## 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

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 indíviduos com certa característica

## Hipóteses:

$$H_0: p=p_0 \quad \text{vs} \quad H_a: p \neq p_0 \text{ (bilateral)}$$
 
$$p < p_0 \text{ (unilateral à esquerda)}$$
 
$$p > p_0 \text{ (unilateral à direita)}$$

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:  $np_0 \ge 10$  e  $n(1-p_0) \ge 10$  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= $P(Z \le z_{obs})$ 

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

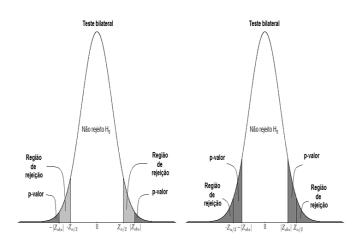
Conclusão: Para um nível de significância  $\alpha$ 

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

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

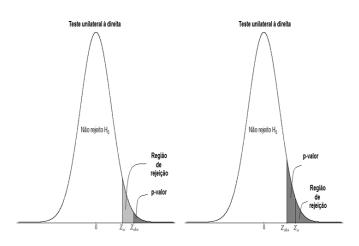
# Valor-de-p Teste Bilateral

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



# Valor-de-p Teste Unilateral

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



# Coca vs Coca Zero - você consegue distinguir?



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  $T = \sum_{i=1}^{20} X_i \sim Bin(20, p)$ , 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?

Vamos testar o seguinte:

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

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  $np_0 \ge 10$  e  $n(1-p_0) \ge 10$  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.

Usando a aproximação normal.

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

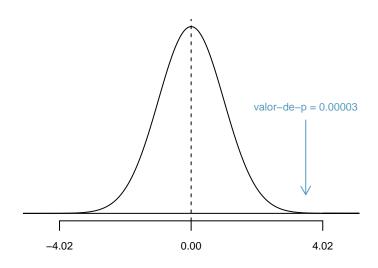
A proporção amostral de acertos  $\hat{p}=\frac{T}{20}=19/20=0.95.$ 

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 =  $P(Z \ge 4.02) = 0.00003$ 

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%.



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

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

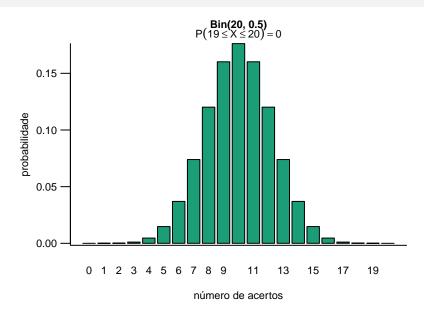
**Hipóteses:** 
$$H_0: Acertos = 10$$
 vs  $H_a: Acertos > 10$ 

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 = 
$$P(T \ge 19) = 0.00002$$

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%.



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

- **I** 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.

	Но	
Decisão	Verdadeira	Falsa
Rejeitar H <sub>0</sub>	Erro Tipo I	OK ✓
Não Rejeitar H <sub>0</sub>	OK ✓	Erro Tipo II

Erro Tipo I: erro mais grave

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



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 diminuímos  $\alpha$ , 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%.

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  $t_c$ .

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  $T\sim Bin(20,p).$ 

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

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

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

Considerando  $t_c = 12$ 

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

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

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

$$H_0: p = 0.5$$
 vs  $H_a: p = 0.7$ 

$\overline{t_c}$	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(Erro Tipo I) diminui,  $\beta$  =P(Erro Tipo II) aumenta.

Então, optamos por controlar  $\alpha$  =P(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  $485\mathrm{g}.$ 

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:

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

# 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:

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

# 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**: 
$$P(|Z| \ge 7.5) = 2P(Z \ge 7.5) \approx 0$$

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

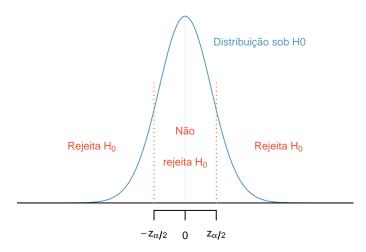
# Região Crítica (Região de Rejeição)

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.

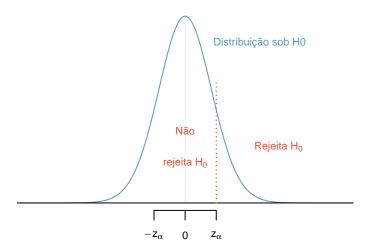
## Região crítica: teste bilateral

 $H_0: \mu=\mu_0$ v<br/>s $H_a: \mu\neq\mu_0$ e um nível de significância  $\alpha,$  definimos a região crítica do teste:



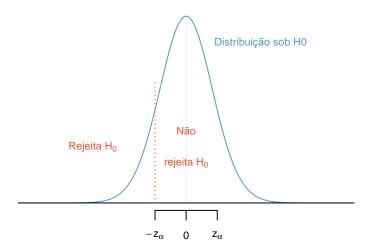
# Região crítica: teste unilateral à direita

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



# Região crítica: teste unilateral à esquerda

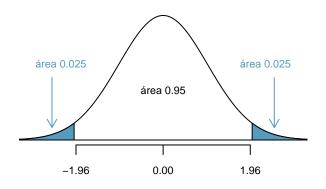
 $H_0: \mu = \mu_0$  vs  $H_a: \mu < \mu_0$  e um nível de significância  $\alpha$ , definimos a região crítica do teste:



# Região Crítica: Teste Bilateral

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

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



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

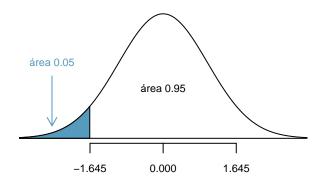
No nosso exemplo,  $z_{obs} = -7.5$ . Portanto, rejeitamos  $H_0$ .

# Região Crítica: Teste Unilateral à esquerda

Quando o teste for unilateral à esquerda:

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

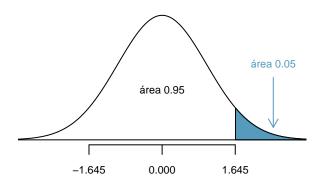
A região critíca, para  $\alpha=0.05,$  é a área em azul na figura:



**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 critíca, 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

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

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:** 
$$P(|t_{n-1}| \ge |t_{obs}|) = 2P(t_{n-1} \ge t_{obs})$$

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

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

Estatística do teste:

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

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

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  $-9.7 \,\mathrm{kg}$ , com desvio padrão  $3.4 \,\mathrm{kg}$ .

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

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  $5^a$  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,

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

Estatística do teste:

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

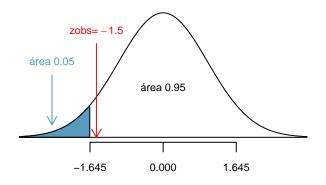
valor-de-p:  $P(Z \le -1.5) = 0.067$ 

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

#### σ conhecido

$$\begin{aligned} &H_0\colon \mu = \mu_0 & vs \\ &H_a\colon \mu \neq \mu_0 & ou \\ &\mu > \mu_0 & ou & \mu < \mu_0 \end{aligned}$$

### Estatística do teste:

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

## valor-de-p=

$$\begin{split} P(|Z| \ge &|z_{obs}|) & \text{se } H_a \text{: } \mu \ne \mu_0 \\ P(Z \ge &z_{obs}) & \text{se } H_a \text{: } \mu > \mu_0 \\ P(Z \le &z_{obs}) & \text{se } H_a \text{: } \mu < \mu_0 \end{split}$$

#### σ desconhecido

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

### Estatística do teste:

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

## valor-de-p=

$$\begin{split} &P(|t_{n-1}| \geq |t_{obs}|) & \text{se } H_a \text{: } \mu \neq \mu_0 \\ &P(t_{n-1} \geq t_{obs}) & \text{se } H_a \text{: } \mu > \mu_0 \\ &P(t_{n-1} \leq t_{obs}) & \text{se } H_a \text{: } \mu < \mu_0 \end{split}$$

## Leituras

- Ross: capítulo 9.
- OpenIntro: seção 5.1.
- Magalhães: capítulo 8.