

**MA3403-4. Probabilidades y Estadística****Profesor:** Raúl Gouet**Auxiliares:** Vicente Salinas**Fecha:** 19 de noviembre de 2021**Auxiliar 11: Más Vectores aleatorios**

**P1.** Se obtienen dos mediciones independientes de una cantidad  $\mu$ . Estas mediciones se modelan como dos v.a.  $X$  e  $Y$  normales con la misma esperanza:  $E[X] = E[Y] = \mu$ , pero distinta varianza:  $Var(X) = \sigma_X^2$ ,  $Var(Y) = \sigma_Y^2$ . Si se combinan ambas mediciones para obtener un promedio ponderado de la medición a través de la nueva v.a.  $Z = \alpha X + (1 - \alpha)Y$ , con  $\alpha \in [0, 1]$ :

a) Muestre que  $E[Z] = \mu$ .

b) Calcule  $Var(Z)$ . Encuentre el valor de  $\alpha$  que minimiza la varianza del promedio ponderado, en función de  $\sigma_X^2$  y  $\sigma_Y^2$ .

**P2.** Sea  $(X, Y)$  un vector aleatoria con densidad conjunta

$$f_{X,Y}(x, y) = 12xy \mathbf{1}_{\{y < x < \sqrt{y}\}}$$

a) Plantee las integrales para calcular  $P(X > 1/2 | Y < 1/2)$

b) Sea  $y > 0$ , calcule  $E(X|Y = y)$  ¿Son  $X$  e  $Y$  independientes?

**P3.** Para ir de la Facultad a su casa, usted tiene dos opciones: puede esperar el bus de la línea  $A$  en el paradero correspondiente, o bien el bus de la línea  $B$  en otro paradero. Los tiempos  $T_A$  y  $T_B$  (en minutos) que tarda en pasar el siguiente bus de la línea respectiva son variables aleatorias exponenciales independientes de parámetros  $\lambda_A$  y  $\lambda_B$ , respectivamente. Suponga que usted escoge el paradero al azar, independiente de  $T_A$  y  $T_B$ . Sea  $T$  su tiempo de espera para abordar al bus.

1. Encuentre  $P(T_A < T_B)$ .

2. Si a los  $t$  minutos usted sigue en el paradero, ¿cuál es la probabilidad de que esté esperando el bus de la línea  $A$ ? Suponiendo  $\lambda_B > \lambda_A$ , ¿qué ocurre cuando  $t$  es grande?

3. Usted cambia su estrategia: se ubica a medio camino entre los paraderos, y apenas visualiza el primer bus que viene llegando, usted corre al paradero correspondiente y aborda el bus. ¿Cuál es la distribución de  $T$  con esta estrategia.

**Propuestos**

**Prop1** Sea  $(X_i, Y_i)$ , con  $i = 1, \dots, n$ , con  $n \in \mathbb{N}$ , una secuencia de vectores aleatorios independientes e idénticamente distribuidos. Esto es que, “conjuntamente”,  $(X_1, Y_1)$  es independientes, y tienen la misma distribución, que  $(X_2, Y_2)$  y así sucesivamente. De este modo, para un  $i$  y  $j$  arbitrarios, tales que  $i \neq j$ , se tiene que  $X_i$  y  $Y_i$  pueden ser dependientes mientras que  $X_i$  y  $Y_j$  son independientes. Además se tiene que para todo  $i$ :  $\mu_x = E(X_i)$ ,  $\mu_y = E(Y_i)$ ,  $\sigma_x^2 = Var(X_i)$ ,  $\sigma_y^2 = Var(Y_i)$ ,  $\rho = \rho(X_i, Y_i)$   
Demuestre que  $\rho(\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{i=1}^n Y_i) = \rho$

## Resumen 1

**Definición 1** (V.a. continua). Una v.a.  $X$  es continua si existe una función no-negativa definida para todo número real, tal que para todo  $B \subseteq \mathbb{R}$

$$\mathbb{P}(X \in B) = \int_B f(x)dx$$

A  $f$  la llamamos función de densidad de probabilidad de  $X$

**Propiedades 1.** 1.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$

2. Dado  $B = [a, b] \subseteq \mathbb{R}, \mathbb{P}(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x)dx$

3. Dado  $a \in \mathbb{R}, \mathbb{P}(X = a) = 0$

4. *Función distribución acumulada*, dado  $a \in \mathbb{R}, F(a) = \mathbb{P}(X \leq a) = \int_{-\infty}^a f(x)dx$

**Definición 2.** Dada  $X$  una v.a. continua, se define su **esperanza**, o valor esperado, como

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx$$

**Definición 3.** Dada  $X$  una v.a. continua y  $g$  una función real, entonces la esperanza de la v.a.  $g(X)$  esta dada por

$$\mathbb{E}[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx$$

**Definición 4.** Dada  $X$  v.a., se define su **varianza** como

$$Var(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$$

### V.a. continuas

1. **Uniforme:**  $X \sim U(a, b)$ , entonces

- $f(x) = \frac{1}{b-a} 1_{[a,b]}(x)$

- $\mathbb{E}[X] = \frac{a+b}{2}$

- $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

2. **Normal:**  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , entonces

- $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$

- $\mathbb{E}[X] = \mu$

- $Var(X) = \sigma^2$

- Si  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , la llamamos v.a. normal estándar.

3. **Exponencial:**  $X \sim \text{exp}(\lambda)$ , entonces

- $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$

- $\mathbb{E}[X] = \frac{1}{\lambda}$

- $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$

**Definición 5.** Dada una v.a.  $X$  y  $k \in \mathbb{N}$ , le llamamos **Momento de orden  $k$**  al valor esperado de  $X^k$

$$\mu_k = \mathbb{E}[X^k]$$

**Definición 6.** Dada una v.a.  $X$  y  $t \in \mathbb{R}$ , se define la **función generadora de momentos** de  $X$  como

$$M(t) = \mathbb{E}[e^{tX}]$$

Al derivar  $M(t)$  se pueden generar todos los momentos de la v.a.  $X$ .

## Resumen 2

**Definición 7** (Vectores Aleatorios). Un vector aleatorio  $X = (X_k)_{k=1}^n$  y  $x = (x_k)_{k=1}^n \in \mathbb{R}^n$  se cumple que la:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$$

A  $F$  la llamamos función de Distribución de probabilidad de  $X$

**Definición 8** (Funciones marginales). Dado un vector aleatorio  $X = (X_k)_{k=1}^n$  y  $x = (x_k)_{k=1}^n \in \mathbb{R}^n$  se define la función de distribución marginal:

$$F_{X_k}(x_k) = \lim_{(x_1, \dots, x_{k-1}, x_{k+1}, \dots, x_n) \rightarrow \infty} F_X(x) = P(X_k \leq x_k)$$

A  $F$  la llamamos función de Distribución de probabilidad de  $X$

**Definición 9.** Sea  $X$  un vector aleatorio discreto. Se define la función de probabilidad de  $X$ ,  $p_X : \mathbb{R}^n \rightarrow [0, 1]$ , como:

$$p_X(x) = P(X = x) = P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$$

Por ejemplo caso  $k = 3$ :  $X = (X_1, X_2, X_3)$  y  $p_{X_1}(x_1) = \sum_{x_2, x_3 \in \mathbb{R}} P_X(x)$

**Definición 10.** Sea  $X$  un vector aleatorio continuo. Se define:

$$P(X \in B) = \int_B f_X(x) dx$$

**Obs:** A esta función  $f_X(x)$  se le conoce como densidad conjunta y note que esta integral suele ser una integral en más de una dimensión.

Por ejemplo: Sea  $B = \mathbb{R}_+^2$  (El primer cuadrante) y sea  $f_X(x) = \frac{1_{\{x^2+y^2 \leq 1\}}(x, y)}{\pi}$ , se tiene que:

$$P(X \in B) = \int_0^\infty \int_0^\infty f_X(x) dx dy = \int_0^1 \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{1}{\pi} r d\theta dr = \frac{1}{4}$$

Las funciones de densidad marginal se definen de manera análoga, sea  $X = (X_1, X_2, X_3)$ .

$$f_{X_1}(x_1) = \int_0^\infty \int_0^\infty f_X(x_1, x_2, x_3) dx_2 dx_3$$

**Propiedades 2.**  $\frac{\partial^n F_X(x)}{\partial x_1 \dots \partial x_n} = f_X(x)$

**Obs:** Si las componentes de un vector aleatorio, son variables independientes:

$$F_X(x) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i)$$

$$f_X(x) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i)$$

$$\frac{\partial^n F_X(x)}{\partial x_1 \dots \partial x_n} = \prod_{i=1}^n \frac{\partial F_{X_i}(x_i)}{\partial x_i} = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i) = f_X(x)$$

**Definición 11** (Covarianza). Dadas dos v.a.'s  $X, Y$ , al **covarianza** indica la relación entre ambas variables, y se define como

$$Cov(X, Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)))$$

Trabajando la expresión, se tiene que

$$Cov(X, Y) = \mathbb{E}(X \cdot Y) - \mathbb{E}(X) \cdot \mathbb{E}(Y)$$

Con lo cual, si  $X$  e  $Y$  son independientes,  $Cov(X, Y) = 0$ . (la inversa **no** es cierta)

**Propiedades 3.** Dadas  $X, Y$  v.a.'s, se cumple que

1.  $Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$
2.  $Cov(X, X) = Var(X)$
3.  $Cov(aX, Y) = aCov(X, Y)$  para todo  $a \in \mathbb{R}$ .
4.  $Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) - 2Cov(X, Y)$
5. Covarianza es lineal en las sumas en cada componente, es decir, dadas  $X_1, \dots, X_n$  e  $Y_1, \dots, Y_m$  v.a.'s,

$$Cov(\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{j=1}^m Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m Cov(X_i, Y_j)$$

**Definición 12** (Coeficiente correlación). Dadas  $X, Y$  v.a.'s, se define el coeficiente de correlación  $\rho(X, Y)$  entre ambas variables como

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}}$$