

שאלה 1

א. נסמן ב- Y את מספר הפגיעות המוצלחות של הצלף.

היריות של הצלף בלתי-תלויות זו בזו, ולכן $Y \sim B(n, p)$.

כעת, אם הצלף פוגע Y פגיעות מוצלחות ב- n היריות, אז הוא מחטיא אותה $n - Y$ פעמים.

לכן, ההפרש בין מספר הפגיעות המוצלחות שלו למספר ההחטאות שלו הוא:

$$X = Y - (n - Y) = 2Y - n$$

ומכאן מקבלים:

$$P\{X = i\} = P\{2Y - n = i\} = P\left\{Y = \frac{i+n}{2}\right\} = \binom{n}{\frac{i+n}{2}} p^{\frac{i+n}{2}} (1-p)^{n-\frac{i+n}{2}}, \quad i = -n, -n+2, \dots, n-2, n$$

$$\text{Var}(X) = \text{Var}(2Y - n) = 2^2 \text{Var}(Y) = 4np(1-p) \quad \text{וגם:}$$

ב. אם X_i מסמן את מספר היריות של צלף i , לכל $i = 1, 2$, והיריות של כל צלף בלתי-תלויות זו בזו, אז $X_i \sim \text{Geo}(p)$, לכל $i = 1, 2$.

נחשב תחילה את פונקציית ההסתברות של Y למקרה שבו הוא מקבל ערך אי-שלילי. כלומר, למקרה שבו

$X_1 - X_2 \geq 0$, או לחלופין $X_1 \geq X_2$. לכל $j = 0, 1, \dots$ מתקיים:

$$\begin{aligned} P\{Y = j\} &= P\{X_1 - X_2 = j\} = \sum_{i=1}^{\infty} P\{X_2 = i, X_1 = i + j\} = \sum_{i=1}^{\infty} P\{X_2 = i\} P\{X_1 = i + j\} \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} (1-p)^{i-1} p (1-p)^{i+j-1} p = p^2 (1-p)^j \sum_{i=1}^{\infty} [(1-p)^2]^{i-1} = \frac{p^2 (1-p)^j}{1 - (1-p)^2} = \frac{p(1-p)^j}{2-p} \end{aligned}$$

$$P\{Y = j\} = \frac{p(1-p)^j}{2-p} = \frac{0.5^{j+1}}{1.5} = \frac{0.5^j}{3} = \frac{0.5^{|j|}}{3}, \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad \text{כלומר:}$$

עתה, נחשב את פונקציית ההסתברות של Y למקרה שבו הוא מקבל ערך שלילי. כלומר, למקרה שבו

$X_1 - X_2 < 0$, או לחלופין $X_1 < X_2$. לכל $j = -1, -2, \dots$ מתקיים:

$$P\{Y = j\} = P\{X_1 - X_2 = j\} \stackrel{j < 0}{=} P\{X_2 - X_1 = -j\} \stackrel{-j > 0}{=} \frac{p(1-p)^{-j}}{2-p} = \frac{0.5^{-j}}{3} = \frac{0.5^{|j|}}{3}, \quad j = -1, -2, \dots$$

כאשר התוצאה האחרונה נובעת מהמקרה הראשון שחושב, הואיל שקיימת סימטריה בין שני המשתנים המקריים, מבחינת תנאי הבעיה.

שאלה 2

- א. ההתפלגות של X היא גיאומטרית עם הפרמטר $\frac{2}{3}$;
 ההתפלגות של $Y | X = i$ היא בינומית-שלילית עם הפרמטרים i ו- $\frac{1}{3}$.
 לכן, לכל i ו- j שלמים וחייביים, המקיימים $1 \leq i \leq j$, מתקיים:

$$P\{X=i, Y=j\} = P\{Y=j | X=i\}P\{X=i\} = \binom{j-1}{i-1} \left(\frac{2}{3}\right)^i \left(\frac{1}{3}\right)^{j-i} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^{i-1} \frac{2}{3} = \binom{j-1}{i-1} \left(\frac{2}{3}\right)^{i+1} \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1}$$

- ב. אפשר לראות שהמשתנים המקריים X ו- Y תלויים, מהשוואה בין ההתפלגות השולית של Y (שמחושבת בסעיף ד) להתפלגות המותנית של Y בהינתן $X = i$. ההתפלגויות שונות ולכן המשתנים תלויים.
 אולם, אפשר גם להראות שתנאי האי-תלות אינו מתקיים:

$$0 = P\{X=2, Y=1\} \neq P\{X=2\}P\{Y=1\} > 0$$

$$P\{X=Y\} = \sum_{i=1}^{\infty} P\{X=i, Y=i\} = \sum_{i=1}^{\infty} \binom{i-1}{i-1} \left(\frac{2}{3}\right)^{i+1} \left(\frac{1}{3}\right)^{i-1} = \left(\frac{2}{3}\right)^2 \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3}\right)^{i-1} = \frac{4}{9} \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{2}{9}\right)^{i-1} = \frac{4}{9} \cdot \frac{1}{1-\frac{2}{9}} = \frac{4}{9} \cdot \frac{9}{7} = \frac{4}{7} \quad \text{ג.}$$

- ד. לכל j שלם וחייבי, מתקיים:

$$P\{Y=j\} = \sum_{i=1}^j P\{X=i, Y=j\} = \sum_{i=1}^j \binom{j-1}{i-1} \left(\frac{2}{3}\right)^{i+1} \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} = \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} \left(\frac{2}{3}\right)^2 \sum_{i=1}^j \binom{j-1}{i-1} \left(\frac{2}{3}\right)^{i-1} \\ = \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} \left(\frac{2}{3}\right)^2 \sum_{i=0}^{j-1} \binom{j-1}{i} \left(\frac{2}{3}\right)^i = \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} \left(\frac{2}{3}\right)^2 \left(\frac{2}{3} + 1\right)^{j-1} = \left(\frac{5}{9}\right)^{j-1} \frac{4}{9}$$

מהתוצאה שקיבלנו אפשר לראות שההתפלגות של Y היא גיאומטרית עם הפרמטר $\frac{4}{9}$.

שאלה 3

$$P\{S_1 < T\} = \int_0^{\infty} \int_s^{\infty} f_{S_1, T}(s, t) dt ds = \int_0^{\infty} \int_s^{\infty} \lambda e^{-\lambda s} \mu e^{-\mu t} dt ds = \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda s} \underbrace{\int_s^{\infty} \mu e^{-\mu t} dt}_{=P\{T>s\}} ds \quad \text{א.}$$

$$= \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda s} e^{-\mu s} ds = \int_0^{\infty} \lambda e^{-(\lambda+\mu)s} ds = \left. \frac{-\lambda e^{-(\lambda+\mu)s}}{\lambda+\mu} \right|_0^{\infty} = \frac{\lambda}{\lambda+\mu}$$

- ב. נשתמש באי-התלות בין שני המשתנים המקריים S_1 , T ונקבל:

$$\rho(S_1, T - S_1) = \frac{\text{Cov}(S_1, T - S_1)}{\sqrt{\text{Var}(S_1)\text{Var}(T - S_1)}} = \frac{\overbrace{\text{Cov}(S_1, T)}^=0 - \text{Var}(S_1)}{\sqrt{\text{Var}(S_1)[\text{Var}(T) + \text{Var}(S_1)]}} \\ = -\frac{\sqrt{\text{Var}(S_1)}}{\sqrt{\text{Var}(T) + \text{Var}(S_1)}} = -\frac{\sqrt{\frac{1}{\lambda^2}}}{\sqrt{\frac{1}{\mu^2} + \frac{1}{\lambda^2}}} = -\frac{\sqrt{\mu^2}}{\sqrt{\mu^2 + \lambda^2}} = \frac{-\mu}{\sqrt{\mu^2 + \lambda^2}}$$

ג. הזמן החולף מרגע פתיחת הבנק ועד לתחילת השירות של הלקוח השני הוא: $\max\{S_1, T\}$

לפיכך, הזמן שיחלוף מפתיחת הבנק ועד לסיום השירות של הלקוח השני הוא: $\max\{S_1, T\} + S_2$

נמצא תחילה את פונקציית ההתפלגות המצטברת של $M = \max\{S_1, T\}$, ממנה נמצא את פונקציית הצפיפות של M , ולבסוף את התוחלת של M . לכל $a > 0$ מתקיים:

$$F_M(a) = P\{\max(S_1, T) \leq a\} = P\{S_1 \leq a, T \leq a\} = P\{S_1 \leq a\}P\{T \leq a\} = (1 - e^{-\lambda a})(1 - e^{-\mu a})$$

$$f_M(a) = \lambda e^{-\lambda a} + \mu e^{-\mu a} - (\lambda + \mu)e^{-(\lambda + \mu)a}, \quad a > 0$$

ולאחר גזירה נקבל כי:

$$E[M] = \int_0^\infty a f_M(a) da = \underbrace{\int_0^\infty a \lambda e^{-\lambda a} da}_{=E[Exp(\lambda)]} + \underbrace{\int_0^\infty a \mu e^{-\mu a} da}_{=E[Exp(\mu)]} - \underbrace{\int_0^\infty a (\lambda + \mu) e^{-(\lambda + \mu)a} da}_{=E[Exp(\lambda + \mu)]} = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\mu} - \frac{1}{\lambda + \mu}$$

לכן:

$$E[\max\{S_1, T\} + S_2] = E[M + S_2] = E[M] + E[S_2] = \frac{2}{\lambda} + \frac{1}{\mu} - \frac{1}{\lambda + \mu}$$

ומכאן מקבלים:

הערה: כדי לפתור את הסעיף אי- אפשר להתנות ביחס (גדול-קטן) בין T ל- S_1 ולהשתמש בהסתברות שחושבה בסעיף א, מכיוון שהתוחלת המותנית במאורע כזה איננה התוחלת המעריכית הרגילה.

כלומר:

$$\begin{aligned} E[\max\{S_1, T\}] &= E[\max\{S_1, T\} | T > S_1]P\{T > S_1\} + E[\max\{S_1, T\} | T < S_1]P\{T < S_1\} \\ &= E[T | T > S_1]P\{T > S_1\} + E[S_1 | T < S_1]P\{T < S_1\} \end{aligned}$$

ושתי התוחלות המותנות האחרונות שונות מ- $E[T]$ ומ- $E[S_1]$.

שאלה 4

נסמן את המשקל (בק"ג) של דלעת מקרית ב- X ; ונתון כי $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

$$P\{X < 5.7\} = \Phi\left(\frac{5.7 - \mu}{\sigma}\right) = 0.1587 = \Phi(-1) \Rightarrow \mu = 5.7 + \sigma$$

א. לפי נתוני הבעיה:

$$P\{X > 8.0946\} = 1 - \Phi\left(\frac{8.0946 - \mu}{\sigma}\right) = 0.2$$

וגם:

$$\Phi\left(\frac{8.0946 - \mu}{\sigma}\right) = 0.8 = \Phi(0.842) \Rightarrow \mu = 8.0946 - 0.842\sigma$$

או לחלופין:

ומכאן מקבלים כי $\sigma = 1.3$ ו- $\mu = 7$.

$$P\{X < 8\} = \Phi\left(\frac{8 - 7}{1.3}\right) = \Phi(0.7692) = 0.77916$$

ב1.

מכאן, שמספר הדלעות ששוקלות פחות מ-8 ק"ג הוא משתנה מקרי בינומי עם הפרמטרים 10 ו-0.77916.

$$\binom{10}{7} \cdot 0.77916^7 \cdot 0.22084^3 = 0.2253$$

ולכן, ההסתברות המבוקשת היא:

ב2. המשקל הכולל של 10 דלעות מקריות ובלתי- תלויות הוא משתנה מקרי נורמלי עם תוחלת $10 \cdot 7 = 70$

ושונות $10 \cdot 1.3^2 = 16.9$. לפיכך, אם נסמן ב- W את המשקל הכולל של 10 הדלעות, נקבל:

$$P\{W > 75\} = 1 - \Phi\left(\frac{75 - 70}{\sqrt{16.9}}\right) = 1 - \Phi(1.2163) = 1 - 0.8881 = 0.1119$$

$$P\{X < 5\} = \Phi\left(\frac{5-7}{1.3}\right) = \Phi(-1.5385) = 1 - 0.93802 = 0.06198 \quad \text{ב.}$$

$$P\{5 < X < 8\} = \Phi\left(\frac{8-7}{1.3}\right) - \Phi\left(\frac{5-7}{1.3}\right) = \Phi(0.7692) - \Phi(-1.5385) = 0.77916 - 0.06198 = 0.71718$$

$$P\{X > 8\} = 1 - \Phi\left(\frac{8-7}{1.3}\right) = 1 - \Phi(0.7692) = 1 - 0.77916 = 0.22084$$

נסמן ב- Y את המחיר של דלעת מקרית. לפי החישובים שלעיל מקבלים :

$$E[Y] = 20 \cdot 0.06198 + 30 \cdot 0.71718 + 40 \cdot 0.22084 = 31.5886$$

$$E[Y^2] = 20^2 \cdot 0.06198 + 30^2 \cdot 0.71718 + 40^2 \cdot 0.22084 = 1,023.598$$

$$\text{Var}(Y) = E[Y^2] - (E[Y])^2 = 1,023.598 - 31.5886^2 = 25.75835$$

ומכאן, הואיל ו- $S = Y_1 + \dots + Y_{10}$, כאשר ה- Y_i ים בלתי-תלויים, מתקיים :

$$E[S] = 10E[Y] = 315.886$$

$$\text{Var}(S) = 10\text{Var}(Y) = 257.5835$$

$$P\{|S - E[S]| \geq 32\} \leq \frac{257.58}{32^2} = 0.2515 \quad \text{ולפי אי-שוויון צ'בישב מקבלים את החסם :}$$

שאלה 5

$$P\{X = Y\} = \frac{6}{36} = \frac{1}{6} \quad \text{א. בהטלה של שתי קוביות תקינות מתקיים :}$$

ומכאן, הואיל וקיימת סימטריה בתנאי הניסוי בין שתי הקוביות, מתקיים :

$$P(A) = P\{X < Y\} = P\{X > Y\} = \frac{1 - \frac{1}{6}}{2} = \frac{5}{12}$$

כמו כן :

$$P(B) = P\{|X - Y| \leq 2\} = 1 - P\{(1, 6), (6, 1), (1, 5), (5, 1), (2, 6), (6, 2), (1, 4), (4, 1), (2, 5), (5, 2), (3, 6), (6, 3)\} = 1 - \frac{12}{36} = \frac{2}{3} \quad \text{ב}$$

נמצא תחילה את פונקציית ההסתברות המותנית של המשתנה המקרי X במאורע A .

$$P\{X = i | X < Y\} = \frac{P\{X = i < Y\}}{P\{X < Y\}} = \frac{P\{X = i\}P\{Y > i\}}{P\{X < Y\}} = \frac{\frac{1}{6} \cdot \frac{6-i}{6}}{\frac{5}{12}} = \frac{6-i}{15} \quad \text{לכל } i = 1, \dots, 5 \text{ מתקיים :}$$

$$E[X | A] = \sum_{i=1}^5 P\{X = i | X < Y\} = \sum_{i=1}^5 i \cdot \frac{6-i}{15} = \frac{6}{15} \cdot \frac{5 \cdot 6}{2} - \frac{1}{15} \cdot \frac{5 \cdot 6 \cdot 11}{6} = 6 - \frac{11}{3} = 2\frac{1}{3} \quad \text{לפיכך :}$$

ג. בהינתן המאורע $B = \{|X - Y| \leq 2\}$, ההפרש המוחלט בין X ל- Y יכול לקבל את הערכים 0, 1 ו-2,

$$P\{|X - Y| = i | |X - Y| \leq 2\} = \frac{P\{|X - Y| = i\}}{P(B)} = \begin{cases} \frac{6/36}{2/3} = \frac{1}{4}, & i = 0 \\ \frac{10/36}{2/3} = \frac{5}{12}, & i = 1 \\ \frac{8/36}{2/3} = \frac{1}{3}, & i = 2 \end{cases} \quad \text{לפיכך :}$$

$$E[|X - Y| | B] = 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{5}{12} + 2 \cdot \frac{1}{3} = 1\frac{1}{12} \quad \text{ומכאן כי :}$$