\mu_x \mu_y$ .

#### Como faremos isto?

- Selecionamos uma amostra de tamanho  $n_1$  da população 1 e calculamos  $\bar{x}$
- ightharpoonup Selecionamos uma amostra de tamanho  $n_2$  da população 2 e calculamos  $\bar{y}$
- lacktriangle Com isso, temos ar x ar y um estimador por ponto de  $\mu_{\mathsf X} \mu_{\mathsf Y}$

▶ Sabemos que  $\bar{x} \sim N(\mu_x, \sigma_{\bar{x}})$  e  $\bar{y} \sim N(\mu_y, \sigma_{\bar{y}})$ , então

$$ar{x} - ar{y} \sim N\Big(\mu_{x} - \mu_{y}, \sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1} + \sigma_{y}^{2}/n_{2}}\Big)$$

▶ Sabemos que  $\bar{x} \sim N(\mu_x, \sigma_{\bar{x}})$  e  $\bar{y} \sim N(\mu_y, \sigma_{\bar{y}})$ , então

$$ar{x} - ar{y} \sim N\Big(\mu_{x} - \mu_{y}, \sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1} + \sigma_{y}^{2}/n_{2}}\Big)$$

Padronizando,

$$z = rac{(ar{x} - ar{y}) - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

▶ Sabemos que  $\bar{x} \sim N(\mu_x, \sigma_{\bar{x}})$  e  $\bar{y} \sim N(\mu_y, \sigma_{\bar{y}})$ , então

$$ar{x} - ar{y} \sim N\Big(\mu_{x} - \mu_{y}, \sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1} + \sigma_{y}^{2}/n_{2}}\Big)$$

Padronizando,

$$z = rac{(ar{x} - ar{y}) - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

▶ Sabemos que  $\bar{x} \sim N(\mu_x, \sigma_{\bar{x}})$  e  $\bar{y} \sim N(\mu_y, \sigma_{\bar{y}})$ , então

$$ar{x} - ar{y} \sim N\Big(\mu_{x} - \mu_{y}, \sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1} + \sigma_{y}^{2}/n_{2}}\Big)$$

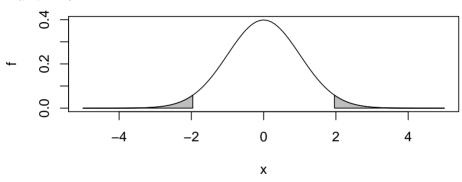
Padronizando,

$$z = rac{(ar{x} - ar{y}) - (\mu_{\mathsf{x}} - \mu_{\mathsf{y}})}{\sqrt{\sigma_{\mathsf{x}}^2/n_1 + \sigma_{\mathsf{y}}^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

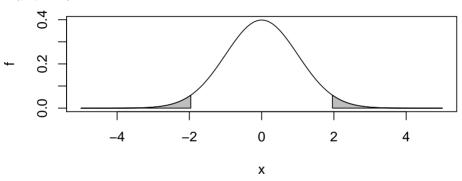
z nos ajudará tanto a construir intervalos de confiança quanto testes de hipóteses.

Se quisermos um intervalo de confiança  $\delta=1-\alpha$  para  $\mu_{\rm X}-\mu_{\rm Y}$  faremos  $P(|Z|< k)=1-\alpha$ 

Se quisermos um intervalo de confiança  $\delta=1-\alpha$  para  $\mu_{\rm X}-\mu_{\rm Y}$  faremos  $P(|Z|< k)=1-\alpha$ 



Se quisermos um intervalo de confiança  $\delta=1-\alpha$  para  $\mu_{\rm X}-\mu_{\rm Y}$  faremos  $P(|Z|< k)=1-\alpha$ 



$$-z_{1-\alpha/2} \leq \frac{\left(\bar{x} - \bar{y}\right) - \left(\mu_x - \mu_y\right)}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} \leq z_{1-\alpha/2}$$

$$-z_{1-\alpha/2} \leq \frac{(\bar{x}-\bar{y})-(\mu_{x}-\mu_{y})}{\sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1}+\sigma_{y}^{2}/n_{2}}} \leq z_{1-\alpha/2}$$

$$-z_{1-\alpha/2} \le \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} \le z_{1-\alpha/2}$$

$$(\bar{x}-\bar{y})-z_{1-\alpha/2}\sqrt{\sigma_x^2/n_1+\sigma_y^2/n_2} \leq \mu_x-\mu_y \leq (\bar{x}-\bar{y})+z_{1-\alpha/2}\sqrt{\sigma_x^2/n_1+\sigma_y^2/n_2}$$

$$-z_{1-\alpha/2} \leq \frac{\left(\bar{x} - \bar{y}\right) - \left(\mu_x - \mu_y\right)}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} \leq z_{1-\alpha/2}$$

$$(\bar{x}-\bar{y})-z_{1-\alpha/2}\sqrt{\sigma_x^2/n_1+\sigma_y^2/n_2} \leq \mu_x-\mu_y \leq (\bar{x}-\bar{y})+z_{1-\alpha/2}\sqrt{\sigma_x^2/n_1+\sigma_y^2/n_2}$$

Então, o intervalo de confiança  $\delta=1-lpha$  para  $\mu_{\mathsf{x}}-\mu_{\mathsf{y}}$  é da forma

$$\langle (ar{x} - ar{y}) \pm \underbrace{z_{1-lpha/2} \sqrt{\sigma_{\mathsf{x}}^2/n_1 + \sigma_{\mathsf{y}}^2/n_2}}_{\mathsf{Margem \ de \ erro}} 
angle$$

E se quisermos um teste para a diferença de médias?

E se quisermos um teste para a diferença de médias? Sejam as hipóteses:

▶  $H_0: \mu_x - \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > k = z_{1-\alpha/2}$  (equivalentemente se z > k ou z < -k);

E se quisermos um teste para a diferença de médias? Sejam as hipóteses:

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > k = z_{1-\alpha/2}$  (equivalentemente se z > k ou z < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z > k_1 = z_{1-\alpha}$ ;

E se quisermos um teste para a diferença de médias? Sejam as hipóteses:

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > k = z_{1-\alpha/2}$  (equivalentemente se z > k ou z < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z > k_1 = z_{1-\alpha}$ ;
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \ge D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y < D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < k_2 = z_\alpha$ .

E se quisermos um teste para a diferença de médias? Sejam as hipóteses:

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > k = z_{1-\alpha/2}$  (equivalentemente se z > k ou z < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z > k_1 = z_{1-\alpha}$ ;
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \ge D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y < D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < k_2 = z_\alpha$ .

E se quisermos um teste para a diferença de médias? Sejam as hipóteses:

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > k = z_{1-\alpha/2}$  (equivalentemente se z > k ou z < -k);
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z > k_1 = z_{1-\alpha}$ ;
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \ge D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y < D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $z < k_2 = z_\alpha$ .

Em que

$$z = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}}$$

Considere os seguintes resultados:

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 50$ ,  $\bar{x} = 13.6$ ,  $\sigma_1 = 2.2$
- ▶ Amostra 2:  $n_2 = 35$ ,  $\bar{y} = 11.6$ ,  $\sigma_1 = 3.0$
- a. Qual é a estimação por ponto de  $\mu_x \mu_y$ ?
- b. Calcule um IC 90% para  $\mu_x \mu_y$
- c. Teste  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$  (considera  $\alpha = 0.10$ )

Considere os seguintes resultados:

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 50$ ,  $\bar{x} = 13.6$ ,  $\sigma_1 = 2.2$
- ▶ Amostra 2:  $n_2 = 35$ ,  $\bar{y} = 11.6$ ,  $\sigma_1 = 3.0$
- a. Qual é a estimação por ponto de  $\mu_x \mu_y$ ?
- b. Calcule um IC 90% para  $\mu_x \mu_y$
- c. Teste  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$  (considera  $\alpha = 0.10$ )

#### Solução:

Considere os seguintes resultados:

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 50$ ,  $\bar{x} = 13.6$ ,  $\sigma_1 = 2.2$
- ▶ Amostra 2:  $n_2 = 35$ ,  $\bar{y} = 11.6$ ,  $\sigma_1 = 3.0$
- a. Qual é a estimação por ponto de  $\mu_x \mu_y$ ?
- b. Calcule um IC 90% para  $\mu_x \mu_y$
- c. Teste  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$  (considera  $\alpha = 0.10$ )

#### Solução:

a. A estimação por ponto de  $\mu_{\text{x}}-\mu_{\text{y}}$  é  $ar{x}-ar{y}=13.6-11.6=2$ 

Considere os seguintes resultados:

- ▶ Amostra 1:  $n_1 = 50$ ,  $\bar{x} = 13.6$ ,  $\sigma_1 = 2.2$
- ▶ Amostra 2:  $n_2 = 35$ ,  $\bar{y} = 11.6$ ,  $\sigma_1 = 3.0$
- a. Qual é a estimação por ponto de  $\mu_x \mu_y$ ?
- b. Calcule um IC 90% para  $\mu_x \mu_y$
- c. Teste  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$  (considera  $\alpha = 0.10$ )

#### Solução:

- a. A estimação por ponto de  $\mu_{\text{x}}-\mu_{\text{y}}$  é  $ar{x}-ar{y}=13.6-11.6=2$
- b. IC 90%, istp implica que  $\alpha = 0.10$ ,

$$\langle \underbrace{(\bar{x} - \bar{y})}_{2} \pm z_{1-\alpha/2} \underbrace{\sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1} + \sigma_{y}^{2}/n_{2}}}_{\sqrt{2.2^{2}/50 + 3^{2}/35} = 0.594931} \rangle$$

b. Calcularemos  $z_{1-lpha/2}$ , e como lpha=0.10

```
alpha = 0.10
qnorm(1-alpha/2)
```

## [1] 1.644854

b. Calcularemos  $z_{1-\alpha/2}$ , e como  $\alpha=0.10$ 

```
alpha = 0.10
qnorm(1-alpha/2)
```

## [1] 1.644854

$$\langle\underbrace{\left(\bar{\mathbf{x}}-\bar{\mathbf{y}}\right)}_{2}\pm\underbrace{\mathbf{z}_{1-\alpha/2}}_{1.64}\underbrace{\sqrt{\sigma_{\mathbf{x}}^{2}/n_{1}+\sigma_{\mathbf{y}}^{2}/n_{2}}}_{0.594931}\rangle=\langle1.024313;2.975687\rangle$$

b. Calcularemos  $z_{1-\alpha/2}$ , e como  $\alpha = 0.10$ 

## [1] 1.644854

$$\langle \underbrace{\left(\bar{x} - \bar{y}\right)}_{2} \pm \underbrace{z_{1-\alpha/2}}_{1.64} \underbrace{\sqrt{\sigma_{x}^{2}/n_{1} + \sigma_{y}^{2}/n_{2}}}_{0.594931} \rangle = \langle 1.024313; 2.975687 \rangle$$

c. Queremos testar  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ , então

$$z = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} = \frac{2 - 0}{0.594931} = 3.361734$$

z = 3.361734

- z = 3.361734
- ► Como  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > z_{1-\alpha/2}$

- z = 3.361734
- ▶ Como  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > z_{1-\alpha/2}$
- $ightharpoonup z_{1-\alpha/2} = 1.6448536$  (já calculamos isto antes para o IC)

- z = 3.361734
- ▶ Como  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|z| > z_{1-\alpha/2}$
- $ightharpoonup z_{1-lpha/2}=1.6448536$  (já calculamos isto antes para o IC)
- ▶ 3.361734 > 1.6448536 ? Sim, então rejeitamos  $H_0$  e concluimos que  $\mu_{\rm X} \neq \mu_{\rm Y}$

Considere as seguintes hipóteses  $H_0: \mu_x - \mu_y \leq 0$  vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y > 0$  e considere os seguintes resultados:

- ▶ Amostra 1:  $n_1 = 40$ ,  $\bar{x} = 25.2$ ,  $\sigma_1 = 5.2$
- Amostra 2:  $n_2 = 50$ ,  $\bar{y} = 22.8$ ,  $\sigma_1 = 6.0$

Rejeitamos  $H_0$ ? (considere  $\alpha = 0.01$ )

Considere as seguintes hipóteses  $H_0: \mu_x - \mu_y \leq 0$  vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y > 0$  e considere os seguintes resultados:

- ▶ Amostra 1:  $n_1 = 40$ ,  $\bar{x} = 25.2$ ,  $\sigma_1 = 5.2$
- ▶ **Amostra 2**:  $n_2 = 50$ ,  $\bar{y} = 22.8$ ,  $\sigma_1 = 6.0$

Rejeitamos  $H_0$ ? (considere  $\alpha = 0.01$ )

#### Solução

Estatística de teste:

$$z = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{\sqrt{\sigma_x^2/n_1 + \sigma_y^2/n_2}} = \frac{(25.2 - 22.8) - 0}{\sqrt{5.2^2/40 + 6^2/50}} = \frac{2.4}{1.181524} = 2.031275$$

z = 2.031275

- z = 2.031275
- ► Como  $H_0: \mu_x \mu_y \le 0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y > 0$  rejeitamos  $H_0$  se  $z > z_{1-\alpha}$

- z = 2.031275
- ► Como  $H_0: \mu_x \mu_y \le 0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y > 0$  rejeitamos  $H_0$  se  $z > z_{1-\alpha}$
- $\alpha = 0.01$

- z = 2.031275
- ► Como  $H_0: \mu_x \mu_y \le 0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y > 0$  rejeitamos  $H_0$  se  $z > z_{1-\alpha}$
- $\alpha = 0.01$

- z = 2.031275
- ► Como  $H_0: \mu_x \mu_y \le 0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y > 0$  rejeitamos  $H_0$  se  $z > z_{1-\alpha}$
- $\sim \alpha = 0.01$

```
alpha = 0.01
qnorm(1-alpha)
```

```
## [1] 2.326348
```

> z = 2.031275 > 2.3263479 ? Não, então não rejeitamos  $H_0$  (nível de significância  $\alpha = 0.01$ ).

# Duas populações: $\sigma_x$ e $\sigma_y$ desconhecidos e diferentes.

▶ O que acontece quando não conhecemos  $\sigma_x$  nem  $\sigma_y$ ?

Duas populações:  $\sigma_x$  e  $\sigma_v$  desconhecidos e diferentes.

- ▶ O que acontece quando não conhecemos  $\sigma_x$  nem  $\sigma_y$ ?
- $\blacktriangleright$  Devemos estimar esses valores pela variância amostral, assim teremos  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle X}$  e  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle V}$

### Duas populações: $\sigma_x$ e $\sigma_y$ desconhecidos e diferentes.

- ▶ O que acontece quando não conhecemos  $\sigma_x$  nem  $\sigma_y$ ?
- ▶ Devemos estimar esses valores pela variância amostral, assim teremos  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle X}$  e  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle Y}$
- ▶ Substituir  $\sigma_x$  e  $\sigma_y$  por  $\hat{\sigma}_x$  e  $\hat{\sigma}_y$  terá um custo.

- ▶ O que acontece quando não conhecemos  $\sigma_x$  nem  $\sigma_y$ ?
- ▶ Devemos estimar esses valores pela variância amostral, assim teremos  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle X}$  e  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle Y}$
- ▶ Substituir  $\sigma_x$  e  $\sigma_y$  por  $\hat{\sigma}_x$  e  $\hat{\sigma}_y$  terá um custo.
- ▶ O custo é não podermos mais utilizar a distribuição normal, no caso utilizaremos uma distribuição *t*

- ▶ O que acontece quando não conhecemos  $\sigma_x$  nem  $\sigma_y$ ?
- ▶ Devemos estimar esses valores pela variância amostral, assim teremos  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle X}$  e  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle Y}$
- ▶ Substituir  $\sigma_x$  e  $\sigma_y$  por  $\hat{\sigma}_x$  e  $\hat{\sigma}_y$  terá um custo.
- ▶ O custo é não podermos mais utilizar a distribuição normal, no caso utilizaremos uma distribuição *t*

- ▶ O que acontece quando não conhecemos  $\sigma_x$  nem  $\sigma_y$ ?
- ▶ Devemos estimar esses valores pela variância amostral, assim teremos  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle X}$  e  $\hat{\sigma}_{\scriptscriptstyle Y}$
- ▶ Substituir  $\sigma_x$  e  $\sigma_y$  por  $\hat{\sigma}_x$  e  $\hat{\sigma}_y$  terá um custo.
- ▶ O custo é não podermos mais utilizar a distribuição normal, no caso utilizaremos uma distribuição *t*

#### Intervalo de confiança

O intervalo de confiança  $\delta=1-lpha$  para  $\mu_{\mathsf{x}}-\mu_{\mathsf{y}}$  é da forma

$$\langle (\bar{x} - \bar{y}) \pm \underbrace{t_{1-\alpha/2,gl}\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}}_{\mathsf{Margem \ de \ erro}} 
angle$$

#### Teste de Hipóteses:

$$t = rac{(ar{x} - ar{y}) - D_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}}$$

▶  $H_0: \mu_x - \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$  (equivalentemente se t > k ou t < -k);

$$t = rac{(ar{x} - ar{y}) - D_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}}$$

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$  (equivalentemente se t > k ou t < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t > k_1 = t_{1-\alpha,gl}$ ;

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}}$$

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$  (equivalentemente se t > k ou t < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t > k_1 = t_{1-\alpha,gl}$ ;
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \ge D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y < D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t < k_2 = t_{\alpha,gl}$ .

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}}$$

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$  (equivalentemente se t > k ou t < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t > k_1 = t_{1-\alpha,gl}$ ;
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \ge D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y < D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t < k_2 = t_{\alpha,gl}$ .

#### Teste de Hipóteses:

$$t = rac{(ar{x} - ar{y}) - D_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}}$$

- ▶  $H_0: \mu_x \mu_y = D_0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$  (equivalentemente se t > k ou t < -k);
- ► Se  $H_0: \mu_x \mu_y \le D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y > D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t > k_1 = t_{1-\alpha,gl}$ ;
- ▶ Se  $H_0: \mu_x \mu_y \ge D_0$  vs  $H_1: \mu_x \mu_y < D_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $t < k_2 = t_{\alpha,gl}$ .

#### Quem é gl?

$$gl = \frac{\left(\frac{\hat{\sigma}_{x}^{2}}{n_{1}} + \frac{\hat{\sigma}_{y}^{2}}{n_{2}}\right)^{2}}{\frac{1}{n_{1} - 1}\left(\frac{\hat{\sigma}_{x}^{2}}{n_{1}}\right)^{2} + \frac{1}{n_{2} - 1}\left(\frac{\hat{\sigma}_{y}^{2}}{n_{2}}\right)^{2}}$$

▶ O procedimento descrito anteriormente é valido para o caso das variâncias desconhecidas serem diferentes.

- O procedimento descrito anteriormente é valido para o caso das variâncias desconhecidas serem diferentes.
- Quando as variâncias desconhecidas são iguais, utilizamos outra estatística de teste dada por

$$t = rac{(ar{x} - ar{y}) - D_0}{s_p \sqrt{rac{1}{n_1} + rac{1}{n_2}}}, \quad ext{em que } s_p^2 = rac{(n_1 - 1)\hat{\sigma}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{\sigma}_y^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

- O procedimento descrito anteriormente é valido para o caso das variâncias desconhecidas serem diferentes.
- Quando as variâncias desconhecidas são iguais, utilizamos outra estatística de teste dada por

$$t = rac{(ar{x} - ar{y}) - D_0}{s_p \sqrt{rac{1}{n_1} + rac{1}{n_2}}}, \quad ext{em que } s_p^2 = rac{(n_1 - 1)\hat{\sigma}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{\sigma}_y^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

▶ Na prática precisamos fazer um teste de hipóteses para verificar se as variâncias são iguais ou diferentes.

- O procedimento descrito anteriormente é valido para o caso das variâncias desconhecidas serem diferentes.
- Quando as variâncias desconhecidas são iguais, utilizamos outra estatística de teste dada por

$$t = rac{(ar{x} - ar{y}) - D_0}{s_p \sqrt{rac{1}{n_1} + rac{1}{n_2}}}, \quad ext{em que } s_p^2 = rac{(n_1 - 1)\hat{\sigma}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{\sigma}_y^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

- ► Na prática precisamos fazer um teste de hipóteses para verificar se as variâncias são iguais ou diferentes.
- Por enquanto essa informação será dada e não precisamos nos preocupar com isso.

Considere o seguinte teste  $H_0: \mu_x - \mu_y = 0$  vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y \neq 0$ . Considere as seguintes informações:

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 35$ ,  $\bar{x} = 13.6$  e  $\hat{\sigma} = 5.2$
- ▶ **Amostra 1**:  $n_2 = 40$ ,  $\bar{x} = 10.1$  e  $\hat{\sigma} = 8.5$

Rejeitamos ou não  $H_0$ ? (considere  $\alpha=0.05$  e que  $\sigma_{\mathsf{x}} \neq \sigma_{\mathsf{y}}$ )

Considere o seguinte teste  $H_0: \mu_x - \mu_y = 0$  vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y \neq 0$ . Considere as seguintes informações:

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 35$ ,  $\bar{x} = 13.6$  e  $\hat{\sigma} = 5.2$
- ▶ **Amostra 1**:  $n_2 = 40$ ,  $\bar{x} = 10.1$  e  $\hat{\sigma} = 8.5$

Rejeitamos ou não  $H_0$ ? (considere  $\alpha=0.05$  e que  $\sigma_x \neq \sigma_y$ )

#### Solução

Estatística de teste:

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_x^2/n_1 + \hat{\sigma}_y^2/n_2}} = \frac{(13.6 - 10.1) - 0}{\sqrt{5.2^2/35 + 8.5^2/40}} = \frac{3.5}{1.605871} = 2.179503$$

t = 2.179503

- t = 2.179503
- ► Como estamos testando  $H_0: \mu_x \mu_y = 0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq 0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$

- t = 2.179503
- ► Como estamos testando  $H_0: \mu_x \mu_y = 0$  vs.  $H_1: \mu_x \mu_y \neq 0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2,gl}$

$$gI = \frac{\left(\frac{\hat{\sigma}_{x}^{2}}{n_{1}} + \frac{\hat{\sigma}_{y}^{2}}{n_{2}}\right)^{2}}{\frac{1}{n_{1} - 1}\left(\frac{\hat{\sigma}_{x}^{2}}{n_{1}}\right)^{2} + \frac{1}{n_{2} - 1}\left(\frac{\hat{\sigma}_{y}^{2}}{n_{2}}\right)^{2}} = \underbrace{\frac{\left(\frac{5.2^{2}}{35} + \frac{8.5^{2}}{40}\right)^{2}}{\frac{1}{35 - 1}\left(\frac{5.2^{2}}{35}\right)^{2} + \frac{1}{40 - 1}\left(\frac{8.5^{2}}{40}\right)^{2}}_{65.70829}}$$

t = 2.179503, gl = 65.70829

```
alpha = 0.05
qt(1-alpha/2,65.70829)
```

## [1] 1.99673

```
▶ t = 2.179503, gl = 65.70829

▶ Para \alpha = 0.05

alpha = 0.05

qt(1-alpha/2,65.70829)

## [1] 1.99673
```

- t = 2.179503, gl = 65.70829
- Para  $\alpha = 0.05$

```
alpha = 0.05
qt(1-alpha/2,65.70829)
```

```
## [1] 1.99673
```

ightharpoonup 2.179503 > 1.9967299 **?** Sim, então rejeitamos  $H_0$ 

- t = 2.179503, gl = 65.70829
- Para  $\alpha = 0.05$

```
alpha = 0.05
qt(1-alpha/2,65.70829)
```

```
## [1] 1.99673
```

ightharpoonup 2.179503 > 1.9967299 **?** Sim, então rejeitamos  $H_0$ 

- t = 2.179503, gl = 65.70829
- Para  $\alpha = 0.05$

```
alpha = 0.05
qt(1-alpha/2,65.70829)
```

```
## [1] 1.99673
```

ightharpoonup 2.179503 > 1.9967299 **?** Sim, então rejeitamos  $H_0$ 

Antigamente, as pessoas arredondavan gl para baixo e assim poder olhar nas tabelas da distribuição T (que só tinha os valores para graus de liberade inteiros). Hoje em dia não precisamos mais disso.

Resolveremos o mesmo exercícios mas **assumindo** que  $\sigma_x = \sigma_y$ :

Resolveremos o mesmo exercícios mas **assumindo** que  $\sigma_x = \sigma_y$ :

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 35$ ,  $\bar{x} = 13.6$  e  $\hat{\sigma} = 5.2$
- ▶ **Amostra 1**:  $n_2 = 40$ ,  $\bar{x} = 10.1$  e  $\hat{\sigma} = 8.5$

Resolveremos o mesmo exercícios mas **assumindo** que  $\sigma_x = \sigma_y$ :

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 35$ ,  $\bar{x} = 13.6$  e  $\hat{\sigma} = 5.2$
- ▶ **Amostra 1**:  $n_2 = 40$ ,  $\bar{x} = 10.1$  e  $\hat{\sigma} = 8.5$

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)\hat{\sigma}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{\sigma}_y^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{(35 - 1) \times 5.2^2 + (40 - 1) \times 8.5^2}{35 + 40 - 2} = 51.19329$$

Então

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{13.6 - 10.1}{\sqrt{51.19329} \sqrt{\frac{1}{35} + \frac{1}{40}}} = 2.113464$$

Resolveremos o mesmo exercícios mas **assumindo** que  $\sigma_x = \sigma_y$ :

- ▶ **Amostra 1**:  $n_1 = 35$ ,  $\bar{x} = 13.6$  e  $\hat{\sigma} = 5.2$
- ▶ **Amostra 1**:  $n_2 = 40$ ,  $\bar{x} = 10.1$  e  $\hat{\sigma} = 8.5$

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)\hat{\sigma}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{\sigma}_y^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{(35 - 1) \times 5.2^2 + (40 - 1) \times 8.5^2}{35 + 40 - 2} = 51.19329$$

Então

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - D_0}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{13.6 - 10.1}{\sqrt{51.19329} \sqrt{\frac{1}{35} + \frac{1}{40}}} = 2.113464$$

Como 
$$H_0: \mu_x - \mu_y = 0$$
 vs.  $H_1: \mu_x - \mu_y \neq 0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|t| > k = t_{1-\alpha/2, n_1+n_2-2} = 1.9929971$ 

► Até agora temos trabalhado com inferência para a diferença de médias quando as duas populações são distintas (ou independentes);

- Até agora temos trabalhado com inferência para a diferença de médias quando as duas populações são distintas (ou independentes);
- ► Em ocasiões, precisamos fazer inferência para a diferená de médias quando as amostras são relacionadas.

- Até agora temos trabalhado com inferência para a diferença de médias quando as duas populações são distintas (ou independentes);
- ► Em ocasiões, precisamos fazer inferência para a diferená de médias quando as amostras são relacionadas.
- ► Exemplo: um mesmo grupo de funcionários antes e depois de um treinamento, um mesmo grupo de pacientes antes e depois de um medicamento, opinião de um memso numero de pessoas antes de depois um anuncio publicitário, etc.

- ► Até agora temos trabalhado com inferência para a diferença de médias quando as duas populações são distintas (ou independentes);
- ► Em ocasiões, precisamos fazer inferência para a diferená de médias quando as amostras são relacionadas.
- ► Exemplo: um mesmo grupo de funcionários antes e depois de um treinamento, um mesmo grupo de pacientes antes e depois de um medicamento, opinião de um memso numero de pessoas antes de depois um anuncio publicitário, etc.
- Nestes casos, a estatística de teste é dada por

$$t = rac{ar{d} - \mu_0}{\hat{\sigma}_d / \sqrt{n}} \sim t_{n-1},$$

com  $d_i = x_i - y_i$ ,  $\bar{d}$  e  $\hat{\sigma}_d$  são a média e variância amostral de  $d_1, \ldots, d_n$ .

$$t=rac{ar{d}-\mu_0}{\hat{\sigma}_d/\sqrt{n}}\sim t_{n-1},$$

lacksquare  $H_0: \mu_d = \mu_0$  vs.  $H_1: \mu_d 
eq \mu_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|\mathsf{t}| > t_{1-lpha/2,n-1}$ 

$$t=rac{ar{d}-\mu_0}{\hat{\sigma}_d/\sqrt{n}}\sim t_{n-1},$$

- ▶  $H_0: \mu_d = \mu_0$  vs.  $H_1: \mu_d \neq \mu_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|\mathsf{t}| > t_{1-\alpha/2,n-1}$  ▶  $H_0: \mu_d \leq \mu_0$  vs.  $H_1: \mu_d > \mu_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $\mathsf{t} > t_{1-\alpha,n-1}$

$$t=rac{ar{d}-\mu_0}{\hat{\sigma}_d/\sqrt{n}}\sim t_{n-1},$$

- lacksquare  $H_0: \mu_d = \mu_0$  vs.  $H_1: \mu_d \neq \mu_0$ , rejeitamos  $H_0$  se  $|\mathsf{t}| > t_{1-\alpha/2,n-1}$
- lacksquare  $H_0: \mu_d \leq \mu_0$  vs.  $H_1: \mu_d > \mu_0$ , rejeitamos  $H_0$  se t  $> t_{1-lpha,n-1}$
- $ightharpoonup H_0: \mu_d \geq \mu_0$  vs.  $H_1: \mu_d < \mu_0$ , rejeitamos  $H_0$  se t  $< t_{\alpha,n-1}$

Considere o seguinte teste de hipóteses:  $H_0: \mu_d \leq 0$  vs.  $H_1: \mu_d > 0$ . Os dados a seguir são amostras relacionadas.

| Elemento | antes | depois |
|----------|-------|--------|
| 1        | 21    | 20     |
| 2        | 28    | 26     |
| 3        | 18    | 18     |
| 4        | 20    | 20     |
| 5        | 26    | 24     |
|          |       |        |

Rejitamos  $H_0$  ou não? (considere  $\alpha = 0.05$ )

| Elemento | antes | depois | di |
|----------|-------|--------|----|
| 1        | 21    | 20     | 1  |
| 2        | 28    | 26     | 2  |
| 3        | 18    | 18     | 0  |
| 4        | 20    | 20     | 0  |
| 5        | 26    | 24     | 2  |

| antes | depois               | di                               |
|-------|----------------------|----------------------------------|
| 21    | 20                   | 1                                |
| 28    | 26                   | 2                                |
| 18    | 18                   | 0                                |
| 20    | 20                   | 0                                |
| 26    | 24                   | 2                                |
|       | 21<br>28<br>18<br>20 | 21 20<br>28 26<br>18 18<br>20 20 |

$$lacksquare$$
 Então  $n=5$   $ar{d}=1$  e  $\hat{\sigma}_d=1$ 

| Elemento | antes | depois | di |
|----------|-------|--------|----|
| 1        | 21    | 20     | 1  |
| 2        | 28    | 26     | 2  |
| 3        | 18    | 18     | 0  |
| 4        | 20    | 20     | 0  |
| 5        | 26    | 24     | 2  |
|          |       |        |    |

- ightharpoonup Então n=5  $\bar{d}=1$  e  $\hat{\sigma}_d=1$
- Estatística de teste

$$t = \frac{\bar{d} - \mu_0}{\hat{\sigma}_d / \sqrt{n}} = \frac{1}{1 / \sqrt{5}} = 2.236068$$

t = 2.236068

```
alpha = 0.05; n = 5
qt(1-alpha, n-1)
## [1] 2.131847
```

▶ t = 2.236068▶ Com  $H_0: \mu_d \le 0$  vs.  $H_1: \mu_d > 0$ , rejeitamos  $H_0$  se t  $> t_{1-\alpha,n-1}$  alpha = 0.05; n = 5 qt(1-alpha, n-1)

- t = 2.236068
- ▶ Com  $H_0: \mu_d \leq 0$  vs.  $H_1: \mu_d > 0$ , rejeitamos  $H_0$  se t  $> t_{1-\alpha,n-1}$

```
alpha = 0.05; n = 5
qt(1-alpha, n-1)
```

## [1] 2.131847

 $\blacktriangleright$  2.236068 > 2.1318468 **?** Sim, então rejeitamos  $H_0$  e concluimos que  $\mu_d > 0$ 

- t = 2.236068
- ▶ Com  $H_0: \mu_d \leq 0$  vs.  $H_1: \mu_d > 0$ , rejeitamos  $H_0$  se t  $> t_{1-\alpha,n-1}$

```
alpha = 0.05; n = 5

qt(1-alpha, n-1)
```

## [1] 2.131847

> 2.236068 > 2.1318468 **?** Sim, então rejeitamos  $H_0$  e concluimos que  $\mu_d > 0$ 

#### Dica

Em alguns casos temos visto que para fazer inferência precisamos da distribuição t.

- t = 2.236068
- ▶ Com  $H_0: \mu_d \leq 0$  vs.  $H_1: \mu_d > 0$ , rejeitamos  $H_0$  se t  $> t_{1-\alpha,n-1}$

```
alpha = 0.05; n = 5

qt(1-alpha, n-1)
```

## [1] 2.131847

> 2.236068 > 2.1318468 **?** Sim, então rejeitamos  $H_0$  e concluimos que  $\mu_d > 0$ 

- Em alguns casos temos visto que para fazer inferência precisamos da distribuição t.
- ▶ Quando o tamanho da amostra for grande, sempre podemos aproximar a distribuição *t* pela distribuição Normal.

#### Leituras recomendadas

- Anderson, D. R; Sweeney, D. J.; e Williams, T. A. (2008). Estatística Aplicada à Administração e Economia. 2ed. Cengage Learning. Cap 10
- Morettin, P.A; e Bussab, W. de O. (2004). Estatística Básica. 5ed, Saraiva. Cap 13