

07. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória da variável aleatória com função densidade dada por:

$$f(x|\theta) = \frac{1}{\theta} x^{\frac{1-\theta}{\theta}} I_A(x), \quad A = (0, 1) \quad \theta > 0.$$

Note que

$$f(x|\theta) = \frac{1}{\theta} x^{\frac{1}{\theta}-1} I_A(x), \quad A = (0, 1) \quad \theta > 0.$$

$$X \sim \text{beta}(a = \frac{1}{\theta}, b = 1).$$

Queremos testar

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta > \theta_0.$$

- (i) Encontre o teste **UMP** de nível  $\alpha$  (se existir).
- (ii) Sendo  $n = 2$ ,  $\theta_0 = 1$  e  $\alpha = 0,05$ , encontre a região crítica.

**Solução:** Temos duas hipóteses compostas. Para achar o teste **UMP** vamos precisar do seguinte resultado( página 134):

**Teorema 6.4.1** No caso em que  $X_1, X_2, \dots, X_n$  é uma amostra aleatória de uma variável  $X$  que pertence à família exponencial. Temos que:

**1:** O teste **UMP** para testar:

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta > \theta_0$$

é também **UMP** para testar:

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta > \theta_0$$

**2:** O teste **UMP** para testar:

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta < \theta_0$$

é também **UMP** para testar:

$$H_0 : \theta \geq \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta < \theta_0$$

A definição de família exponencial pode ser encontrada nas páginas 34,35 e 36.

**Definição 2.4.1** Dizemos que a distribuição da variável aleatória  $X$  pertence à família exponencial unidimensional de distribuições se pudermos escrever sua função de probabilidade ou sua função de densidade de probabilidade como

$$f(x|\theta) = \exp(c(\theta)T(x) + d(\theta) + h(x)) I_A(x),$$

em que  $c, d$  são funções reais de  $\theta$ ,  $T, h$  são funções reais de  $x$  e o suporte  $A$  não depende de  $\theta$ .

Uma maneira mais operacional é: Veja se o suporte depende de  $\theta$ .

Se depender pare. Caso contrário faça:

$$\log(f(x|\theta)) = c(\theta)T(x) + d(\theta) + h(x).$$

Vamos aplicar na nossa densidade:

O suporte  $A = (0, 1)$  não depende de  $\theta$ .

$$\log(f(x|\theta)) = \log\left(\frac{1}{\theta} x^{\frac{1}{\theta}-1}\right) = -\log(\theta) + \left(\frac{1}{\theta} - 1\right) \log(x)$$

Notemos que para

$$\log(f(x|\theta)) = \frac{1}{\theta} \log(x) - \log(\theta) - \log(x)$$

Fazendo o cotejo temos:

$$c(\theta) = \frac{1}{\theta}, \quad T(x) = \log(x) \quad d(\theta) = -\log(\theta) \quad h(x) = -\log(x).$$

Assim mostramos que  $X$  pertence à família exponencial.

De acordo com o teorema 6.4.1 basta achar o teste **UMP** para

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad vs \quad H_1 : \theta < \theta_0$$

De acordo com a definição 6.4.1 basta achar o teste **UMP** para

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad vs \quad H_1 : \theta = \theta_1, \quad \theta_1 > \theta_0$$

Note que:

$$L(\theta; \mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta) = \prod_{i=1}^n \theta^{-1} x_i^{1/\theta-1}.$$

Seja  $u = \prod_{i=1}^n x_i$ .

$$L(\theta; \mathbf{x}) = \theta^{-n} \left( \prod_{i=1}^n x_i \right)^{1/\theta-1} = \theta^{-n} u^{1/\theta-1}$$

Se a hipótese nula é verdadeira temos  $\theta = \theta_0$ :

$$L_0(\mathbf{x}) = \theta_0^{-n} u^{1/\theta_0-1}.$$

Se a hipótese alternativa é verdadeira temos  $\theta = \theta_1 > \theta_0$ :

$$L_1(\mathbf{x}) = \theta_1^{-n} u^{1/\theta_1 - 1}.$$

Pelo Lema de Neyman-Pearson, utilizando a razão de verossimilhança simples, temos que o teste mais poderoso será aquele com região crítica dada por

$$A_1^* = \{\mathbf{x}; \frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} \geq k\}.$$

Vamos com calma:

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \frac{\theta_1^{-n} u^{1/\theta_1 - 1}}{\theta_0^{-n} u^{1/\theta_0 - 1}} = \left[\frac{\theta_1}{\theta_0}\right]^{-n} u^{1/\theta_1 - 1/\theta_0}.$$

De

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} \geq k$$

Fazendo

$$b = \frac{1}{\theta_1} - \frac{1}{\theta_0} = \frac{\theta_0 - \theta_1}{\theta_0 \theta_1} < 0.$$

$$\left[\frac{\theta_1}{\theta_0}\right]^{-n} u^b \geq k \left[\frac{\theta_1}{\theta_0}\right]^n$$

$$u^b \geq k \left[\frac{\theta_1}{\theta_0}\right]^n$$

Seja

Como  $b < 0$  temos:

$$u \leq \left[ k \left[\frac{\theta_1}{\theta_0}\right]^n \right]^{1/b} = c$$

A região crítica fica:

Se

$$u = \prod_{i=1}^n x_i \leq c$$

rejeitar  $H_0$ .

Ela também pode ser posta na forma:

$$\log\left(\prod_{i=1}^n x_i\right) \leq \log(c)$$

$$\sum_{i=1}^n \log(x_i) \leq \log(c)$$

Multiplicando por (-1) temos:

$$\sum_{i=1}^n -\log(x_i) \geq -\log(c) = a$$

$$\sum_{i=1}^n -\log(x_i) \geq a.$$

A nossa região crítica é da forma:

$$s = \sum_{i=1}^n -\log(x_i) \geq a.$$

Vamos resolver o item **b**:

Devemos achar a distribuição amostral de

$$S = \sum_{i=1}^n -\log(X_i) = \sum_{i=1}^n Y_i.$$

Vamos achar a lei de  $Y = -\log(X)$ :

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = E(e^{-t\log(X)})$$

$$M_Y(t) = E(e^{\log(X^{-t})}) = E(X^{-t}).$$

$$M_Y(t) = \theta^{-1} \int_0^1 x^{-t} x^{1/\theta-1} dx = \theta^{-1} \int_0^1 x^{(1/\theta-t)-1} dx = \frac{\theta^{-1}}{\theta^{-1}-t} x^{1/\theta-t} \Big|_0^1 = \frac{1}{1-\theta t}, \quad t < 1/\theta$$

A condição de existência é dada por:

$$1/\theta - t > 0 \quad t < 1/\theta.$$

Se

Assim

$$Y \sim \text{Exp}(1/\theta)$$

e

$$S = \sum_{i=1}^n -\log(X_i) = \sum_{i=1}^n Y_i. \sim \text{Gama}(n, 1/\theta)$$

Temos  $n = 2$  e  $\theta_0 = 1$

Para  $n = 2$  vamos trabalhar com a seguinte variável

$$S = -\log(X_1) - \log(X_2)$$

$$S \sim Gama(2, 1).$$

$$\alpha = P_{H_0}(S \geq a) = 0,05.$$

```
a=qgamma(0.95,2,1);a  
[1] 4.743865
```

Assim

Assim a região crítica procurada é dada por:

$$RC = \{-\log(x_1) - \log(x_2) \leq 4,743865\}.$$