## Laboratorio N.1

# Introduccion a Los Metodos Estadisticos Estimadores

Diana Carolina Arias Sinisterra Cod. 1528008 Kevin Steven Chica Garcia Cod. 1533173 Cesar Andres Saavedra Vanegas Cod. 1628466

#### Universidad Del Valle

Facultad De Ingenieria Estadistica Octubre 2017

## ${\bf \acute{I}ndice}$

1.	Situacion 1	
	1.1	
	1.2. Scripts R	
	1.3. Analisis Resultados	•
2.	Situacion 2	
	2.1. Punto A	
	2.2. Punto B	
	2.3. Punto C	
3	Situacion 3	
0.	3.1. Punto A	
	3.2. Punto B	
Í۲	dice de figuras	
	1. Titulo de la figura	
Ir	dice de tablas	
	1. Titulo de la tabla	

## 1. Situacion 1

Despliegue de una tabla que se llama "Tabla1" junto a su nï<br/>¿ $\frac{1}{2}$ mero de referencia:

Tabla 1: Titulo de la tabla				
Indicador	$\mathbf{SO_2}$	Temperatura		
Promedio	0.006	24.093		
Desviacii $\frac{1}{2}$ n esti $\frac{1}{2}$ ndar	0.007	2.950		
Mediana	0.004	23.500		
Minima	0.000	18.200		
$M\ddot{i}\dot{\epsilon}\frac{1}{2}ximo$	0.127	32		
Asimetri $\frac{1}{2}$ a	5.415	0.451		

Para referenciar una tabla, se utiliza el texto "ref" precedido de un backslash: asï $\frac{1}{2}$ , se referenciarï $\frac{1}{2}$ a la Tabla 1.

Despliegue de una imagen que se llama "Figura1" junto a su nï<br/>¿ $\frac{1}{2}$ mero de referencia:

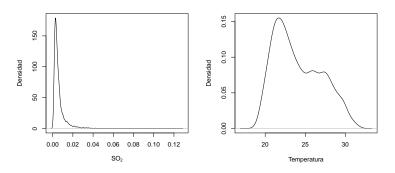


Figura 1: Titulo de la figura

Para referenciar una figura, se utiliza el texto "ref" precedido de un backslash: asi;  $\frac{1}{2}$ , se referenciari;  $\frac{1}{2}$ a la Figura 1.

Expresiï;  $\frac{1}{2}$ n matemï;  $\frac{1}{2}$ tica en lï;  $\frac{1}{2}$ nea con el texto:  $f(x) := ax^2 + bx + c$ .

Representacii;  $\frac{1}{2}$ n de una ecuacii;  $\frac{1}{2}$ n, sin ni;  $\frac{1}{2}$ mero de referencia:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$$

Representacii;  $\frac{1}{2}$ n de una ecuacii;  $\frac{1}{2}$ n en una li;  $\frac{1}{2}$ nea nueva, con ni;  $\frac{1}{2}$ mero de referencia:

$$\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n} \tag{1}$$

Pare referenciar la ecuaci<br/>ï $\frac{1}{2}$ n (1). Se utiliza la etiqueta "eqref" precedido de un <br/> backslash

Para referenciar una cita bibliogri;  $\frac{1}{2}$  ficas se utiliza un archivo "Bibliografia.bib". Este contiene la informacii;  $\frac{1}{2}$ n de las referencias utilizadas. Por ejemplo para citar dentro del texto: Segi;  $\frac{1}{2}$ n ? plantea que el modelo de regresii;  $\frac{1}{2}$ n.....

#### 1.1.

```
\left(\frac{365}{3}\right) \cdot \left(\frac{365}{4}\right)
Una lista:
```

- primer  $\ddot{i}_{c}^{2}$ tem de la lista.
- segundo  $\ddot{i}_{c}^{2}$ tem de la lista.

Numeracii $\frac{1}{2}$ n de una lista:

- 1. primer  $\ddot{i}_{c}^{\frac{1}{2}}$ tem de la lista.
- 2. segundo "<br/>i<br/>; $\frac{1}{2}$ tem de la lista.

Ejemplo para construir una matriz:

$$I = \left[ \begin{array}{cccc} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right]$$

## 1.2. Scripts R

El ambiente Verbatim permite agregar codigo de R.

```
getwd()
k = 70
cumpledif=1
p=0
q=0
for (j in 1:k){
  cumpledif=cumpledif*(1-((j-1)/365))
  q[j]=cumpledif
  p[j]=1-cumpledif
  cat(cumpledif,"\n")
}
windows()
pdf("Texmaker/Graficos/Punto2.pdf")
par(mfrow=c(1,3))
plot(p,col="red", xlab = "n", ylab = "Probabilidad", main = "Probabilidad de que dos o mas
tengan el mismo cumplea\ddot{i}, \frac{1}{2}os en funcion
     de la cantidad de estudiantes n")
```

```
abline(h=0.5)
abline(v=23)
plot(q,col="blue", xlab = "n", ylab = "Probabilidad", main = "Probabilidad de que dos o mas
NO tengan el mismo cumplea\frac{1}{2}os en funcion
     de la cantidad de estudiantes n")
abline(h=0.5)
abline(v=23)
plot(p,col="red", xlab = "", ylab = "")
par(new=TRUE)
plot(q,col="blue", xlab = "", ylab = "")
title(xlab = "n", ylab = "Probabilidad", main="Probabilidades de que dos o mas estudiantes
tengan el mismo cumpleaï\frac{1}{2}os (rojo) y su
evento complemetario (azul) en funcion de n")
dev.off()
##########simulacion punto 3a Exponencial
U = runif(1000, 0, 1) \#Generar U
1 = 4 \text{ #Pari}_{\frac{1}{2}} \frac{1}{2}ametro de la exponencial Lambda = 4
X = -(1/1) * \log(U)
windows()
pdf("Texmaker/Graficos/Punto3A.pdf")
par(mfrow=c(1,2))
plot(density(U),col="blue", xlab = "X", ylab = "Densidad", main = expression(Unif(0,1)))
plot(density(X),col="red", xlab = "X", ylab = "Densidad", main = expression(Exp(lambda=4)))
dev.off()
########## Punto 3b Poisson
x=0
for(j in 1:1000){
  lambda=7
  i = 0
  p = exp(-lambda)
  f = p
  u= runif(1000,0,1)
  while(u>=f){
    p=lambda*p/(i + 1)
    f = f + p
    i = i + 1
    x[j] = i
  }
}
```

#### 1.3. Analisis Resultados

#### 2. Situacion 2

#### 2.1. Punto A.

Si  $\hat{\theta_1}$  y  $\hat{\theta_2}$  son dos estimadores insesgados tales que:

$$\hat{\theta_3} = a\hat{\theta_1} + (1-a)\hat{\theta_2}$$

Aplico Esperanza a ambos lados

$$E[\hat{\theta}_3] = E[a\hat{\theta}_1 + (1-a)\hat{\theta}_2]$$

$$E[\hat{\theta}_3] = E[a\hat{\theta}_1] + E[(1-a)\hat{\theta}_2]$$

 $E[\hat{\theta_3}] = aE[\hat{\theta_1}] + (1-a)E[\hat{\theta_2}]$  Con  $\hat{\theta_1}$  y  $\hat{\theta_2}$  estimadores insesgados

$$E[\hat{\theta}_3] = a\theta + (1-a)\theta$$

$$E[\hat{\theta}_3] = a\theta + \theta - a\theta$$

$$E[\hat{\theta_3}] = \theta$$

 $\therefore \hat{\theta_3}$  Es un estimador insesgado.

#### 2.2. Punto B.

El coeficiente de variacion de  $\hat{\theta_3}$  es

$$CV[\hat{\theta_3}] = \frac{\sqrt{Var[\hat{\theta_3}]}}{E[\hat{\theta_3}]}$$

Hallamos la  $Var[\hat{\theta_3}]$ 

 $Var[\hat{\theta_3}] = Var[a\hat{\theta_1} + (1-a)\hat{\theta_2}] + 2Cov[a\hat{\theta_1}, (1-a)\hat{\theta_2}]$ , ya que no sabemos si  $\hat{\theta_1}$  y  $\hat{\theta_2}$  son independientes

Entonces, distribuyendo la Varianza y por las propiedades de Covarianza:

$$Var[\hat{\theta_3}] = Var[a\hat{\theta_1}] + Var[(1-a)\hat{\theta_2}] + 2a(1-a)Cov[\hat{\theta_1}, \hat{\theta_2}]$$

$$Var[\hat{\theta_3}] = a^2 Var[\hat{\theta_1}] + (1-a)^2 Var[\hat{\theta_2}] + (2a-2a^2)Cov[\hat{\theta_1},\hat{\theta_2}]$$

Como  $Var[\hat{\theta_1}] = \sigma_1^2 \mathbf{y} \ Var[\hat{\theta_2}] = \sigma_2^2 \mathbf{entonces}$ 

$$Var[\hat{\theta}_3] = a^2[\sigma_1^2] + (1-a)^2[\sigma_2^2] + (2a-2a^2)Cov[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$$

Sabemos que  $Cov[\hat{\theta_1}, \hat{\theta_2}] = E[\hat{\theta_1}\hat{\theta_2}] - E[\hat{\theta_1}] * E[\hat{\theta_2}]$ , entonces:

Como  $E[\hat{\theta_1}] = \theta$  y  $E[\hat{\theta_2}] = \theta$  tenemos:

$$Cov[\hat{\theta_1}, \hat{\theta_2}] = E[\hat{\theta_1}\hat{\theta_2}] - \theta^2$$
, por tanto:

$$Var[\hat{\theta_3}] = a^2[\sigma_1^2] + (1 - 2a + a^2)[\sigma_2^2] + (2a - 2a^2)(E[\hat{\theta_1}\hat{\theta_2}] - \theta^2)$$

Como sabemos que  $E[\hat{\theta_3}] = \theta$ 

 $\therefore$  El coeficiente de variacion para  $\hat{\theta_3}$  es:

$$CV[\hat{\theta_3}] = \frac{\sqrt{a^2 \sigma_1^2 + (1-a)^2 \sigma_2^2 + (2a - 2a^2)(E[\hat{\theta_1}\hat{\theta_2}] - \theta^2)}}{\theta}$$

#### 2.3. Punto C.

Como en este punto sabemos que  $\hat{\theta_1}$  y  $\hat{\theta_2}$  son independientes, entonces la  $Cov[\hat{\theta_1}, \hat{\theta_2}] = 0$  y por tanto:

$$Var[\hat{\theta_3}] = Var[a\hat{\theta_1} + (1-a)\hat{\theta_2}]$$

Distribuyendo la varianza y aplicando sus propiedades, nos queda:

$$Var[\hat{\theta}_3] = Var[a\hat{\theta}_1] + Var[(1-a)\hat{\theta}_2]$$

$$Var[\hat{\theta}_3] = a^2 Var[\hat{\theta}_1] + (1-a)^2 Var[\hat{\theta}_2]$$

$$Var[\hat{\theta}_3] = a^2 \sigma_1^2 + (1-a)^2 \sigma_2^2$$

Note que  $Var[\hat{\theta}_3]$  se convierte en una funcion que depende de a, ya que,  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$  son conocidas, entonces, debemos encontrar a, que haga minima dicha funcion, en otras palabras, todo se reduce a encontrar el minimo de la funcion. Para ello procedemos de la siguiente manera:

1. Encontramos la primera derivada de la funcion con respecto a la variable a:

$$f'(a) = 2a\sigma_1^2 - 2(1-a)\sigma_2^2$$

2. Igualamos el resultado de la primera derivada a 0 y despejamos la variable que nos interesa obtener, en este caso, despejamos a:

$$2a\sigma_1^2 - 2(1-a)\sigma_2^2 = 0$$

$$2a\sigma_1^2 - (2-2a)\sigma_2^2 = 0$$

$$2a\sigma_1^2 - 2\sigma_2^2 + 2a\sigma_2^2 = 0$$

$$2a\sigma_1^2 + 2a\sigma_2^2 = 2\sigma_2^2$$

$$a(2\sigma_1^2 + 2\sigma_2^2) = 2\sigma_2^2$$

$$a = \frac{2\sigma_2^2}{2\sigma_1^2 + 2\sigma_2^2}$$

$$\therefore a = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$$

3. Ahora, debemos encontrar la segunda derivada y ver si es positiva o negativa para saber si encontramos un minimo o un maximo:

$$f''(a) = 2\sigma_1^2 + 2\sigma_2^2 > 0$$

Como nos dio que la segunda derivada parcial es siempre positiva, concluimos que el a hallado anteriormente es un minimo. Por lo tanto, para hacer que la  $Var[\hat{\theta}_3]$  sea minima, debemos escoger a como  $a = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$ .

#### 3. Situacion 3

#### Punto A. 3.1.

Sea X una distribucion Poisson( $\lambda$ ) con, n = 30 y  $E[x] = (\lambda)$ 

$$M_1' = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i$$
$$\mu_1' = \lambda$$

$$M_1' = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = \lambda = \mu_1'$$
  
$$\therefore \hat{\lambda} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = \overline{X}$$

Ahora es necesario probrar si es insesgado: 
$$E[\hat{\lambda}] = E[\tfrac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i] \ E[\hat{\lambda}] = \tfrac{1}{30} E[\sum_{i=1}^{30} \lambda_i] \ E[\hat{\lambda}] = \tfrac{1}{30} 30 \lambda \ E[\hat{\lambda}] = \lambda$$

.: Un estimador insesgado para  $\lambda$  es  $\hat{\lambda} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = \overline{X}$ 

#### 3.2. Punto B.

Sea 
$$C = 3X + X^2$$
 
$$E[C] = E[3X + X^2] \ E[C] = E[3X] + E[X^2] \ E[C] = 3E[X] + E[X^2]$$

Sabiendo que:

$$V[X] = E[X^2] - E^2[X]$$

Entonces:

$$E^2[X] = V[X] + E[X^2]$$

$$\therefore E^2[X] = \lambda + (\lambda)^2$$

Reemplazando  $E^2[X]$  en:

$$E[C] = 3\lambda + E[X^2]$$

Obtenemos que:  $E[C] = 3\lambda + \lambda + (\lambda)^2$  :  $E[C] = 4\lambda + (\lambda)^2$