

# ME951 - Estatística e Probabilidade I

## Parte 18

Notas de aula de ME414 produzidas pelos professores **Samara Kiihl**, **Tatiana Benaglia** e **Benilton Carvalho** modificadas e alteradas pela Profa. **Larissa Avila Matos**

# Teste de Hipóteses

# Relembrando: Teste de Hipóteses Passo-a-Passo

**Passo 1:** Suposições

# Relembrando: Teste de Hipóteses Passo-a-Passo

**Passo 1:** Suposições

**Passo 2:** Hipóteses

# Relembrando: Teste de Hipóteses Passo-a-Passo

**Passo 1:** Suposições

**Passo 2:** Hipóteses

**Passo 3:** Estatística do Teste

# Relembrando: Teste de Hipóteses Passo-a-Passo

**Passo 1:** Suposições

**Passo 2:** Hipóteses

**Passo 3:** Estatística do Teste

**Passo 4:** Valor-de-p

# Relembrando: Teste de Hipóteses Passo-a-Passo

**Passo 1:** Suposições

**Passo 2:** Hipóteses

**Passo 3:** Estatística do Teste

**Passo 4:** Valor-de-p

**Passo 5:** Conclusões

# Teste de Hipótese para uma proporção

Suponha que temos uma população e uma hipótese sobre a proporção  $p$  de indivíduos com certa característica

**Hipóteses:**

$$H_0 : p = p_0 \quad \text{vs} \quad H_a : p \neq p_0 \quad (\text{bilateral})$$

$$p < p_0 \quad (\text{unilateral à esquerda})$$

$$p > p_0 \quad (\text{unilateral à direita})$$

**Estatística do teste:** Baseada na distribuição amostral de  $\hat{p}$

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1)$$

**Condição:**  $np_0 \geq 10$  e  $n(1 - p_0) \geq 10$  para aproximação normal



# Teste de Hipótese para uma proporção

## valor-de-p

$H_a : p \neq p_0$  (bilateral): valor-de-p= $P(|Z| \geq |z_{obs}|)$

$H_a : p < p_0$  (unilateral à esquerda): valor-de-p= $P(Z \leq z_{obs})$

$H_a : p > p_0$  (unilateral à direita): valor-de-p= $P(Z \geq z_{obs})$

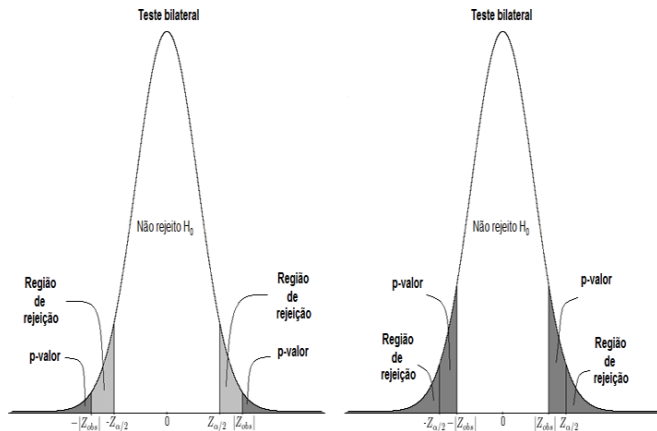
**Conclusão:** Para um nível de significância  $\alpha$

Se valor-de-p  $\leq \alpha$ : rejeitamos  $H_0$

Se valor-de-p  $> \alpha$ : não rejeitamos  $H_0$

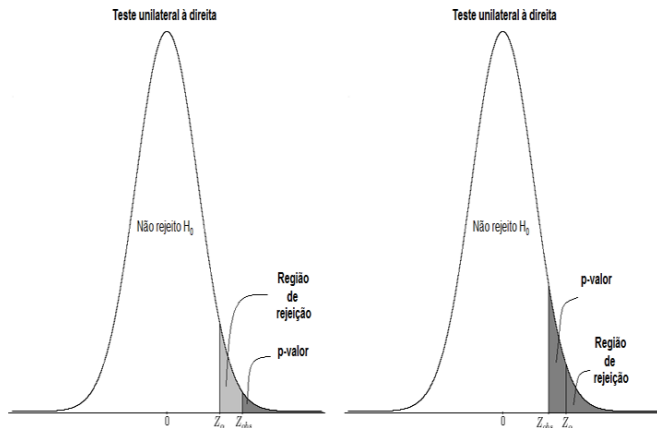
# Valor-de-p Teste Bilateral

$$H_a : p \neq p_0 \text{ (bilateral)} \Rightarrow \text{valor-de-p} = P(|Z| \geq |z_{obs}|)$$



# Valor-de-p Teste Unilateral

$$H_a : p > p_0 \text{ (unilateral à direita)} \Rightarrow \text{valor-de-p} = P(Z \geq z_{obs})$$



# Coca vs Coca Zero - você consegue distinguir?

**STOP**  
*Coca-Cola*  
**zero™**

TASTE CONFUSION HURTS US ALL



Coca-Cola Zero® has pirated the taste of Coca-Cola® to the point that it's hard to tell the two apart. As employees of the Coca-Cola® brand, we demand that the Coke Zero® brand CEASE AND DESIST from copying our product. For all we care the Coke Zero® brand can fold up like a cheap lawnchair. Coca-Cola® is the rightful home of real Coca-Cola® taste!

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Em sala de aula, vários alunos disseram que conseguem distinguir entre Coca-Cola normal e Coca-Cola Zero.

Fizemos então o teste para comprovar se a afirmação é verdadeira.

Um dos alunos experimentou, em ordem aleatória, 20 amostras (ao acaso era Coca-cola normal ou zero) e anotamos a quantidade de acertos.

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Em sala de aula, vários alunos disseram que conseguem distinguir entre Coca-Cola normal e Coca-Cola Zero.

Fizemos então o teste para comprovar se a afirmação é verdadeira.

Um dos alunos experimentou, em ordem aleatória, 20 amostras (ao acaso era Coca-cola normal ou zero) e anotamos a quantidade de acertos.

Cada tentativa,  $X_i$ , é uma Bernoulli( $p$ ), em que  $p$  é a probabilidade de acerto.

Veja que  $T = \sum_{i=1}^{20} X_i \sim \text{Bin}(20, p)$ , onde  $T$  é o número de acertos.

Do total de 20 testes, o aluno acertou 19! Temos então uma proporção amostral de acertos  $\hat{p} = 19/20 = 0.95$ . Isso mostra que o aluno realmente sabe a diferença?

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Vamos testar o seguinte:

$$H_0 : p = 0.50 \quad \text{vs} \quad H_a : p > 0.50$$

Podemos testar essas hipóteses de duas maneiras:

Usando a aproximação normal para a proporção de acertos, como vimos na última aula, já que as condições  $np_0 \geq 10$  e  $n(1 - p_0) \geq 10$  são satisfeitas.

Usando a distribuição exata do número total de acertos

Vamos revisar o que vimos na aula passada e também fazer o teste com a distribuição exata de  $T$ .

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.



# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

A proporção amostral de acertos  $\hat{p} = \frac{T}{20} = 19/20 = 0.95$ .

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

A proporção amostral de acertos  $\hat{p} = \frac{T}{20} = 19/20 = 0.95$ .

**Estatística do teste:**

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

A proporção amostral de acertos  $\hat{p} = \frac{T}{20} = 19/20 = 0.95$ .

**Estatística do teste:**

$$z_{obs} = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} = \frac{0.95 - 0.5}{\sqrt{\frac{(0.5)(0.5)}{20}}} = 4.02$$

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

A proporção amostral de acertos  $\hat{p} = \frac{T}{20} = 19/20 = 0.95$ .

**Estatística do teste:**

$$z_{obs} = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} = \frac{0.95 - 0.5}{\sqrt{\frac{(0.5)(0.5)}{20}}} = 4.02$$

**valor-de-p** =  $P(Z \geq 4.02) = 0.00003$

# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a aproximação normal.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

A proporção amostral de acertos  $\hat{p} = \frac{T}{20} = 19/20 = 0.95$ .

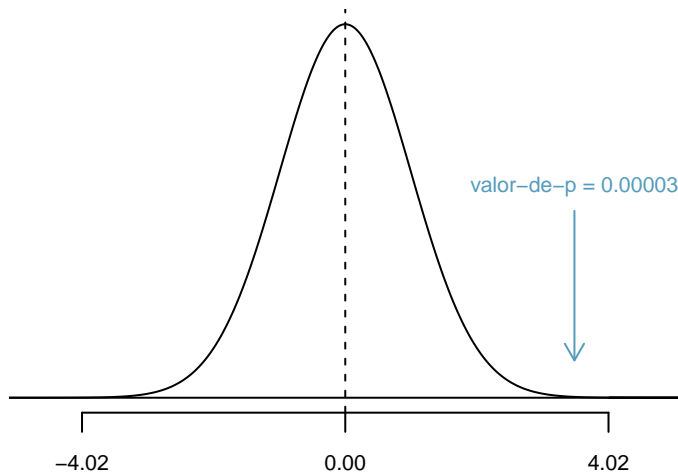
**Estatística do teste:**

$$z_{obs} = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} = \frac{0.95 - 0.5}{\sqrt{\frac{(0.5)(0.5)}{20}}} = 4.02$$

**valor-de-p** =  $P(Z \geq 4.02) = 0.00003$

**Conclusão:** Fixando  $\alpha = 0.05$ , rejeitamos a hipótese de que  $p = 0.5$  e, portanto, acreditamos que a probabilidade de acertos é maior que 50%.

# Experimento da Coca vs Coca Zero



# Experimento da Coca vs Coca Zero

Usando a distribuição exata do número de acertos em 20 tentativas.

**Hipóteses:**  $H_0 : p = 0.50$  vs  $H_a : p > 0.50$

**Hipóteses:**  $H_0 : Acertos = 10$  vs  $H_a : Acertos > 10$

**Estatística do teste:**  $T = \sum_{i=1}^{20} X_i \stackrel{H_0}{\sim} Bin(20, 0.5)$

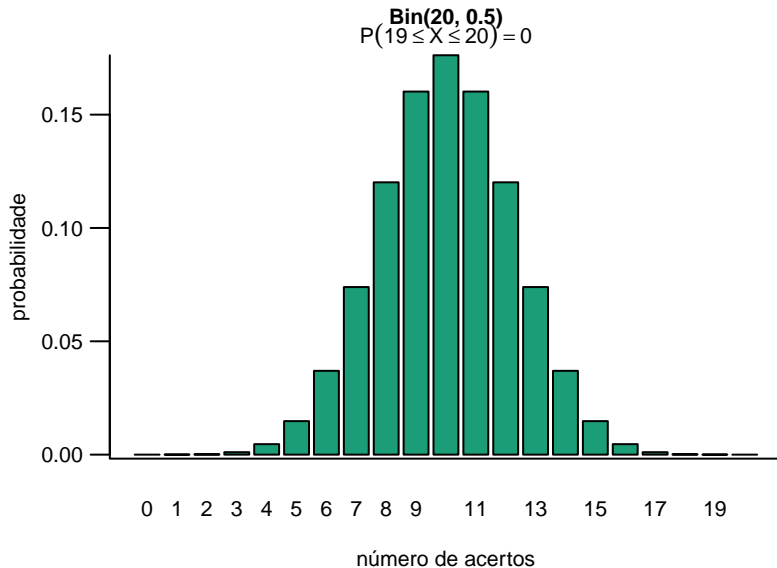
O valor observado da estatística do teste é  $t_{obs} = 19$ , ou seja, o número total de acertos.

**valor-de-p** =  $P(T \geq 19) = 0.00002$

**Conclusão:** Fixando  $\alpha = 0.05$ , rejeitamos a hipótese de que  $p = 0.5$  e, portanto, acreditamos que a probabilidade de acertos é maior que 50%.



# Experimento da Coca vs Coca Zero



# Tipos de Erro

Quando realizamos um teste de hipóteses, podemos cometer 2 tipos de erros:

# Tipos de Erro

Quando realizamos um teste de hipóteses, podemos cometer 2 tipos de erros:

- 1 Erro Tipo I: Rejeitar a hipótese  $H_0$ , quando tal hipótese é verdadeira.

# Tipos de Erro

Quando realizamos um teste de hipóteses, podemos cometer 2 tipos de erros:

- 1 Erro Tipo I: Rejeitar a hipótese  $H_0$ , quando tal hipótese é verdadeira.
- 2 Erro Tipo II: Não rejeitar a hipótese  $H_0$ , quando tal hipótese é falsa.

# Tipos de Erro

Quando realizamos um teste de hipóteses, podemos cometer 2 tipos de erros:

- 1 Erro Tipo I: Rejeitar a hipótese  $H_0$ , quando tal hipótese é verdadeira.
- 2 Erro Tipo II: Não rejeitar a hipótese  $H_0$ , quando tal hipótese é falsa.

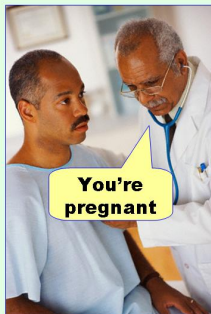
Decisão	Ho	
	Verdadeira	Falsa
Rejeitar $H_0$	Erro Tipo I	OK ✓
Não Rejeitar $H_0$	OK ✓	Erro Tipo II

**Erro Tipo I:** erro mais grave

# Tipos de Erro

$H_0$  : você não está grávida(o)    vs     $H_a$  : você está grávida(o)

**Type I error**  
(false positive)



**Type II error**  
(false negative)



# Tipos de Erro

Podemos calcular a probabilidade dos dois tipos de erro, que chamamos de  $\alpha$  e  $\beta$ :

$$\alpha = P(\text{Erro Tipo I}) = P(\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira})$$

$$\beta = P(\text{Erro Tipo II}) = P(\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ falsa})$$

# Tipos de Erro

Podemos calcular a probabilidade dos dois tipos de erro, que chamamos de  $\alpha$  e  $\beta$ :

$$\alpha = P(\text{Erro Tipo I}) = P(\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira})$$

$$\beta = P(\text{Erro Tipo II}) = P(\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ falsa})$$

Na situação ideal, ambas as probabilidades de erro,  $\alpha$  e  $\beta$ , seriam próximas de zero. Entretanto, à medida que diminuimos  $\alpha$ , a probabilidade  $\beta$  tende a aumentar.



# Tipos de Erro

Podemos calcular a probabilidade dos dois tipos de erro, que chamamos de  $\alpha$  e  $\beta$ :

$$\alpha = P(\text{Erro Tipo I}) = P(\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira})$$

$$\beta = P(\text{Erro Tipo II}) = P(\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ falsa})$$

Na situação ideal, ambas as probabilidades de erro,  $\alpha$  e  $\beta$ , seriam próximas de zero. Entretanto, à medida que diminuimos  $\alpha$ , a probabilidade  $\beta$  tende a aumentar.

Levando isso em conta, em teste de hipóteses tentamos controlar a probabilidade do erro do tipo I, já que esse é o erro mais grave.

A probabilidade  $\alpha$  é chamada de **nível de significância**, que geralmente fixamos em 5%.

# Tipos de Erro

No experimento da Coca-Cola tivemos 19 acertos em 20 tentativas e decidimos rejeitar  $H_0$ .

Mas e se tivéssemos observado 14 acertos? Ou 12?

Existe um valor,  $t_c$ , de maneira que se observarmos algo igual ou maior que ele decidimos rejeitar  $H_0$ ?

Esse valor é chamado de **valor crítico** e vamos denotá-lo por  $t_c$ .

# Tipos de Erro

No experimento da Coca-Cola:  $H_0 : p = 0.5$  vs  $H_a : p > 0.5$

Seja  $T$  o número de acertos em uma amostra de tamanho  $n = 20$ .  
Então  $T \sim \text{Bin}(20, p)$ .

Vamos considerar o seguinte valor crítico:  $t_c = 12$ .

Lembrando que  $T$  pode assumir os valores  $0, 1, 2, \dots, 20$ .

O valor crítico  $t_c$  determina as probabilidades de cometer os erros tipo I e II.

# Tipos de Erro

Considerando  $t_c = 12$

$$\begin{aligned}P(\text{Erro Tipo I}) &= P(\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira}) \\&= P(T \geq t_c | p = 0.5) \\&= \sum_{x=12}^{20} P(T = x | p = 0.5) \approx 0.25\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}P(\text{Erro Tipo II}) &= P(\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ falsa}) \\&= P(T < t_c | p = 0.7) \\&= \sum_{x=0}^{11} P(T = x | p = 0.7) \approx 0.11\end{aligned}$$

# Tipos de Erro

Observando a relação entre os erros tipo I e II, e  $t_c$ :

$$H_0 : p = 0.5 \quad \text{vs} \quad H_a : p = 0.7$$

$t_c$	P(Erro Tipo I)	P(Erro Tipo II)
12	0.25	0.11
13	0.13	0.23
14	0.06	0.39

Veja que à medida que tentamos diminuir  $\alpha = P(\text{Erro Tipo I})$  diminui,  $\beta = P(\text{Erro Tipo II})$  aumenta.

Então, optamos por controlar  $\alpha = P(\text{Erro Tipo I})$ , que é considerado o erro mais grave. Geralmente fixamos  $\alpha = 0.05$  e rejeitamos  $H_0$  se valor-de-p  $< \alpha$ .

## Teste de hipóteses para média ( $\sigma$ conhecido)

## Exemplo

Vamos voltar no problema da máquina que enche pacotes de café. Digamos que o peso nominal do pacote de café seja de 500g. Assume-se que o desvio-padrão é conhecido ( $\sigma = 10$ ).

Retiraram uma amostra de 25 pacotes e observaram um peso médio de 485g.

Isso nos traz evidência de que os pacotes têm menos de 500g?

Já calculamos o IC de 95% para esse problema:

$$IC(\mu, 0.95) = [481.08; 488.92]$$

## Exemplo

Vamos voltar no problema da máquina que enche pacotes de café. Digamos que o peso nominal do pacote de café seja de 500g. Assume-se que o desvio-padrão é conhecido ( $\sigma = 10$ ).

Retiraram uma amostra de 25 pacotes e observaram um peso médio de 485g.

Isso nos traz evidência de que os pacotes têm menos de 500g?

Já calculamos o IC de 95% para esse problema:

$$IC(\mu, 0.95) = [481.08; 488.92]$$

Vamos agora testar as hipóteses:

$$H_0 : \mu = 500 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu \neq 500$$



## Exemplo

**Suposições:** Seja  $X_i$  o peso do  $i$ -ésimo pacote de café. Sabemos que  $\mathbb{E}(X_i) = \mu$  e  $Var(X_i) = \sigma^2$ . Coletou-se uma amostra de tamanho  $n = 25$ . Pelo TCL:

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

**Hipóteses:**  $H_0 : \mu = \mu_0 = 500$  vs  $H_a : \mu \neq \mu_0 = 500$

**Estatística do teste:**

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1)$$

Considerando a amostra obtida:

$$z_{obs} = \frac{485 - 500}{10/\sqrt{5}} = -7.5$$

## Teste de hipóteses para média ( $\sigma$ conhecido)

Como medir se  $-7.5$  é evidência contra  $H_0$ ?

# Teste de hipóteses para média ( $\sigma$ conhecido)

Como medir se  $-7.5$  é evidência contra  $H_0$ ?

O teste é bilateral, portanto o valor-de-p é calculado como:

**Valor-de-p:**  $P(|Z| \geq 7.5) = 2P(Z \geq 7.5) \approx 0$

**Conclusão:** Como o valor-de-p é praticamente zero, rejeitamos  $H_0$ , ou seja, rejeitamos a hipótese de que a média é 500g.

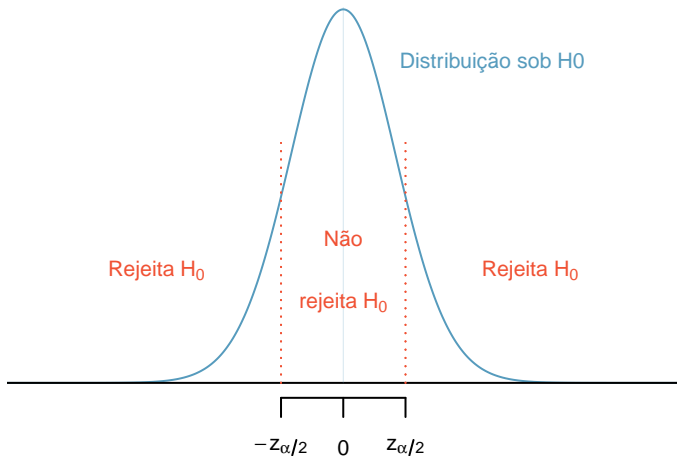
# Região Crítica (Região de Rejeição)

Outra forma de decidirmos se a evidência encontrada nos dados é forte o suficiente para rejeitar  $H_0$  é determinando a **região crítica** ou **região de rejeição**.

**Região Crítica:** conjunto de valores da estatística do teste para os quais a hipótese nula é rejeitada.

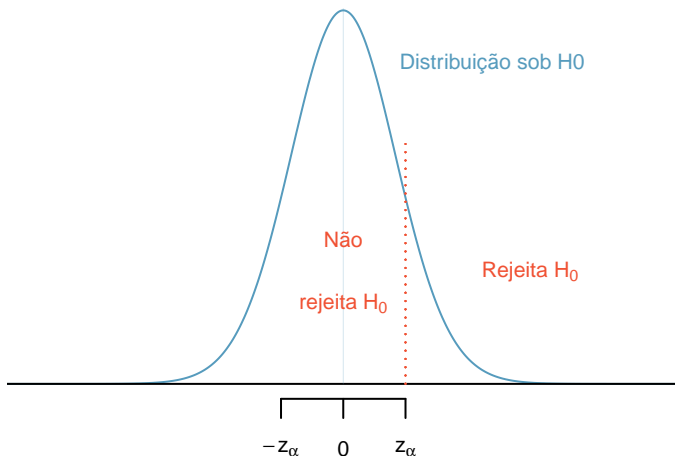
## Região crítica: teste bilateral

$H_0 : \mu = \mu_0$  vs  $H_a : \mu \neq \mu_0$  e um nível de significância  $\alpha$ , definimos a região crítica do teste:



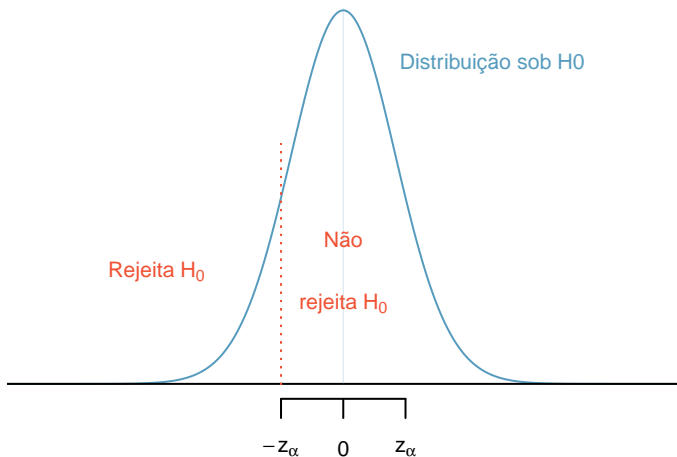
## Região crítica: teste unilateral à direita

$H_0 : \mu = \mu_0$  vs  $H_a : \mu > \mu_0$  e um nível de significância  $\alpha$ , definimos a região crítica do teste:



## Região crítica: teste unilateral à esquerda

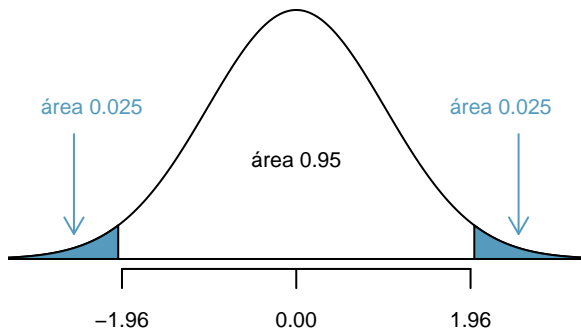
$H_0 : \mu = \mu_0$  vs  $H_a : \mu < \mu_0$  e um nível de significância  $\alpha$ , definimos a região crítica do teste:



## Região Crítica: Teste Bilateral

Quando o teste for bilateral:  $H_0 : \mu = 500$  vs  $H_a : \mu \neq 500$

A região crítica, para  $\alpha = 0.05$ , é a área em azul na figura abaixo:



**Decisão:** Rejeitamos  $H_0$  se  $z_{obs} < -1.96$  ou  $z_{obs} > 1.96$ .

No nosso exemplo,  $z_{obs} = -7.5$ . Portanto, rejeitamos  $H_0$ .

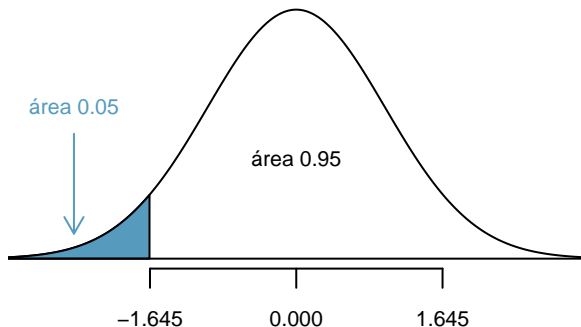


## Região Crítica: Teste Unilateral à esquerda

Quando o teste for unilateral à esquerda:

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu < \mu_0$$

A região crítica, para  $\alpha = 0.05$ , é a área em azul na figura:

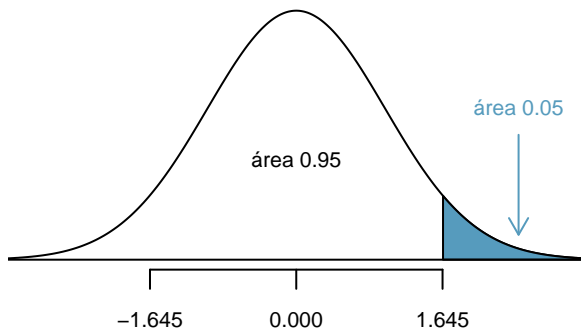


**Decisão:** Rejeitamos  $H_0$  se  $z_{obs} < -1.645$ .

## Região Crítica: Teste Unilateral à direita

Quando o teste for unilateral à direita:  $H_0 : \mu = \mu_0$  vs  $H_a : \mu > \mu_0$

A região crítica, para  $\alpha = 0.05$ , é a área em azul na figura:



**Decisão:** Rejeitamos  $H_0$  se  $z_{obs} > 1.645$ .

## Teste de hipóteses para média ( $\sigma$ desconhecido)

# Teste de hipóteses para média ( $\sigma$ desconhecido)

No caso de testar

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu \neq \mu_0$$

quando  $\sigma$  é desconhecido e a amostra é pequena ( $n < 30$ ) devemos utilizar a distribuição  $t$ .

**Estatística do teste:**

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} t_{n-1}$$

**valor-de-p:**  $P(|t_{n-1}| \geq |t_{obs}|) = 2P(t_{n-1} \geq t_{obs})$

Para as hipóteses unilaterais, o raciocínio é semelhante ao que foi feito anteriormente quando  $\sigma$  é conhecido.

# Teste de hipóteses para média ( $\sigma$ desconhecido)

No nosso exemplo, suponha que não sabemos o valor de  $\sigma$ , mas o desvio padrão da amostra é 7.1g. Queremos testar

$$H_0 : \mu = 500 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu \neq 500$$

**Estatística do teste:**

$$t_{obs} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{485 - 500}{7.1/5} = -10.56$$

**valor-de-p:**  $P(|t_{24}| \geq 10.56) = 2P(t_{24} \geq 10.56) \approx 0$

**Conclusão:** Rejeitamos a hipótese de que a média é 500g.

**valor crítico:** para nível de significância  $\alpha = 0.05$  e teste bilateral,  $t_{crit}$  é tal que  $P(t_{24} > t_{crit}) = P(t_{24} < -t_{crit}) = 0.025$ . De maneira que  $t_{crit} = 2.06$ . Portanto, se  $|t_{obs}| > t_{crit}$ , rejeita-se  $H_0$ .

## Exemplo: Dieta com poucos carboidratos

41 pacientes obesos, selecionados aleatoriamente, foram submetidos a uma dieta com baixa quantidade de carboidratos.

Pesquisadores responsáveis pelo estudo acreditam que essa dieta faz com que os pacientes apresentem uma redução de peso.

Após 16 semanas, a diferença média de peso foi  $-9.7\text{kg}$ , com desvio padrão  $3.4\text{ kg}$ .

O que podemos concluir deste estudo?

Detalhes do estudo podem ser encontrados no artigo: [Effect of 6-month adherence to a very low carbohydrate diet program.](#)

# Teste de hipóteses para média

**Suposições:**  $X_i$  é a diferença entre peso inicial e final do  $i$ -ésimo obeso. Sabemos que  $\mathbb{E}(X_i) = \mu$  e  $Var(X_i) = \sigma^2$ . Coletou-se uma amostra de tamanho  $n = 41$ . Pelo TCL:

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

**Hipóteses:**  $H_0 : \mu = 0$  vs  $H_a : \mu < 0$

Ou seja, estamos testando se não há diferença no peso após a dieta versus a hipótese que há redução no peso após a dieta.

**Estatística do teste:** Como  $n = 41$ , podemos usar a aproximação normal

$$z_{obs} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{-9.7 - 0}{3.4/\sqrt{41}} = -18.3$$

# Teste de hipóteses para média

**Valor-de-p:** Como o teste é unilateral à esquerda

$$\text{valor-de-p} = P(Z < -18.3) \approx 0$$

**Conclusão:** Como o valor-de-p é bem pequeno ( $< 0.05$ ) rejeitamos  $H_0$ , ou seja, rejeitamos a hipótese de que a dieta não produz diferença no peso.



## Exemplo: Acidentes de trabalho

A associação dos proprietários de indústrias metalúrgicas está muito preocupada com o tempo perdido com acidentes de trabalho, cuja média, nos últimos tempos, tem sido da ordem de 60 horas/homem por ano e desvio padrão de 20 horas/homem.

Tentou-se um programa de prevenção de acidentes, após o qual foi tomada uma amostra de nove indústrias e medido o número de horas/homens perdidos por acidentes, que foi de 50 horas.

Você diria, no nível de 5%, que há evidência de melhoria?

*Fonte: Morettin & Bussab, Estatística Básica 5ª edição, pág 334.*

## Exemplo: Acidentes de trabalho

Queremos testar a hipótese que  $\mu$ , o número médio de horas perdidas com acidentes de trabalho, tenha permanecido o mesmo. Ou seja,

$$H_0 : \mu = 60 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu < 60$$

**Estatística do teste:**

$$z_{obs} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{50 - 60}{20/3} = -1.5$$

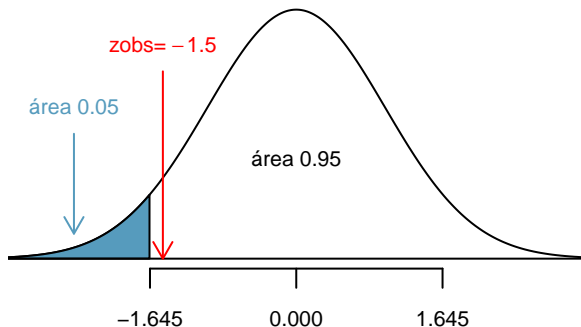
**valor-de-p:**  $P(Z \leq -1.5) = 0.067$

**Conclusão:** Como o valor-de-p é maior que 0.05, não rejeitamos a hipótese de que a média é 60. Ou seja, não há evidência contra da hipótese de que o número médio de horas perdidas tenha se mantido o mesmo.

## Exemplo: Acidentes de trabalho

Podemos também determinar a região crítica.

Como temos um teste unilateral à esquerda, para um nível de significância de 5%, rejeitamos  $H_0$  se  $z_{obs} < -z_{0.05} = -1.645$ .



Como  $z_{obs} = -1.5 > -1.645$ , então não rejeitamos  $H_0$ .

# Resumo: Teste de hipóteses para média

## $\sigma$ conhecido

$$H_0: \mu = \mu_0 \quad \text{vs}$$

$$H_a: \mu \neq \mu_0 \quad \text{ou}$$

$$\mu > \mu_0 \quad \text{ou} \quad \mu < \mu_0$$

### Estatística do teste:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1)$$

### valor-de-p=

$$P(|Z| \geq |z_{\text{obs}}|) \quad \text{se } H_a: \mu \neq \mu_0$$

$$P(Z \geq z_{\text{obs}}) \quad \text{se } H_a: \mu > \mu_0$$

$$P(Z \leq z_{\text{obs}}) \quad \text{se } H_a: \mu < \mu_0$$

## $\sigma$ desconhecido

$$H_0: \mu = \mu_0 \quad \text{vs}$$

$$H_a: \mu \neq \mu_0 \quad \text{ou}$$

$$\mu > \mu_0 \quad \text{ou} \quad \mu < \mu_0$$

### Estatística do teste:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} t_{n-1}$$

### valor-de-p=

$$P(|t_{n-1}| \geq |t_{\text{obs}}|) \quad \text{se } H_a: \mu \neq \mu_0$$

$$P(t_{n-1} \geq t_{\text{obs}}) \quad \text{se } H_a: \mu > \mu_0$$

$$P(t_{n-1} \leq t_{\text{obs}}) \quad \text{se } H_a: \mu < \mu_0$$

- [Ross](#): capítulo 9.
- [OpenIntro](#): seção 5.1.
- Magalhães: capítulo 8.