# Valores P

# Augusto César Ferreira de Miranda Oliveira

Programa de Pós Graduação em Biometria e Estatística Aplicada

29 de Novembro de 2019





# Introdução

- P-valor ou valor p é outro meio de relatar os resultados de um teste de hipótese.
- Um valor p relata os resultados de um teste em uma escala mais contínua, em vez de apenas "aceitar  $H_0$ " ou "rejeitar  $H_0$ ".

• **Definição**: Um valor p  $p(\mathbf{X})$  é uma estatística de teste que satisfaz  $0 \le p(\mathbf{x}) \le 1$  para cada ponto amostral  $\mathbf{x}$ . Pequenos valores de  $p(\mathbf{X})$  fornecem evidências de que  $H_1$  é verdadeira. Um valor p é válido se, para cada  $\theta \in \Theta_0$  e cada  $0 \le \alpha \le 1$ ,

$$P_{\theta}(p(\mathbf{X}) \le \alpha) \le \alpha. \tag{1}$$

$$P_{\theta}(p(\mathbf{X}) \le \alpha) \le \alpha. \tag{2}$$

# Onde,

- $P_{\theta}$  declara a probabilidade de ocorrência de eventos extremos (rejeitar a hipótese nula sabendo que é verdadeira);
- $\bullet$   $p(\mathbf{X})$  é uma estatística de teste sob a população em estudo e
- $\bullet$   $\alpha$  denota o nível de significância estipulado.

- O meio mais comum para definir um valor p válido é dado por:
- Teorema: Seja  $W(\mathbf{X})$  uma estatística de teste, de modo que grande valores de W dão evidências de que  $H_1$  é verdadeira. Para cada ponto amostral  $\mathbf{x}$ , defina

$$p(\mathbf{x}) = \sup_{\theta \in \Theta_0} P_{\theta}(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x})) \tag{3}$$

Então,  $p(\mathbf{x})$  é um valor p válido.

• **Demonstração**: Fixe  $\theta \in \Theta_0$ . Seja  $F_{\theta}(w)$  denotando a FDA de  $-W(\mathbf{X})$ . Definimos:

$$p_{\theta}(\mathbf{x}) = P_{\theta}(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x}))$$

$$= P_{\theta}(-W(\mathbf{X}) \le -W(\mathbf{x}))$$

$$= F_{\theta}(-W(\mathbf{x})). \tag{4}$$

• Então, a variável aleatória  $p_{\theta}(\mathbf{X})$  é igual a  $F_{\theta}(\text{-W}(\mathbf{X}))$ .

### Transformação Integral de Probabilidade

- Seja X uma variável com função de distribuição F. A transformação de X tal que Y = F(X) é denominada transformação integral de probabilidade. (MAGA-LHÃES, 2015)
- O uso da transformação depende da possibilidade de inverter F. A inversa tem domínio em [0,1].
- A função inversa também pode ser representada por  $F^{-1}$ .

- Logo, uma distribuição de  $p_{\theta}(\mathbf{X})$  é estocasticamente maior ou igual a uma distribuição uniforme (0,1).
- Isto é, para cada  $0 \le \alpha \le 1$ ,  $P_{\theta}(p_{\theta}(\mathbf{X}) \le \alpha) \le \alpha$ .
- Uma vez que  $p(\mathbf{x}) = \sup_{\theta' \in \Theta_0} p_{\theta'}(\mathbf{x}) \ge p_{\theta}(\mathbf{x})$  para cada  $\mathbf{x}$ .
- Assim,  $p(\mathbf{X})$  é um valor p válido.

• O cálculo do supremo em (2) pode ser difícil, pois "[...] alguns conjuntos limitados de números racionais não possuem supremo (ou ínfimo). Este fato está ligado à inexistência de raízes quadradas racionais de certos números inteiros, mas é uma dificuldade que vai muito além dessa falta" (LIMA, 2019, p. 78).

#### Exemplo 1 - Valor p bilateral da normal

Sejam  $X_1, ..., X_n$  uma amostra aleatória de uma população  $n(\mu, \sigma^2)$ . Considere testar  $H_0: \mu = \mu_0$  versus  $H_1: \mu \neq \mu_0$ . Onde,

- $\mu_0$  denota a média amostral do experimento.
- $H_0: \mu = \mu_0$  declara que não houve alteração no experimento.
- $H_1: \mu \neq \mu_0$  declara que houve alteração no experimento.

# Exemplo 1 - Valor p bilateral da normal

- De acordo acordo com o Exercício 8.38 (CASELLA; BERGER, 2002, p. 408), o Teste de Razão de Verossimilhança (TRV) rejeita  $H_0$  para grandes valores de  $W(\mathbf{X}) = |\overline{x} - \mu_0|/(S/\sqrt{n})$ , estatística de teste para média.
- Sabendo-se que,  $\sigma$  é desconhecida, por definição temos:

$$W(\mathbf{X}) = \frac{(\overline{x} - \mu_0)}{(S/\sqrt{n})}$$
, em que  $W(\mathbf{X}) \sim T_{n-1}$ 

# Exemplo 1 - Valor p bilateral da normal

• Calculando (2) para encontrar um valor p válido, temos:

$$p(\mathbf{x}) = \sup_{\mu \in \Theta_0} P_{\mu}(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x}))$$

$$= P_{\mu}(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x}))$$

$$= 2P_{\mu}(T_{n-1} \ge W(\mathbf{x}))$$

$$= 2[1 - P_{\mu}(T_{n-1} < W(\mathbf{x}))]$$

$$= 2\left\{1 - F_{T_{n-1}}^{-1}[W(\mathbf{x})]\right\}$$
(5)

# P-valor

#### Exemplo 2 - Valor p bilateral da normal

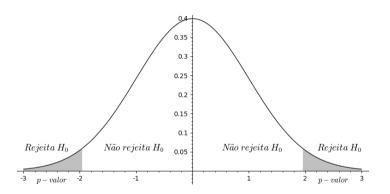


Figura: Valor p bilateral da normal

Fonte: Felipe Mendonça, modificado por Augusto César.



# Exemplo 2 - Valor p unilateral da normal

Mais uma vez, tenha em conta o modelo normal do Exemplo 1, mas considere testar  $H_0: \mu \leq \mu_0$  versus  $H_1: \mu > \mu_0$ . Onde,

- $\mu_0$  é a proporção máxima aceitável de itens com defeito.
- $H_0: \mu \leq \mu_0$  declara que a proporção de itens com defeito é aceitável.
- $H_1: \mu > \mu_0$  declara que a proporção de itens com defeito é inaceitavelmente alta.

# Exemplo 2 - Valor p unilateral da normal

- De acordo com o exercício 8.37 (CASELLA; BERGER, 2002, p. 407), o TRV rejeita  $H_0$  para grandes valores de  $W(\mathbf{X}) = (\overline{X} \mu_0)/(S/\sqrt{n})$ .
- Para esta estatística, o supremo em (2) sempre ocorre em um parâmetro  $(\mu_0, \sigma)$ , e o valor de  $\sigma$  utilizado não faz diferença.
- Considere qualquer  $\mu \leq \mu_0$  e qualquer  $\sigma$ :

# P-valor Exemplos

# Exemplo 2 - Valor p unilateral da normal

• Temos assim,

$$P_{\mu,\sigma}(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x})) = P_{\mu,\sigma} \left( \frac{\overline{x} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \ge W(\mathbf{x}) \right)$$

$$= P_{\mu,\sigma} \left( \frac{\overline{x} - \mu_0 + \mu - \mu}{S/\sqrt{n}} \ge W(\mathbf{x}) \right)$$

$$= P_{\mu,\sigma} \left( \frac{\overline{x} - \mu}{S/\sqrt{n}} + \frac{\mu - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \ge W(\mathbf{x}) \right)$$

$$= P_{\mu,\sigma} \left( \frac{\overline{x} - \mu}{S/\sqrt{n}} \ge W(\mathbf{x}) - \left( \frac{\mu - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \right) \right)$$

# Exemplo 2 - Valor p unilateral da normal

$$P_{\mu,\sigma}(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x})) = P_{\mu,\sigma} \left( \frac{\overline{x} - \mu}{S/\sqrt{n}} \ge W(\mathbf{x}) + \frac{\mu_0 - \mu}{S/\sqrt{n}} \right)$$
$$= P_{\mu,\sigma} \left( T_{n-1} \ge W(\mathbf{x}) + \frac{\mu_0 - \mu}{S/\sqrt{n}} \right)$$
$$\le P(T_{n-1} \ge W(\mathbf{x}))$$

• A desigualdade na última linha é verdadeira porque  $\mu_0 \geq \mu$  e  $(\mu_0 - \mu)/(S/\sqrt{n})$ é uma variável aleatória não negativa.

# Exemplo 2 - Valor p unilateral da normal

ullet Portanto, o valor p de (2) para este teste unilateral t é

$$p(\mathbf{x}) = P(T_{n-1} \ge W(\mathbf{x}))$$
$$= P(T_{n-1} \ge (\overline{x} - \mu_0/(s/\sqrt{n}))). \tag{6}$$

# P-valor

# Exemplo 2 - Valor p unilateral da normal

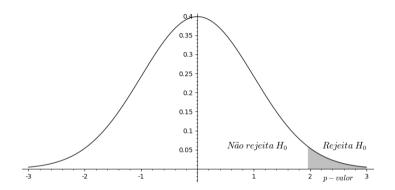


Figura: Valor p unilateral da normal

Fonte: Felipe Mendonça, modificado por Augusto César.



# P-valor

#### Condicionamento

- Outro método para definir um valor p válido, uma alternativa à utilização de (2), envolve condicionar sobre uma estatística suficiente.
- ullet Para cada ponto amostral  ${f x}$  definimos:

$$p(\mathbf{x}) = P(W(\mathbf{X}) \ge W(\mathbf{x})|S = S(\mathbf{X})) \tag{7}$$

# Condicionamento

• Argumentando como no teorema anterior, mas considerando somente a distribuição única, que é a distribuição condicional de  $\mathbf{X}$  considerando que S=s, vemos que, para qualquer,  $0 \le \alpha \le 1$ ,

$$P(p(\mathbf{X}) \le \alpha | S = s) \le \alpha \tag{8}$$

Também, é um p-valor válido.

• Sejam  $S_1$  e  $S_2$  observações independentes, com  $S_1 \sim Binomial(n_1, p_1)$  e  $S_2 \sim Binomial(n_2, p_2)$ . Considere testar  $H_0: p_1 = p_2$  versus  $H_1: p_1 > p_2$ .

Exemplos

- Seia  $S = S_1 + S_2$  uma estatística suficiente para  $H_0$ .
- A distribuição condicional  $S_1$  dado S=s é hipergeométrica $(n_1+n_2,n_1,s)$ , veiamos:

• Sabendo-se que, por definição, a distribuição condicional pode ser reescrita em notação de função de probabilidade da seguinte forma:

$$P_{x|y}(x|y) = \frac{P_{x,y}(x,y)}{P_y(y)}$$

• E, se X,Y são independentes, então  $P_{x,y}(x,y) = P_x(x) \cdot P_y(y)$ . Sendo assim, temos:

$$P(S_1 = s_1 | S_1 + S_2 = s) = \frac{P(S_1 = s_1, S_1 + S_2 = s)}{P(S_1 + S_2 = s)}$$

$$= \frac{P(S_1 = s_1, S_2 = s - S_1)}{P(S_1 + S_2 = s)}$$

$$= \frac{P(S_1 = s_1, S_2 = s - s_1)}{P(S_1 + S_2 = s)}$$

$$= \frac{P(S_1 = s_1)P(S_2 = s - s_1)}{P(S_1 + S_2 = s)}$$
(9)

Onde,

- $S_1 \sim Binomial(n_1, s_1) = \binom{n_1}{s_1} p^{s_1} (1-p)^{n_1-s_1}$
- $S_2 \sim Binomial(n_2, s s_1) = \binom{n_2}{s s_1} p^{s s_1} (1 p)^{n_2 (s s_1)}$
- $S_1 + S_2 \sim Binomial(n1 + n2, s) = \binom{n_1 + n_2}{s} p^s (1 p)^{n_1 + n_2 s}$

Retomando a equação (9), temos:

$$P(S_{1} = s_{1}|S_{1} + S_{2} = s) = \frac{\binom{n_{1}}{s_{1}}p^{s_{1}}(1-p)^{n_{1}-s_{1}} \cdot \binom{n_{2}}{s-s_{1}}p^{s-s_{1}}(1-p)^{n_{2}-s+s_{1}}}{\binom{n_{1}+n_{2}}{s}p^{s}(1-p)^{n_{1}+n_{2}-s}}$$

$$= \frac{\binom{n_{1}}{s_{1}}\binom{n_{2}}{s-s_{1}}p^{s_{1}+s-s_{1}}(1-p)^{n_{1}-s_{1}+n_{2}-s_{1}+s_{1}}}{\binom{n_{1}+n_{2}}{s}p^{s}(1-p)^{n_{1}+n_{2}-s}}$$

$$= \frac{\binom{n_{1}}{s_{1}}\binom{n_{2}}{s-s_{1}}p^{s}(1-p)^{n_{1}+n_{2}-s}}{\binom{n_{1}+n_{2}}{s}p^{s}(1-p)^{n_{1}+n_{2}-s}}$$

$$= \frac{\binom{n_{1}}{s_{1}}\binom{n_{2}}{s-s_{1}}}{\binom{n_{1}+n_{2}}{s}} = hipergeométrica(n_{1}+n_{2},s)$$

# P-valor Exemplos

# **Exemplo 3** - Teste Exato de Fisher

• O teste definido por este valor p é chamado de Teste Exato de Fisher.

# Bibliografia

- CASELLA, George; BERGER, Roger L. **Statistical inference**. Pacific Grove: Duxbury, 2002.
- LIMA, Elon Lages. Curso de Análise vol. 1–15ª edição. Rio de Janeiro: IMPA-Projeto Euclides, 2019.
- MAGALHÃES, Marcos Nascimento. **Probabilidade e variáveis aleatórias**. São Paulo: Edusp, 2015.

Referências

# Valores P

# Augusto César Ferreira de Miranda Oliveira

Programa de Pós Graduação em Biometria e Estatística Aplicada

29 de Novembro de 2019



