



7.8 - De Groot

③ Seja $X_1, \dots, X_n \sim \text{Pareto}(x_0, \alpha)$, x_0 e α desconhecidos ($x_0 > 0$ e $\alpha > 0$)

$$f(x|x_0, \alpha) = \begin{cases} \frac{\alpha x_0^\alpha}{x^{\alpha+1}}, & x \geq x_0 \\ 0 & x < x_0 \end{cases}$$

Queremos mostrar que $T_1 = \min(X_1, \dots, X_n)$ e $T_2 = \prod X_i$ são estatísticas suficientes conjuntas.

$$f(x|x_0, \alpha) = \frac{\alpha x_0^\alpha}{x^{\alpha+1}} \mathbb{I}(x \geq x_0)$$

$$f_n(x|x_0, \alpha) = \frac{\alpha^n x_0^{\alpha n}}{\prod (x_i)^{\alpha+1}} \mathbb{I}(x_1, \dots, x_n \geq x_0)$$

$$= 1 \cdot \frac{\alpha^n x_0^{\alpha n}}{(\prod (x_i))^{\alpha+1}} \mathbb{I}(\min(x_i) \geq x_0)$$

$$= 1 \cdot \frac{(\alpha x_0^\alpha)^n}{T_2^{\alpha+1}} \mathbb{I}(T_1 \geq x_0)$$

$$= u(x) \cdot v(T_1, T_2, \alpha, x_0)$$

Então T_1 e T_2 são estatísticas conjuntas suficientes.

8) Suponha $X_1, \dots, X_n \sim \text{Exp}(\beta)$, com β desconhecido ($\beta > 0$). O MLE de β é uma estatística mínima suficiente?

Sabemos que $\hat{\beta} = 1/\bar{X}_n$ e pelo Teorema 7.8.3 é suficiente mínima.

12) Suponha X_1, \dots, X_n com pdf

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta^2}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}$$

Seja θ desconhecido. Determine o MLE da média dessa distribuição e mostre que o estimador é mínimo suficiente para θ .

$$f_n(x|\theta) = \frac{2^n \prod (x_i)}{\theta^{2n}} \mathbb{1}(0 \leq x_i \leq \theta)$$

*

Queremos $\theta \geq x_i, \forall i$, mas queremos o menor possível pois se encontra no denominador assim $\theta_{MLE} = \max \{x_i\}$.

A mediana é dado pelo valor m tal que $P(X \leq m) = 1/2$, logo:

$$\int_{-\infty}^m f(x|\theta) dx = \int_0^m \frac{2x}{\theta^2} dx = \int_0^m \frac{2x}{\theta^2} dx = \frac{x^2}{\theta^2} \Big|_0^m = \frac{m^2}{\theta^2} = \frac{1}{2} \Rightarrow m = \frac{1}{\sqrt{2}} \theta$$

Como $\theta \geq 0$, $m = \frac{1}{\sqrt{2}} \theta$, e pela invariância do MLE, vale que

$$\hat{m}_{MLE} = \frac{1}{\sqrt{2}} \hat{\theta}_{MLE}$$

Pelo critério de fatoração, $f_n(x|\theta) = (2^n \prod (x_i)) \left(\frac{\mathbb{1}(0 \leq \hat{\theta}_{MLE} \leq \theta)}{\theta^n} \right)$, logo $\hat{\theta}_{MLE}$ é suficiente, por suficiência \hat{m}_{MLE} também é, e é mínima suficiente por 7.8.3.

(16) Suponha $X_1, \dots, X_n \sim \text{Poisson}(\lambda)$, com λ desconhecida, e a distribuição a priori de λ é uma gamma. O estimador de Bayes para λ com erro quadrático como função de perda é uma estatística mínima suficiente.

$\lambda \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$

Se $S = \sum X_i$, sabemos que Gamma é de uma família conjugada. Logo: $\lambda | X \sim \text{Gamma}(\alpha + S, \beta + n)$

O estimador de Bayes por perda quadrática $E[\lambda | X] = \frac{\alpha + S}{\beta + n}$

$$f(x|\lambda) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \mathbb{1}\{x \geq 0\} \rightarrow \cancel{f_m(x|\lambda)} \quad f_m(x|\lambda) = \frac{\lambda^S e^{-n\lambda}}{\prod x_i!} \mathbb{1}\{X_1, \dots, X_n \geq 0\}$$

Assim, se $u(x) = \frac{1}{\prod x_i!}$ e $v(T, \lambda) = \lambda^S e^{-n\lambda}$, temos que S é estatística suficiente para λ por MLT. Logo o estimador de Bayes (função efetiva de S) também será.