

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

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

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

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

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

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

d) Varianza de X

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

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

$$\sigma_X^2 = \frac{5}{12} - \left(\frac{7}{12}\right)^2 = \frac{5}{12} - \frac{49}{144} = \frac{60}{144} - \frac{49}{144} = \frac{11}{144}.$$

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

e) Varianza de Y

De forma análoga,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[Y^2] &= \int_0^1 y^2 f_Y(y) dy = \int_0^1 y^2 \left(\frac{1}{2} + y\right) dy = \int_0^1 \left(\frac{y^2}{2} + y^3\right) dy \\ &= \left(\frac{y^3}{6} + \frac{y^4}{4}\right) \Big|_0^1 = \frac{1}{6} + \frac{1}{4} = \frac{5}{12}.\end{aligned}$$

$$\sigma_Y^2 = \frac{5}{12} - \left(\frac{7}{12}\right)^2 = \frac{11}{144}.$$

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

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:

| $Y \backslash X$ | 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

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

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

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

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

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

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

Evaluable 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:

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

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