

**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

# Índice

<b>1. Situacion 1</b>	<b>3</b>
1.1. . . . . .	4
1.2. Scripts R . . . . .	4
1.3. Analisis Resultados . . . . .	6
<b>2. Situacion 2</b>	<b>6</b>
2.1. Punto A. . . . .	6
2.2. Punto B. . . . .	6
2.3. Punto C. . . . .	7
<b>3. Situacion 3</b>	<b>8</b>
3.1. Punto A. . . . .	8
3.2. Punto B. . . . .	8

# Índice de figuras

1. Titulo de la figura . . . . .	3
----------------------------------	---

# Indice de tablas

1. Titulo de la tabla . . . . .	3
---------------------------------	---

# 1. Situación 1

Despliegue de una tabla que se llama “Tabla1” junto a su número de referencia:

Tabla 1: Título de la tabla

Indicador	SO <sub>2</sub>	Temperatura
Promedio	0.006	24.093
Desviación estándar	0.007	2.950
Mediana	0.004	23.500
Minima	0.000	18.200
Máximo	0.127	32
Asimetría	5.415	0.451

Para referenciar una tabla, se utiliza el texto “ref” precedido de un *backslash*: así, se referenciará a la Tabla 1.

Despliegue de una imagen que se llama “Figura1” junto a su número de referencia:

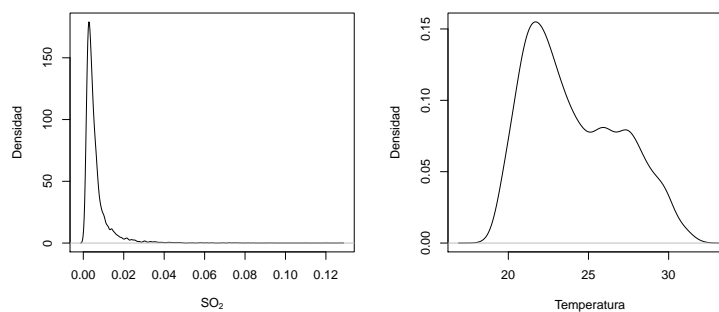


Figura 1: Título de la figura

Para referenciar una figura, se utiliza el texto “ref” precedido de un *backslash*: así, se referenciará a la Figura 1.

Expresión matemática en línea con el texto:  $f(x) := ax^2 + bx + c$ .

Representación de una ecuación, sin número de referencia:

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

Representación de una ecuación en una línea nueva, con número de referencia:

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

Para referenciar la ecuación (1). Se utiliza la etiqueta “eqref” precedido de un *backslash*

Para referenciar una cita bibliográfica se utiliza un archivo "Bibliografia.bib". Este contiene la información de las referencias utilizadas. Por ejemplo para citar dentro del texto: Según ? plantea que el modelo de regresión.....

## 1.1.

$$\left(\frac{365}{3}\right) \cdot \left(\frac{365}{4}\right)$$

Una lista:

- primer ítem de la lista.
- segundo ítem de la lista.

Número de una lista:

1. primer ítem de la lista.
2. segundo ítem de la lista.

Ejemplo para construir una matriz:

$$I = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

## 1.2. Scripts R

El ambiente *Verbatim* permite agregar código 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 cumpleaños 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 i 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 cumplea i (rojo) y su
evento complementario (azul) en funcion de n")
dev.off()

#####simulacion punto 3a Exponencial

U = runif(1000, 0, 1) #Generar U
l = 4 #Par i de la exponencial Lambda = 4
X = -(1/l) * 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

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

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

$$E[\hat{\theta}_3] = E[a\hat{\theta}_1] + (1 - a)E[\hat{\theta}_2] \text{ Con } \hat{\theta}_1 \text{ y } \hat{\theta}_2 \text{ estimadores insesgados}$$

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

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

$$E[\hat{\theta}_3] = \theta$$

$\therefore \hat{\theta}_3$  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:

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

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

Como  $Var[\hat{\theta}_1] = \sigma_1^2$  y  $Var[\hat{\theta}_2] = \sigma_2^2$  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  $E[\hat{\theta}_3] = \theta$

∴ 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:

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

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

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

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

#### 3.1. Punto A.

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

$$M'_1 = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i$$

$$M'_1 = (\lambda)$$

$$M'_1 = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = \lambda = M'_1$$

$$\therefore \hat{\lambda} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = \bar{X}$$

Ahora es necesario probar si es insesgado:

$$E[\hat{\lambda}] = E\left[\frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i\right] \quad E[\hat{\lambda}] = \frac{1}{30} E\left[\sum_{i=1}^{30} \lambda_i\right] \quad E[\hat{\lambda}] = \frac{1}{30} 30\lambda \quad E[\hat{\lambda}] = \lambda$$

$\therefore$  **Un estimador insesgado para  $\lambda$  es  $\hat{\lambda} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = \bar{X}$**

#### 3.2. Punto B.

Sea  $C = 3X + X^2$

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

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