Testes de Hipótese para uma única Amostra - parte II

Marcos Oliveira Prates

2012/02



- 1 Teste para média com variância conhecida
- Teste para média com variância desconhecida

Teste para Proporção

Objetivos

Ao final deste capítulo você deve ser capaz de:

- Testar hipóteses para média de uma população.
- Serão usadas as distribuições z e t de student.
- Testar hipótese para a proporção de uma população.

Teste para média com variância conhecida Teste para média com variância desconhecida Teste para Proporção

Teste para média com variância conhecida



Suponha que temos uma amostra

$$X_1, \ldots, X_n$$

de uma variável aleatória X.

- X tem distribuição normal com média μ e variância σ^2 .
- A variância σ^2 é conhecida.
- A média μ é desconhecida e deve ser estimada.
- Queremos testar:

$$H_0: \mu = \mu_0$$
 vs $H_1: \mu \neq \mu_0$

Esse é um teste bilateral.



Sabemos que

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

Sob H₀, a estatística de teste

$$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$$

tem distribuição N(0,1)

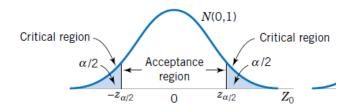
- Fixamos um nível de significância (erro do tipo I) α .
- A decisão é
 - se $z_0 > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ ou $z_0 < -z_{1-\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow$ rejeitamos H_0 ;
 - se $-z_{1-\frac{\alpha}{2}} < z_0 < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow$ não rejeitamos H_0 .
- Onde

$$P(Z \leq z_{1-\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \frac{\alpha}{2}.$$



A região crítica é dada por

$$z_0>z_{1-\frac{\alpha}{2}}\quad \text{ ou }\quad z_0<-z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ .$$



Observação:

- Podemos isolar o x̄ na região crítica.
- Assim o teste fica em termos de \bar{x} .
- Rejeitamos H₀ se

$$\bar{\mathbf{x}} < \mu_0 - \mathbf{z}_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma / \sqrt{n} \quad \text{ou} \quad \bar{\mathbf{x}} > \mu_0 + \mathbf{z}_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma / \sqrt{n} \,.$$

Exemplo:

- Considere o exemplo do propelente.
- Estamos analisando a taxa média de queima do propelente.
- Observamos uma amostra de tamanho 25.
- Sabemos que $\sigma = 2$.
- Observamos $\bar{x} = 51, 3$.
- Queremos testar se a taxa média de queima é de 50 cm por segundo com um nível de significância de 5%.

- **1** O parâmetro de interesse é μ , a taxa média de queima.
- As hipóteses a serem testadas são

$$H_0: \mu = 50$$
 vs $H_1: \mu \neq 50$.

- 3 Fixamos $\alpha = 0,05$.
- **1** Então $z_{0.975} = 1,96$.
- A estatística de teste é

$$z_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \ .$$

Rejeitamos H₀ se

$$z_0 > 1,96$$
 ou $z_0 < -1,96$.

Temos que

$$z_0 = \frac{51, 3 - 50}{2/\sqrt{25}} = 3,25$$
.



- 8. Como $3.25 > 1,96 \Rightarrow$ rejeitamos H_0 .
- Conclusão: com 5% de significância podemos dizer que a taxa média de queima do propelente é diferente de 50 cm por segundo.

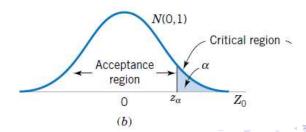
Teste unilateral

Podemo estar interessados em testar hipóteses como

$$H_0: \mu = \mu_0$$
 vs $H_1: \mu > \mu_0$.

- Valores altos de \bar{x} indicam que H_1 é verdadeira.
- A região crítica é formada apenas pela extremidade superior.
- Rejeitamos H₀ se

$$z_0 > z_{1-\alpha}$$
.



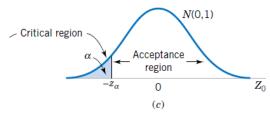
Teste unilateral

Podemos querer testar

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

- Valores baixos de \bar{x} indicam que H_1 é verdadeira.
- A região crítica é formada apenas pela extremidade inferior.
- Rejeitamos H₀ se

$$z_0 < -z_{1-\alpha}$$
.



Teste para médica, variância conhecida

Hipótese nula:

$$H_0: \mu = \mu_0.$$

Estatística de teste

$$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \, .$$

Hipótese alternativa	Critério de rejeição
H_1 : $\mu \neq \mu_0$	$z_0>z_{1-rac{lpha}{2}}$ ou $z_0<-z_{1-rac{lpha}{2}}$
H_1 : $\mu > \mu_0$	$z_0>z_{1-\alpha}$
H_1 : $\mu < \mu_0$	$z_0 < -z_{1-\alpha}$

Valor P

 É o menor nível de significância que conduz à rejeição da hipótese nula H₀.

Hipótese alternativa	Critério de rejeição	Valor P
H_1 : $\mu \neq \mu_0$	$z_0>z_{1-rac{lpha}{2}}$ ou $z_0<-z_{1-rac{lpha}{2}}$	$2(P(Z > z_0))$
$H_1: \mu > \mu_0$	$z_0>z_{1-\alpha}$	$P(Z > z_0)$
H_1 : $\mu < \mu_0$	$z_0 < -z_{1-\alpha}$	$P(Z < z_0)$



Exemplo

- Considere o exemplo do propelente.
- Vimos que a região crítica é

$$z_0 > 1,96$$
 ou $z_0 < -1,96$.

Como o teste é da forma

$$H_0: \mu = \mu_0$$
 vs $H_1: \mu \neq \mu_0$

o valor P é dado por

$$2P(Z > |z_0|) = 2P(Z > 3, 25) = 2(1 - P(Z < 3, 25)) =$$

 $2(1 - 0, 9994) = 0,0012$.

- A probabilidade de aparecer um valor tão ou mais extremo que 3,25 dado que $\mu=50$ é 0,0012.
- O menor nível de significância que rejeitamos H₀ é 0,0012.

Teste para amostra grande

- Supomos aqui que a população é normal e que σ² é conhecido.
- Na prática σ² não será conhecido.
- E muitas vezes a população não é normal.
- Se n for grande (>40) podemos usar o Teorema Central do Limite.
- ullet Estimamos σ por S e aproximamos a distribuição de

$$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \,.$$

por uma normal padrão.



Teste para média com variância conhecida Teste para média com variância desconhecida Teste para Proporção

Teste para média com variância desconhecida

Suponha que temos uma amostra

$$X_1, \ldots, X_n$$

de uma variável aleatória X.

- X tem distribuição normal com média μ e variância σ^2 .
- A variância σ^2 é desconhecida.
- A média μ é desconhecida e deve ser estimada.
- Queremos testar:

$$H_0: \mu = \mu_0$$
 vs $H_1: \mu \neq \mu_0$

Esse é um teste bilateral.



• Estimamos σ^2 por

$$S^2 = \frac{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$
.

Sob H₀, a estatística de teste

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$$

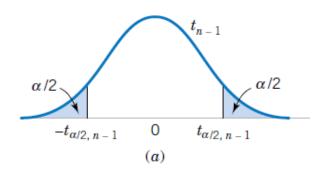
tem distribuição t com n-1 graus de liberdade.

- Fixamos um nível de significância (erro do tipo I) α .
- A decisão é
 - se $t_0 > t_{\alpha/2;n-1}$ ou $t_0 < -t_{\alpha/2;n-1} \Rightarrow$ rejeitamos H_0 ;
 - se $-t_{\alpha/2;n-1} < t_0 < t_{\alpha/2;n-1} \Rightarrow$ não rejeitamos H_0 .
- Onde

$$P(T_{n-1} > t_{\alpha/2;n-1}) = \alpha/2$$
.

A região crítica é dada por

$$t_0>t_{lpha/2;n-1}$$
 ou $t_0<-t_{lpha/2;n-1}$.



Teste unilateral

Podemo estar interessados em testar hipóteses como

$$H_0: \mu = \mu_0$$
 vs $H_1: \mu > \mu_0$.

- Valores altos de \bar{x} indicam que H_1 é verdadeira.
- A região crítica é formada apenas pela extremidade superior.
- Rejeitamos H₀ se

$$t_{n-1}$$

$$\alpha$$

$$0 \qquad t_{\alpha, n-1}$$

 $t_0 > t_{\alpha \cdot n-1}$.

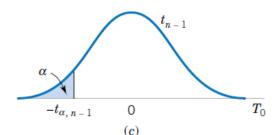
Teste unilateral

Podemos querer testar

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

- Valores baixos de \bar{x} indicam que H_1 é verdadeira.
- A região crítica é formada apenas pela extremidade inferior.
- Rejeitamos H₀ se

$$t_0 < -t_{\alpha:n-1}$$
.



Teste para médica, variância desconhecida

Hipótese nula:

$$H_0: \mu = \mu_0$$
.

Estatística de teste

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \, .$$

Hipótese alternativa	Critério de rejeição
H_1 : $\mu \neq \mu_0$	$t_0>t_{lpha/2;n-1}$ ou $t_0<-t_{lpha/2;n-1}$
$H_1: \mu > \mu_0$	$t_0 > t_{\alpha;n-1}$
H_1 : $\mu < \mu_0$	$t_0 < -t_{\alpha;n-1}$

Exemplo:

- São analisados os coeficientes de restituição de tacos de golfe.
- 15 tacos são selecionados aleatoriamente.
- Queremos verificar se o coeficiente médio de restituição excede 0,82.
- Considere $\alpha = 0,05$.
- Os dados observados são

$$\bar{x} = 0,83725$$
 $s = 0,02456$.

 A figura abaixo mostra que os dados são aproximadamente normais.

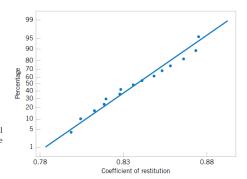


Figure 9-9. Normal probability plot of the coefficient of restitution data from Example 9-6.

- O parâmetro de interesse é o coeficiente médio de restituição, μ.
- Queremos testar

$$H_1: \mu = 0.82$$
 vs $H_1: \mu > 0.82$.

3 Temos que $\alpha = 0,05$ e

$$t_{0.05;14} = 1,761$$
.

Rejeitamo H₀ para valores altos da média, ou seja, rejeitamos se

$$t_0 > 1,761$$
.



Temos que

$$\bar{x} = 0,83725$$
 $s = 0,02456$ $n = 15$

então a estatística de teste é

$$t_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{0,83725 - 0,82}{0,02456/\sqrt{15}} = 2,72.$$

- 6. Como 2,72 > 1,761 \Rightarrow rejeitamos H_0 .
- Conclusão: com 5% de significância podemos dizer que o coeficiente médio de restituição dos tacos excede 0,82.

Observação:

- Podemos calcular o Valor P para esse tipo de teste.
- Porém a tabela t só fornece valores aproximados.
- Para um cálculo exato é necessário usar um pacote estatístico.

Teste para média com variância conhecida Teste para média com variância desconhecida Teste para Proporção

Teste para Proporção

- Muitas vezes queremos estimar a proporção de uma determinada população.
- Exemplo: proporção de ítens defeituosos em uma fábrica.
- Uma amostra de tamanho n é retirada de uma população grande.
- X (X ≤ n) dessas observações pertencem a uma determinada classe.
- Então

$$\hat{P} = \frac{X}{n}$$

é um estimador da proporção *p* que pertence a essa classe.

Observe que X ∼ Bin(n, p) e queremos estimar p.



Queremos testar hipóteses do tipo

$$H_0: p = p_0$$
 vs $H_1: p \neq p_0$.

- O teste é feito usando aproximação da binomial pela normal.
- Esse procedimento é válido desde que p não seja muito próximo de 0 e nem de 1.
- É preciso um tamanho de amostra relativamente grande.
- Como

$$X \sim Bin(n, p)$$

sob H_0 , $p = p_0$ e

$$X \sim Bin(n, p_0)$$
.

Então, sob H₀, a estatística de teste

$$Z_0 = \frac{X - np_0}{\sqrt{np_0(1 - p_0)}}$$

tem distribuição aproximadamente N(0,4).

Queremos testar

$$H_0: p = p_0$$
 vs $H_1: p \neq p_0$.

Sob H₀, a estatística de teste

$$Z_0 = \frac{X - np_0}{\sqrt{np_0(1 - p_0)}}$$

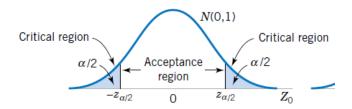
tem distribuição aproximadamente N(0,1)

- Fixamos um nível de significância (erro do tipo I) α .
- A decisão é
 - se $z_0 > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ ou $z_0 < -z_{1-\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow$ rejeitamos H_0 ;
 - se $-z_{1-\frac{\alpha}{2}} < z_0 < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow$ não rejeitamos H_0 .
- Onde

$$P(Z \leq z_{1-\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \frac{\alpha}{2}.$$

A região crítica é dada por

$$z_0>z_{1-\frac{\alpha}{2}}\quad \text{ ou }\quad z_0<-z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ .$$



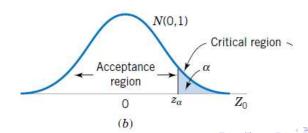
Teste unilateral

Podemos estar interessados em testar hipóteses como

$$H_0: p = p_0$$
 vs $H_1: p > p_0$.

- Valores altos de x/n indicam que H_1 é verdadeira.
- A região crítica é formada apenas pela extremidade superior.
- Rejeitamos H₀ se

$$z_0 > z_{1-\alpha}$$
.



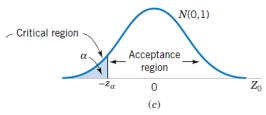
Teste unilateral

Podemos querer testar

$$H_0: p = p_0$$
 vs $H_1: p < p_0$.

- Valores baixos de x/n indicam que H_1 é verdadeira.
- A região crítica é formada apenas pela extremidade inferior.
- Rejeitamos H₀ se

$$z_0 < -z_{1-\alpha}$$
.



Aproximação para proporção binomial

Hipótese nula:

$$H_0: p = p_0.$$

Estatística de teste

$$Z_0 = \frac{X - np_0}{\sqrt{np_0(1 - p_0)}}$$
.

Hipótese alternativa	Critério de rejeição
H_1 : $p \neq p_0$	$z_0>z_{1-rac{lpha}{2}}$ ou $z_0<-z_{1-rac{lpha}{2}}$
$H_1: p > p_0$	$z_0 > z_{1-\alpha}$
$H_1: p < p_0$	$z_0 < -z_{1-\alpha}$

Exemplo:

- Considere a fabricação de semicondutores.
- O consumidor exige que a fração de defeituosos não exceda 0,05.
- O nível de significância α exigido é de $\alpha = 0,05$.
- Uma amostra de 200 aparelhos é observada.
- Dentre os 200, 4 são defeituosos (2%).
- Podemos concluir que a exigência do consumidor é satisfeita?

- O parâmetro de interesse é a fração defeituosa no processo, p.
- Queremos testar

$$H_0: p = 0,05$$
 vs $H_1: p < 0,05$.

• Fixamos $\alpha = 0,5$ portanto

$$z_{0,95}=1,645$$
.

Rejeitamos H₀ se

$$z_0 < -1,645$$
.



Temos que

$$x = 4$$
 $n = 200$ $p_0 = 0,05$

então

$$z_0 = \frac{x - np_0}{\sqrt{np_0(1 - p_0)}} = \frac{4 - (200)(0, 05)}{\sqrt{200(0, 05)(1 - 0, 05)}} = -1,95.$$

- Como $-1,95 < -1,645 \Rightarrow$ rejeitamos H_0 .
- Conclusão: com 5% de significância podemos dizer que o a fração de ítens defeituosos é menor que 0,05.

Observações:

- A estatística Z₀ pode ser escrita de outra forma.
- Seja X o número de observações em uma amostra de tamanho n que pertence a uma classe.
- $\hat{P} = \frac{X}{n}$ é a proporção amostral que pertence àquela classe.
- Temos que

$$Z_0 = \frac{X - np_0}{\sqrt{np_0(1 - p_0)}}$$
.

Dividindo tudo por n temos que

$$Z_0 = \frac{X/n - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} = \frac{\hat{P} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}$$
.

 Temos assim a estatística de teste em termos da proporção amostral.