

# Intervalo de confiança para a Proporção populacional p

Airlane P. Alencar – IME-USP

A proporção populacional de infectados na população é desconhecida. Só se fizermos um censo e contarmos o número de infectados, poderíamos calcular a proporção populacional de infectados p, ou seja, o número de infectados dividido pelo tamanho da população.

Temos amostra aleatória de tamanho n.

Usamos a proporção amostral  $\hat{p} = \frac{\text{número de infectados na amostra}}{n}$  para estimar a proporção populacional p.

Para n grande, temos a aproximação para a **distribuição normal**:  $\hat{p} \approx N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$

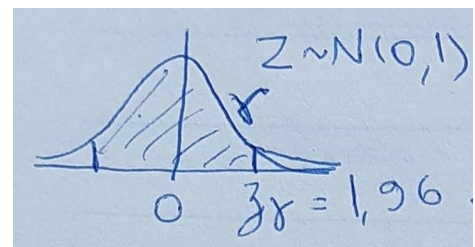
Obtemos o Intervalo de confiança para p, com **coeficiente de confiança**  $\gamma$  :

$$IC = \left[ \hat{p} \mp z_{\gamma} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right] = [\hat{p} \mp e]$$

Chamamos  $e = z_{\gamma} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$  de **erro amostral**.

Em geral, o coeficiente de confiança é  $\gamma = 95\%$  e obtemos  $z = 1,96$  de modo que  $P(-1,96 < Z < +1,96) = 0,95$ .

Então o IC fica,  $IC = \left[ \hat{p} \mp 1,96 \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right]$



## Tamanho da amostra n

Quero calcular o tamanho da amostra n para ter erro amostral igual a 2 pontos percentuais com coeficiente de confiança 95%. Não temos a proporção amostral  $\hat{p}$ .

$$e = z_{\gamma} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \Rightarrow n = \frac{z^2 p(1-p)}{e^2}$$

- Se não sabemos nada sobre a proporção populacional  $p$ , vamos considerar  $p=0,5$ , assim maximizamos  $p(1-p)$ , que aparece na variância da proporção amostral.

$$n = \frac{z^2 p(1-p)}{e^2} \Rightarrow n = \frac{1,96^2 0,5^2}{0,02^2} = 49^2 = 2401$$

- Se sabemos que  $p \leq 0,3$ , podemos usar  $p=0,3$

$$n = \frac{z^2 p(1-p)}{e^2} \Rightarrow n = \frac{1,96^2 0,3 \cdot 0,7}{0,02^2} = 2017$$

Agora sabemos que  $p \leq 0,3$  e obtemos amostra aleatória com  $n=2017$ . Observamos 544 infectados nessa amostra e obtemos a proporção amostral igual a 27% ( $544/2017$ ) de infectados.

Obtemos o IC com coeficiente de confiança 95%:

$$IC = \left[ \hat{p} \mp 1,96 \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right] = \left[ 0,27 \mp 1,96 \sqrt{\frac{0,27 \cdot 0,73}{2017}} \right] = \left[ 0,27 \mp 0,019 \right] = [0,251; 0,289].$$

**Interpretação de 95% de confiança:** Se faço muitos intervalos de confiança, temos que em média 95% deles contém a verdadeira proporção populacional  $p$ .

## Testes de Hipóteses Unicaudal para a proporção

Temos duas hipóteses:

**Hipótese nula:**  $H_0 : p = 0,3$  e a **Hipótese Alternativa:**  $H_1 : p < 0,3$

A **igualdade** deve estar sempre na hipótese nula!

A distribuição da proporção amostral para  $n$  grande é  $\hat{p} \approx N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$  e

sob a hipótese nula temos  $\hat{p} \approx N\left(0,3, \frac{0,3 \cdot 0,7}{n}\right)$ .

Vamos supor que temos agora amostra aleatória com  **$n=1000$** .

Vamos fixar a probabilidade do **Erro Tipo I = rejeitamos  $H_0$  quando  $H_0$  é verdade**. Chamamos essa probabilidade de **nível de significância =  $\alpha$** .

Ideia: Como temos  $p < 0,3$  na hipótese alternativa, faz sentido rejeitar  $H_0$  se a proporção amostral for bem pequena, ie, bem menor que um valor  $p_c$  ( $p$  crítico).

Vamos fixar o nível de significância usual de **5%** e encontrar o **valor crítico**  $p_c$ .

Chamamos de **Região Crítica** a região em que rejeitamos  $H_0$ , nesse exemplo a região crítica corresponde aos valores  $\{ \hat{p} < p_c \}$ .

$$\alpha = \text{nível de significância} = P(\text{Rejeito } H_0 | H_0 \text{ verdade}) = P(\hat{p} < p_c | p = 0,3) = 0,05$$

$$\alpha = P\left(\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \leq \frac{p_c - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \mid p = 0,3\right) = P\left(\frac{\hat{p} - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} \leq \frac{p_c - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}}\right) = P\left(Z \leq \frac{p_c - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}}\right) = 0,05$$

Na tabela da normal padrão, obtemos  $P(Z \leq -1,645) = 0,05$ .

$$\text{Então } \frac{p_c - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} = -1,645 \Rightarrow p_c = 0,3 - 1,645 \sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}} = 0,3 - 0,0238 = 0,2762.$$

Construímos a região crítica e rejeitamos  $H_0$  se a proporção amostral  $\hat{p} < p_c = 0,2762$ .

Depois que coletamos a amostra aleatória com  $n=1000$ , observamos 27% de infectados na amostra.

Então rejeitamos  $H_0$  pois  $\hat{p} = 0,27 < 0,2762$ .

## Testes de Hipóteses Bicaudal para a proporção

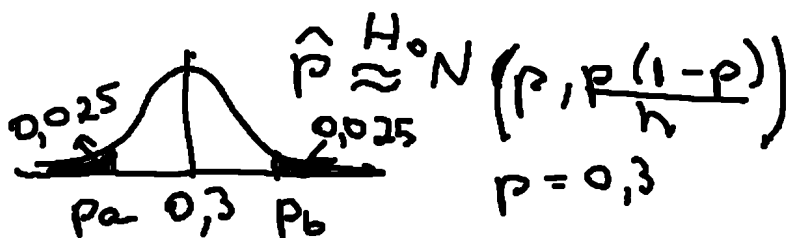
Temos duas hipóteses mas agora temos sinal de diferente em  $H_1$ .

**Hipótese nula:**  $H_0: p = 0,3$  e a **Hipótese Alternativa:**  $H_1: p \neq 0,3$

Novamente temos sob a hipótese nula  $\hat{p} \approx N\left(0,3, \frac{0,3 \cdot 0,7}{n}\right)$  e  $n=1000$ .

Ideia: Devido à hipótese alternativa, faz sentido rejeitar  $H_0$  se  $\hat{p}$  for bem menor que 0,3 ou bem maior que 0,3.

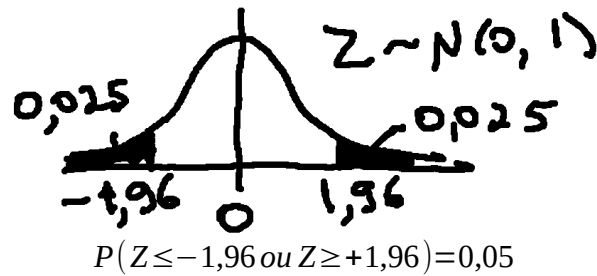
Rejeitamos  $H_0$  se  $\hat{p} \leq p_a$  ou  $\hat{p} \geq p_b$  e escolhemos esses valores críticos fixando o  $\alpha = 5\%$ .



$\alpha = \text{nível de significância} = P(\text{Rejeito } H_0 | H_0 \text{ verdade}) = P(\hat{p} \leq p_a \text{ ou } \hat{p} \geq p_b | p = 0,3) = 0,05$

$$\alpha = P\left(\frac{\hat{p}-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} \leq \frac{p_a-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} \text{ ou } \frac{\hat{p}-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} \geq \frac{p_b-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}}\right) = P\left(Z \leq \frac{p_a-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} \text{ ou } Z \geq \frac{p_b-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}}\right) = 0,05$$

Desenhando a densidade da normal e olhando na tabela da normal, encontramos



Então os valores da região crítica são

$$\frac{p_a-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} = -1,96 \Rightarrow p_a = 0,3 - 1,96 \sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}} = 0,3 - 0,028 = 0,272,$$

$$\frac{p_b-0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} = +1,96 \Rightarrow p_b = 0,3 + 1,96 \sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}} = 0,3 + 0,028 = 0,328.$$

Rejeitamos  $H_0$  se  $\hat{p} \leq 0,272$  ou  $\hat{p} \geq 0,328$ .

Se observamos a proporção amostral de 27% de infectados, rejeitamos  $H_0$  com nível de significância 5%.

## Valor p ou nível descritivo do teste para o teste unicaudal

Esse é outro modo de fazer o teste mas já temos que conhecer o valor observado para a estatística do teste, no nosso caso conhecer a estimativa da proporção amostral = 27%.

**O valor p é a probabilidade de observarmos para a estatística de teste um valor mais extremo do que o valor que observamos.**

**Se o valor  $p < \alpha$  = nível de significância, rejeitamos  $H_0$ .**

Suponha que  $n=1000$  e já observamos a proporção amostral  $\hat{p}=0,27$ .

Vamos fazer o teste unicaudal com  $H_0 : p = 0,3$  e Hipótese Alternativa:  $H_1 : p < 0,3$

$$\text{valor } p = P(\hat{p} \leq 0,27 | p = 0,3) = P\left(\frac{\hat{p} - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}} \leq \frac{0,27 - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{1000}}}\right) = P(Z \leq -2,07) = 0,0192$$

Como o valor  $p = 0,0192 < 0,05$ , rejeitamos  $H_0$ .

Conclusão: Há evidências de que a proporção de infectados é menor que 30% ( $p = 0,0192$ ).

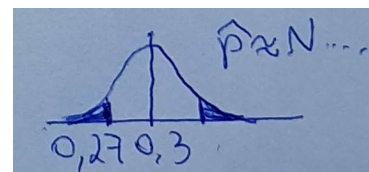
## Valor p ou nível descritivo do teste para o teste bicaudal

Hipótese nula:  $H_0: p = 0,3$  e a Hipótese Alternativa:  $H_1: p \neq 0,3$

Para  $n = 1000$ , observamos  $\hat{p} = 0,27$ .

Agora rejeitamos  $H_0$  para valores bem pequenos ou bem grandes da proporção amostral.

Então para considerar as duas caudas da distribuição, vamos ter que multiplicar por 2 a probabilidade que calculamos para o teste unicaudal  $P(\hat{p} \leq 0,27 | p = 0,3)$ .



$$\text{valor } p = 2P(\hat{p} \leq 0,27 | p = 0,3) = 2 \cdot 0,0192 = 0,0384.$$

Rejeitamos que a proporção de infectados seja 30% ( $p = 0,0384$ ).

Observações:

- Note que no teste unicaudal, para rejeitar  $H_0$  consideramos por exemplo  $\hat{p} < p_c$  e uma só cauda da distribuição normal. No teste bicaudal, consideramos duas caudas.
- Tendo o valor  $p$ , o leitor pode usar outro nível de significância e tirar sua conclusão, mas é usual na literatura todos considerarem nível de significância 5%.
- Se diminuirmos o nível de significância, aumentamos a probabilidade do **erro tipo II**, que é a probabilidade de **aceitar  $H_0$  quando  $H_0$  é falsa**. Essa probabilidade é denotada como  $\beta = P(\text{aceitar } H_0 | H_0 \text{ falsa})$ .
- Chamamos de **poder do teste**:  $\text{Poder} = P(\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ falsa}) = 1 - \beta$ .