

	Y	0	1	p_X
X				
1		0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
2		$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{6}$
3		0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
4		$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{6}$
5		0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
6		$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{6}$
p_Y		$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	

1. נרשום בטבלה את פונקציית ההסתברות המשותפת של X ו- Y :

א. $E[W] = E[3XY] = 3E[XY] = 3 \cdot \frac{1}{6}(1+3+5) = 4.5$

ב. $E[S] = E[X+Y] = E[X] + E[Y] = 3.5 + 0.5 = 4$

כדי למצוא את השונות של $X+Y$, נמצא תחילה את פונקציית ההסתברות של הסכום. מקבלים:

$$P\{X+Y=2\} = \frac{2}{6} \quad ; \quad P\{X+Y=4\} = \frac{2}{6} \quad ; \quad P\{X+Y=6\} = \frac{2}{6}$$

לכן: $E[(X+Y)^2] = \frac{2}{6}(2^2 + 4^2 + 6^2) = 18.66\bar{6}$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X+Y) &= E[(X+Y)^2] - (E[X+Y])^2 \\ &= 18.66\bar{6} - 16 = 2.66\bar{6} \end{aligned}$$

אפשר לחשב את שונות הסכום גם באמצעות הנוסחה $\text{Var}(X+Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X,Y)$.

מקבלים: $\text{Var}(X) = 2.9167 \quad ; \quad \text{Var}(Y) = 0.25$

$$\text{Cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = \frac{1}{6}(1+3+5) - 3.5 \cdot 0.5 = -0.25$$

$$\text{Var}(X+Y) = 2.916\bar{6} + 0.25 + 2 \cdot (-0.25) = 2.666\bar{6}$$

2. א. בפרק הקודם ציינו כי אם למשתנים המקריים X_1, \dots, X_r יש התפלגות משותפת מולטינומית עם

הפרמטרים n ו- (p_1, \dots, p_r) , אז לכל אחד מהם יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים n ו- p_i

המתאים לו; ולסכום של כל שניים מהם, $X_i + X_j$ (עבור $i \neq j$), יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים n

ו- $p_i + p_j$ (ראה תרגיל 8 בקובץ התרגילים לפרק 6). לכן:

$$\text{Var}(X_i) = np_i(1-p_i)$$

וגם: $\text{Var}(X_i + X_j) = n(p_i + p_j)(1-p_i-p_j)$

ומצד שני: $\text{Var}(X_i + X_j) = \text{Var}(X_i) + \text{Var}(X_j) + 2\text{Cov}(X_i, X_j)$

ולכן: $\text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{1}{2}[\text{Var}(X_i + X_j) - \text{Var}(X_i) - \text{Var}(X_j)]$

כעת, נציב את נוסחאות השונות הבינומית ונקבל נוסחה לשונות המשותפת של X_i ו- X_j :

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_i, X_j) &= \frac{1}{2}[n(p_i + p_j)(1-p_i-p_j) - np_i(1-p_i) - np_j(1-p_j)] \\ &= \frac{1}{2}[-2np_i p_j] = -np_i p_j \end{aligned}$$

הערה: דרך נוספת לחישוב השונות המשותפת מובאת בספר הקורס, עמוד 370, דוגמה 13.

ב. אם למשתנים המקריים X_1, X_2 ו- X_3 יש התפלגות משותפת מולטינומית עם הפרמטרים 100 ו- $\frac{1}{2}, \frac{1}{5}, \frac{3}{10}$, אז ההתפלגות השולית של כל אחד מה- X_i היא בינומית עם הפרמטרים 100 ו- p_i המתאים, ולכן ידועות לנו כל התוחלות והשונות של ה- X_i -ים. כמו כן, השונות המשותפת של כל שני X_i -ים נתונה על-ידי הנוסחה $-np_i p_j$ (ראה סעיף א). לפיכך:

$$\begin{aligned}\text{Var}(Y_1) &= \text{Var}(X_1) + (-2)^2 \text{Var}(X_2) - 2 \cdot 2 \text{Cov}(X_1, X_2) \\ &= 100 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + 4 \cdot 100 \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{4}{5} - 4 \cdot \left(-100 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{5}\right) = 129\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{Var}(Y_2) &= \text{Var}(X_2) + \text{Var}(X_3) + 2 \text{Cov}(X_2, X_3) \\ &= 100 \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{4}{5} + 100 \cdot \frac{3}{10} \cdot \frac{7}{10} + 2 \cdot \left(-100 \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{3}{10}\right) = 25\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{Cov}(Y_1, Y_2) &= \text{Cov}(X_1 - 2X_2, X_2 + X_3) \\ &= \text{Cov}(X_1, X_2) + \text{Cov}(X_1, X_3) - 2\text{Var}(X_2) - 2\text{Cov}(X_2, X_3) \\ &= -100 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{5} - 100 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{10} - 2 \cdot \left(100 \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{4}{5}\right) + 2 \cdot \left(100 \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{3}{10}\right) = -45\end{aligned}$$

$$\rho(Y_1, Y_2) = \frac{\text{Cov}(Y_1, Y_2)}{\sqrt{\text{Var}(Y_1)\text{Var}(Y_2)}} = \frac{-45}{\sqrt{129 \cdot 25}} = -0.7924 \quad \text{ומכאן:}$$

3. א. נסמן ב- X_{n-m} את מספר ההצלחות ב- $n-m$ החזרות האחרונות על הניסוי. משתנה מקרי זה בלתי-תלוי במשתנה המקרי X_m (שמוגדר על חזרות אחרות) ומתקיים $\text{Cov}(X_m, X_{n-m}) = 0$ וגם $X_n = X_m + X_{n-m}$. כמו כן, לכל אחד מה- X_i -ים יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים i ו- p . לכן, נקבל כי:

$$\begin{aligned}\rho(X_m, X_n) &= \frac{\text{Cov}(X_m, X_n)}{\sqrt{\text{Var}(X_m)\text{Var}(X_n)}} = \frac{\text{Cov}(X_m, X_m + X_{n-m})}{\sqrt{\text{Var}(X_m)\text{Var}(X_n)}} = \frac{\text{Cov}(X_m, X_m) + \text{Cov}(X_m, X_{n-m})}{\sqrt{\text{Var}(X_m)\text{Var}(X_n)}} \\ &= \frac{\text{Var}(X_m) + 0}{\sqrt{\text{Var}(X_m)\text{Var}(X_n)}} = \sqrt{\frac{\text{Var}(X_m)}{\text{Var}(X_n)}} = \sqrt{\frac{mp(1-p)}{np(1-p)}} = \sqrt{\frac{m}{n}}\end{aligned}$$

ב. נסמן ב- X_{2t} את מספר המופעים שהתרחשו במרווח-הזמן $(t, 3t]$. המשתנים המקריים X_t ו- X_{2t} בלתי-תלויים זה בזה, מכיוון שהם מוגדרים על מרווחי-זמן שאינם חופפים. יתרה מזאת, מתקיים השוויון $X_{3t} = X_t + X_{2t}$, ולכל אחד מה- X_{it} -ים יש התפלגות פואסונית עם הפרמטר $i\lambda t$. לכן, נקבל:

$$\begin{aligned}\rho(X_t, X_{3t}) &= \frac{\text{Cov}(X_t, X_{3t})}{\sqrt{\text{Var}(X_t)\text{Var}(X_{3t})}} = \frac{\text{Cov}(X_t, X_t + X_{2t})}{\sqrt{\text{Var}(X_t)\text{Var}(X_{3t})}} = \frac{\text{Cov}(X_t, X_t) + \text{Cov}(X_t, X_{2t})}{\sqrt{\text{Var}(X_t)\text{Var}(X_{3t})}} \\ &= \frac{\text{Var}(X_t) + 0}{\sqrt{\text{Var}(X_t)\text{Var}(X_{3t})}} = \sqrt{\frac{\text{Var}(X_t)}{\text{Var}(X_{3t})}} = \sqrt{\frac{\lambda t}{3\lambda t}} = \sqrt{\frac{1}{3}}\end{aligned}$$

ג. על-סמך תוצאות הסעיפים הקודמים נוכל לנסח את הטענה הבאה:

$$\rho(X, X+Y) = \sqrt{\frac{\text{Var}(X)}{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y)}} \quad \text{אם } X \text{ ו-} Y \text{ משתנים מקריים בלתי-תלויים, אז מתקיים:}$$

4. נסמן ב- X_i את הרווח של המהמר במשחק ה- i , לכל $i = 1, \dots, n$.

$$X_i = \begin{cases} i & , \text{ המהמר זוכה במשחק ה-} i \\ -\frac{i}{2} & , \text{ המהמר מפסיד במשחק ה-} i \end{cases} \quad \text{מתקיים:}$$

כאשר ה- X_i ים בלתי-תלויים זה בזה, $P\{X_i = i\} = p$ ו- $P\{X_i = -\frac{i}{2}\} = 1 - p$.

הסכום $X = \sum_{i=1}^n X_i$ מסמן את הרווח הכולל של המהמר בסדרת n המשחקים.

$$E[X] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = \sum_{i=1}^n [ip - \frac{i}{2}(1-p)] = \sum_{i=1}^n (\frac{3}{2}p - \frac{1}{2})i = \frac{n(n+1)(3p-1)}{4} \quad \text{נחשב את התוחלת של } X:$$

$$E[X_i^2] = [i^2 p + \frac{i^2}{4}(1-p)] = (\frac{3}{4}p + \frac{1}{4})i^2 \quad \text{ואת השונות של } X:$$

$$\text{Var}(X_i) = (\frac{3}{4}p + \frac{1}{4})i^2 - (\frac{3}{2}p - \frac{1}{2})^2 i^2 = \frac{9}{4}p(1-p)i^2$$

$$\text{Var}(X) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \sum_{i=1}^n \frac{9}{4}p(1-p)i^2 = \frac{3}{8}p(1-p)n(n+1)(2n+1) \quad [\text{ה-} X_i \text{ ים בלתי-תלויים}]$$

5. יהיו A_1, A_2 ו- A_3 מאורעות במרחב מדגם S , שהסתברויות להתרחשותם הן $\frac{1}{3}, \frac{1}{5}$ ו- $\frac{1}{6}$, בהתאמה, ונגדיר את המשתנה המקרי N על-ידי מספר המאורעות, מבין A_1, A_2 ו- A_3 , שמתרחשים.

א. כדי למצוא את פונקציית ההסתברות של N , צריך לדעת את הסתברויות החיתוכים של כל שני מאורעות מהשלושה וכן את הסתברות החיתוך של שלושת המאורעות. לכן, מהנתונים שמופיעים בשאלה, אי-אפשר למצוא את פונקציית ההסתברות של N .

$$i = 1, 2, 3 \quad \text{ב. נגדיר:} \quad X_i = \begin{cases} 1 & , \text{ המאורע } A_i \text{ מתרחש} \\ 0 & , \text{ המאורע } A_i \text{ אינו מתרחש} \end{cases}$$

ונקבל כי: $N = \sum_{i=1}^3 X_i = \text{מספר המאורעות שמתרחשים.}$

$$E[N] = E\left[\sum_{i=1}^3 X_i\right] = \sum_{i=1}^3 E[X_i] = \sum_{i=1}^3 P\{X_i = 1\} = \sum_{i=1}^3 P(A_i) = \frac{1}{3} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} = \frac{7}{10} = 0.7 \quad \text{לכן:}$$

ג. נציג שוב את המשתנה המקרי N כסכום של המשתנים המקריים X_1, X_2 ו- X_3 , שהוגדרו בסעיף ב.

$$\text{Var}(N) = \sum_{i=1}^3 \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) \quad \text{מקבלים:}$$

$$\text{Var}(X_i) = P\{X_i = 1\}P\{X_i = 0\} = P(A_i)P(A_i^C) \quad \text{כאשר, לכל } i = 1, 2, 3 \text{ מתקיים:}$$

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = E[X_i X_j] - E[X_i]E[X_j] \quad \text{ולכל } 1 \leq i < j \leq 3 \text{ מתקיים:}$$

$$= P\{X_i = 1, X_j = 1\} - P\{X_i = 1\}P\{X_j = 1\} = P(A_i \cap A_j) - P(A_i)P(A_j)$$

(1) אם המאורעות A_1, A_2 ו- A_3 בלתי-תלויים זה בזה, אז לכל $1 \leq i < j \leq 3$ מתקיים השוויון $\text{Cov}(X_i, X_j) = 0$. לכן:

$$\text{Var}(N) = \sum_{i=1}^3 \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{5} \cdot \frac{4}{5} + \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} + 0 = \frac{469}{900} = 0.5211$$

(2) אם המאורעות A_1, A_2 ו- A_3 זרים זה לזה, אז לכל $1 \leq i < j \leq 3$ מתקיים $P(A_i \cap A_j) = 0$ ולכן $\text{Cov}(X_i, X_j) = -P(A_i)P(A_j)$. לפיכך:

$$\text{Var}(N) = \sum_{i=1}^3 \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{469}{900} - 2\left(\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{6}\right) = 0.21$$

(3) אם המאורעות A_1, A_2 ו- A_3 מוכלים זה בזה, אז לכל $1 \leq i < j \leq 3$ מתקיים $P(A_i \cap A_j) = P(A_j)$ ולכן $\text{Cov}(X_i, X_j) = P(A_j) - P(A_i)P(A_j) = P(A_j)P(A_i^C)$. לפיכך:

$$\text{Var}(N) = \sum_{i=1}^3 \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{469}{900} + 2\left(\frac{1}{5} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{6} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{6} \cdot \frac{4}{5}\right) = \frac{1,149}{900} = 1.2767$$

6. נגדיר: הבחירה ה- i ית-היתנה של פרט מיוחד $X_i = \begin{cases} 1 & , \\ 0 & , \end{cases}$ לכל $i = 1, \dots, n$ אחרת

ונקבל כי: $X = \sum_{i=1}^n X_i$ = מספר הפרטים המיוחדים שנבחרו למדגם.

חישוב התוחלת של X באמצעות אינדיקטורים אלו, נעשה בספר הקורס, עמוד 349, דוגמה 2. כעת, נחשב את השונות של X . לכל $1 \leq i \neq j \leq n$, נקבל:

$$P\{X_i = 1, X_j = 1\} = \frac{m}{N} \cdot \frac{m-1}{N-1} = \frac{m(m-1)}{N(N-1)}$$

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{m(m-1)}{N(N-1)} - \left(\frac{m}{N}\right)^2 = -\frac{m(N-m)}{N^2(N-1)}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) = n \cdot \frac{m(N-m)}{N^2} - n \cdot (n-1) \cdot \frac{m(N-m)}{N^2(N-1)} \\ &= \frac{nm(N-m)(N-1-n+1)}{N^2(N-1)} = \frac{N-n}{N-1} \cdot n \cdot \frac{m}{N} \cdot \frac{N-m}{N} \end{aligned} \quad \text{ומכאן:}$$

7. נתחיל מחישוב התוחלת והשונות של X .

נגדיר: האורח i קיבל מפתח מתאים לחדר $X_i = \begin{cases} 1 & , \\ 0 & , \end{cases}$ לכל $i = 1, \dots, 2n$ אחרת

ונקבל כי: $X = \sum_{i=1}^{2n} X_i$ = מספר האורחים המקבלים מפתח מתאים לחדרם.

$$E[X_i] = P\{X_i = 1\} = \frac{\binom{2}{1}}{\binom{2n}{1}} = \frac{2}{2n} = \frac{1}{n} \quad \text{כמו כן, לכל } i = 1, \dots, 2n \text{ מתקיים:}$$

$$\text{Var}(X_i) = P\{X_i = 1\}P\{X_i = 0\} = \frac{n-1}{n^2}$$

ולכל $i, j = 1, \dots, 2n$ ($i \neq j$) מתקיים:

$$P\{X_i = 1, X_j = 1\} = \begin{cases} \frac{2}{2n} \cdot \frac{1}{2n-1} = \frac{1}{n(2n-1)} & , \quad \text{האורחים } i \text{ ו-} j \text{ הם זוג} \\ \frac{2}{2n} \cdot \frac{2}{2n-1} = \frac{2}{n(2n-1)} & , \quad \text{האורחים } i \text{ ו-} j \text{ אינם זוג} \end{cases}$$

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \begin{cases} \frac{1}{n(2n-1)} - \left(\frac{1}{n}\right)^2 = -\frac{n-1}{n^2(2n-1)} & , \quad \text{האורחים } i \text{ ו-} j \text{ הם זוג} \\ \frac{2}{n(2n-1)} - \left(\frac{1}{n}\right)^2 = \frac{1}{n^2(2n-1)} & , \quad \text{האורחים } i \text{ ו-} j \text{ אינם זוג} \end{cases}$$

$$E[X] = \sum_{i=1}^{2n} E[X_i] = 2n \cdot \frac{1}{n} = 2 \quad \text{לכן:}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \sum_{i=1}^{2n} \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^{2n} \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\ &= 2n \cdot \frac{n-1}{n^2} - 2n \cdot \frac{n-1}{n^2(2n-1)} + 2n(2n-2) \cdot \frac{1}{n^2(2n-1)} = \frac{4(n-1)}{2n-1} \end{aligned}$$

הערה: יש בסך-הכל $\binom{2n}{2} = n(2n-1)$ אפשרויות שונות לבחור 2 אורחים מתוך $2n$ אורחים.
 ב- n מתוך הבחירות האלו, שני האורחים הנבחרים הם בני-זוג, ולכן יש $n(2n-1) - n = n(2n-2)$ אפשרויות לבחור שני אורחים שאינם בני-זוג.

כעת, נחשב את התוחלת של Y :

$$i = 1, \dots, n \quad \text{לכל} \quad Y_i = \begin{cases} 1 & , \text{בני-הזוג } i \text{ יכולים להיכנס לחדר} \\ 0 & , \text{אחרת} \end{cases} \quad \text{נגדיר:}$$

$$\text{ונקבל כי: } Y = \sum_{i=1}^n Y_i = \text{מספר הזוגות שיכולים להיכנס לחדר.}$$

$$E[Y_i] = P\{Y_i = 1\} = 1 - \frac{\binom{2n-2}{2}}{\binom{2n}{2}} = 1 - \frac{(2n-2)(2n-3)}{2n(2n-1)} = \frac{4n-3}{n(2n-1)} \quad \text{לכל } i = 1, \dots, n \text{ מתקיים:}$$

$$E[Y] = \sum_{i=1}^n E[Y_i] = n \cdot \frac{4n-3}{n(2n-1)} = \frac{4n-3}{2n-1} \quad \text{לכן:}$$

$$i = 1, \dots, 14 \quad \text{לכל} \quad X_i = \begin{cases} 1 & , \text{במקומות } i \text{ ו- } i+1 \text{ יושב זוג מעורב} \\ 0 & , \text{אחרת} \end{cases} \quad \text{א. נגדיר:}$$

$$\text{ונקבל כי: } X = \sum_{i=1}^{14} X_i = \text{מספר הזוגות המעורבים בשורה.}$$

$$E[X_i] = P\{X_i = 1\} = \frac{8}{15} \cdot \frac{7}{14} + \frac{7}{15} \cdot \frac{8}{14} = \frac{8}{15} \quad \text{עתה, לכל } i = 1, \dots, 14 \text{ מתקיים:}$$

$$\text{Var}(X_i) = P\{X_i = 1\}P\{X_i = 0\} = \frac{8}{15} \cdot \frac{7}{15} = \frac{56}{225}$$

ולכל $1 \leq i, j \leq 14$, כך ש- $i \neq j$, מתקיים:

$$P\{X_i = 1, X_j = 1\} = \begin{cases} \frac{8}{15} \cdot \frac{7}{14} \cdot \frac{7}{13} + \frac{7}{15} \cdot \frac{8}{14} \cdot \frac{6}{13} = \frac{4}{15} & , \quad |i-j|=1 \\ 2^2 \cdot \frac{8}{15} \cdot \frac{7}{14} \cdot \frac{7}{13} \cdot \frac{6}{12} = \frac{56}{195} & , \quad |i-j| > 1 \end{cases}$$

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \begin{cases} \frac{4}{15} - \left(\frac{8}{15}\right)^2 = -\frac{4}{225} & , \quad |i-j|=1 \\ \frac{56}{195} - \left(\frac{8}{15}\right)^2 = \frac{8}{2,925} & , \quad |i-j| > 1 \end{cases}$$

$$E[X] = \sum_{i=1}^{14} E[X_i] = 14 \cdot \frac{8}{15} = \frac{112}{15} = 7.466\bar{6} \quad \text{לכן:}$$

$$\text{Var}(X) = \sum_{i=1}^{14} \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = 14 \cdot \frac{56}{225} - 2 \cdot 13 \cdot \frac{4}{225} + 2 \cdot 78 \cdot \frac{8}{2,925} = \frac{776}{225} = 3.448\bar{8}$$

הסבר: יש בסך-הכל $\binom{14}{2} = 91$ זוגות שונים של i ו- j , כאשר $i < j$, וב-13 מתוכם מתקיים $j = i + 1$. לכן, יש 78 זוגות שונים של i ו- j שמקיימים $j > i + 1$.

ב. נניח שהמקומות בשורה ממוספרים משמאל לימין.

I דרך

נגדיר: במקום i יושבת אישה ובמקום $i+1$ יושב גבר, $i = 1, \dots, 14$ לכל $Y_i = \begin{cases} 1 & , \\ 0 & , \end{cases}$ אחרת
ונקבל כי: $Y = \sum_{i=1}^{14} Y_i =$ מספר הנשים בשורה שלימין יושב גבר.

$$E[Y_i] = P\{Y_i = 1\} = \frac{7}{15} \cdot \frac{8}{14} = \frac{4}{15} \quad \text{עתה, לכל } i = 1, \dots, 14 \text{ מתקיים:}$$

$$\text{Var}(Y_i) = P\{Y_i = 1\}P\{Y_i = 0\} = \frac{4}{15} \cdot \frac{11}{15} = \frac{44}{225}$$

ולכל $1 \leq i \leq j \leq 14$ מתקיים:

$$P\{Y_i = 1, Y_j = 1\} = \begin{cases} 0 & , \quad |i - j| = 1 \\ \frac{7}{15} \cdot \frac{8}{14} \cdot \frac{6}{13} \cdot \frac{7}{12} = \frac{14}{195} & , \quad |i - j| > 1 \end{cases}$$

$$\text{Cov}(Y_i, Y_j) = \begin{cases} 0 - \left(\frac{4}{15}\right)^2 = -\frac{16}{225} & , \quad |i - j| = 1 \\ \frac{14}{195} - \left(\frac{4}{15}\right)^2 = \frac{2}{2,925} & , \quad |i - j| > 1 \end{cases}$$

$$E[Y] = \sum_{i=1}^{14} E[Y_i] = 14 \cdot \frac{4}{15} = \frac{56}{15} = 3.73\bar{3} \quad \text{לכן:}$$

$$\text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^{14} \text{Var}(Y_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(Y_i, Y_j) = 14 \cdot \frac{44}{225} - 2 \cdot 13 \cdot \frac{16}{225} + 2 \cdot 78 \cdot \frac{2}{2,925} = \frac{224}{225}$$

II דרך

נגדיר: לימין אישה i יושב גבר, $i = 1, \dots, 7$ לכל $X_i = \begin{cases} 1 & , \\ 0 & , \end{cases}$ אחרת

ונקבל כי: $Y = \sum_{i=1}^7 X_i =$ מספר הנשים בשורה שלימין יושב גבר.

$$E[X_i] = P\{X_i = 1\} = \frac{1}{15} \cdot 0 + \frac{14}{15} \cdot \frac{8}{14} = \frac{8}{15} \quad \text{עתה, לכל } i = 1, \dots, 7 \text{ מתקיים:}$$

$$\text{Var}(X_i) = P\{X_i = 1\}P\{X_i = 0\} = \frac{8}{15} \cdot \frac{7}{15} = \frac{56}{225}$$

$$P\{X_i = 1, X_j = 1\} = \frac{14}{105} \cdot 0 + \frac{13}{105} \cdot 0 + \frac{78}{105} \cdot \frac{8}{13} \cdot \frac{7}{12} = \frac{4}{15} \quad \text{ולכל } 1 \leq i, j \leq 7 \text{ מתקיים:}$$

הסבר: יש בסך-הכל $\binom{15}{2} = 105$ אפשרויות לבחור שני מקומות לבנות i ו- j , כאשר $i \neq j$.

ב-14 מתוך 105 אפשרויות אלו הבנות נמצאות במקומות סמוכים וב-13 מהאפשרויות הללו הבנות אינן במקומות סמוכים, אך אחת מהן נמצאת במקום הימני ביותר בשורה. לכן, יש $27 = 14 + 13$ אפשרויות מיקום לבנות, שבהן לא ייתכן שלימין שתי הבנות יעמדו גברים. בשאר האפשרויות, 78 במספר, ייתכן שלימין כל אחת מהבנות יעמוד גבר.

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{4}{15} - \left(\frac{8}{15}\right)^2 = -\frac{4}{225}$$

$$E[Y] = \sum_{i=1}^7 E[X_i] = 7 \cdot \frac{8}{15} = \frac{56}{15} = 3.73\bar{3} \quad \text{לכן:}$$

$$\text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^7 \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) = 7 \cdot \frac{56}{225} - 7 \cdot 6 \cdot \frac{4}{225} = \frac{224}{225}$$

$$P\{Y=2\}=0.4 \quad ; \quad P\{Y=5\}=0.6 \quad \text{א. לפי הנתונים בסעיף זה, מתקיים:}$$

$$E[Y] = 2 \cdot 0.4 + 5 \cdot 0.6 = 0.8 + 3 = 3.8 \quad \text{לכן:}$$

$$E[Y^2] = 2^2 \cdot 0.4 + 5^2 \cdot 0.6 = 1.6 + 15 = 16.6$$

$$\text{Var}(Y) = 16.6 - 3.8^2 = 2.16$$

עתה נחשב את התוחלת והשונות של X באמצעות התניה בערך של Y . למשתנה המקרי X בהינתן $Y=j$ יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים $j+3$ ו- $\frac{1}{6}$. לכן, מתקיים:

$$E[X | Y=j] = \frac{j+3}{6} \quad ; \quad \text{Var}(X | Y=j) = (j+3) \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} = \frac{5(j+3)}{36}$$

$$E[X] = E[E[X | Y]] = E\left[\frac{Y+3}{6}\right] = \frac{1}{6} E[Y] + \frac{1}{2} = \frac{1}{6} \cdot 3.8 + \frac{1}{2} = \frac{17}{15} = 1.133\bar{3} \quad \text{ומכאן:}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \text{Var}(E[X | Y]) + E[\text{Var}(X | Y)] = \text{Var}\left(\frac{Y+3}{6}\right) + E\left[\frac{5(Y+3)}{36}\right] = \frac{1}{36} \text{Var}(Y) + \frac{5}{36} E[Y] + \frac{15}{36} \\ &= \frac{1}{36} \cdot 2.16 + \frac{5}{36} \cdot 3.8 + \frac{15}{36} = \frac{226}{225} = 1.00\bar{4} \end{aligned}$$

ב. גם במקרה זה, למשתנה המקרי X בהינתן $Y=j$ יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים $j+3$ ו- $\frac{1}{6}$. אולם כעת, $E[Y] = 3$ ו- $\text{Var}(Y) = 3$.

$$E[X] = E[E[X | Y]] = E\left[\frac{Y+3}{6}\right] = \frac{1}{6} E[Y] + \frac{1}{2} = \frac{1}{6} \cdot 3 + \frac{1}{2} = 1 \quad \text{לכן, מתקיים:}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \text{Var}(E[X | Y]) + E[\text{Var}(X | Y)] = \text{Var}\left(\frac{Y+3}{6}\right) + E\left[\frac{5(Y+3)}{36}\right] = \frac{1}{36} \text{Var}(Y) + \frac{5}{36} E[Y] + \frac{15}{36} \\ &= \frac{1}{36} \cdot 3 + \frac{5}{36} \cdot 3 + \frac{15}{36} = \frac{33}{36} \end{aligned}$$

10. למשתנה המקרי X יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים n ו- $\frac{1}{2}$.

$$E[X] = \frac{n}{2} \quad ; \quad \text{Var}(X) = \frac{n}{4} \quad \text{לכן, מתקיים:}$$

למשתנה המקרי המותנה Y בהינתן $X=i$ ($i=0,1,\dots,n$ לכל) יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים i ו- $\frac{1}{n}$. (במקרה שבו $i=0$, המשתנה המקרי Y בהינתן $X=i$ מקבל את הערך 0 בלבד בהסתברות 1. ולכן, במקרה זה, תוחלתו ושונותו של המשתנה המקרי המותנה שוות ל-0.)

$$E[Y | X=i] = \frac{i}{n} \quad ; \quad \text{Var}(Y | X=i) = \frac{i(n-1)}{n^2} \quad \text{לפיכך, נוכל לרשום:}$$

$$E[Y] = E[E[Y | X]] = E\left[\frac{X}{n}\right] = \frac{1}{n} E[X] = \frac{1}{n} \cdot \frac{n}{2} = \frac{1}{2} \quad \text{ומכאן:}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= \text{Var}(E[Y | X]) + E[\text{Var}(Y | X)] = \text{Var}\left(\frac{X}{n}\right) + E\left[\frac{X(n-1)}{n^2}\right] \\ &= \frac{1}{n^2} \text{Var}(X) + \frac{n-1}{n^2} E[X] = \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{4} + \frac{n-1}{n^2} \cdot \frac{n}{2} = \frac{1}{4n} + \frac{n-1}{2n} = \frac{2n-1}{4n} \end{aligned}$$

נותר עוד לחשב את תוחלת המכפלה XY . נעזר בתוצאת תרגיל 26 (עמוד 430 בספר הקורס), ונקבל:

$$E[XY] = E[E[XY | X]] \stackrel{26\text{ג}}{=} E[XE[Y | X]] = E\left[X \cdot \frac{X}{n}\right] = \frac{1}{n} E[X^2] = \frac{1}{n} \cdot \left(\frac{n}{4} + \frac{n^2}{4}\right) = \frac{n+1}{4}$$

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)\text{Var}(Y)}} = \frac{\frac{n+1}{4} - \frac{n}{2} \cdot \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{n}{4} \cdot \frac{2n-1}{4n}}} = \frac{1}{\sqrt{2n-1}} \quad \text{ומכאן:}$$

11. א1. נסמן ב- X את מספר השקיות ששחר יקנה עד שיהיו ברשותו לפחות גולה אחת מכל צבע. נוכל לבטא את X על-ידי הסכום הבא: $X = 1 + X_1 + X_2$, כאשר X_1 הוא מספר השקיות ששחר יקנה עד שיקבל גולה מצבע שונה מזה שקיבל בשקית הראשונה; ו- X_2 הוא מספר השקיות ששחר יקנה לאחר מכן, עד שיקבל גולה מהצבע השלישי (והאחרון).

$$E[X] = E[1 + X_1 + X_2] = 1 + E[X_1] + E[X_2] \quad \text{ואז:}$$

המשתנים המקריים שהגדרנו, X_1 ו- X_2 , בלתי-תלויים זה בזה, מכיוון שהשקיות בלתי-תלויות זו בזו. כמו כן, ל- X_1 יש התפלגות גיאומטרית עם הפרמטר $\frac{2}{3}$ ול- X_2 יש התפלגות גיאומטרית עם הפרמטר $\frac{1}{3}$.

$$E[X] = 1 + \frac{3}{2} + 3 = 5.5 \quad \text{לפיכך:}$$

2. א2. כבסעיף הקודם, נסמן ב- X את מספר השקיות ששחר יקנה עד שיהיו ברשותו לפחות שתי גולות ירוקות; ונבטא את X כסכום של שני משתנים מקריים, X_1 ו- X_2 , כאשר X_1 הוא מספר השקיות ששחר יקנה עד שיקבל שקית שיש בה לפחות גולה ירוקה אחת (השלב הראשון); ו- X_2 הוא מספר השקיות ששחר יקנה לאחר מכן, עד להשגת מבוקשו (השלב השני).

$$E[X] = E[X_1 + X_2] = E[X_1] + E[X_2] \quad \text{את התוחלת נחשב באותו אופן כמקודם:}$$

למשתנה המקרי X_1 יש התפלגות גיאומטרית עם הפרמטר $\frac{7}{16}$ (השווה להסתברות המשלימה של המאורע שאין בשקית אף גולה ירוקה), ולכן $E[X_1] = \frac{16}{7} = 2\frac{2}{7}$.

ההתפלגות של X_2 , לעומת זאת, תלויה בתוכן השקית האחרונה שנקנתה בשלב הראשון. לכן, נתנה את ההתפלגות של X_2 בתוכן שקית זו. נגדיר את המאורעות:

$$A_1 = \text{בשקית האחרונה בשלב הראשון יש שתי גולות ירוקות;}$$

$$A_2 = \text{בשקית האחרונה בשלב הראשון יש גולה ירוקה אחת בלבד.}$$

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{המאורע } A_1 \text{ התרחש בסוף השלב הראשון} \\ 2 & \text{המאורע } A_2 \text{ התרחש בסוף השלב הראשון} \end{cases} \quad \text{ונגדיר את המשתנה המקרי } Y \text{ על ידי:}$$

נחשב את פונקציית ההסתברות של המשתנה המקרי Y , שהגדרנו לעיל, ונתנה בו כדי לחשב את התוחלת של המשתנה המקרי X_2 , המציין את אורכו של השלב השני. נשים לב, שהמאורעות A_i מתייחסים לתוכן השקית האחרונה שנקנית בשלב הראשון. לכן, בהכרח הם מתייחסים למצב שבו יש בשקית לפחות גולה ירוקה אחת. כלומר, בחישוב ההסתברויות של ה- A_i ים עלינו להתנות במאורע שיש בשקית האחרונה לפחות גולה ירוקה אחת. ההסתברות של מאורע זה היא $1 - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{7}{16}$, ולכן נקבל כי:

$$P(A_1) = P\{Y=1\} = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} / \frac{7}{16} = \frac{1}{7} \quad ; \quad P(A_2) = P\{Y=2\} = 2 \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} / \frac{7}{16} = \frac{6}{7}$$

עתה, נפנה לחישוב התוחלת של X_2 :

$$E[X_2] = E[E[X_2 | Y]] = E[X_2 | Y = 1]P\{Y = 1\} + E[X_2 | Y = 2]P\{Y = 2\}$$

כאשר אנו מביאים בחשבון את תוכן השקית האחרונה בשלב הראשון, שקובע את ההתפלגות המותנית של X_2 .

כלומר, מתקיים :

$$X_2 | Y = 1 \equiv 0 \quad [\text{אין צורך בשלב שני}]$$

$$X_2 | Y = 2 \sim \text{Geo}\left(1 - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{7}{16}\right) \quad [\text{הצלחה בשלב שני} = \text{לפחות גולה ירוקה אחת}]$$

$$E[X_2] = 0 + \frac{16}{7} \cdot \frac{6}{7} = 1 \frac{47}{49} = 1.9592 \quad \text{ומכאן נקבל כי :}$$

$$E[X] = E[X_1] + E[X_2] = 2 \frac{2}{7} + 1 \frac{47}{49} = 4 \frac{12}{49} = 4.2449 \quad \text{ולכן התוחלת של } X \text{ היא :}$$

ב. לכל אחת מ-25 הגולות שאינן כחולות נגדיר :

$$X_i = \begin{cases} 1 & , \text{ גולה } i \text{ הוצאה לפני הכחולה האחרונה} \\ 0 & , \text{ אחרת} \end{cases} \quad \text{נגדיר :} \quad \text{לכל } i = 1, \dots, 25$$

כעת, כדי לחשב את ההסתברות ש- X_i יקבל את הערך 1, נתבונן רק על הגולות ש"קובעות" את ההתרחשות של מאורע זה. אלו הן 5 הגולות הכחולות והגולה i . ההסתברות שהגולה i תוצא אחרונה מבין 6 גולות אלו היא $\frac{1}{6}$ (כי כולן אחרונות בסיכויים שווים); ולכן ההסתברות שהגולה i לא תוצא

$$P\{X_i = 1\} = \frac{5}{6} \quad \text{כלומר :} \quad i = 1, 2, \dots, 25$$

$$P\{X_i = 0\} = \frac{5! \cdot \binom{30}{24} \cdot 24!}{6! \cdot \binom{30}{24} \cdot 24!} = \frac{1}{6} \quad \text{הערה : החישוב המלא של } P\{X_i = 0\} \text{ הוא :}$$

שלבי הניסוי הם כדלקמן – מסדרים בשורה רק את 6 הגולות ה"קובעות" (ב-5! מתוך 6! הסידורים האפשריים הגולה i היא האחרונה); מתייחסים אל 6 גולות אלו כאל מחיצות של 7 תאים ממספרים, ומפזרים ב-7 התאים את 24 הגולות (יש $\binom{30}{24}$ אפשרויות לקביעת כמויות של גולות בכל תא ו-24! אפשרויות לסדר אותן בהתאם לכמויות שנקבעו).

$$X = 5 + \sum_{i=1}^{25} X_i \quad \text{כעת, אם נסמן ב-} X \text{ את מספר הגולות ששחר יוציא, מתקיים :}$$

$$E[X] = 5 + \sum_{i=1}^{25} E[X_i] = 5 + \sum_{i=1}^{25} P\{X_i = 1\} = 5 + 25 \cdot \frac{5}{6} = 25 \frac{5}{6} = 25.8\bar{3} \quad \text{ומכאן :}$$

$$\text{Var}(X_i) = P\{X_i = 1\}P\{X_i = 0\} = \frac{5}{6} \cdot \frac{1}{6} = \frac{5}{36} \quad \text{עתה, נפנה לחישוב השונות :}$$

$$E[X_i X_j] = P\{X_i = 1, X_j = 1\} = \frac{5}{6} \cdot \frac{6}{7} = \frac{5}{7}, \quad i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, 25$$

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = E[X_i X_j] - E[X_i]E[X_j] = \frac{5}{7} - \left(\frac{5}{6}\right)^2 = \frac{5}{252}, \quad i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, 25$$

ומכאן :

$$\begin{aligned}\text{Var}(X) &= \text{Var}\left(5 + \sum_{i=1}^{25} X_i\right) = \text{Var}\left(\sum_{i=1}^{25} X_i\right) = \sum_{i=1}^{25} \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\ &= 25 \cdot \frac{5}{36} + 25 \cdot 24 \cdot \frac{5}{252} = 15.377\end{aligned}$$

12. נסמן ב- A_i את המאורע שצבע הכדור ה- i שהוצא הוא אדום, לכל $i = 1, 2$, וב- R_i אינדיקטור המקבל את הערך 1 כאשר המאורע A_i מתרחש.

$$\begin{aligned}P(A_1) &= P\{R_1 = 1\} = \sum_{i=0}^{100} P\{R_1 = 1 \mid X = i\} P\{X = i\} = \sum_{i=0}^{100} \frac{i}{100} \cdot P\{X = i\} \\ &= \frac{1}{100} \sum_{i=0}^{100} i \cdot P\{X = i\} = \frac{1}{100} \cdot E[X] = \frac{1}{4}\end{aligned}$$

א. דרך I

$$P(A_1) = P\{R_1 = 1\} = E[R_1] = E[E[R_1 \mid X]] = E\left[\frac{X}{100}\right] = \frac{E[X]}{100} = \frac{25}{100} = 0.25$$

דרך II

ב. נחשב את הסתברות החיתוך של שני המאורעות ואחר-כך נשווה אותה למכפלת ההסתברויות שלהם. מקבלים :

$$\begin{aligned}P(A_1 \cap A_2) &= P\{R_1 = 1, R_2 = 1\} = \sum_{i=0}^{100} P\{R_1 = 1, R_2 = 1 \mid X = i\} P\{X = i\} \\ &= \sum_{i=0}^{100} \left(\frac{i}{100}\right)^2 \cdot P\{X = i\} = \left(\frac{1}{100}\right)^2 E[X^2]\end{aligned}$$

$$P(A_1)P(A_2) = \left(\frac{1}{100}\right)^2 (E[X])^2$$

ואילו :

$$E[X^2] = (E[X])^2 \quad \text{לכן, שני המאורעות הללו בלתי-תלויים, רק אם מתקיים השוויון :}$$

$$\text{Var}(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = 0 \quad \text{או לחלופין השוויון :}$$

מכאן נובע, שהמאורעות A_1 ו- A_2 בלתי-תלויים זה בזה, אם ורק אם המשתנה המקרי X מקבל ערך יחיד בהסתברות 1 (ולכן שונותו שווה לאפס).

$$\begin{aligned}P(A_1 \cap A_2) &= \sum_{i=0}^{100} P\{R_1 = 1, R_2 = 1 \mid X = i\} P\{X = i\} = \sum_{i=0}^{100} \frac{i}{100} \cdot \frac{i-1}{99} \cdot P\{X = i\} \\ &= \frac{1}{9,900} (E[X^2] - E[X]) = \frac{1}{9,900} (25 + 25^2 - 25) = \frac{25}{396} = 0.06313\end{aligned}$$

ג.

13. נשתמש בפונקציית הצפיפות המותנית שהתקבלה בתרגיל 16 בקובץ התרגילים לפרק 6, ונקבל כי לכל $0 < x < 1$ מתקיים :

$$E[Y \mid X = x] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y|x) dy = \int_{1-x}^1 \frac{y}{x} dy = \frac{y^2}{2x} \Big|_{1-x}^1 = \frac{1 - (1-x)^2}{2x} = \frac{2-x}{2}$$

ולכל $1 < x < 2$ מתקיים :

$$E[Y \mid X = x] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y|x) dy = \int_{x-1}^1 \frac{y}{2-x} dy = \frac{y^2}{2(2-x)} \Big|_{x-1}^1 = \frac{1 - (x-1)^2}{2(2-x)} = \frac{x}{2}$$

14. התוחלת של Y היא $E[Y] = 3$. כדי לחשב את התוחלת של X , נמצא תחילה את התוחלת המותנית של X

$$E[X | Y = y] = \int_0^y x f_{X|Y}(x | y) dx = \int_0^y \frac{2x^2}{y^2} dx = \frac{2x^3}{3y^2} \Big|_0^y = \frac{2y}{3} \quad \text{בהינתן } Y=y \text{ מקבלים:}$$

$$E[X] = E[E[X | Y]] = E\left[\frac{2}{3}Y\right] = \frac{2}{3} \cdot 3 = 2 \quad \text{לכן:}$$

$$\text{Var}(Y) = \frac{(4-2)^2}{12} = \frac{1}{3} \quad \text{כעת, חשב את השונות של } X \text{ ו-} Y. \text{ השונות של } Y \text{ היא:}$$

ואת השונות של X נחשב בעזרת נוסחת השונות המותנית:

$$\text{Var}(X) = E[\text{Var}(X | Y)] + \text{Var}(E[X | Y])$$

בתחילת הפתרון קיבלנו כי $E[X | Y = y] = \frac{2}{3}y$, עתה נחשב את $\text{Var}(X | Y = y)$. מפונקציית הצפיפות המותנית של X בהינתן $Y = y$ מקבלים:

$$E[X^2 | Y = y] = \int_0^y x^2 f_{X|Y}(x | y) dx = \int_0^y \frac{2x^3}{y^2} dx = \frac{2x^4}{4y^2} \Big|_0^y = \frac{y^2}{2}$$

$$\text{Var}(X | Y = y) = E[X^2 | Y = y] - (E[X | Y = y])^2 = \frac{1}{2}y^2 - \left(\frac{2}{3}y\right)^2 = \frac{1}{18}y^2 \quad \text{ולכן:}$$

$$\text{Var}(X) = E[\text{Var}(X | Y)] + \text{Var}(E[X | Y]) = E\left[\frac{1}{18}Y^2\right] + \text{Var}\left(\frac{2}{3}Y\right) \quad \text{ומכאן:}$$

$$= \frac{1}{18}[\text{Var}(Y) + (E[Y])^2] + \frac{4}{9}\text{Var}(Y) = \frac{1}{18}\left(\frac{1}{3} + 9\right) + \frac{4}{9} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

נותר עוד לחשב את תוחלת המכפלה של X ו- Y :

$$\begin{aligned} E[XY] &= \int_0^4 \int_0^y xy f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_0^4 \int_0^y xy f_{X|Y}(x | y) f_Y(y) dx dy \\ &= \int_0^4 \int_0^y xy \frac{2x}{y^2} \cdot \frac{1}{2} dx dy = \int_0^4 \int_0^y \frac{x^2}{y} dx dy = \int_0^4 \frac{x^3}{3y} \Big|_0^y dy = \int_0^4 \frac{y^2}{3} dy = \frac{y^3}{9} \Big|_0^4 = \frac{64-8}{9} = \frac{56}{9} = 6.22\bar{2} \end{aligned}$$

לחישוב תוחלת המכפלה, אפשר גם להעזר בתוצאת תרגיל 26 מעמוד 430 בספר:

$$E[XY] = E[E[XY | Y]] = E[YE[X | Y]] = E\left[Y \cdot \frac{2}{3}Y\right] = E\left[\frac{2}{3}Y^2\right] = \frac{2}{3}E[Y^2]$$

$$= \frac{2}{3}(\text{Var}(Y) + (E[Y])^2) = \frac{2}{3}\left(\frac{1}{3} + 3^2\right) = \frac{2}{3}(10) = 6.22\bar{2}$$

מכאן נקבל את השונות המשותפת של X ו- Y :

$$\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = \frac{56}{9} - 2 \cdot 3 = \frac{2}{9}$$

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{\frac{2}{9}}{\sqrt{\frac{2}{3}} \cdot \frac{1}{3}} = \frac{\sqrt{2}}{3} = 0.4714 \quad \text{ולסיום נחשב את מקדם המתאם בין } X \text{ ל-} Y:$$

$$E[Y] = E[Y | X = 0]P\{X = 0\} + E[Y | X = 1]P\{X = 1\} = E[Y](1-p) + E[Y | X = 1]p \quad \text{א. 15.}$$

$$E[Y | X = 1] = \frac{E[Y] - E[Y](1-p)}{p} = E[Y] \quad \text{לכן:}$$

ב. נראה ש- X ו- Y בלתי-מתואמים, על-ידי כך שנראה כי $E[XY] = E[X]E[Y]$.

$$E[XY | X = i] = E[iY | X = i] = iE[Y | X = i] = iE[Y] \quad \text{לפי סעיף א, לכל } i = 0, 1, \text{ מתקיים:}$$

ולכן אפשר לרשום באופן כללי את השוויון: $E[XY | X] = X E[Y]$

ומכאן מקבלים: $E[XY] = E[E[XY | X]] = E[X E[Y]] = E[Y] E[X]$

16. נסמן ב- N את המשתנה המקרי המוגדר על-ידי מספר הבקשות שהטכנאי מקבל ביום אחד ובעקבותיהן הוא מגיע לבית הלקוח. למשתנה המקרי N יש התפלגות פואסונית עם הפרמטר $12 \cdot 0.8 = 15$, ולכן תוחלתו ושונויות שוות ל-12. כמו כן, נסמן ב- X_1, X_2, \dots, X_N את זמן התיקון של המקררים שהטכנאי מתקן בבית לקוחותיו (ביום אחד). לכל אחד מה- X_i יש התפלגות מעריכית עם הפרמטר 1.65, ולכן התוחלת של כל אחד מהם היא $1/1.65$ והשונויות $1/1.65^2$. כמו כן, ה- X_i ים בלתי-תלויים זה בזה ובלתי תלויים ב- N .

לפיכך, אפשר להציג את הזמן הכולל שהטכנאי מקדיש לתיקון מקררים ביום אחד, באמצעות הסכום המקרי $\sum_{i=1}^N X_i$. לחישוב התוחלת והשונויות של הסכום הזה, נשתמש בתוצאות שמתקבלות בדוגמה 4 (עמוד 375 בספר) ובדוגמה 4 (עמוד 386 בספר). נקבל:

$$E\left[\sum_{i=1}^N X_i\right] = E[N]E[X_1] = 12 \cdot \frac{1}{1.65} = 7.27 \quad [\text{ה-}X_i \text{ ים שווי-התפלגות}]$$

$$\text{Var}\left(\sum_{i=1}^N X_i\right) = E[N]\text{Var}(X_1) + (E[X_1])^2 \text{Var}(N) = 12 \cdot \frac{1}{1.65^2} + \left(\frac{1}{1.65}\right)^2 \cdot 12 = 8.815$$

17. א. לכל t ממשי, מתקיים:

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = \sum_{i=1}^n e^{ti} P\{X=i\} = \sum_{i=1}^n e^{ti} \binom{n}{i} \cdot \frac{1}{2^n-1} = \frac{1}{2^n-1} \sum_{i=1}^n \binom{n}{i} e^{ti} = \frac{1}{2^n-1} [(1+e^t)^n - 1]$$

לפי נוסחת הבינום

$$M'_X(t) = \frac{n(1+e^t)^{n-1} e^t}{2^n-1} \quad \text{ב. נגזור את הפונקציה יוצרת המומנטים של } X \text{ לפי } t:$$

$$E[X] = M'_X(0) = \frac{n(1+1)^{n-1}}{2^n-1} = \frac{2^{n-1}n}{2^n-1} \quad \text{נמצא את ערך הנגזרת בנקודה } t=0. \text{ מקבלים:}$$

כעת, נחשב את התוחלת של X באופן ישיר:

$$E[X] = \sum_{i=1}^n \binom{n}{i} \cdot \frac{i}{2^n-1} = \frac{1}{2^n-1} \sum_{i=1}^n \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} = \frac{1}{2^n-1} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{n!}{i!(n-i-1)!}$$

$$= \frac{n}{2^n-1} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(n-1)!}{i!(n-i-1)!} = \frac{n}{2^n-1} (1+1)^{n-1} = \frac{2^{n-1}n}{2^n-1}$$

ג. המשתנה המקרי Y הוא הזזה ב-4 של המשתנה המקרי X . כלומר, מתקיים $Y = X + 4$, לכל ערך של n .

$$P\{Y=j\} = P\{X+4=j\} = P\{X=j-4\} = \binom{n}{j-4} \cdot \frac{1}{2^n-1} \quad \text{נראה את הקשר בין המשתנים:}$$

לפיכך, אפשר להשתמש בפונקציה יוצרת המומנטים של X , כדי למצוא את זו של Y .

$$M_Y(t) = M_{X+4}(t) = E[e^{t(X+4)}] = e^{4t} E[e^{tX}] = e^{4t} M_X(t) = \frac{e^{4t}}{2^n-1} [(1+e^t)^n - 1]$$

18. נסמן ב- W את המשקל (בגרמים) של ארגז מלא וב- Y את המשקל (בגרמים) של ארגז ריק. כמו כן, לכל $i = 1, \dots, 10$, נסמן ב- X_i את המשקל (בגרמים) של חבילת עדשים מקרית, ונקבל כי $W = Y + \sum_{i=1}^{10} X_i$. לפי נתוני הבעיה לכל אחד מן המשתנים המקריים X_1, X_2, \dots, X_{10} ו- Y יש התפלגות נורמלית. לכן, אם מניחים שכל המשתנים המקריים הללו בלתי-תלויים זה בזה, מקבלים שגם לסכום W יש התפלגות נורמלית. התוחלת של W ושונותו מתקבלות מסכומי התוחלות והשונות של X_1, X_2, \dots, X_{10} ו- Y , בהתאמה. (ראה את הטענה המובאת במדריך הלמידה בעמוד 171).

$$\mu = 100 + 10 \cdot 200 = 2,100 \quad \text{כלומר, למשתנה המקרי } W \text{ יש התפלגות נורמלית עם הפרמטרים:}$$

$$\sigma^2 = 5^2 + 10 \cdot 10^2 = 1,025$$

19. נסמן ב- X_1, X_2, \dots, X_{10} את אורכי-החיים של הנורות בקופסה. משתנים מקריים אלו מהווים מדגם מקרי מהתפלגות מעריכית עם הפרמטר $\frac{1}{6}$. לכן:

$$E[\bar{X}_{10}] = E[X_1] = 6$$

$$\text{Var}(\bar{X}_{10}) = \frac{\text{Var}(X_1)}{10} = \frac{36}{10} = 3.6$$

שימו לב, שהתנודות בערכי הממוצע קטנות מהתנודות של כל אחד ממשתני המדגם המקרי.

20. א. למשתנים המקריים X_1 ו- X_2 יש התפלגות משותפת דו-נורמלית עם הפרמטרים:

$$\rho = 0 \iff \text{Cov}(X_1, X_2) = 0; \quad \sigma_2^2 = 9; \quad \sigma_1^2 = 4; \quad \mu_2 = 1; \quad \mu_1 = 0$$

המשתנים המקריים X_1 ו- X_2 בלתי-תלויים, מכיון ש- $\rho = 0$ (ראה בספר תרגיל ת22 בעמוד 337, שפתרנו מובא במדריך, או תרגיל ת40 בעמוד 432).

$$P\{X_2 < 0 \mid X_1 < 0\} = P\{X_2 < 0\} = \Phi\left(\frac{0-1}{3}\right) = 1 - 0.6306 = 0.3694 \quad \text{לכן:}$$

ב. גם למשתנים המקריים X_2 ו- X_3 יש התפלגות משותפת דו-נורמלית, אך הם תלויים זה בזה, מכיון שמקדם המתאם ביניהם אינו שווה ל-0. כדי לחשב את ההסתברות המבוקשת נשתמש במסקנות המתקבלות בדוגמה ד5 (עמוד 392 בספר).

$$\text{נתון כי: } \mu_2 = 1; \quad \mu_3 = 2; \quad \sigma_2^2 = 9; \quad \sigma_3^2 = 4; \quad \text{Cov}(X_2, X_3) = 1; \quad \rho = \frac{1}{23} = \frac{1}{6}$$

לכן, למשתנה המקרי המותנה X_2 בהינתן $X_3 = 0$ יש התפלגות נורמלית ומתקיים:

$$E[X_2 \mid X_3 = 0] = \mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_3} (0 - \mu_3) = 1 + \frac{1}{6} \cdot \frac{3}{2} \cdot (-2) = \frac{1}{2}$$

$$\text{Var}(X_2 \mid X_3 = 0) = \sigma_2^2 (1 - \rho^2) = 9 \cdot \left(1 - \frac{1}{36}\right) = 8.75$$

$$P\{X_2 < 0 \mid X_3 = 0\} = \Phi\left(\frac{0 - \frac{1}{2}}{\sqrt{8.75}}\right) = \Phi(-0.1690) = 1 - 0.5671 = 0.4329 \quad \text{ומכאן מקבלים:}$$

ג. אם למשתנים המקריים X_1, X_2 ו- X_3 יש התפלגות משותפת רב-נורמלית (עמוד 403 בספר), אז כל אחד מהם הוא צירוף לינארי של n משתנים מקריים נורמליים סטנדרטיים בלתי-תלויים, Z_1, Z_2, \dots, Z_n . המשתנים המקריים Y_1 ו- Y_2 הם צירופים לינאריים של X_1, X_2 ו- X_3 , ולכן כל אחד מהם הוא גם צירוף לינארי של Z_1, Z_2, \dots, Z_n , שלעיל. לפיכך, גם ל- Y_1 ו- Y_2 יש התפלגות משותפת רב-נורמלית או כפי שהיא נקראת במקרה הדו-מימדי, התפלגות דו-נורמלית.

$$E[Y_1] = E[X_1] + 2E[X_2] - E[X_3] = 0 + 2 - 2 = 0 \quad \text{הפרמטרים של ההתפלגות הם:}$$

$$E[Y_2] = E[X_2] + E[X_3] = 1 + 2 = 3$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_1) &= \text{Var}(X_1) + 4\text{Var}(X_2) + \text{Var}(X_3) + 4\text{Cov}(X_1, X_2) - 2\text{Cov}(X_1, X_3) - 4\text{Cov}(X_2, X_3) \\ &= 4 + 4 \cdot 9 + 4 + 4 \cdot 0 - 2 \cdot 1 - 4 \cdot 1 = 38 \end{aligned}$$

$$\text{Var}(Y_2) = \text{Var}(X_2) + \text{Var}(X_3) + 2\text{Cov}(X_2, X_3) = 9 + 4 + 2 = 15$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_1, Y_2) &= \text{Cov}(X_1, X_2) + \text{Cov}(X_1, X_3) + 2\text{Var}(X_2) + 2\text{Cov}(X_2, X_3) - \text{Cov}(X_3, X_2) - \text{Var}(X_3) \\ &= 0 + 1 + 2 \cdot 9 + 2 \cdot 1 - 1 - 4 = 16 \end{aligned}$$

21. א. המשתנה המקרי $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ הוא סכום של n משתנים מקריים נורמליים בלתי-תלויים.

$$E[Y] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = n \cdot 0 = 0 \quad \text{לכן, התפלגותו נורמלית, ומתקיים:}$$

$$\text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = n \cdot 1 = n$$

המשתנה המקרי $W = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$ הוא סכום של n ריבועים של משתנים מקריים נורמליים סטנדרטיים בלתי-תלויים, ולכן יש לו התפלגות חי-בריבוע עם n דרגות-חופש (ראה עמוד 294 בספר).

$$P\{W > 3 \mid Y = 2\} = P\left\{\sum_{i=1}^n X_i^2 > 3 \mid \sum_{i=1}^n X_i = 2\right\} \quad \text{ב. עלינו לחשב את:}$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i = n\bar{X} \quad \text{נשים לב, שמתקיים:}$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{n}{n-1} \bar{X}^2 \Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i^2 = (n-1)S^2 + n\bar{X}^2 \quad \text{וגם:}$$

$$P\left\{(n-1)S^2 + n\bar{X}^2 > 3 \mid n\bar{X} = 2\right\} = P\left\{(n-1)S^2 + \frac{4}{n} > 3 \mid n\bar{X} = 2\right\} \quad \text{לכן, מקבלים:}$$

$$= P\left\{(n-1)S^2 + \frac{4}{n} > 3\right\} \quad [\bar{X} \text{ ו-} S^2 \text{ בלתי-תלויים, לפי טענה 7.1 (עמוד 406 בספר) }]$$

$$= P\left\{(n-1)S^2 > 3 - \frac{4}{n}\right\}$$

$$= \int_{3-4/n}^{\infty} \frac{1}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)} \cdot \frac{e^{-\frac{x}{2}} x^{\frac{n-1}{2}-1}}{2^{\frac{n-1}{2}}} dx \quad [\text{ל-} S^2 (n-1) \text{ יש התפלגות חי-בריבוע עם } n-1 \text{ דרגות-חופש}]$$

הערה: התפלגות חי-בריבוע עם $n-1$ דרגות-חופש היא התפלגות גמא עם $t = \frac{n-1}{2}$ ו- $\lambda = \frac{1}{2}$.