

# Estimadores de máxima verossimilhança (EMV)

Devemos escolher aquele valor  $\hat{\theta}$  do parâmetro  $\theta$ , que maximiza a probabilidade de amostra observada

Ex. 1 (caso discreto) Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  - observações independentes de  $X \sim Po(\theta)$   
 i.e.  $P(X=k) = \frac{e^{-\theta} \theta^k}{k!}$ ,  $k=0, 1, 2, \dots$ . Obter EMV para  $\theta$ .

Solução:

Consideramos probabilidade conjunta  $P(X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n) \stackrel{\text{ind.}}{=} \prod_{i=1}^n P(X_i=x_i)$

passo 1:

$$i.e. L(\theta) = \prod_{i=1}^n P(X_i=x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\theta} \theta^{x_i}}{x_i!} = \frac{e^{-n\theta} \theta^{\sum x_i}}{\prod x_i!}$$

Lembre  $[\ln \theta]' = \frac{1}{\theta}$

passo 2:

$$l(\theta) = \ln L(\theta) = -n\theta + \sum_{i=1}^n x_i \ln \theta - \ln \prod_{i=1}^n x_i!$$

passo 3:

EMV  $\hat{\theta}$  que maximiza  $l(\theta)$  é raiz de  $[l(\theta)]' = 0$ , i.e.

$$l'(\theta) = [-n + \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\theta}] = 0 \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{X} \Rightarrow \hat{\theta} = \bar{X} \text{ é EMV}$$

Ex. 2 (discreto)

$X_1, X_2, \dots, X_n$  são obs. ind. de  $X \sim \text{Bernoulli}(\theta)$ , i.e.  $\begin{matrix} X & 1 & 0 \\ \text{prob.} & \theta & 1-\theta \end{matrix}$   $P(1)=P(S)=\theta$   
 e são observados  $k$  sucessos. Encontre EMV para  $\theta \in (0, 1)$ .  $P(0)=P(F)=1-\theta$

Solução:

Caso  $P(X=k)$   $L(\theta) = P(X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n) = \theta^k (1-\theta)^{n-k}$

$$l(\theta) = \ln L(\theta) = \ln [\theta^k (1-\theta)^{n-k}] = k \ln \theta + (n-k) \ln (1-\theta)$$

$$[l(\theta)]' = 0 \Leftrightarrow [k \ln \theta + (n-k) \ln (1-\theta)]' = 0 \Leftrightarrow \frac{k}{\theta} + \frac{n-k}{1-\theta} (-1) = 0$$

Lembre  $[\ln(1-\theta)]' = -\frac{1}{1-\theta}$

$$\Leftrightarrow \text{raiz } \hat{\theta} \text{ de } [l(\theta)]' = 0 \text{ obtemos de } \frac{k}{\theta} = \frac{n-k}{1-\theta} \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{k}{n} \text{ é EMV para } \theta.$$

Ex. 3 (caso cont.)  $X_1, \dots, X_n$  são obs. ind. de  $X \sim N(\mu, \theta)$ ,  $\mu$  é conhecido.  $\hat{\theta} = ?$

i.e. densidade  $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}} \exp[-\frac{(x-\mu)^2}{2\theta}]$ ,  $-\infty < x < \infty$ ,  $\theta > 0$

Solução

Densidade conjunta  $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}} \exp[-\frac{(x_i-\mu)^2}{2\theta}]$ , i.e.

$$L(\theta) = (2\pi\theta)^{-\frac{n}{2}} \exp[-\frac{\sum_{i=1}^n (x_i-\mu)^2}{2\theta}] \Rightarrow l(\theta) = \ln L(\theta) = -\frac{n}{2} [\underbrace{\ln 2\pi + \ln \theta}_{\text{const}}] - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i-\mu)^2}{2\theta}$$

$$\Rightarrow l'(\theta) = 0 \Leftrightarrow -\frac{n}{2} \cdot \frac{1}{\theta} - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i-\mu)^2}{2} \left( \frac{1}{-\theta^2} \right) = 0$$

Lembre  $(\frac{1}{\theta})' = (-1) \frac{1}{\theta^2}$

$$\Rightarrow \text{EMV } \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i-\mu)^2}{n}$$

- Se  $\mu=0 \Rightarrow$  EMV  $\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}$
- Se  $\mu$  é desconhecido, use  $\bar{X} \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2$

Ex. 4.  $X_1, X_2, \dots, X_n$  são obs. ind. de  $X \sim U(0, \theta)$ , i.e.  $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} & \text{se } 0 < x < \theta \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$   
 Encontre EMV para  $\theta$ .

Solução

Densidade conjunta  $f(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} = \frac{1}{\theta^n} & \text{se } 0 < x_i < \theta \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

i.e.  $L(\theta) = \theta^{-n} \Rightarrow [l(\theta)]' = 0 \Leftrightarrow [l(\theta^{-n})]' = 0 \Leftrightarrow [-n \ln \theta]' = 0 \Leftrightarrow [-\frac{n}{\theta}] = 0 \Rightarrow$  impossível

i.e. não existe EMV para  $\theta$  neste caso.

Ex (caso)  $X_1, X_2, \dots, X_n$  são obs. ind. de  $X \sim \text{Exp}(\theta)$ , i.e.  $f_X(x) = \theta e^{-\theta x}$ ,  $x > 0$ . Encontre  $\hat{\theta}$  - EMV.