

1) Verificar se a dist. poisson pertence à família exponencial

$$f(x, \theta) = \frac{e^{-\theta} \cdot \theta^x}{x!} = \exp \left\{ \frac{e^{-\theta} \cdot \theta^x}{x!} \right\}$$

$$= \underbrace{-\theta}_{c(\theta)} + \underbrace{x \ln \theta}_{w(\theta)T(x)} - \underbrace{\ln x!}_{h(x)}$$

2) Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  a.a. poisson ( $\theta$ ). Verificar se o estatístico  $T = \sum X_i$  é suficiente para  $\theta$

função geradora de momentos de poisson ( $\theta$ ) =  $e^\theta (e^t - 1)$

$$e^\theta (e^t - 1) \cdot e^\theta (e^t - 1) \dots e^\theta (e^t - 1) = e^{n\theta} (e^t - 1)^n$$

soma de poisson é uma poisson ( $n\theta$ )

$$P(T=t) = \frac{e^{-n\theta} \cdot (n\theta)^t}{t!}$$

$$P(\underline{X} = \underline{x} / T=t) = \frac{P(X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n / T=t)}{P(T=t)} = \frac{\theta^{x_1} e^{-\theta} \cdot \theta^{x_2} e^{-\theta} \dots \theta^{x_n} e^{-\theta}}{\frac{e^{-n\theta} \cdot (n\theta)^t}{t!}}$$

$$= \frac{\theta^{\sum x_i} e^{-n\theta}}{\prod_{i=1}^n x_i!} \cdot \frac{t!}{e^{-n\theta} \cdot (n\theta)^t} \Rightarrow \frac{\theta^{\sum x_i} \cdot \sum x_i!}{\prod_{i=1}^n x_i! \cdot n \cdot \theta^{\sum x_i}}$$

$$= \frac{\sum x_i!}{\prod_{i=1}^n x_i! \cdot n} \therefore \text{independe de } \theta$$

③ Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma a.a. iid onde  $X \sim \text{Bernoulli}(\theta)$   
 com que  $T(x) = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  é uma estatística suficiente

Como uma soma de Bernoulli é uma Binomial,  $T(x) \sim \text{Bin}(n, \theta)$   
 onde  $t = \sum x_i$

$$P(x|\theta) = \prod_{i=1}^n \theta^{x_i} (1-\theta)^{1-x_i} = \theta^{\sum x_i} (1-\theta)^{\sum (1-x_i)} \quad t = \sum x_i$$

$$g(T(x)|\theta) = \binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t} \quad \binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}$$

$$\frac{\theta^t (1-\theta)^{n-t}}{\binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}} = \frac{1}{\binom{n}{t}}$$

Como a estatística não depende do parâmetro  
 $t = \sum x_i$  é suficiente para  $\theta$

④ Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  a.a.  $\sim N(\mu, \sigma^2)$  Encontre pelo TEFN uma estatística suficiente para  $\sigma^2$  com  $\mu$  conhecido

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$L(x|\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta)$$

$$L(x|\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \theta} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta^2} \cdot (x-\mu)^2}$$

$$\frac{1}{(2\pi)^{n/2} \theta^n} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta^2} \sum (x_i-\mu)^2}$$

$$\underbrace{\frac{1}{(2\pi)^{n/2}}}_{h(x)} \cdot \underbrace{\frac{1}{\theta^n} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta^2} \sum (x_i-\mu)^2}}_{g(T(x))}$$

$$T(x) = \sum (x_i - \mu)^2$$

5) Verificar se a distribuição de Poisson pertence a família exponencial

$$\frac{e^{-\theta} \cdot \theta^x}{x!} \quad x = \{0, 1, 2, \dots\}, \theta > 0$$

$$e \left\{ \ln \left( \frac{e^{-\theta} \cdot \theta^x}{x!} \right) \right\} = e \left\{ \underbrace{-\theta}_{c(\theta)} + x \underbrace{\ln \theta}_{w\theta \cdot f(x)} - \underbrace{\ln(x!)}_{h(x)} \right\}$$

$\therefore$  pertence à família exponencial