Estimadores Suficientes Solução de exemplos e exercícios

Ana Caroline Alexandre P.

2025-01-17

Exercício 11:

Sejam $X_1,...,X_n$ uma amostra aleatória da distribuição de Poisson com parâmetro θ . Vamos verificar se $T=\sum_{i=1}^n X_i$ é suficiente para θ .

Solução 11:

Temos pelo Critério da Fatoração que,

$$L(\theta|x) = h(x_1,...,x_n) \times g_{\theta}[T(x_1,...,x_n)]$$

A função de probabilidade da Poisson é

$$P(X=x)=\frac{e^{-\theta}\theta^x}{x!},\quad x=0,1,2,3...$$

A função de verossimilhança aplicada a Poisson será:

$$\begin{split} L(\theta|x) &= \prod_{i=1}^n P(X=x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\theta}\theta^{x_i}}{x_i!} = \frac{e^{-\theta}\theta^{x_1}}{x_1!} \times \frac{e^{-\theta}\theta^{x_2}}{x_2!}, ..., \frac{e^{-\theta}\theta^{x_n}}{x_n!} = \\ &= \frac{e^{-n\theta} \times \theta^{\sum_{i=1}^n x_i}}{\prod_{i=1}^n x_i!} = \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i!} \times e^{-n\theta}\theta^{\sum_{i=1}^n x_i} \end{split}$$

- 1. Onde $\frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i!}$ é função que depende apenas da amostra $h(x_1,...x_n)$.
- 2. E $e^{-n\theta}\theta^{\sum_{i=1}^n x_i}$ é a função g_θ que depende de θ e de x_i somente através da estatística T.

Nota-se que $T(x_1,x_2,...,x_n)=\sum_{i=1}^n x_i.$ Logo, $\sum_{i=1}^n x_i$ é uma estatística suficiente para $\theta.$

Exercício (aplicação em sala) 1:

Sendo $X \sim Ber(\theta)$, com:

$$P(X = x | \theta) = \theta^x (1 - \theta)^{1 - x}, \quad x = 0, 1, 2, 3...$$

Solução:

A função de verossimilhança aplicada a Bernoulli:

$$\begin{split} L(\theta|x) &= \prod_{i=1}^n \theta^{xi} (1-\theta)^{1-x_i} = \theta^{x_1} (1-\theta)^{1-x_1} \times \theta^{x_2} (1-\theta)^{1-x_2}, ..., \theta^{x_n} (1-\theta)^{1-x_n} = \\ &= \theta^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-\theta)^{n-\sum_{i=1}^n x_i} \end{split}$$

$$\begin{array}{l} 1. \ \ {\rm Temos} \ {\rm que} \ {\rm a} \ {\rm função} \ h(x_1,..x_n) = 1. \\ 2. \ \ {\rm E} \ {\rm a} \ g_{\theta}[T(x_1,x_2,...,x_n)] = \theta^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-\theta)^{n-\sum_{i=1}^n x_i}. \end{array}$$

Podemos reescrever da seguinte forma:

$$\theta^{\sum_{i=1}^n x_i} \times \frac{(1-\theta)^n}{(1-\theta)^{\sum_{i=1}^n x_i}}$$

Logo $T = \sum x_i$ é uma estatística suficiente para θ .

Exercício 12:

Sejam $X_1,...,X_n$ uma amostra aleatória da variável aleatória $X \sim U(0,\theta)$.

A função densidade da Uniforme contínua é:

$$f(x|\theta) = \frac{1}{\theta - 0} = \frac{1}{\theta} I_{[0,\theta]} x$$

 $x \in [0, \theta]$, aqui temos um parâmetro no suporte de x. A onde não se pode calcular a equação de regulariadade do Li.

Solução 12:

Aplicado a função de verossimilhança:

$$\begin{split} L(\theta|x) &= \prod_{i=1}^n f(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} \cdot I(x_i)_{[0,\theta]} = \\ &= \frac{1}{\theta} \cdot I(x_1)_{[0,\theta]} \times \frac{1}{\theta} \cdot I(x_2)_{[0,\theta]}, ... \frac{1}{\theta} \cdot I(x_n)_{[0,\theta]} = \\ &= \frac{1}{\theta^n} \cdot \prod_{i=1}^n I(x_i)_{[0,\theta]} \end{split}$$

- Quem seria a estatística suficiente?
 - \rightarrow Existe uma relação de dependencia de θ no suporte de $x_i.$
 - → Para encontrar a estatística, teremos que verificar os intervalos do suporte.

Observe:

$$0 < x_i < \theta, \quad i = 1, ...n.$$

Logo, podemos expandir da seguinte forma:

$$0 < x_1 < \theta$$

$$0 < x_2 < \theta$$

.

 $0 < x_n < \theta$

Podemos ter a seguinte relação, baseado nos conceitos anteriores sobre as Estatísticas de Ordem(mínimos, máximos):

$$0 < x_{(1)} < \underbrace{x_{(n)} < \theta < \infty}_{intervalo de \theta}$$

Reescrevendo a função Indicadora para o intervalo de θ , temos:

$$L(\theta|x) = \frac{1}{\theta^n} \cdot \prod_{i=1}^n I(x_i)_{[x_n,\infty]} =$$

$$=\frac{1}{\theta^n}\cdot I(\theta)_{[x_{(n)},\infty)}$$

Pelo Critério da Fatoração, temos:

- 1. Temos que a função $h(x_1,..x_n) = 1(x_{(1)})_{[0,x_{(n)}]}$.
- 2. E a $g_{\theta}[T(x_1,x_2,...,x_n)] = \frac{1}{\theta^n} \cdot I(\theta)_{[x_{(n)},\infty)}.$

A partir da função indicadora de uma variável x, ao manipular os intervalos, podemos obter a função de θ , de modo que g_{θ} seja uma estatística suficiente.

Assim, a estatística suficiente $T(x_1,...,x_n)=x_{(n)}$ é dada pelo máximo $x_{(n)},$ que depende de $\theta.$

Exercício (aplicação em sala) 2:

Sendo $X \sim U(\theta, 1)$.

$$f(x) = \frac{1}{1-\theta} \cdot I(x)_{[\theta,1]}$$

Solução:

Aplicando a função de verossimilhança:

$$\begin{split} L(\theta|x) &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{1-\theta} \cdot I(x_i)_{[\theta,1]} = \\ &= \frac{1}{1-\theta} \cdot I(x_1)_{[\theta,1]} \times \frac{1}{1-\theta} \cdot I(x_2)_{[\theta,1]} \times, ..., \times \frac{1}{1-\theta} \cdot I(x_n)_{[\theta,1]} = \\ &= \frac{1}{(1-\theta)^n} \cdot \prod_{i=1}^n I(x_i)_{[\theta,1]} \end{split}$$

Novamente, temos que:

$$\begin{aligned} 0 < x_i < \theta, & i = 1, ...n. \\ \theta < x_1 < 1 \\ \theta < x_2 < 1 \\ & \cdot \\ & \cdot \\ \theta < x_n < 1 \end{aligned}$$

Logo, o intervalo em que θ está contido, será:

$$\underbrace{0 < \theta < x_{(1)}}_{intervalo \quad de} \underbrace{\theta < x_{(n)} < 1}_{\theta}$$

Reescrevendo a função indicadora para θ :

$$\begin{split} L(\theta|x) &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{1-\theta} \cdot I(x_i)_{[\theta,1]} = \\ &= \frac{1}{(1-\theta)^n} \cdot I(\theta)_{[0,x_{(1)}]} \cdot I(x_{(n)})_{[x_{(1)},1]} \end{split}$$

- 1. Temos que a função $h(x_1,..x_n)=1I(x_{(n)})_{[x_{(1)},1]}.$
- 2. E a $g_{\theta}[T(x_1, x_2, ..., x_n)] = \frac{1}{(1-\theta)^n} \cdot I(\theta)_{[0, x_{(1)}]}$.

Portanto, pelo Critério da Fatoração, $T(x_1,...,x_n)=x_{(1)}$ é uma estatística suficiente para $\theta.$