Métodos Estadísticos

Tarea 1

Métodos Estadísticos. Ciencia de datos

González Paz Edgar

1. Considere una muestra aleatoria X_1, \ldots, X_n con función de densidad

$$f(x \mid \theta) = 1_{\{\theta < x < \theta + 1\}}, \theta \in \mathbb{R}$$

1.1 Calcule un estimador para θ por el método de momentos y por el método de máxima verosimilitud, diga si estos son insesgados y suficientes para theta.

Primero calculamos la esperanza de nuestra función de densidad

$$E(x) = \int_{\mathbb{R}} x f(x \mid \theta) \, dx = \int_{\theta}^{\theta+1} x \, dx = \frac{x^2}{2} \left| \begin{array}{c} \theta+1 \\ \theta \end{array} \right| = \frac{(\theta+1)^2}{2} - \frac{\theta^2}{2} = \frac{\theta^2 + 2\theta + 1 - \theta^2}{2} = \frac{2\theta + 1}{2}$$

Entonces, igualamos el primer momento muestral a la esperanza para obtener el estimador de momentos:

$$\Rightarrow \frac{2\theta + 1}{2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$$

$$\Rightarrow 2\theta + 1 = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$$

$$\Rightarrow 2\theta = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i - 1$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}_{MM} = \frac{2\bar{X} - 1}{2}$$

Para el $\hat{\theta}_{MLE}$ obtenemos la función de verosimilitud del parámetro θ :

$$\begin{split} L(\theta \,|\, X) &= \prod_{i=1}^n f(x_i \,|\, \theta) = \prod_{i=1}^n \mathbbm{1}_{\left\{\theta < x_i < \theta + 1\right\}} = \prod_{i=1}^n \mathbbm{1}_{\left\{\theta < x_i\right\}} \prod_{i=1}^n \mathbbm{1}_{\left\{x_i < \theta + 1\right\}} = \mathbbm{1}_{\left\{X_1 > \theta\right\}} \mathbbm{1}_{\left\{X_n < \theta + 1\right\}} \\ &= \mathbbm{1}_{\left\{X_1 > \theta\right\}} \mathbbm{1}_{\left\{X_n - 1 < \theta\right\}} = \mathbbm{1}_{\left\{X_{(n)} - 1 < \theta < X_{(1)}\right\}} \\ \mathbbm{1}_{\left\{X_{(n)} - 1 < \theta < X_{(1)}\right\}} = \begin{cases} \mathbbm{1}, & \text{si } X_{(n)} - 1 \le \theta \le X_{(1)} \\ \mathbbm{0}, & \text{en cualquier otro caso} \end{cases} \end{split}$$

 $X_{(n)} - 1 \le \theta \le X_{(1)}$

No hay un estimador único de Máxima Verosimiltud, puede existir más de un estimador de θ tal que cumpla:

$$X_{(n)} - 1 \le \theta \le X_{(1)}$$

Es decir, aquellos que sean de la forma

$$\hat{\theta}_{MLE} = w_1(X_{(n)} - 1) + w_2X_{(1)} + w_2 = 1.$$

donde $w_1, w_2 \in \mathbb{R}^+$, es decir, $w_1, w_2 \ge 0$ t.q. $w_1 + w_2 = 1$.

¿Son insesgados y suficientes para θ ? Primero, probamos para el $\hat{\theta}_{MLE}$. Necesitamos obtener la esperanza de este estadístico.

 $E(\hat{\theta}_{MLE}) = E(w_1(X_{(n)} - 1) + w_2X_{(n)}) = w_1E(X_{(n)}) - E(w_1) + w_2E(X_{(n)})$

Debemos obtener la esperanza del estadístico
$$X_{(n)}$$
. Sea $Y = X_{(n)}$

 $E(X_{(n)}) = E(Y) = \int_{\mathbb{R}} y \frac{n(y - \theta)^{n-1}}{(\theta + 1 - \theta)^n} 1_{\{\theta < y < \theta + 1\}} dy = n \left(\int_{\theta}^{\theta + 1} y (y - \theta)^{n-1} dy \right)$

Hacemos un cambio de variable. Sea
$$u = y - \theta$$
, entonces $y = u + \theta$. Para los límites, Si $y = \theta \rightarrow u = 0$, Si $y = \theta + 1 \rightarrow u = 1$

$$\Rightarrow n\left(\int_0^1 (u+\theta)u^{n-1} \, du\right) = n\left(\int_0^1 u^n + \theta u^{n-1} \, du\right) = n\left(\int_0^1 u^n \, du + \theta \int_0^1 u^{n-1} \, du\right) = n\left(\frac{u^{n+1}}{n+1} \Big|_0^1 + \theta \frac{u^n}{n} \Big|_0^1\right) = n\left(\frac{1}{n+1} + \frac{\theta}{n}\right)$$

$$= \frac{n}{n+1} + \theta^n = \frac{n+\theta(n+1)}{n+1}$$
También debemos obtener la esperanza del estadístico $X_{(1)}$. Sea $Y = X_{(1)}$

 $\Rightarrow E(X_{(1)}) = E(y) = \int_{\mathbb{R}} y n(\theta + 1 - y)^{n-1} 1_{\{\theta < y < \theta + 1\}} dy = n \left(\int_{\theta}^{\theta + 1} y (\theta + 1 - y) dy \right)$

Hacemos un cambio de variable. Sea
$$u = \theta + 1 - y$$
, entonces $y = \theta + 1 - u$. Para los límites, $Si \ y = \theta \rightarrow u = 1$, $Si \ y = \theta + 1 \rightarrow u = 0 dx = -du$

$$= n \left(\int_{1}^{0} (\theta + 1 - u) u^{n-1} - du \right) = n \left(\int_{0}^{1} \theta u^{n-1} du + \int_{0}^{1} u^{n-1} du - \int_{0}^{1} u^{n} du \right) = n \left(\theta \frac{u^{n}}{n} \Big|_{1}^{0} + \frac{u^{n}}{n} \Big|_{1}^{0} - \frac{u^{n+1}}{n+1} \Big|_{1}^{0} \right) = n \left(\frac{\theta}{n} + \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right)$$

$$=\theta+1-\frac{n}{n+1}=\theta+\frac{1}{n+1}$$
 Retomando

$$=w_1\bigg(\frac{n+\theta n+\theta-n-1}{n+1}\bigg)+w_2\bigg(\frac{\theta n+\theta+1}{n+1}\bigg)=\frac{w_1n\theta+w_1\theta-w_1+w_2n\theta+w_2n\theta+w_2\theta+w_2}{n+1}$$
 Entonces $\mathrm{E}(\hat{\theta}_{MLE})=\theta \ \Leftrightarrow \ w_1=\frac{1}{2}\,w_2=\frac{1}{2}.$ Por lo tanto, un MLE insesgado sería

 $\Rightarrow E(\hat{\theta}_{MLE}) = w_1 \left(\frac{n + \theta(n+1)}{n+1} \right) - w_1 + w_2 \left(\theta + \frac{1}{n+1} \right) = w_1 \left(\frac{n + \theta(n+1)}{n+1} - 1 \right) + w_2 \left(\theta + \frac{1}{n+1} \right)$

 $\hat{\theta}_{MLE} = \frac{X_{(n)} - 1}{2} + \frac{X_{(1)}}{2}$

$$E(\hat{\theta}_{MM}) = E\left(\frac{2\bar{X}-1}{2}\right) = E(\bar{X}) - E(\frac{1}{2}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}E(x_i) - \frac{1}{2} = \frac{2\theta+1}{2} - \frac{1}{2} = \theta + \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = \theta$$

Suficiencia

¿Qué valores puede tomar el numerador y el denominador?

Por lo tanto, $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{M\!M}$ sí es insesgado.

Ahora bien, para $\hat{\theta}_{MM}$, tenemos que:

Utilizamos el teorema del cociente del estadístico suficiente minimal para θ . Dado una función T(X) y para cualesquiera muestras observardas X, Y, realizamos el cociente $\frac{f(X|\theta)}{f(Y|\theta)}$, si no depende de θ sii T(X) = T(Y) entonces T(X) es suficiente minimal para θ .

 θ)

 $\frac{f(X \mid \theta)}{f(Y \mid \theta)} = \frac{1 \{X_{(n)} - 1 < \theta < X_{(1)}\}}{1 \{Y_{(n)} - 1 < \theta < Y_{(1)}\}}$

$$1_{\{X_{(n)}^{-1} < \theta < X_{(1)}\}} = \begin{cases} 1, & \text{si } \theta \in (X_{(n)}^{-1}, X_{(1)}^{-1}) \\ 0, & \text{en } \theta \notin (X_{(n)}^{-1}, X_{(1)}^{-1}) \end{cases}$$

 $1_{\{Y_{(n)}-1<\theta<Y_{(1)}\}} = \begin{cases} 1, & \text{si } \theta \in (Y_{(n)}-1, Y_{(1)}) \\ 0, & \text{en } \theta \notin (Y_{(n)}-1, Y_{(1)}) \end{cases}$

Tenemos dos casos, (omitimos $f(Y | \theta) = 0$ en el denominador porque es una indeterminación, sin embargo, no dependería de

$$\frac{f(X\mid\theta)}{f(Y\mid\theta)}=0\Leftrightarrow\theta\notin(X_{(n)}-1,X_{(1)}),\theta\in(Y_{(n)}-1,Y_{(1)})$$

 $\frac{f(X\mid\theta)}{f(Y\mid\theta)}=1\Leftrightarrow\theta\in(X_{(n)}-1,X_{(1)}),\theta\notin(Y_{(n)}-1,Y_{(1)})$

El cociente no depende de θ sii $(X_{(n)} - 1, X_{(1)}) = (Y_{(n)} - 1, Y_{(1)})$

In [1]: #Código para cargar el conjutno de datos, calcular los estimadores y realizar las gráficas.

$$\Rightarrow X_{(n)} - 1 = Y_{(n)} - 1 \Rightarrow X_{(n)} = Y_{(n)} \land X_{(1)} = Y_{(1)}$$

$$\Rightarrow \text{ El vector de estadísticos } (X_{(n)}, X_{(1)}) \text{ son los únicos estimadores suficientes minimales.}$$

import pandas as pd In [2]: import numpy as np import matplotlib.pyplot as plt

datos1.head() Out[4]:

r = 1/(b-a)

r = 0

datos1 = pd.read_csv('dataEj1.txt')

%matplotlib inline

Х

0 0.257329 **1** -0.111362 2 0.376463 **3** -0.002884 4 -0.229582

import pylab

In [3]:

In [5]: MuestraAleatoria1 = np.asarray(datos1['x'].values.tolist()) In [6]: #Función de densidad Uniforme def Uniforme(x,a,b): if a<x<b:</pre>

else:

return r #Estimador por el método de momentos def ThetaMM(X): n=len(X)

Promedio = sum(X[i] for i in range(n))

Xbarra = (1/n)*Promedioreturn (2*Xbarra - 1)/2 #Estimador de Máxima Verosimilitud def ThetaMLE(X,w1,w2): Xn = max(X)X1 = min(X)if $w1 \ge 0$ and $w2 \ge 0$ and (w1 + w2 = 1): ThetaMLE = w1*(Xn-1)+w2*(X1)return ThetaMLE 1.2 Con ayuda de la muestra aleatoria observada, dataEj1.txt, calcule la estimaciones en ambos casos y quédese con alguna de las dos, justificando su respuesta. Posibles estimadores a elegir: In [7]: ThetaMM(MuestraAleatoria1) Out[7]: -0.498538219173369 In [8]: ThetaMLE(MuestraAleatoria1, 0.5, 0.5)

Out[8]: -0.499965088092722

In [9]: min(MuestraAleatoria1) Out[9]: -0.499822691315785

for i in range(len(Dominio)):

In [10]: max(MuestraAleatoria1)-1 Out[10]: -0.500107484869659

En este caso, tomaremos la segunda estimación $\hat{\theta}_{MLE}$ porque es insesgado y (no estoy seguro aquí) es función de los estadísticos suficientes minimales.

In [11]: Dominio=np.arange(min(MuestraAleatoria1)-0.1, max(MuestraAleatoria1)+0.1, 0.01) Rango=[]

función de densidad $f(x | \hat{\theta})$, con $\hat{\theta}$ la estimación elegida del inciso anterior.

Rango.append(Uniforme(a=ThetaMLE(MuestraAleatoria1, 0.5, 0.5), b=ThetaMLE(MuestraAleat oria1,0.5,0.5) +1 ,x=Dominio[i])) fig, (ax1, ax2) = plt.subplots(1,2, figsize=[12,5])ax1.hist(MuestraAleatoria1, density=True) ax1.title.set_text('Histograma de datos') ax2.hist(MuestraAleatoria1, density=True)

1.3 Finalmente haga un histograma (recuerdo normalizarlo) con los datos y encime la

ax2.plot(Dominio, Rango) ax2.title.set_text('Histograma de datos con '+ r'\$f(x|\hat{\theta})\$') plt.show() Histograma de datos con $f(x|\theta)$ Histograma de datos 1.0 1.0

0.2 Loading [MathJax]/jax/output/HTML-CSS/jax.js

0.6 0.4

0.6 0.4 0.2