

### Ejercicio 3

Una pieza de una máquina se verifica al final de cada hora de producción y se cambia por una nueva en caso de encontrarse rota. El tiempo de vida en horas de la pieza se puede modelar con una variable aleatoria  $T$  con distribución exponencial de parámetro  $\lambda$  ( $T \sim \exp(\lambda)$ ), por lo tanto el tiempo en horas que transcurre hasta el recambio de la pieza se puede modelar con una variable aleatoria  $X = [T] + 1$ , donde  $[T]$  es la parte entera de  $T$  (esto es,  $X = n$  si y sólo si  $n - 1 \leq T < n$ ).

1. Hallar la función de probabilidad de la variable aleatoria  $X$  y probar que tiene distribución geométrica de parámetro  $1 - e^{-\lambda}$  ( $X \sim \text{Geo}(1 - e^{-\lambda})$ ).
2. A partir de los tiempos en los que se realiza el recambio de las piezas se desea estimar el parámetro  $\lambda$  del tiempo de vida de dichas piezas.
  - a) Calcular  $\lambda$  en función de  $\mu$  siendo  $\mu = E(X)$ .
  - b) ¿Cómo estimaría  $\mu$  a partir de las observaciones  $X_1, X_2, \dots, X_n$  de los tiempos de recambio de las piezas?
  - c) Construir un estimador consistente para  $\lambda$  en función de las observaciones  $X_1, X_2, \dots, X_n$  de los tiempos de recambio de las piezas.

tiempo de vida de la pieza:  $T \sim \exp(\lambda)$

momento en que nos damos cuenta que la pieza está rota:  $X = [T] + 1$

$$\textcircled{1} X \sim \text{Geo}(1 - e^{-\lambda})$$

$$\textcircled{2} * \mu = E(X) = \frac{1}{1 - e^{-\lambda}}$$

$$\mu = \frac{1}{1 - e^{-\lambda}} \Rightarrow \frac{1}{\mu} = 1 - e^{-\lambda}$$

$$\Rightarrow e^{-\lambda} = 1 - \frac{1}{\mu}$$

$$\Rightarrow -\lambda = \log\left(1 - \frac{1}{\mu}\right)$$

$$\Rightarrow \boxed{\lambda = -\log\left(1 - \frac{1}{\mu}\right)}$$

\* estimador de  $E(X)$  a partir de  $X_1, \dots, X_n$

$$X \sim \text{Geo}(1 - e^{-\lambda})$$

$$\text{LFGN: } \bar{X}_n \xrightarrow{w} E(X)$$

entonces  $\bar{X}_n$  es un estimador consistente de  $E(X) = \mu$

\* estimador de  $\lambda$

$$\text{tenemos: } \lambda = -\log\left(1 - \frac{1}{\mu}\right)$$

$$\left. \begin{array}{l} \bar{X}_n \text{ estimador consistente de } \mu \\ \lambda = -\log\left(1 - \frac{1}{\mu}\right) \end{array} \right\} \hat{\lambda}_n = -\log\left(1 - \frac{1}{\bar{X}_n}\right) \text{ es un estimador consistente de } \lambda$$

## Estimador por máxima verosimilitud

$X$  va

conocemos la distribución de  $X$  a menos de un parámetro  $\theta$

$X_1, \dots, X_n$  MAS de  $X$

$(x_1, x_2, \dots, x_n)$  observaciones que realizamos

buscamos maximizar la probabilidad de observar los datos  $(x_1, \dots, x_n)$

### CASO DISCRETO

$X$  tiene una fpp:  $p_x(x, \theta) = P(X=x)$

$X_1, \dots, X_n$  MAS de  $X \rightarrow X_1, \dots, X_n \text{ iid } \sim X$

$(x_1, \dots, x_n)$  observaciones

función de verosimilitud:

$L(\theta, x_1, \dots, x_n) = \text{probabilidad de observar } (x_1, \dots, x_n)$

$$= P(X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n)$$

$$= P(X_1=x_1) P(X_2=x_2) \dots P(X_n=x_n)$$

$$= p_x(x_1, \theta) p_x(x_2, \theta) \dots p_x(x_n, \theta)$$

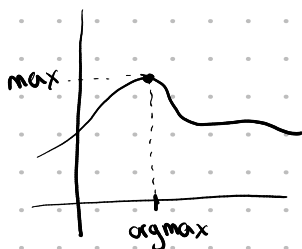
$$= \prod_{i=1}^n p_x(x_i, \theta)$$

↓ las  $X_i$  son independientes

$$L(\theta, x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n p_x(x_i, \theta)$$

el estimador por máxima verosimilitud de  $\theta$  es

$$\hat{\theta} = \text{argmax } L(\theta, x_1, \dots, x_n)$$



en la práctica vamos a buscar donde se maximiza

$$l(\theta, x_1, \dots, x_n) = \log(L(\theta, x_1, \dots, x_n))$$

### CASO CONTINUO

$X$  va con una función densidad  $f_x(x, \theta)$

función de verosimilitud

$$L(\theta, x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i, \theta)$$

### Ejercicios

②  $X \sim P(\lambda)$

buscamos estimador por máxima verosimilitud de  $\lambda$

$$P_x(x, \lambda) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

$X_1, \dots, X_n$  MAS de  $X$

$(x_1, \dots, x_n)$  resultados observados.

\* función de verosimilitud

$$\begin{aligned} L(\lambda) &= L(\lambda, x_1, \dots, x_n) = P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) \\ &= P(X_1 = x_1) P(X_2 = x_2) \dots P(X_n = x_n) \\ &= P_x(x_1, \lambda) P_x(x_2, \lambda) \dots P_x(x_n, \lambda) \\ &= \prod_{i=1}^n P_x(x_i, \lambda) \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_i}}{x_i!} \end{aligned}$$

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_i}}{x_i!}$$

\* tomamos el logaritmo de la función de verosimilitud

$$l(\lambda) = \log(L(\lambda)) = \log\left(\prod_{i=1}^n \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_i}}{x_i!}\right)$$

$$\log(ab) = \log(a) + \log(b) \quad = \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_i}}{x_i!}\right)$$
$$= \sum_{i=1}^n (\log(e^{-\lambda} \lambda^{x_i}) - \log(x_i!))$$

$$\log(\lambda^{x_i}) = x_i \log(\lambda) \quad = \sum_{i=1}^n (\log(e^{-\lambda}) + \log(\lambda^{x_i}) - \log(x_i!))$$
$$= \sum_{i=1}^n (-\lambda + x_i \log(\lambda) - \log(x_i!))$$
$$= \sum_{i=1}^n -\lambda + \sum_{i=1}^n x_i \log(\lambda) - \sum_{i=1}^n \log(x_i!)$$
$$= -n\lambda + \log(\lambda) \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n \log(x_i!)$$

$$l(\lambda) = -n\lambda + \log(\lambda) \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n \log(x_i!)$$

\* el estimador por máxima verosimilitud de  $\lambda$  es

$$\hat{\lambda} = \arg \max l(\lambda)$$

$$l'(\lambda) = -n + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$l'(\lambda) = 0 \Rightarrow -n + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i = 0$$

$$\Rightarrow \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i = n$$

$$\Rightarrow \lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$l''(\lambda) = -\frac{1}{\lambda^2} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\text{entonces } l''\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i\right) = -\frac{1}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i\right)^2} \sum_{i=1}^n x_i = -\frac{1}{\frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n x_i} < 0$$

Entonces  $\ell$  alcanza un máximo en  $\lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}_n$

$\Rightarrow$  el estimador por máxima verosimilitud de  $\lambda$  es

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}_n$$

$$(4) X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

estimador por máxima verosimilitud de  $\mu$  y  $\sigma^2$

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

$X_1, \dots, X_n$  MAS de  $X$

$(x_1, \dots, x_n)$  resultados observados

\* función de verosimilitud:

$$L(\mu, \sigma^2, x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_X(x_i, \mu, \sigma^2)$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{1}{2} \frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2}}$$

$$= \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \right)^n \prod_{i=1}^n e^{-\frac{1}{2} \frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2}}$$

$$= \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \right)^n e^{\sum_{i=1}^n -\frac{1}{2} \frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2}}$$

$$= \left( \frac{1}{(2\pi \sigma^2)^{1/2}} \right)^n e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$$

$$= \frac{1}{(2\pi \sigma^2)^{n/2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$$

$$= (2\pi \sigma^2)^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$$

$$L(\mu, \sigma^2) = (2\pi \sigma^2)^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$$

$$\begin{aligned} \sqrt{2\pi} \sigma &= \sqrt{2\pi \sigma^2} \\ &= (2\pi \sigma^2)^{1/2} \end{aligned}$$

\* tomamos logaritmo de la función de verosimilitud

$$\begin{aligned}
 \ell(\mu, \sigma^2) &= \log(L(\mu, \sigma^2)) \\
 &= \log\left((2\pi\sigma^2)^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}\right) \\
 &= \log\left((2\pi\sigma^2)^{-n/2}\right) + \log\left(e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}\right) \\
 &= -\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \\
 \ell(\mu, \sigma^2) &= -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \underbrace{(x_i - \mu)^2}_{x_i^2 - 2x_i\mu + \mu^2}
 \end{aligned}$$

\* estimador por máxima verosimilitud de  $\mu$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial}{\partial \mu} \ell(\mu, \sigma^2) &= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n 2(x_i - \mu) \cdot (-1) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \left( \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n \mu \right) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \left( \sum_{i=1}^n x_i - n\mu \right)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial}{\partial \mu} \ell(\mu, \sigma^2) = 0 &\Rightarrow \frac{1}{\sigma^2} \left( \sum_{i=1}^n x_i - n\mu \right) = 0 & \left| \begin{array}{l} \frac{\partial^2}{\partial \mu^2} \ell(\mu, \sigma^2) = -\frac{n}{\sigma^2} < 0 \\ \frac{\partial^2}{\partial \mu^2} \ell(\bar{x}_n, \sigma^2) < 0 \\ \Rightarrow \ell \text{ tiene un máximo} \\ \text{en } \mu = \bar{x}_n \end{array} \right. \\
 &\Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i - n\mu = 0 \\
 &\Rightarrow \mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}_n
 \end{aligned}$$

$\Rightarrow$  el estimador por máxima verosimilitud de  $\mu$  es

$$\hat{\mu} = \bar{x}_n$$

\* estimador por máxima verosimilitud de  $\sigma^2$

$$\ell(\mu, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

derivada  $\rightarrow$   
con respecto  
a  $\sigma^2$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial}{\partial \sigma^2} \ell(\mu, \sigma^2) &= -\frac{n}{2} \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \\
 &= \frac{1}{2\sigma^2} \left( \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - n \right)
 \end{aligned}$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma^2} \ell(\mu, \sigma^2) = 0 \Rightarrow \frac{1}{2\sigma^2} \left( \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - n \right) = 0$$

$$\Rightarrow \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - n = 0$$

$$\Rightarrow \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = n$$

$$\Rightarrow \sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

$$\frac{\partial^2}{\partial (\sigma^2)^2} \ell(\mu, \sigma^2) = -\frac{1}{2(\sigma^2)^2} \left( \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 - n \right) + \frac{1}{2\sigma^2} \left( -\frac{1}{(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right) < 0$$

entonces  $\ell(\mu, \sigma^2)$  alcanza un máximo cuando  $\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$

$\Rightarrow$  el estimador por máxima verosimilitud de  $\sigma^2$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})^2$$

