

3. Obtener la distribución de la duración media de 2500 llamadas telefónicas recibidas en una centralita de las que se sabe que son independientes y con una duración exponencial de parámetro 3.

3

X_i : "duración llamada i "

$$X_i \in \text{Exp}(\alpha = 3)$$

X : "duración total llamada"

$$X = \sum_{i=1}^{2500} X_i \approx X^* \in N(\mu = 2500 \cdot \mu_{\text{ex}}; \sigma^2 = 2500 \cdot \sigma_{\text{ex}}^2)$$

↓
por el
teorema central
del límite

$$\in \text{Exp}(\mu = 1/3; \sigma^2 = 1/9)$$

833,3 ; 277,7

Y : "duración media de las llamadas" $Y = \frac{1}{2500} \sum_{i=1}^{2500} X_i = \frac{1}{2500} X$

PROPIEDADES

$$\left. \begin{array}{l} E[Y] = a E[X] + b \\ V[Y] = a^2 V[X] \end{array} \right\} Y \in N\left(\mu = \frac{1}{7500}; \sigma^2 = \frac{1}{56250000}\right)$$

8. Sean X_1, X_2, \dots, X_5 , vs.as. independientes, con distribución $N(\mu = 0, \sigma^2 = 4)$. Calcular la probabilidad de que la suma de sus cuadrados no exceda de 6,44.

5 v.a. NORMALES

$$X_i \in N(\mu = 0, \sigma^2 = 1) \longrightarrow X^2 \in \chi^2_{(1)}$$

$$P(X_1^2 + X_2^2 + X_3^2 + X_4^2 + X_5^2 \leq 6,44) \quad 1) \text{ Tipificar las variables}$$

$$\frac{X_i - 0}{2} = \frac{X_i}{2} \in N(0, 1) \longrightarrow \left(\frac{X_i}{2}\right)^2 \in \chi^2_{(1)}$$

Hacer operaciones para que $X^2 \in \chi^2_{(1)}$; es decir $\frac{1}{4} \cdot P$

$$P\left(\underbrace{\frac{X_1^2}{4} + \frac{X_2^2}{4} + \frac{X_3^2}{4} + \frac{X_4^2}{4} + \frac{X_5^2}{4}}_{n=1 \rightarrow n+1} \leq 1,61\right) = 1 - P(X_{(5)}^2 \geq 1,61) = 1 - 0,9 = 0,1$$

↓ buscar en la tabla

↓ donde coincida con 5 (grados libertad)

12. El tiempo que transcurre entre una llamada telefónica y la siguiente en una centralita se supone viene regulado por una ley exponencial de parámetro $1/\theta$. Se han observado los siguientes intervalos de tiempo entre cada dos llamadas:

3, 7, 5, 8, 4, 1, 5, 2, 9, 6 → muestra

Obtener el valor estimado del parámetro θ .

$$X = \text{"tiempo que transcurre entre llamadas"} \quad X \in \text{Exp}(a = 1/\theta)$$
$$\downarrow$$
$$p(x) = a e^{-ax} = \frac{e^{-x/\theta}}{\theta}$$

$$X_i \in \text{Exp}(a = 1/\theta)$$
$$i = n$$

método de la máxima verosimilitud

1) Construir $p(x)$ verosimilitud

$$L(x_1, \dots, x_i; \theta) = p(x_1; \theta) \times \dots \times p(x_i; \theta) = \frac{e^{-x_1/\theta}}{\theta} \times \dots \times \frac{e^{-x_i/\theta}}{\theta}$$

OBJETIVO

$$\frac{\partial L}{\partial \theta} = 0 \rightarrow \hat{\theta} \text{ estimador de máx verosimilitud} = \frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0$$

2) encontrar $\ln L$

* antes simplificar la expresión:

$$L(x_1, \dots, x_i) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n e^{(-x_1/\theta + \dots + -x_i/\theta)} = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n e^{(-1/\theta \cdot (x_1 + \dots + x_i))}$$

$$\ln L(x_1, \dots, x_i) = \underbrace{-n \ln(\theta)}_{-\sum x_i \theta^{-1}} - \frac{1}{\theta} (x_1 + \dots + x_i) \underbrace{\ln e}_1$$

$$(\ln L)' = -n \frac{1}{\theta} + \sum x_i \theta^{-2} = \frac{-n}{\theta} + \frac{\sum x_i}{\theta^2} = \frac{-n\theta + \sum x_i}{\theta^2} = 0$$

$$\hat{\theta} = \frac{\sum x_i}{n} = \frac{50}{10} = 5$$

expresión
valor para la muestra

> Comprobar Props. Insensatez y Consistencia de un estimador

13. Sea X una v.a. cuya función de densidad es:

$$f(x) = \frac{x}{\lambda^2} e^{-\frac{x}{\lambda}} \quad \text{para } x > 0, \lambda > 0$$

para la cual $E[X^k] = (k+1)!\lambda^k$ para $k = 1, 2, \dots$.

Obtener un estimador por máxima verosimilitud para el parámetro λ . ¿Es consistente?

1° Construir $L(x_1, \dots, x_n; \lambda)$

2° Calcular $\ln L$

3° $\frac{\partial \ln L}{\partial \lambda} = 0 \quad \hat{\lambda}$

3) $\frac{\partial \ln L}{\partial \lambda} = -\frac{2\lambda n}{\lambda^2} + \frac{\sum x_n}{\lambda^2} = 0$

$$-2\lambda n + \sum x_n = 0$$

$$\lambda = \frac{\sum x_n}{2n} \rightarrow \bar{x} = E[X]$$

1) $L(x_1, \dots, x_n) = f(x_1; \lambda) \times f(x_2; \lambda) \dots \times f(x_n; \lambda)$

$$L = \frac{x_1}{\lambda^2} e^{-\frac{x_1}{\lambda}} \dots \frac{x_n}{\lambda^2} e^{-\frac{x_n}{\lambda}}$$

$$L = \left(\frac{\sum x_n}{\lambda^2} \right)^n e^{-\frac{1}{\lambda} (\sum x_n)}$$

2) $\ln L = n \ln \left(\frac{\sum x_n}{\lambda^2} \right) + \ln \left(e^{-\frac{1}{\lambda} (\sum x_n)} \right)$

$$\ln L = n \ln \left(\sum x_n \right) - n \ln (\lambda^2) - \frac{\sum x_n}{\lambda} \underbrace{\ln e}_1$$

$$\downarrow$$

$$-\sum x_n \lambda^{-1} \Rightarrow \sum x_n \lambda^{-2}$$