

תרגול כיתה 8 – מבוא להסתברות וסטטיסטיקה
משתנים מקריים דו-מימדיים רציפים, קונבולוציה
 מתרגלים: ליאור דקל ואדם צ'פמן

שאלה 1

נתונה פונקציית הצפיפות המשותפת של X ו- Y :

$$f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-x}e^{-2y} & 0 < x < \infty, \quad 0 < y < \infty \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

חשב את ההסתברויות הבאות:

א. $P(X > 1, Y < 1)$

ב. $P(X < Y)$

ג. $P(X < a)$ ($a > 0$ – קבוע)

פתרון:

$$\begin{aligned} P(X > 1, Y < 1) &= \int_{y=0}^1 \int_{x=1}^{\infty} 2e^{-x}e^{-2y} dx dy = \int_0^1 2e^{-2y} \left(-e^{-x} \Big|_1^{\infty} \right) dy \quad \text{א.} \\ &= e^{-1} \int_0^1 2e^{-2y} dy = e^{-1} (1 - e^{-2}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X < Y) &= \iint_{x < y} 2e^{-x}e^{-2y} dx dy = \int_{y=0}^{\infty} \int_{x=0}^y 2e^{-x}e^{-2y} dx dy \quad \text{ב.} \\ &= \int_0^{\infty} 2e^{-2y} (1 - e^{-y}) dy = \int_0^{\infty} 2e^{-2y} dy - \int_0^{\infty} 2e^{-3y} dy = 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

ג.

$$\begin{aligned} P(X < a) &= \int_0^a \int_0^{\infty} 2e^{-x}e^{-2y} dy dx = \int_0^a \left[-e^{-x-2y} \right]_{y=0}^{y=\infty} dx \\ &= \int_0^a e^{-x} dx = \left[-e^{-x} \right]_0^a = 1 - e^{-a} \end{aligned}$$

שאלה 2

שני חברים מחליטים להפגש. כל אחד מהם מגיע למקום שנקבע, באופן בלתי בתלוי באחר, בזמן המתפלג אחיד בין 14:00 ל- 15:00. מצא את ההסתברות שהמגיע ראשון ימתין למעלה מ- 10 דקות.

פתרון: (הערה: אפשר גם להשתמש בשיקולים גיאומטריים)

נסמן ב- X וב- Y בהתאמה, את נקודות הזמנים (בדקות) לאחר השעה 14:00 שבהם חבר א' וחבר ב' מגיעים לפגישה. X ו- Y הם משתנים מקריים בלתי תלויים, שלכל אחד מהם התפלגות אחידה בקטע $[0, 60]$. ההסתברות המבוקשת היא $P(|X - Y| > 10)$ או:

$$P(X + 10 < Y) + P(Y + 10 < X) = 2P(X + 10 < Y)$$

והיא מתקבלת ע"י:

$$\begin{aligned} 2P(X+10 < Y) &= 2 \iint_{x+10 < y} f(x, y) dx dy = 2 \iint_{x+10 < y} f_X(x) f_Y(y) dx dy = \\ &= 2 \int_{y=10}^{60} \int_{x=0}^{y-10} \left(\frac{1}{60}\right)^2 dx dy = \frac{2}{60^2} \int_{10}^{60} (y-10) dy = \frac{25}{36} \end{aligned}$$

שאלה 3

פונקציית הצפיפות המשותפת של X, Y נתונה ע"י:

$$f(x, y) = \begin{cases} c(1-x-y) & 0 \leq x, 0 \leq y, x+y \leq 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

מצא את:

- א. הקבוע c .
- ב. $E(X), E(Y), V(X), V(Y)$
- ג. $E(X|Y=y)$
- ד. $\rho(X, Y)$

פתרון:

א. צריך להתקיים $1 = \iint f(x, y) dy dx$

$$\begin{aligned} 1 &= \int_0^1 \int_0^{1-x} c(1-x-y) dy dx && \text{כלומר:} \\ 1 &= \int_0^1 c \left[y - xy - \frac{y^2}{2} \right]_0^{1-x} dx = \int_0^1 \frac{c}{2} (1-x)^2 dx = \frac{c}{6} \Rightarrow \boxed{c=6} \end{aligned}$$

ב. בכדי למצוא את התוחלת של X נמצא תחילה את הצפיפות השולית שלו:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_0^{1-x} 6(1-x-y) dy = 3 \left[2y - 2xy - y^2 \right]_0^{1-x} = 3(x-1)^2 \\ &\text{מטעמי סימטריה } f_Y(y) = 3(y-1)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Y) &= E(X) = \int_0^1 x \cdot 3(x-1)^2 dx && \text{לכן התוחלת,} \\ &= \int_0^1 (3x^3 - 6x^2 + 3x) dx = \left[\frac{3x^4}{4} - \frac{6x^3}{3} + \frac{3x^2}{2} \right]_0^1 = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

$$V(Y) = V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad \text{והשונות,}$$

$$= \int_0^1 x^2 \cdot 3(x-1)^2 dx - \left(\frac{1}{4}\right)^2 = \left[\frac{3x^5}{5} - \frac{6x^4}{4} + \frac{3x^3}{3} \right]_0^1 - \left(\frac{1}{4}\right)^2 = \frac{3}{80}$$

$$\begin{aligned}
 E(X | Y = y) &= \int_0^{1-y} x \cdot f_{X|Y}(x | y) dx = \int_0^{1-y} x \cdot \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)} dx \quad .ג \\
 &= \int_0^{1-y} x \cdot \frac{6(1-x-y)}{3(y-1)^2} dx = \frac{2}{(y-1)^2} \int_0^{1-y} (x-x^2-xy) dx = \frac{1-y}{3}
 \end{aligned}$$

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} = \frac{E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} \quad .ג$$

$$\begin{aligned}
 E(X \cdot Y) &= \int_0^1 \int_0^{1-x} x \cdot y \cdot 6(1-x-y) dy dx \\
 &= \int_0^1 \left[-xy^2(2y-3+3x) \right]_0^{1-x} dx = \int_0^1 -x(1-x)^3 dx \\
 &= \left[\frac{-x^5}{5} + \frac{3x^4}{4} - x^3 + \frac{x^2}{2} \right]_0^1 = \frac{1}{20}
 \end{aligned}$$

נציב בנוסחת מקדם המתאם:

$$\rho(X, Y) = \frac{\frac{1}{20} - \left(\frac{1}{4}\right)^2}{\sqrt{\frac{3}{80} \cdot \frac{3}{80}}} = -\frac{1}{3}$$

קונבולוציה

שימוש חשוב של קונבולוציה בהסתברות הוא חישוב סכום של מ"מ בלתי תלויים.
 כאשר Y, X מ"מ ב"ת וסכומם $Z = X + Y$ אזי –

עבור משתנים בדידים:

$$P(Z = k) = P(X + Y = k) = \sum_i P(X = i, Y = k - i) = \sum_i P(X = i) P(Y = k - i)$$

עבור משתנים רציפים:

$$P(Z \leq k) = P(X + Y \leq k) \Rightarrow f_Z(k) = f_{X+Y}(k) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(k - y) f_Y(y) dy$$

שאלה 4

יהיו Y, X מ"מ ב"ת כך ש- $Y \sim \text{Exp}(\lambda), X \sim \text{Exp}(\lambda)$. מצא בעזרת קונבולוציה את התפלגות $Z = X + Y$.

פתרון:

פונקציות הצפיפות של Y, X הן

$$f_X(x) = f_Y(y) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & , x \geq 0 \\ 0 & , otherwise \end{cases}$$

נעזר בנוסחת הקונבולוציה:

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z - y) f_Y(y) dy = \int_0^z \lambda e^{-(z-y)} \lambda e^{-\lambda y} dy = \int_0^z \lambda^2 e^{-\lambda z} dy = \lambda^2 z e^{-\lambda z}$$

קיבלנו:

$$f_Z(z) = \begin{cases} \lambda^2 z e^{-\lambda z} & , z \geq 0 \\ 0 & , otherwise \end{cases}$$

צפיפות זו ניתנת לזיהוי כהתפלגות גמה עם הפרמטרים $Z \sim \text{Gamma}(\alpha = 2, \lambda)$.

תזכורת: $\text{Gamma}(\alpha, \lambda): f_X(x) = \frac{\lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)}$

שאלה 5

מטילים שתי קוביות הוגנות. מצא את פונקציית התפלגות סכום הערכים שהן מראות.

פתרון:

נסמן ב- X את הערך שמציגה הקובייה הראשונה. נסמן ב- Y את הערך שמציגה הקובייה השנייה. מכיוון שההטלות לא תלויות אחת בשנייה,

$$P(X + Y = a) = \sum_{k=1}^6 P(X = k)P(Y = a - k)$$

כעת,

$$P(Y = a - k) = \begin{cases} \frac{1}{6} & , a - 6 \leq k \leq a - 1 \\ 0 & , else \end{cases}$$

$$, 2 \leq a \leq 12 \text{ לכל } - \{1, \dots, 6\} \cap \{a - 6, \dots, a - 1\} = 6 - |a - 7|$$

ולכן פונקציית ההתפלגות המבוקשת:

$$, P(X + Y = a) = \frac{1}{36} (6 - |a - 7|)$$

ולכל a אחר $P(X + Y = a) = 0$.

שאלה 6

יהיו X, Y "מ"מ"ב"ת כך ש- $X \sim Bin(n, p), Y \sim Bin(m, p)$. מצא בעזרת קונבולוציה את התפלגות $Z = X + Y$.

פתרון:

$$\begin{aligned} P(X + Y = k) &= \sum_{i=0}^n P(X = i, Y = k - i) = \{id\} = \sum_{i=0}^n P(X = i)P(Y = k - i) \\ &= \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} \binom{m}{k-i} p^{k-i} (1-p)^{m-k+i} \\ &= p^k (1-p)^{n+m-k} \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \binom{m}{k-i} \quad \left\{ (*): \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \binom{m}{k-i} = \binom{n+m}{k} \right\} \\ &= p^k (1-p)^{n+m-k} \binom{n+m}{k} \\ &= Bin(n+m, p) \end{aligned}$$

כאשר השתמשנו בזהות הבינומית (*) לעיל וכן בכך ש- $\binom{b}{a} = 0$ כאשר $a > b$.