

1. Verdadero o Falso

1. FALSO. Si $P(Z < 0) = 0.5$, necesariamente $P(1 < Z < 0) \neq 0.5$. No hace falta buscar en tabla.
2. FALSO. $P(145 < X < 155) = P(-1 < Z < 1) = 0.6826 \neq 0.9$
3. FALSO. Por definición de independencia. Cierzo para la f.d.a. de la conjunta. No la f.d.a. del producto
4. VERDADERO. Pqr propiedad fundamental vista en clase. Pero demostrarlo es muy sencillo.
 $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y) = E(X) \cdot E(Y) - E(X) \cdot E(Y) = 0$.
5. FALSO. Ya que las unidades de μ y de σ^2 no se pueden sumar. No hace falta hacer más cuentas.

2.1. Determine el valor de k .

$$\iint_R f(x, y) dx dy = 1 \Rightarrow \text{Despejar "k"}$$

$$(1) \int_0^2 \int_y^2 kx dx dy = \int_0^2 k \frac{x^2}{2} \Big|_y^2 dy = \int_0^2 k \left(2 - \frac{y^2}{2} \right) dy = k \left(2y - \frac{y^3}{6} \right) \Big|_0^2 = k \left(4 - \frac{4}{3} \right) = \frac{8}{3}k$$

$$(2) \int_0^2 \int_0^x kx dx dy = \int_0^2 kx y \Big|_0^x dx = \int_0^2 kx^2 dx = k \frac{x^3}{3} \Big|_0^2 = \frac{8}{3}k$$

De cualquiera de las dos formas (1) o (2) se tiene que $\frac{8}{3}k = 1 \Rightarrow k = \frac{3}{8}$ (Respuesta)

2.2. Si la demanda de Coca-Cola es de 1500 unidades ($X=1.5$), ¿cuál es la demanda esperada de Pepsi-Cola?

Piden $E(Y|X=1.5)$; pero $E(Y|X=x_0) = \int y f_{Y|X=x_0}(y) dy$ y $f_{Y|X=x_0}(y) = \frac{f_{XY}(x_0, y)}{f_X(x_0)} = \frac{kx_0}{kx_0^2} = \frac{1}{x_0}$ $0 \leq y \leq x_0$, cero en otro caso

$$E(Y|X=x_0) = \int_0^{x_0} y \frac{1}{x_0} dy = \frac{1}{x_0} \frac{y^2}{2} \Big|_0^{x_0} = \frac{x_0^2}{2x_0} = \frac{x_0}{2}; x_0 = 1.5 \Rightarrow E(Y|X=x_0) = 0.75 = \boxed{750 \text{ Unidades}} \quad (\text{Respuesta})$$

2.3. ¿Qué distribución sigue $Y|X=x$?

$$f_{Y|X=x} = \frac{1}{x} \Rightarrow Y|(X=x) \sim \text{Unif}(0, x) \quad (\text{Respuesta})$$

3.1. Halle la densidad conjunta de X y Y .

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi R^2} & \text{si } x^2 + y^2 \leq R^2 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (\text{Respuesta})$$

3.2. ¿Son X y Y independientes? Justifique.

No, ya que f_{XY} no factoriza como $g(x) \cdot h(y)$. Menos puede ser el producto de las marginales $f_X(x) \cdot f_Y(y)$.

(Respuesta)

Nota: No era necesario calcular las marginales.

$$m_X(x) = \int_{-\sqrt{R^2-x^2}}^{+\sqrt{R^2-x^2}} \frac{dy}{\pi R^2} = \frac{2\sqrt{R^2-x^2}}{\pi R^2}, \text{ para } x \in [-R, R]; \text{ cero en otro caso. Similarmente, (incluso por simetría), } m_Y(y) = \frac{2\sqrt{R^2-y^2}}{\pi R^2} \cdot 1 \quad (y \in [-R, R])$$

3.3. Sea D la distancia entre el blanco (lugar donde debe caer el paquete) y donde efectivamente cae. Halle la función de densidad de probabilidad de D .

Manera 1 (Más fácil)

$$F_D(d) = \frac{\text{AreaCirculo con radio } (d)}{\pi R^2} = \frac{\pi d^2}{\pi R^2} = \frac{d^2}{R^2} \quad 0 \leq d \leq R$$

Derivando respecto a d , se obtiene la densidad: $f_D(d) = \frac{2d}{R^2}$ si $0 \leq d \leq R$, 0 en otro caso (Respuesta)

Manera 2. Considerando el cambio a coordenadas polares $T(x, y) \rightarrow (D, \theta)$

$$x = D \cos(\theta); y = D \sin(\theta) \quad J(D, \theta) = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial D} & \frac{\partial x}{\partial \theta} \\ \frac{\partial y}{\partial D} & \frac{\partial y}{\partial \theta} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \cos(\theta) & -D \sin(\theta) \\ \sin(\theta) & D \cos(\theta) \end{vmatrix} = D$$

$$f_{D\theta} = f_{xy}(x(D, \theta), y(D, \theta)) \cdot |J| \quad \text{con } 0 \leq D \leq R, \quad 0 \leq \theta \leq 2\pi, \quad 0 \text{ en otro caso}$$

$$f_{D\theta} = \frac{D}{\pi R^2} \quad \text{si } 0 \leq D \leq R, \quad 0 \leq \theta \leq 2\pi$$

$$f_D(d) = \int_0^{2\pi} \frac{d}{\pi R^2} d\theta = \frac{2\pi d}{\pi R^2} = \frac{2d}{R^2} \quad 0 \leq d \leq R, \quad 0 \text{ en otro caso} \quad (\text{Respuesta})$$

4.1. Demuestre que si X e Y son v.a. exponenciales, independientes, con parámetros μ y λ , respectivamente, entonces la distribución del mínimo es también exponencial y determine su parámetro.

$$\text{Sea } U = U(X, Y) = \min(X, Y) \quad P(U > k) = P(X > k, Y > k) = P(X > k) \cdot P(Y > k) = \left(\int_k^\infty \mu e^{-\mu t} dt \right) \left(\int_k^\infty \lambda e^{-\lambda t} dt \right)$$

$$P(U > k) = e^{-(\mu)k} \cdot e^{-(\lambda)k} = e^{-(\mu+\lambda)k} \Rightarrow U \sim \text{exp}(\mu + \lambda) \quad (\text{Respuesta})$$

Nota al estudiante: La respuesta $U \sim \text{exp}(1/\mu + 1/\lambda)$ también es correcta. Las dos posibles respuestas obedecen a la formulación de la densidad exponencial en términos de la media o en términos de la tasa (1/media).