

Número de Parcial	Cédula	Nombre y Apellido

SEGUNDO PARCIAL – 25 DE NOVIEMBRE 2017

El parcial dura 3 horas y se puede utilizar material (no digital).

Ejercicio 1 (20 puntos) Sea $a > 0$ y $X \sim U[-a, a]$. Definimos la variable aleatoria $Y = X^2 - a^2$.

- Halle la densidad de Y .
- Halle la esperanza de Y .
- Sea Y_1, \dots, Y_n una muestra aleatoria simple con la misma distribución que la v.a. Y .
 - Halle un estimador de a por el método de los momentos.
 - Halle un estimador de a por el método de máxima verosimilitud.

Ejercicio 2 (10 puntos)

Pruebe que si $X_1 \sim \mathbf{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$, $X_2 \sim \mathbf{N}(\mu_2, \sigma_2^2), \dots, X_n \sim \mathbf{N}(\mu_n, \sigma_n^2)$ y son independientes entonces

$$X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim \mathbf{N}\left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)$$

Se sugiere utilizar la función generatriz de momentos.

Ejercicio 3 (20 puntos) Se considera una muestra proveniente de una variable aleatoria:

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x_i^*	2.0	2.2	2.7	3.0	3.1	3.8	4.7	4.9	5.2	5.3

- Suponiendo que esta muestra proviene de una variable aleatoria con distribución normal, halle un intervalo de confianza al 95% para μ .
- Realice un test de hipótesis para decidir si se puede afirmar que estos datos provienen de una v.a. $\mathbf{N}(\mu = 4, \sigma^2 = 1)$. Decidir a nivel $\alpha = 0,05$.
Sugerencia: complete la siguiente tabla para determinar cuál es el estadístico.

i	x_i^*	$F_0(x_i^*)$	$ \frac{i}{n} - F_0(x_i^*) $	$ \frac{i-1}{n} - F_0(x_i^*) $
1	2.0			
2	2.2			
3	2.7			
4	3.0			
5	3.1			
6	3.8			
7	4.7			
8	4.9			
9	5.2			
10	5.3			

c) Se considera otra muestra iid de otra variable aleatoria Y :

i	1	2	3	4	5
y_i^*	4.5	7.9	8.5	9.4	11.3

Realice un *Test de Kolmogorov Smirnov para dos muestras* para decidir si es posible afirmar que estas dos muestras provienen de la misma distribución. Decidir a nivel $\alpha = 0,05$.

Sugerencia: Complete las siguientes tablas para determinar cuál es el estadístico en este caso.

i	x_i^*	$F_m^Y(x_i^*)$	$ \frac{i}{n} - F_m^Y(x_i^*) $
1	2.0		
2	2.2		
3	2.7		
4	3.0		
5	3.1		
6	3.8		
7	4.7		
8	4.9		
9	5.2		
10	5.3		

j	y_j^*	$F_n^X(y_j^*)$	$ \frac{j}{m} - F_n^X(y_j^*) $
1	4.5		
2	7.9		
3	8.5		
4	9.4		
5	11.3		

Ejercicio 4 (10 puntos) Cinco niños de 2, 3, 5, 7 y 8 años de edad pesan, respectivamente, 14, 20, 32, 42 y 44 kilos.

- Halle la ecuación de la recta de regresión de la edad sobre el peso.
- ¿Cuál sería el peso aproximado de un niño de seis años?

SOLUCIÓN

Ejercicio 1 Sean $a > 0$, $X \sim U[-a, a]$. y $Y = X^2 - a^2$.

a)

$$F_Y(y) = \begin{cases} F_X(\sqrt{y+a^2}) - F_X(-\sqrt{y+a^2}) & \text{si } y \geq -a^2 \\ 0 & \text{si } y < -a^2 \end{cases}$$

Como $F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -a \\ \frac{x+a}{2a} & \text{si } -a \leq x \leq a \\ 1 & \text{si } x > a \end{cases}$, observar que:

- $\sqrt{y+a^2} < a \iff y < 0$
- $-\sqrt{y+a^2} > -a \iff y < 0$

Entonces:

- Si $-a^2 < y < 0$, $F_X(\sqrt{y+a^2}) = \frac{\sqrt{y+a^2}+a}{2a}$ y $F_X(-\sqrt{y+a^2}) = \frac{-\sqrt{y+a^2}+a}{2a}$
- Si $y > 0$, entonces $\sqrt{y+a^2} > a$ y $-\sqrt{y+a^2} < -a$, por lo que $F_X(\sqrt{y+a^2}) = 1$ y $F_X(-\sqrt{y+a^2}) = 0$

Finalmente, $F_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y < -a^2 \\ \frac{\sqrt{y+a^2}}{a} & \text{si } -a^2 < y < 0 \\ 1 & \text{si } y \geq 0 \end{cases}$ y $f_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y < -a^2 \\ \frac{1}{2a\sqrt{y+a^2}} & \text{si } -a^2 < y < 0 \\ 0 & \text{si } y \geq 0 \end{cases}$

b) $\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(X^2 - a^2) = \frac{a^2}{3} - a^2 = -\frac{2}{3}a^2$.

c) Sea Y_1, \dots, Y_n una muestra aleatoria simple con la misma distribución que la v.a. Y .

1) Puesto que $\mathbb{E}(Y) = -\frac{2}{3}a^2$, planteamos:

$$\bar{Y}_n = -\frac{2}{3}a^2 \iff \hat{a} = \sqrt{\frac{-3}{2}\bar{Y}_n}$$

2) $L(a|Y_1, \dots, Y_n) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{1}{2a\sqrt{Y_i+a^2}} & \text{si } -a^2 \leq Y_i < 0 \forall i \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$

Luego, para que $L(a)$ sea positiva es necesario que $-a^2 \leq Y_i < 0 \forall i$, es decir que $-a^2 \leq \min\{Y_1, \dots, Y_n\} = Y_1^*$ y $a \geq \sqrt{-Y_1^*}$. Además, si $a \geq \sqrt{-Y_1^*}$,

$$L(a) = \frac{1}{(2a)^n} \sqrt{\prod_{i=1}^n \frac{1}{Y_i + a^2}}$$

y esta última expresión se maximiza cuando a sea lo más chico posible, es decir que $\hat{a}_{MV} = \sqrt{-Y_1^*}$.

Ejercicio 2 Si $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, entonces $\varphi_X(t) = \mathbb{E}(e^{tX}) = e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$. Además, sabemos que si X_1, X_2, \dots, X_n son independientes, entonces:

$$\begin{aligned}\varphi_{X_1+X_2+\dots+X_n}(t) &= \varphi_{X_1}(t)\varphi_{X_2}(t)\dots\varphi_{X_n}(t) \\ &= e^{\mu_1 t + \frac{\sigma_1^2 t^2}{2}} \times e^{\mu_2 t + \frac{\sigma_2^2 t^2}{2}} \times \dots \times e^{\mu_n t + \frac{\sigma_n^2 t^2}{2}} \\ &= e^{(\mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_n)t + \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2)t^2}{2}}\end{aligned}$$

y esta última se corresponde a la función generatriz de una v.a. :

$$N(\mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_n, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2)$$

Por unicidad de la función generatriz, se deduce que $X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim N(\mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_n, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2)$.

Ejercicio 3 Se considera una muestra proveniente de una variable aleatoria:

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x_i^*	2.0	2.2	2.7	3.0	3.1	3.8	4.7	4.9	5.2	5.3

a) Puesto que asumimos que estos datos provienen de normales (con σ desconocido), un intervalo de confianza a nivel $1 - \alpha$ para μ es:

$$I_{1-\alpha} = [\bar{x}_n - k_\alpha, \bar{x}_n + k_\alpha] \quad \text{con } k_\alpha = \frac{s_n}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$$

Como $\bar{x}_n = 3,69$, $s_n = 1,26$ y $t_{0,975}(9) = 2,262$, se tiene que $k = 0,9$ y $I_{0,95} = [2,79, 4,59]$.

b) El valor más grande de $|\frac{i}{n} - F_0(x_i^*)|$ es aproximadamente 0,32 y el valor más grande de $|\frac{i-1}{n} - F_0(x_i^*)|$ es aproximadamente 0,22, luego $d_n = 0,32$. Mirando la tabla KS para una muestra, resulta que:

$$p\text{-valor} = \mathbb{P}(D_n > 0,32 | H_0) > 0,32$$

Entonces NO se rechaza H_0 a nivel $\alpha = 0,05$.

c) El valor más grande de la primera tabla para $|\frac{i}{n} - F_m^Y(x_i^*)|$ es $d_1 = 0,8$ y el más grande para la segunda tabla es $d_2 = 0,6$. Luego, $d_{n,m} = 0,8$ y $nmd_{n,m} = 40$. Entonces:

$$p\text{-valor} = \mathbb{P}(nmd_{n,m} \geq 40) = 0,019 < 0,05$$

por lo que se rechaza H_0 .

Ejercicio 4 a) Sean:

i	1	2	3	4	5
x_i	2	3	5	7	8
y_i	14	20	32	42	44

La ecuación de la recta de regresión (la que minimiza mínimos cuadrados) es:

$$y = \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_0 \quad \text{con} \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\sum(x_i - \bar{x}_n)(y_i - \bar{y}_n)}{\sum(x_i - \bar{x}_n)^2} \quad \hat{\beta}_0 = \bar{y}_n - \hat{\beta}_1 \bar{x}_n$$

En este caso:

- $\bar{x}_n = 5$
- $\bar{y}_n = 30,4$
- $\sum(x_i - \bar{x}_n)(y_i - \bar{y}_n) = 134$
- $\sum(x_i - \bar{x}_n)^2 = 26$
- $\hat{\beta}_1 = 5,2$
- $\hat{\beta}_0 = 4,4$

Finalmente, la ecuación de la recta de regresión es: $y = 5,2x + 4,4$

Observación: Lo razonable sería considerar $y = \text{peso}$ en función de $x = \text{edad}$. De todas maneras, se considerará como correcto aquellos que los consideren al revs.

b) Según la recta de regresión, el peso de un niño de 6 años sería:

$$y = 5,2 \times 6 + 4,4 = 35,6 \quad Kg$$