

Exercício 1

Supor que (X, Y) tem função densidade de probabilidade conjunta dada por

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2}x^2y & y \in (0, 2), x \in (0, 1) \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

- Verifique se $f(x, y)$ é realmente a função da densidade.
- Encontre as funções de densidade de probabilidade marginais de X e Y e verifique se X e Y são independentes.
- Calcule $P(X > 1/2, Y < 1)$.
- Obtenha as funções de densidade de probabilidade condicionais $X|Y$ e $Y|X$.
- Calcule $E(X|Y = y)$ e $E(Y|X = x)$.

Solução

- Observe inicialmente que para $x \in (0, 1), y \in (0, 2)$ temos,

$$f(x, y) = \frac{3}{2}x^2y \geq 0.$$

E caso contrário, $f(x, y) = 0$.

Portanto, $f(x, y) \geq 0$. E note que,

$$\begin{aligned} \int_0^1 \int_0^2 \frac{3}{2}x^2y dy dx &= \int_0^1 \left(\int_0^2 \frac{3}{2}x^2y dy \right) dx \\ &= \int_0^1 \left(\frac{3}{2}x^2 \frac{y^2}{2} \Big|_{y=0}^2 \right) dx \\ &= \int_0^1 \left[\frac{3}{2}x^2 \left(\frac{2^2}{2} - 0 \right) \right] dx \\ &= \int_0^1 \left[\frac{3}{2}x^2 \left(\frac{4}{2} \right) \right] dx \\ &= \int_0^1 [3x^2] dx \\ &= 3 \frac{x^3}{3} \Big|_0^1 = 1^3 - 0 \\ &= 1 \end{aligned}$$

Concluimos que $f(x, y)$ é realmente a função da densidade.

b) A função de densidade de probabilidade marginal de X é dada por,

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_0^2 \frac{3}{2}x^2 y dy = \frac{3}{2}x^2 \frac{y^2}{2} \Big|_{y=0}^2 \\ &= \frac{3}{2}x^2 \left(\frac{2^2}{2} - 0 \right) = \frac{3}{2}x^2 \left(\frac{4}{2} \right) \\ &= 3x^2, \quad x \in (0, 1) \end{aligned}$$

A função de densidade de probabilidade marginal de Y é dada por,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_0^1 \frac{3}{2}x^2 y dx = \frac{3}{2}y \frac{x^3}{3} \Big|_{x=0}^1 \\ &= \frac{3}{2}y \left(\frac{1^3}{3} - 0 \right) = \frac{3}{2}y \left(\frac{1}{3} \right) \\ &= \frac{1}{2}y, \quad y \in (0, 2) \end{aligned}$$

Logo,

$$f_X(x)f_Y(y) = 3x^2 \times \frac{1}{2}y = \frac{3}{2}x^2 y = f(x, y), \quad y \in (0, 2), x \in (0, 1).$$

e $f_X(x)f_Y(y) = 0$, se $y \notin (0, 2)$ ou $x \notin (0, 1)$. Portanto,

$$f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2}x^2 y & y \in (0, 2), x \in (0, 1) \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} = f(x, y)$$

para todo par (x,y). Então, as variáveis X e Y são ditas independentes.

c) Temos que

$$\begin{aligned} P(X > 1/2, Y < 1) &= \int_{1/2}^1 \int_0^1 \frac{3}{2}x^2 y dy dx = \int_{1/2}^1 \left(\int_0^1 \frac{3}{2}x^2 y dy \right) dx = \int_{1/2}^1 \left(\frac{3}{2}x^2 \frac{y^2}{2} \Big|_{y=0}^1 \right) dx \\ &= \int_{1/2}^1 \left[\frac{3}{2}x^2 \left(\frac{1^2}{2} - 0 \right) \right] dx = \int_{1/2}^1 \left[\frac{3}{2}x^2 \left(\frac{1}{2} \right) \right] dx \\ &= \int_{1/2}^1 \left[\frac{3}{4}x^2 \right] dx = \frac{3}{4} \frac{x^3}{3} \Big|_{1/2}^1 = \\ &= \frac{1}{4} \left[1^3 - \left(\frac{1}{2} \right)^3 \right] = \frac{1}{4} \left[1^3 - \frac{1}{8} \right] = \frac{1}{4} \frac{7}{8} \\ &= \frac{7}{32} \end{aligned}$$

d) Como X e Y são variáveis aleatórias independentes então as funções de densidade de probabilidade condicionais $X|y$ e $Y|x$ são iguais a $f_X(x)$ e $f_Y(y)$ respectivamente.

Com efeito, do item b temos que $f_X(x)f_Y(y) = f(x, y)$ para todo par (x, y) logo, a função de densidade de probabilidade condicional de X dado $Y = y_0$ é dada por,

$$f(X|y_0) = \frac{f(x, y_0)}{f_Y(y_0)} = \frac{f_X(x)f_Y(y_0)}{f_Y(y_0)} = f_X(x).$$

Analogamente provamos que, $f(Y|x_0) = f_Y(y)$.

e) Vamos agora determinar $E(X|Y = y)$. Usando o item d temos que,

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^1 x f_X(x) dx = \int_0^1 x 3x^2 dx = \int_0^1 3x^3 dx \\ &= 3 \frac{x^4}{4} \Big|_{x=0}^1 = \frac{3}{4} (1^4 - 0) \\ &= \frac{3}{4} \end{aligned}$$

Vamos determinar $E(Y|X = x)$. Usando o item d temos que,

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_0^2 y f_Y(y) dy = \int_0^2 y \frac{1}{2} y dy = \int_0^2 \frac{1}{2} y^2 dy \\ &= \frac{1}{2} \frac{y^3}{3} \Big|_{y=0}^2 = \frac{1}{6} (2^3 - 0) \\ &= \frac{8}{6} = \frac{4}{3}. \end{aligned}$$

Exercício 2

Supor que a distribuição conjunta do tempo de duração (X, Y) de dois componentes eletrônicos é dada por

$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-(x+y)} & \text{se } x, y > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

- Encontre as funções densidade de probabilidade marginais de X e Y .
- Calcule $P(0 < X < 1; 1 < Y < 2)$.
- Obtenha $\rho(X, Y)$.

Solução

a) A função densidade de probabilidade marginal de X é dada por,

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_0^\infty e^{-(x+y)} dy = e^{-x} \left[-e^{-y} \Big|_{y=0}^\infty \right] \\ &= e^{-x} \left[\lim_{y \rightarrow \infty} -e^{-y} + e^0 \right] \\ &= e^{-x} [0 + 1] = e^{-x}, \quad x > 0. \end{aligned}$$

A função densidade de probabilidade marginal de Y é dada por,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_0^{\infty} e^{-(x+y)} dx = e^{-y} \left[-e^{-x} \right]_{x=0}^{\infty} \\ &= e^{-y} [\lim_{x \rightarrow \infty} -e^{-x} + e^0] \\ &= e^{-y} [0 + 1] = e^{-y}, \quad y > 0. \end{aligned}$$

b) Temos que,

$$\begin{aligned} P(0 < X < 1; 1 < Y < 2) &= \int_1^2 \int_0^1 e^{-(x+y)} dx dy = \int_1^2 \left[\int_0^1 e^{-(x+y)} dx \right] dy \\ &= \int_1^2 \left\{ e^{-y} \left[-e^{-x} \right]_{x=0}^1 \right\} dy \\ &= \int_1^2 e^{-y} [-e^{-1} + e^0] dy \\ &= \int_1^2 e^{-y} [-e^{-1} + 1] dy = e^{-y} [-e^{-1} + 1] \Big|_{y=1}^2 = [-e^{-2} + e^{-1}] [-e^{-1} + 1] \\ &= e^{-3} - e^{-2} - e^{-2} + e^{-1} \approx 0.147. \end{aligned}$$

Solução alternativa: Do item (a) temos; $f_X(x) = e^{-x}$, $x > 0$ e $f_Y(y) = e^{-y}$, $y > 0$ logo,

$$f_X(x)f_Y(y) = e^{-x}e^{-y} = e^{-(x+y)} = f(x, y), \quad x, y > 0.$$

Portanto, X e Y são independentes. Note ainda que $X \sim \text{Exp}(1)$ e $Y \sim \text{Exp}(1)$. Logo,

$$\begin{aligned} P(0 < X < 1; 1 < Y < 2) &= P(0 < X < 1)P(1 < Y < 2) = \int_0^1 e^{-x} dx \int_1^2 e^{-y} dy \\ &= [e^{-0} - e^{-1}] [e^{-1} - e^{-2}] = e^{-1} - e^{-2} - e^{-2} + e^{-3} \\ &\approx 0.147. \approx 0.147. \end{aligned}$$

c) Como vimos no item anterior X e Y são variáveis independentes logo, $\text{Cov}(X, Y) = 0$ e $\rho(X, Y) = 0$.

Solução alternativa: Do item a) segue que

$$f_X(x) = e^{-x}, \quad x > 0.$$

Logo, $X \sim \text{Exp}(1)$ de onde segue que

$$E(X) = \int_0^{\infty} xe^{-x} dx = \frac{1}{1} = 1. \quad (1)$$

Analogamente temos que, $Y \sim \text{Exp}(1)$ e

$$E(Y) = \int_0^{\infty} ye^{-y} dy = \frac{1}{1} = 1. \quad (2)$$

Temos que,

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} xyf(x, y)dx dy = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} xye^{-(x+y)}dx dy \\ &= \int_0^{\infty} \left[\int_0^{\infty} xye^{-(x+y)}dx \right] dy = \int_0^{\infty} ye^{-y} \left[\int_0^{\infty} xe^{-x}dx \right] dy. \end{aligned} \quad (3)$$

Aplicando 1 em 3 segue que,

$$E(XY) = \int_0^{\infty} ye^{-y}1dy. \quad (4)$$

Aplicando 2 em 4 segue que,

$$E(XY) = 1. \quad (5)$$

Logo, usando 1, 2 e 5 temos,

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 1 - 1 \times 1 = 0$$

Portanto, $\rho(X, Y) = 0$.

Exercício 3

Supomos que (X, Y) uniformemente distribuído em retângulo $Q = (x, y) : x \in [0, 1], y \in [0, 2]$, o que significa que a função densidade de probabilidade conjunta de (X, Y) é dada por

$$f(x, y) = \begin{cases} c & \text{se } x \in [0, 1], y \in [0, 2] \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

- Encontre c .
- Encontre as funções densidade de probabilidade marginais de X e Y .
- Obtenha as funções densidade de probabilidade condicionais $X|y$ e $Y|x$.
- Como ficam $E(X|y)$ e $E(Y|x)$?

Solução

- Queremos determinar c de tal forma que,

$$\int_0^1 \int_0^2 c dy dx = 1.$$

Temos que,

$$\begin{aligned} \int_0^1 \int_0^2 c dy dx &= \int_0^1 c \left[y \Big|_0^2 \right] dx = \int_0^1 c [2 - 0] dx \\ &= 2 \times c \left[x \Big|_0^1 \right] = 2c \times 1 = 2c \end{aligned}$$

Queremos $2c=1$ logo, $c=1/2$

b) A função marginal de X é dada por,

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_0^2 \frac{1}{2} dy = \frac{1}{2} \left[y \Big|_0^2 \right] = \frac{1}{2} [2 - 0] \\ &= 1, \text{ se } x \in [0, 1] \end{aligned}$$

A função marginal de Y é dada por,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_0^1 \frac{1}{2} dx = \frac{1}{2} \left[x \Big|_0^1 \right] = \frac{1}{2} [1 - 0] \\ &= \frac{1}{2}, \text{ se } y \in [0, 2] \end{aligned}$$

c) Note que

$$f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{2} \times 1 = \frac{1}{2} \quad y \in (0, 2), x \in (0, 1).$$

e $f_X(x)f_Y(y) = 0$, se $y \notin (0, 2)$ ou $x \notin (0, 1)$. Portanto,

$$f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{se } x \in [0, 1], y \in [0, 2] \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} = f(x, y)$$

para todo par (x, y) . Então, as variáveis X e Y são ditas independentes. Portanto, as funções densidade de probabilidade condicionais $X|y$ e $Y|x$ são dadas respectivamente por, $f_X(x) = 1$, se $x \in [0, 1]$ e $f_Y(y) = \frac{1}{2}$, se $y \in [0, 2]$.

d) Do fato que X e Y são independentes segue que $E(X|Y = y) = E(X)$. Do item (a) temos, $f_X(x) = 1$, se $x \in [0, 1]$ logo, $X \sim U[0, 1]$ e portanto, $E(X) = \frac{1+0}{2} = \frac{1}{2}$

Do fato que X e Y são independentes segue que $E(Y|X = x) = E(Y)$. Do item (a) temos, $f_Y(y) = \frac{1}{2}$, se $y \in [0, 2]$. logo, $Y \sim U[0, 2]$ e portanto, $E(X) = \frac{2+0}{2} = 1$.

Solução alternativa: Vamos agora determinar $E(X|Y = y)$. Usando o item c temos que,

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^1 x f_X(x) dx = \int_0^1 x dx = \\ &= \frac{x^2}{2} \Big|_{x=0}^1 = \frac{1}{2} (1^2 - 0) \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

Vamos determinar $E(Y|X = x)$. Usando o item c temos que,

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_0^2 y f_Y(y) dy = \int_0^2 \frac{1}{2} y dy \\ &= \frac{1}{2} \frac{y^2}{2} \Big|_{y=0}^2 = \frac{1}{4} (2^2 - 0) \\ &= \frac{4}{4} = 1. \end{aligned}$$