

Στοχαστική Ανάλυση

Φροντιστήριο #4

Άσκηση: Η από κοινού συνάρτηση πιθανότητας της διδιάστατης διανυσματικής τ.μ. (X, Y) δίνεται από τον τύπο

$$p(x, y) = \begin{cases} c \left(\frac{x}{y} \right), & x=1, 2, 3, \quad y=1, 2 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

- i) Βρείτε την τιμή της σταθεράς c
- ii) Βρείτε τις περιθώριες συναρτήσεις πιθανότητας των τ.μ. X & Y
- iii) Να υπολογιστούν οι μέσες τιμές των μεταβλητών X & Y .

Λύση:

$$i) \text{ Πρέπει } \sum_{x=1}^3 \sum_{y=1}^2 c \left(\frac{x}{y} \right) = 1 \Rightarrow \sum_{x=1}^3 \left(cx + \frac{cx}{2} \right) = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left(c + \frac{c}{2} \right) + (2c + c) + \left(3c + \frac{3c}{2} \right) = 1 \Rightarrow 7c + 2c = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{9}$$

$$ii) P_X(x) = \sum_{y=1}^2 \frac{1}{9} \cdot \frac{x}{y} = \frac{x}{9} \sum_{y=1}^2 \frac{1}{y} = \frac{x}{9} \left(1 + \frac{1}{2} \right) = \frac{3}{2} \cdot \frac{x}{9} = \frac{x}{6}, x=1, 2, 3$$

$$P_Y(y) = \sum_{x=1}^3 \frac{1}{9} \cdot \frac{x}{y} = \frac{1}{9y} \sum_{x=1}^3 x = \frac{1}{9y} (1+2+3) = \frac{6}{9y} = \frac{2}{3y}, y=1, 2$$

$$\text{iii) } E[X] = \sum_{x=1}^3 x \cdot p_X(x) = \sum_{x=1}^3 \frac{x^2}{6} = \frac{1}{6} + \frac{4}{6} + \frac{9}{6} = \frac{14}{6}$$

$$E[Y] = \sum_{y=1}^2 y \cdot p_Y(y) = \sum_{y=1}^2 y \frac{2}{3y} = \frac{2}{3} + \frac{2}{3} = \frac{4}{3} \quad \text{a.}$$

Άσκηση: Η από κοινού συνάρτηση πιθανότητας της διανυσματικής τ.μ. (X, Y) δίνεται από τον τύπο

$$p(x, y) = \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \left(\frac{1}{2}\right)^{2y}, \quad x, y = 0, 1, 2, \dots$$

Είναι οι τ.μ. X, Y ανεξάρτητες;

Λύση:

$$\begin{aligned} p_X(x) &= \sum_{y=0}^{\infty} \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} = \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \sum_{y=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} = \\ &= \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \sum_{y=0}^{\infty} \left(\frac{1}{4}\right)^y = \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \cdot \frac{1}{1 - \frac{1}{4}} = \\ &= \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \frac{1}{\frac{3}{4}} = \frac{3}{8} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^x \cdot \frac{4}{3} = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^x = \left(\frac{1}{2}\right)^{x+1}, \\ & \quad x = 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p_Y(y) &= \sum_{x=0}^{\infty} \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} = \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} \sum_{x=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^x = \\ &= \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} = \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} \cdot 2 = \frac{3}{4} \left(\frac{1}{2}\right)^{2y}, \quad y = 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

$$\text{Οπότε: } P_X(x) \cdot P_Y(y) = \left(\frac{1}{2}\right)^{x+1} \cdot \frac{3}{4} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} =$$

$$= \left(\frac{1}{2}\right)^x \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{4} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} = \frac{3}{8} \left(\frac{1}{2}\right)^x \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{2y} = p(x, y).$$

Άρα, οι τ.μ. είναι ανεξάρτητες για όλα τα $x, y = 0, 1, 2, \dots$

Άσκηση: Έστω X τυχαία ομοιόμορφη μεταβλητή στο διάστημα $(10, 15)$.

- i) Να υπολογιστεί η πιθανότητα $P(X \leq 13)$ και $P(X > 11 \mid X \leq 13)$.
- ii) Να υπολογιστεί η συνάρτηση κατανομής της X .
- iii) Να βρεθούν η μέση τιμή και διακύμανση της τυχαίας μεταβλητής $Y = X^2$.

Λύση: Η $X \sim U(10, 15)$.

Θυμίζω ότι, αν $X \sim U(a, b)$

$$\text{Τότε } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

$$\text{Οπότε: } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{15-10}, & 10 < x < 15 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

$$\text{Δηλ. } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}, & 10 < x < 15 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

$$i) P(X \leq 13) = \int_{10}^{13} f(x) dx = \int_{10}^{13} \frac{1}{5} dx = \left[\frac{x}{5} \right]_{10}^{13} = \frac{3}{5}$$

$$P(X > 11 \mid X \leq 13) = \frac{P(11 < X \leq 13)}{P(X \leq 13)} =$$

$$= \frac{\int_{11}^{13} \frac{1}{5} dx}{\frac{3}{5}} = \frac{\left[\frac{x}{5} \right]_{11}^{13}}{\frac{3}{5}} = \frac{\frac{2}{5}}{\frac{3}{5}} = \frac{2}{3}$$

$$\text{ii) } F(x) = \begin{cases} 0 & , x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & , a < x < b \\ 1 & , x \geq b \end{cases}$$

$$\text{Here } F(x) = \begin{cases} 0 & , x \leq 10 \\ \frac{x-10}{5} & , 10 < x < 15 \\ 0 & , x \geq 15 \end{cases}$$

$$\left(F(x) = P(X \leq x) = \int_{10}^x f(t) dt = \int_{10}^x \frac{1}{5} dt = \left[\frac{t}{5} \right]_{10}^x = \frac{x-10}{5} \right)$$

$$\text{iii) } E[Y] = E[X^2] = \int_{10}^{15} x^2 f(x) dx = \int_{10}^{15} \frac{x^2}{5} dx = \left[\frac{x^3}{15} \right]_{10}^{15} = \frac{475}{3}$$

$$E[Y^2] = E[X^4] = \int_{10}^{15} x^4 f(x) dx = \int_{10}^{15} \frac{x^4}{5} dx = \left[\frac{x^5}{25} \right]_{10}^{15} = 26375$$

$$\text{Var}(Y^2) = E[Y^2] - (E[Y])^2 = \frac{11750}{9}$$

Άσκηση: Έστω η συνάρτηση πιθανότητας πιθανότητας

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{(x+1)(y+2)}{54}, & x=0, 1, 2 \text{ και } y=0, 1, 2 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

Να υπολογιστούν οι πιθανότητες: $P(X > 1, Y \leq 1)$, $P(X > 1 / Y < 2)$.

Λύση:

$$\begin{aligned} P_X(x) &= \sum_{y=0}^2 p(x, y) = \sum_{y=0}^2 \frac{(x+1)(y+2)}{54} = \frac{2(x+1)}{54} + \frac{3(x+1)}{54} + \frac{4(x+1)}{54} = \\ &= \frac{9(x+1)}{54} = \frac{x+1}{6}, \quad x=0, 1, 2. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P_Y(y) &= \sum_{x=0}^2 p(x, y) = \sum_{x=0}^2 \frac{(x+1)(y+2)}{54} = \frac{y+2}{54} + \frac{2(y+2)}{54} + \frac{3(y+2)}{54} = \\ &= \frac{6(y+2)}{54} = \frac{y+2}{9}, \quad y=0, 1, 2. \end{aligned}$$

(Παρατηρώ ότι $P_X(x) \cdot P_Y(y) = \frac{x+1}{6} \cdot \frac{y+2}{9} = \frac{(x+1)(y+2)}{54} = p(x, y)$
οπότε, οι X, Y είναι ανεξάρτητες ε.μ.)

$$\begin{aligned} P(X > 1, Y \leq 1) &= \sum_{x=2}^2 \sum_{y=0}^1 p(x, y) = \sum_{x=2}^2 \sum_{y=0}^1 \frac{(x+1)(y+2)}{54} = \\ &= \sum_{x=2}^2 \left[\frac{(x+1) \cdot 2}{54} + \frac{(x+1) \cdot 3}{54} \right] = \frac{6}{54} + \frac{9}{54} = \frac{1}{9} + \frac{1}{6} = \frac{15}{54} = \frac{5}{18} \end{aligned}$$

$$P(X > 1 / Y < 2) = \frac{P(X > 1, Y < 2)}{P(Y < 2)} = \frac{P(X \geq 2, Y \leq 1)}{P(Y \leq 1)} =$$

$$= \frac{\sum_{Y=0}^1 \sum_{X=2}^2 P(X, Y)}{P(Y=0) + P(Y=1)} = \frac{\sum_{Y=0}^1 P(2, Y)}{P(Y=0) + P(Y=1)} = \frac{P(2, 0) + P(2, 1)}{P(Y=0) + P(Y=1)} =$$

$$= \frac{\frac{6}{54} + \frac{9}{54}}{\frac{2}{9} + \frac{3}{9}} = \frac{1}{2}$$

Άσκηση: Έστω οι τ.μ. X, Y με από κοινού συνάρτηση πιθανότητας

$$P(X, Y) = \begin{cases} \frac{|x+y|}{8}, & \text{αν } x, y \in A = \{-1, 0, 1\} \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

Να βρεθεί η δεσμευμένη μέση τιμή $E[Y/X=0]$, καθώς και η $\text{Var}(Y/X=0)$.

Λύση:

$$P_X(x) = \sum_{y=-1}^1 P(x, y) = \sum_{y=-1}^1 \frac{|x+y|}{8} = \frac{1}{8} \sum_{y=-1}^1 |x+y| = \frac{|x-1| + |x| + |x+1|}{8}, \quad x \in \{-1, 0, 1\}$$

$$P_Y(y) = \sum_{x=-1}^1 P(x, y) = \sum_{x=-1}^1 \frac{|x+y|}{8} = \frac{1}{8} \sum_{x=-1}^1 |x+y| = \frac{|y-1| + |y| + |y+1|}{8}, \quad y \in \{-1, 0, 1\}$$

$$P_{Y|X}(x, y) = \frac{P(x, y)}{P_X(x)} = \frac{|x+y|}{|x-1| + |x| + |x+1|}$$

$$P_{Y|X}(0, y) = \frac{|y|}{1+0+1} = \frac{|y|}{2}$$

$$\begin{aligned} \text{Άρα, } E[Y | X=0] &= \sum_{Y=-1}^1 Y \cdot P_{Y|X=0}(0, Y) = \sum_{Y=-1}^1 Y \cdot \frac{|Y|}{2} = \\ &= \frac{1}{2} \sum_{Y=-1}^1 Y|Y| = \frac{1}{2} (-1 + 1) = 0. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{και, } E[Y^2 | X=0] &= \sum_{Y=-1}^1 Y^2 \cdot P_{Y|X=0}(0, Y) = \sum_{Y=-1}^1 Y^2 \cdot \frac{|Y|}{2} = \\ &= \frac{1}{2} \sum_{Y=-1}^1 Y^2 |Y| = \frac{1}{2} (1 + 0 + 1) = 1. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Άρα, } \text{Var}(Y | X=0) &= E[Y^2 | X=0] - (E[Y | X=0])^2 = \\ &= 1 - 0 = 1. \end{aligned}$$

Άσκηση: Αν X, Y είναι δύο ανεξάρτητες τ.μ. τότε θα ισχύει:

$$E(XY) = E(X) \cdot E(Y). \quad (\text{εφόσον } E(X), E(Y) \text{ υπάρχουν}).$$

Λύση:

• Έστω X, Y ανεξάρτητες τ.μ. Έστω $f(x, y)$ η από κοινού β.π.π. της δ.τ.μ. (X, Y) . Έστω $f_X(x)$ & $f_Y(y)$ οι περιθωρικές συναρτήσεις των X και Y αντίστοιχα.

λόγω της ανεξαρτησίας των X & Y θα έχουμε:

$$f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y), \quad x \in \mathbb{R}, y \in \mathbb{R}.$$

$$\text{To see, } E[XY] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x,y) dx dy =$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_X(x) \cdot f_Y(y) dx dy =$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) \left(\int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx \right) dy =$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) \cdot E[X] dy = E[X] \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy =$$

$$= E[X] \cdot E[Y] \quad \blacksquare$$

Άσκηση: Οι πρόοι ζωής X, Y δύο λαμπτήρων (σε έτη) ακολουθούν την εκθετική κατανομή με μέση τιμή 1.

Αν οι τυχαίες μεταβλητές είναι ανεξάρτητες:

i) να βρεθεί η από κοινού β.π.π.

ii) να υπολογιστούν οι πιθανότητες:

- μετά από 1 έτος να μη λειτουργεί κανένας λαμπτήρας,
- μετά από 1 έτος να μη λειτουργεί τουλάχιστον 1 λαμπτήρας.

Λύση:

Θυμάμαι ότι:

Εκθετική κατανομή:

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

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

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

$$i) f_X(x) = e^{-x}, x \geq 0, \quad F_X(x) = 1 - e^{-x}, x \geq 0$$

$$f_Y(y) = e^{-y}, y \geq 0, \quad F_Y(y) = 1 - e^{-y}, y \geq 0.$$

Οι X, Y ανεξάρτητες, οπότε:

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

$$F(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y) = (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}), x \geq 0, y \geq 0.$$

$$ii) \cdot P(X \leq 1, Y \leq 1) = F(1,1) = (1-e^{-1})(1-e^{-1})$$

$$\cdot P(X \leq 1 \text{ ή } Y \leq 1) = P(X \leq 1) + P(Y \leq 1) - P(X \leq 1, Y \leq 1) = \\ = F_X(1) + F_Y(1) - F(1,1) = (1-e^{-1}) + (1-e^{-1}) - (1-e^{-1})^2$$

$$\left(\text{θυμάραι ο'α } F_X(x) = P(X \leq x) \right) \quad \blacksquare$$

Άσκηση: Οι χρόνοι ζωής (σε 1000 -άδες ώρες) δύο εξαρτημάτων ενός μονέλου αυτοκινήτου... περιγράφονται από δύο ανεξάρτες τ.μ. X, Y με από κοινού β.π.π.:

$$f(x,y) = \begin{cases} x e^{-x(1+y)} & , x \geq 0, y \geq 0 \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases}$$

Είναι οι X, Y ανεξάρτητες;

Λύση:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-x(1+y)} dy = \int_0^{+\infty} x e^{-x(1+y)} dy = x e^{-x} \int_0^{+\infty} e^{-xy} dy =$$

$$= x e^{-x} \left[-\frac{e^{-xy}}{x} \right]_0^{+\infty} = e^{-x} \left[-e^{-xy} \right]_0^{+\infty} = e^{-x} \quad , x > 0.$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-x(1+y)} dx = \int_0^{+\infty} x e^{-x(1+y)} dx = \int_0^{+\infty} x \left[-\frac{e^{-x(1+y)}}{1+y} \right]' dx =$$

$$= \left[-\frac{x}{1+y} e^{-x(1+y)} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} \frac{1}{1+y} e^{-x(1+y)} dx =$$

$$= -\frac{1}{1+\gamma} \left[x e^{-x(1+\gamma)} \right]_0^{+\infty} + \frac{1}{1+\gamma} \left[-\frac{e^{-x(1+\gamma)}}{1+\gamma} \right]_0^{+\infty} =$$

$$= \frac{1}{1+\gamma} \left[-\left[\lim_{x \rightarrow +\infty} (x e^{-x(1+\gamma)}) - 0 \right] \right] + \frac{1}{(1+\gamma)^2} \left[-\lim_{x \rightarrow +\infty} (e^{-x(1+\gamma)}) + 1 \right] =$$

$$= \frac{1}{(1+\gamma)^2}, \quad \gamma \geq 0.$$

Παρατηρώ ότι: $f_x(x) \cdot f_y(y) = e^{-x} \cdot \frac{1}{(1+\gamma)^2} \neq x e^{-x(1+\gamma)} = f(x, y)$

Άρα, X, Y όχι ανεξάρτητες.