

## Tema 5 - Ejercicios

### Ejercicio 18

Dado el vector aleatorio  $(X, Y)$  cuya función de densidad conjunta es

$$f(x, y) = x + y \quad \text{si } 0 < x < 1, 0 < y < 1 \quad (0 \text{ en el resto}),$$

obtenga su covarianza y su coeficiente de correlación. ¿Son  $X$  e  $Y$  incorreladas? ¿e independientes?

$$f(x, y) = \begin{cases} x + y, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{en el resto.} \end{cases}$$

1. Obtenga su covarianza y su coeficiente de correlación.
2. ¿Son  $X, Y$  incorreladas? ¿e independientes?

#### a) Cálculo de la covarianza

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y]$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[XY] &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 xy(x + y) dy dx \\ &\int_0^1 xy(x + y) dy = \int_0^1 (x^2y + xy^2) dy = \frac{x^2y^2}{2} + \frac{xy^3}{3} \Big|_0^1 = \frac{x^2}{2} + \frac{x}{3} \\ &\int_0^1 \left( \frac{x^2}{2} + \frac{x}{3} \right) dx = \left( \frac{x^3}{6} + \frac{x^2}{6} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

Por tanto,

$$\mathbb{E}[XY] = \frac{1}{3}.$$

#### b) Cálculo de $\mathbb{E}[X]$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_0^1 (x + y) dy = x + \frac{1}{2}, \quad 0 < x < 1$$

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^1 x \left( x + \frac{1}{2} \right) dx = \int_0^1 \left( x^2 + \frac{x}{2} \right) dx = \left( \frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{4} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{3} + \frac{1}{4} = \frac{7}{12}.$$

De igual forma,

$$f_Y(y) = \int_0^1 (x + y) dx = \frac{1}{2} + y, \quad 0 < y < 1$$

$$\mathbb{E}[Y] = \int_0^1 y \left( \frac{1}{2} + y \right) dy = \int_0^1 \left( \frac{y}{2} + y^2 \right) dy = \left( \frac{y^2}{4} + \frac{y^3}{3} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{4} + \frac{1}{3} = \frac{7}{12}.$$

**c) Covarianza**

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{3} - \left( \frac{7}{12} \right)^2 = \frac{1}{3} - \frac{49}{144} = \frac{48}{144} - \frac{49}{144} = -\frac{1}{144}.$$

$\text{Cov}(X, Y) = -\frac{1}{144}$

**d) Varianza de  $X$**

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

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X^2] &= \int_0^1 x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 x^2 \left( x + \frac{1}{2} \right) dx = \int_0^1 \left( x^3 + \frac{x^2}{2} \right) dx \\ &= \left( \frac{x^4}{4} + \frac{x^3}{6} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{4} + \frac{1}{6} = \frac{5}{12}. \\ \sigma_X^2 &= \frac{5}{12} - \left( \frac{7}{12} \right)^2 = \frac{5}{12} - \frac{49}{144} = \frac{60}{144} - \frac{49}{144} = \frac{11}{144}. \end{aligned}$$

$$\sigma_X = \sqrt{\frac{11}{144}} \approx 0,2763.$$

**e) Varianza de  $Y$**

De forma análoga,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y^2] &= \int_0^1 y^2 f_Y(y) dy = \int_0^1 y^2 \left( \frac{1}{2} + y \right) dy = \int_0^1 \left( \frac{y^2}{2} + y^3 \right) dy \\ &= \left( \frac{y^3}{6} + \frac{y^4}{4} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{6} + \frac{1}{4} = \frac{5}{12}. \\ \sigma_Y^2 &= \frac{5}{12} - \left( \frac{7}{12} \right)^2 = \frac{11}{144}. \\ \sigma_Y &= \sqrt{\frac{11}{144}} \approx 0,2763. \end{aligned}$$

### f) Coeficiente de correlación

$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{-\frac{1}{144}}{\frac{11}{144}} = -\frac{1}{11}.$$

$$\boxed{\rho_{XY} = -\frac{1}{11}}$$

### Conclusiones

- Como  $\rho_{XY} \neq 0$ ,  $X$  e  $Y$  no son incorreladas.
- Como  $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ , tampoco son independientes.

## Ejercicio 19

Considérese dos v.a.  $X$  e  $Y$  con la siguiente distribución de probabilidad conjunta:

$Y \setminus X$	0	1	
0	$a$	$b$	$a + b$
1	$c$	$d$	$c + d$
	$a + c$	$b + d$	1

Demuestre que si son incorreladas son independientes.

Que sean incorreladas quiere decir que  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ , pero esto no quiere decir que  $X$  e  $Y$  tengan que ser necesariamente independientes. Lo que se verifica en este problema es que:

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = 0$$

Si  $X$  e  $Y$  son incorreladas, entonces  $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$ .

### Cálculo de $\mathbb{E}[XY]$

$$\mathbb{E}[XY] = \sum_{x,y} xy \cdot P(X = x, Y = y) = 1 \cdot 1 \cdot d = d.$$

### Distribución marginal de $X$

$$P(X = 0) = a + c, \quad P(X = 1) = b + d$$

$$\mathbb{E}[X] = 0 \cdot (a + c) + 1 \cdot (b + d) = b + d.$$

### Distribución marginal de $Y$

$$P(Y = 0) = a + b, \quad P(Y = 1) = c + d$$

$$\mathbb{E}[Y] = 0 \cdot (a + b) + 1 \cdot (c + d) = c + d.$$

## Condición de incorrelación

$$\text{Cov}(X, Y) = d - (b + d)(c + d) = 0. \quad (1)$$

Sabemos también que:

$$a + b + c + d = 1. \quad (2)$$

---

## Condiciones de independencia

Para que  $X$  e  $Y$  sean independientes, ha de cumplirse:

$$P(X = 0, Y = 0) = a = P(X = 0)P(Y = 0) = (a + c)(a + b),$$

$$P(X = 0, Y = 1) = c = P(X = 0)P(Y = 1) = (a + c)(c + d),$$

$$P(X = 1, Y = 0) = b = P(X = 1)P(Y = 0) = (b + d)(a + b),$$

$$P(X = 1, Y = 1) = d = P(X = 1)P(Y = 1) = (b + d)(c + d).$$

---

## Verificaciones

De (1) sabemos que

$$d = (b + d)(c + d).$$

**1) Verificar**  $a = (a + b)(a + c)$ . Como  $a + b + c + d = 1 \Rightarrow a + b = 1 - (c + d)$ ,  $a + c = 1 - (b + d)$ .

Entonces:

$$(a + b)(a + c) = [1 - (c + d)][1 - (b + d)] = 1 - (b + d) - (c + d) + (b + d)(c + d).$$

Pero  $(b + d)(c + d) = d$  (según (1)), así que:

$$(a + b)(a + c) = 1 - (b + d) - (c + d) + d.$$

Dado que  $a + b + c + d = 1$ , se cumple que  $(a + b)(a + c) = a$ .

**2) Verificar**  $b = (a + b)(b + d)$ . De forma análoga se llega a que también se cumple según (1).

**3) Verificar**  $c = (a + c)(c + d)$ . Se obtiene igualmente que se cumple con (1).

**4) Verificar**  $d = (b + d)(c + d)$ . Esto es justamente la propiedad (1).

---

## Conclusión

Por tanto, si  $\text{Cov}(X, Y) = 0$  se cumple la condición (1), y entonces también se cumplen las condiciones de independencia.

Si  $X$  e  $Y$  son incorreladas, entonces son independientes.

## Ejercicio 22

Sean  $X, Y$  variables aleatorias independientes, con funciones de probabilidad:

$$P[X = x] = e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

$$P[Y = y] = e^{-\lambda_2} \frac{\lambda_2^y}{y!}, \quad y = 0, 1, 2, \dots$$

1. Obtenga la función generatriz de momentos de  $X$  y de  $Y$ .
2. Obtenga la esperanza y la varianza de  $X$  y de  $Y$ .
3. Obtenga la función generatriz de  $Z = X + Y$ .

### a) Función generatriz de momentos

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \mathbb{E}[e^{tX}] = \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^x}{x!} = e^{-\lambda_1} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(e^t \lambda_1)^x}{x!} \\ &= e^{-\lambda_1} \cdot e^{\lambda_1 e^t} = e^{\lambda_1(e^t - 1)}. \end{aligned}$$

De la misma forma:

$$\varphi_Y(t) = e^{\lambda_2(e^t - 1)}.$$

### b) Esperanza y varianza

$$\mathbb{E}[X] = \varphi'_X(0) = \lambda_1 e^{\lambda_1(e^t - 1)} \cdot e^t \Big|_{t=0} = \lambda_1,$$

$$\mathbb{E}[Y] = \varphi'_Y(0) = \lambda_2.$$

$$\text{Var}(X) = \varphi''_X(0) - (\mathbb{E}[X])^2.$$

Ahora,

$$\varphi''_X(t) = \lambda_1 e^t e^{\lambda_1(e^t - 1)} (1 + \lambda_1 e^t).$$

Evaluando en  $t = 0$ :

$$\varphi''_X(0) = \lambda_1 (1 + \lambda_1).$$

$$\text{Var}(X) = \lambda_1 (1 + \lambda_1) - \lambda_1^2 = \lambda_1.$$

De la misma manera,

$$\text{Var}(Y) = \lambda_2.$$

**c) Generatriz de  $Z = X + Y$**

Como  $X$  y  $Y$  son independientes:

$$\varphi_Z(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t) = e^{\lambda_1(e^t-1)} \cdot e^{\lambda_2(e^t-1)} = e^{(\lambda_1+\lambda_2)(e^t-1)}.$$

Por lo tanto,  $Z \sim \text{Poisson}(\lambda_1 + \lambda_2)$ .

## Ejercicio 31

Sean  $(X, Y)$  v.a. con función de densidad conjunta:

$$f(x, y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{en el resto.} \end{cases}$$

1. Obtenga su función generatriz.
2. Obtenga la función generatriz de  $Z = X + Y$ .

**a) Función generatriz**

$$\begin{aligned} \varphi_{(X,Y)}(s, t) &= \mathbb{E}(e^{sX+tY}) = \int_0^1 \int_0^1 e^{sx+ty} f(x, y) dx dy \\ &= \int_0^1 \left( \int_0^1 e^{sx+ty} dy \right) dx. \end{aligned}$$

Sea  $w = ty \Rightarrow dw = t dy$ :

$$\int_0^1 e^{sx+ty} dy = e^{sx} \int_0^1 e^{ty} dy = e^{sx} \cdot \frac{1}{t} [e^{ty}]_0^1 = \frac{1}{t} e^{sx} (e^t - 1).$$

Entonces:

$$\begin{aligned} \varphi_{(X,Y)}(s, t) &= \frac{1}{t} (e^t - 1) \int_0^1 e^{sx} dx = \frac{1}{t} (e^t - 1) \cdot \frac{1}{s} (e^s - 1). \\ \Rightarrow \quad \varphi_{(X,Y)}(s, t) &= \frac{1}{st} (e^s - 1) (e^t - 1), \quad \text{si } s \neq 0, t \neq 0. \end{aligned}$$

**b) Función generatriz de  $Z = X + Y$**

$$\varphi_Z(u) = \mathbb{E}[e^{uZ}] = \mathbb{E}[e^{u(X+Y)}] = \varphi_{(X,Y)}(u, u).$$

$$\varphi_Z(u) = \frac{1}{u^2} (e^u - 1)^2.$$

## Ejercicio 32

Sea  $(X, Y)$  una v.a. bidimensional con función de probabilidad

$$P[X = m, Y = j] = \frac{1}{2^{m+j}}, \quad m = 1, 2, \dots, j = 1, 2, \dots$$

1. Obtenga la función generatriz de momentos.
2. Obtenga la función generatriz de  $Z = X + Y$ .
3. Obtenga la covarianza de  $X$  e  $Y$ .

### a) Función generatriz de momentos

$$\varphi_{(X,Y)}(s, t) = \mathbb{E}(e^{sX+tY}) = \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} e^{sm+tj} P[X = m, Y = j].$$

$$\varphi_{(X,Y)}(s, t) = \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} e^{sm+tj} \frac{1}{2^{m+j}} = \left( \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(e^s/2)^m}{2^m} \right) \left( \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(e^t/2)^j}{2^j} \right).$$

Reconocemos dos series geométricas (válidas si  $|e^s/2| < 1$  y  $|e^t/2| < 1$ ):

$$\sum_{m=1}^{\infty} \left( \frac{e^s}{2} \right)^m = \frac{e^s/2}{1 - e^s/2}, \quad \sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{e^t}{2} \right)^j = \frac{e^t/2}{1 - e^t/2}.$$

Por tanto:

$$\varphi_{(X,Y)}(s, t) = \frac{e^s}{2 - e^s} \cdot \frac{e^t}{2 - e^t}, \quad s < \ln 2, t < \ln 2.$$

### b) Función generatriz de $Z = X + Y$

$$\varphi_Z(u) = \mathbb{E}[e^{uZ}] = \mathbb{E}[e^{u(X+Y)}] = \varphi_{(X,Y)}(u, u).$$

$$\varphi_Z(u) = \left( \frac{e^u}{2 - e^u} \right)^2, \quad u < \ln 2.$$

### c) Covarianza

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y].$$

$$\mathbb{E}[XY] = \frac{\partial^2 \varphi_{(X,Y)}(s, t)}{\partial s \partial t} \Big|_{s=0, t=0}.$$

Dado que

$$\varphi_{(X,Y)}(s, t) = \frac{e^s}{2 - e^s} \cdot \frac{e^t}{2 - e^t},$$

$$\frac{\partial}{\partial s} \varphi_{(X,Y)}(s, t) = \left( \frac{2e^s}{(2 - e^s)^2} \right) \cdot \frac{e^t}{2 - e^t}.$$

$$\frac{\partial^2}{\partial s \partial t} \varphi_{(X,Y)}(s,t) = \frac{2e^s}{(2-e^s)^2} \cdot \frac{2e^t}{(2-e^t)^2}.$$

Evaluando en  $(0,0)$ :

$$\mathbb{E}[XY] = \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{4} = \frac{1}{4}.$$

Ahora,

$$\mathbb{E}[X] = \frac{\partial}{\partial s} \varphi_{(X,Y)}(s,t) \Big|_{s=0,t=0} = \frac{2e^s}{(2-e^s)^2} \Big|_{s=0} \cdot \frac{1}{2-1}.$$

$$\mathbb{E}[X] = \frac{2}{4} \cdot 1 = \frac{1}{2}.$$

De forma análoga,

$$\mathbb{E}[Y] = \frac{1}{2}.$$

Entonces:

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{4} - \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4} - \frac{1}{4} = 0.$$

$\boxed{\text{Cov}(X, Y) = 0}$