

CORRECCIONES EJ 1

a) Función de densidad conjunta para una distribución normal multivariada:

$$f_{X_n}(x) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2} (x - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu)}$$

• Si $\underline{X}_n = [x, y]^T \rightarrow n=2 \Rightarrow$ Se desarrolla para NORMAL BIVARIADA:

$$f_{xy} = \frac{1}{2\pi \cdot \sqrt{|\Sigma|}} \cdot e^{-\frac{1}{2} [x - \mu_x \quad y - \mu_y] \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \text{cov}(x, y) \\ \text{cov}(y, x) & \sigma_y^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} x - \mu_x \\ y - \mu_y \end{bmatrix}}$$

• Y en el ejercicio se propone hallar qué distribución sigue el vector $\underline{X} = [x, y]^T$ teniendo la siguiente distribución de densidad conjunta:

$$f_{xy} = \frac{1}{2\pi \sqrt{4,56}} \cdot e^{-\frac{1}{2} [x-1 \quad y] \cdot \begin{bmatrix} 2 & -1,2 \\ -1,2 & 3 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} x-1 \\ y \end{bmatrix}}$$

• Para que se cumpla una normal bivariable se debe cumplir que:

- Vector de medias ($\underline{\mu}$) $\rightarrow \underline{\mu} = [\mu_x, \mu_y]^T = [1, 0]^T = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$

- MATRIZ de COVARIANZA ($\underline{\Sigma}$) \rightarrow $\begin{cases} \bullet \text{ SIMÉTRICA.} \\ \bullet \text{ ELEMENTOS POSITIVOS EN LA DIAGONAL.} \\ \bullet \text{ ASOCIADA AL VECTOR } [x \ y]^T \text{ (2 DIMENSIONES).} \end{cases}$

\rightarrow Entonces: $\underline{\Sigma} = \begin{bmatrix} 2 & -1,2 \\ -1,2 & 3 \end{bmatrix}$

$\rightarrow \det(\underline{\Sigma}) = |\underline{\Sigma}| = 2 \cdot 3 - (-1,2 \cdot -1,2) = 4,56$

Por ende los dos v. aleat. que conforman el vector $(x, y) \sim N(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$
(siguen una ~~distribución~~ normal bivariable), con: $\underline{\mu} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$, $\underline{\Sigma} = \begin{bmatrix} 2 & -1,2 \\ -1,2 & 3 \end{bmatrix}$

b) Al ser F_{xy} normal bivariada, F_x y F_y tienen una fc. de densidad normal, debido a que la integral de una fc. normal sigue siendo una fc. normal.

Por ende, si tenemos que: $F_x(x) = \int_y F_{xy}(x,y) dy$ y $F_y(y) = \int_x F_{xy}(x,y) dx$

Entonces $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$ y $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y^2)$

Sabiendo que $\underline{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$ y $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \dots \\ \dots & \sigma_y^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & -1,2 \\ -1,2 & 3 \end{bmatrix}$

Finalmente: $X \sim N(1, 2)$ y $Y \sim N(0, 3)$

c) Bien

d) Como $[X, Y]^T \sim N(\underline{\mu}, \Sigma)$ se puede plantear que:

$$Y|X=a \sim N\left(\mu_y + \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma_x^2} \cdot (a - \mu_x), \left(1 - \frac{\text{cov}(X,Y)^2}{\sigma_x^2 \sigma_y^2}\right) \sigma_y^2\right)$$

reemplazando con $X \sim N(1, 2)$ y $Y \sim N(0, 3)$ y $\text{cov}(X, Y) = -1,2$

$$\begin{aligned} Y|X=a &\sim N\left(0 + \frac{(-1,2)}{2} \cdot (a - 1), \left(1 - \frac{(-1,2)^2}{2 \cdot 3}\right) 3\right) \\ &\sim N\left(\underbrace{-0,6 \cdot (a - 1)}_{\hat{\mu}}, \underbrace{2,28}_{\hat{\sigma}^2}\right) \end{aligned}$$

La función de densidad condicional $f_{Y|X}(y|x)$ dado que sigue una $N(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \hat{\sigma}} e^{-\frac{1}{2} \frac{(y - \hat{\mu})^2}{\hat{\sigma}^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} 2,28} e^{-\frac{1}{2} \cdot (y + 0,6(a-1))^2}$$