

## פתרון תרגיל מספר 7 - מבוא להסתברות וסטטיסטיקה

שם: מיכאל גרינבאום, ת"ז: 211747639

12 במאי 2019

1. פתרון:

(א) צ"ל:  $\mathbb{E}[Y]$

הוכחה:

נסמן ב- $c$  את כמות השקלים שהאדם הימר, מספר  $1 \leq k \leq 6$ , מספר הפעמים שיוצא  $k$  הוא משתנה מקרי  $X \sim \text{bin}(3, \frac{1}{6})$  (כי אין חשיבות לסדר הזכיות ו- $\frac{1}{6}$  זה הסיכוי לזכות ויש 3 ניסיונות),

ע"ת נגדיר  $Y$  בתור הרווח מזכייה, נשים לב כי  $Y = \begin{cases} -c & X = 0 \\ c \cdot X & 1 \leq X \leq 3 \end{cases}$

לכן

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y] &= \sum_{y \in \text{Im} Y} y \cdot \mathbb{P}(y) = (-c) \cdot \mathbb{P}_X(0) + (c) \cdot \mathbb{P}_X(1) + (2c) \cdot \mathbb{P}_X(2) + (3c) \cdot \mathbb{P}_X(3) \\ &= c \cdot ((-1) \cdot \mathbb{P}_X(0) + \mathbb{P}_X(1) + 2\mathbb{P}_X(2) + 3\mathbb{P}_X(3)) \\ &= c \cdot \left( (-1) \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^3 + \binom{3}{1} \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^2 + 2\binom{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) + 3\left(\frac{1}{6}\right)^3 \right) \\ &= c \cdot \left( (-1) \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^3 + \binom{3}{1} \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^2 + 2\binom{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) + 3\left(\frac{1}{6}\right)^3 \right) \\ &= \frac{c}{6^3} \cdot (-5^3 + 3 \cdot 1 \cdot 5^2 + 2 \cdot 3 \cdot 1^2 \cdot 5 + 3 \cdot 1^3) = \frac{-17}{6^3} \cdot c = \frac{-17}{216} \cdot c \end{aligned}$$

לכן קיבלנו כי

$$\boxed{\mathbb{E}[Y] = -\frac{17}{216} \cdot c}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל:  $\text{Var}[Y]$

הוכחה:

תחילה נחשב את  $\mathbb{E}[Y^2]$ ,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[Y^2] &= \sum_{y \in \text{Im} Y} y^2 \cdot \mathbb{P}(y) = (-c)^2 \cdot \mathbb{P}_X(0) + (c)^2 \cdot \mathbb{P}_X(1) + (2c)^2 \cdot \mathbb{P}_X(2) + (3c)^2 \cdot \mathbb{P}_X(3) = \\ &= c^2 \cdot (\mathbb{P}_X(0) + \mathbb{P}_X(1) + 4\mathbb{P}_X(2) + 9\mathbb{P}_X(3)) \\ &= c^2 \cdot \left( \left(\frac{5}{6}\right)^3 + \binom{3}{1} \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^2 + 4 \cdot \binom{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) + 9 \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^3 \right) \\ &= c^2 \cdot \left( \left(\frac{5}{6}\right)^3 + \binom{3}{1} \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^2 + 4 \cdot \binom{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) + 9 \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^3 \right) \\ &= \frac{c^2}{6^3} \cdot (5^3 + 3 \cdot 1 \cdot 5^2 + 4 \cdot 3 \cdot 1^2 \cdot 5 + 9 \cdot 1^3) = \frac{269}{6^3} \cdot c^2 = \frac{269}{216} \cdot c^2\end{aligned}$$

לכן

$$\text{Var}[Y] = \mathbb{E}[Y^2] - (\mathbb{E}[Y])^2 = \frac{269}{216} \cdot c^2 - \left(-\frac{17}{216} \cdot c\right)^2 = c^2 \cdot \left(\frac{269 \cdot 216 + 17^2}{216^2}\right) \sim 1.24c^2$$

כלומר

$$\text{Var}[Y] = c^2 \cdot \left(\frac{269 \cdot 216 + 17^2}{216^2}\right) \sim 1.24c^2$$

מ.ש.ל.ב. ☺

2. פתרון:

(א) צ"ל: התפלגות משותפת של  $X_1, X_2, X_3$   
הוכחה:

$$\mathbb{P}(X_1 \cap X_2 \cap X_3) = \mathbb{P}(X_1) \cdot \mathbb{P}(X_2 \cap X_3 \mid X_1) = \mathbb{P}(X_1) \cdot \mathbb{P}(X_2 \mid X_1) \cdot \mathbb{P}(X_3 \mid X_1 \cap X_2)$$

לכן

$$\begin{aligned}\mathbb{P}((X_1 = 0) \cap (X_2 = 0) \cap (X_3 = 0)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{6} \\ \mathbb{P}((X_1 = 0) \cap (X_2 = 0) \cap (X_3 = 1)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} \\ \mathbb{P}((X_1 = 0) \cap (X_2 = 1) \cap (X_3 = 0)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} \\ \mathbb{P}((X_1 = 0) \cap (X_2 = 1) \cap (X_3 = 1)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \\ \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (X_2 = 0) \cap (X_3 = 0)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} \\ \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (X_2 = 0) \cap (X_3 = 1)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \\ \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (X_2 = 1) \cap (X_3 = 0)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \\ \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (X_2 = 1) \cap (X_3 = 1)) &= \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3}\end{aligned}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: התפלגות משותפת של  $X_1, X_2, X_3$   
הוכחה:

$$\mathbb{P}(X_1 \cap X_2) = \mathbb{P}(X_1 \cap X_2 \cap (X_3 = 0)) + \mathbb{P}(X_1 \cap X_2 \cap (X_3 = 1))$$

לכן

$$\begin{aligned}\mathbb{P}((X_1 = 0) \cap (X_2 = 0)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} \\ \mathbb{P}((X_1 = 0) \cap (X_2 = 1)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \\ \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (X_2 = 0)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} + \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \\ \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (X_2 = 1)) &= \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3}\end{aligned}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

3. פתרון:

(א) צ"ל:  $\text{Var}[X]$   
הוכחה:

תחילה נשים לב כי בתרגיל 6 ראינו כי  $\mathbb{E}[X] = \frac{1}{p}$  לכן

$$\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \mathbb{E}[X^2] - \left(\frac{1}{p}\right)^2 = \mathbb{E}[X^2] - \frac{1}{p^2}$$

נחשב  $\mathbb{E}[X^2]$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X^2] &= \mathbb{E}[X^2 - X + X] = \mathbb{E}[X^2 - X] + \mathbb{E}[X] \\ &= \mathbb{E}[X(X-1)] + \frac{1}{p} = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (k-1) \cdot (1-p)^{k-1} \cdot p + \frac{1}{p}\end{aligned}$$

נשים לב כי

$$\begin{aligned}\sum_{k=1}^{n-1} q^k &= \frac{q^n - 1}{q - 1} \\ \sum_{k=2}^{n-1} k(k-1) \cdot q^{k-2} &= \left(\sum_{k=1}^{n-1} q^k\right)'' = \left(\frac{q^n - 1}{q - 1}\right)'' = \frac{2 - q^{n-2}((n-2)(n-1)q^2 - 2(n-2)nq + (n-1)n)}{(1-q)^3}\end{aligned}$$

לכן

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{n-1} k(k-1) \cdot q^{k-1} = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{q^n - 1}{q - 1}\right)'' = \frac{2}{(1-q)^3}$$

נציב חזרה ב  $\mathbb{E}[X^2]$  ונקבל

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X^2] &= \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (k-1) \cdot (1-p)^{k-1} \cdot p + \frac{1}{p} \\ &= p \cdot (1-p) \cdot \sum_{k=2}^{\infty} k \cdot (k-1) \cdot (1-p)^{k-2} + \frac{1}{p} \\ &= \frac{2}{(1-q)^3} \cdot p \cdot (1-p) + \frac{1}{p} = \frac{2}{p^3} \cdot p \cdot (1-p) + \frac{1}{p} = \frac{2}{p^2} - \frac{2}{p} + \frac{1}{p} = \frac{2}{p^2} - \frac{1}{p}\end{aligned}$$

נציב ונקבל

$$\text{Var}[X] = \frac{2}{p^2} - \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} = \frac{2-p-1}{p^2} = \frac{1-p}{p^2}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל:  $\text{Var}[X]$

הוכחה:

תחילה נשים לב כי בתרגיל 6 ראינו כי  $\mathbb{E}[X] = \frac{Mn}{N}$  לכן

$$\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \mathbb{E}[X^2] - \left(\frac{Mn}{N}\right)^2 = \mathbb{E}[X^2] - \frac{M^2n^2}{N^2}$$

נחשב  $\mathbb{E}[X^2]$  בתרגיל 6 ראינו כי  $X(k) = \frac{\binom{N-M}{n-k} \cdot \binom{M}{k}}{\binom{N}{n}}$  ו  $\text{Range}(X) = 0, \dots, \min(M, n)$  נציב ונקבל

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X^2] &= \sum_{x \in \text{Im} X} x \cdot \mathbb{P}_X(x) = \sum_{k=0}^{\min(M, n)} k^2 \cdot \mathbb{P}_X(k) = \sum_{k=0}^{\min(M, n)} k^2 \cdot \frac{\binom{N-M}{n-k} \cdot \binom{M}{k}}{\binom{N}{n}} \\ &= \sum_{k=0}^n k^2 \cdot \frac{\binom{N-M}{n-k} \cdot \binom{M}{k}}{\binom{N}{n}} \stackrel{\text{wolfram}}{=} \frac{M \cdot n \cdot (M(n-1) - n + N)}{N \cdot (N-1)} \end{aligned}$$

לכן

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= \mathbb{E}[X^2] - \frac{M^2n^2}{N^2} = \frac{M \cdot n \cdot (M(n-1) - n + N)}{N \cdot (N-1)} - \frac{M^2n^2}{N^2} \\ &= \frac{Mn}{N} \cdot \left( \frac{M(n-1) - n + N}{N-1} - \frac{Mn}{N} \right) = \frac{Mn}{N} \cdot \frac{(M(n-1) - n + N) \cdot N - (Mn) \cdot (N-1)}{(N-1) \cdot N} \\ &= \frac{Mn}{N} \cdot \frac{(M(n-1) - n + N) \cdot N - (Mn) \cdot (N-1)}{(N-1) \cdot N} \\ &= \frac{Mn}{N} \cdot \left( \frac{MNn - MN - nN + N^2 - MNn + Mn}{(N-1) \cdot N} \right) \\ &= \frac{Mn}{N} \cdot \left( \frac{-MN - nN + N^2 + Mn}{(N-1) \cdot N} \right) = \frac{Mn}{N} \cdot \left( \frac{M(n-N) + N(N-n)}{(N-1) \cdot N} \right) \\ &= \frac{Mn}{N} \cdot \left( \frac{(N-n) \cdot (N-M)}{(N-1) \cdot N} \right) = \frac{M \cdot n \cdot (N-n) \cdot (N-M)}{(N-1) \cdot N^2} \end{aligned}$$

לכן

$$\text{Var}[X] = \frac{M \cdot n \cdot (N-n) \cdot (N-M)}{(N-1) \cdot N^2}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

4. צ"ל: מינימום  $Cov$

הוכחה:

תחילה נשים לב כי  $\text{Var}[X_i] = p \cdot q = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$  כי כך מחושב  $\text{Var}$  ברנולי.

נגדיר  $X = \sum_{i=1}^n X_i$ , עתה נשים לב כי

$$\begin{aligned}\text{Var}[X] &= \text{Var}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] \stackrel{*}{=} \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{n}{4} + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\ &= \frac{n}{4} + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_1, X_2) = \frac{n}{4} + n \cdot (n-1) \cdot \text{Cov}(X_1, X_2)\end{aligned}$$

וגם מתקיים  $\frac{n}{4} + n \cdot (n-1) \cdot \text{Cov}(X_1, X_2) = \text{Var}[X] \geq 0$  לכן

$$\boxed{\text{Cov}(X_1, X_2) \geq \frac{-1}{4(n-1)}}$$

עתה כדוגמא נבחר  $X_1 \sim \text{Ber}\left(\frac{1}{2}\right)$ , ונגדיר  $X_2 = 1 - X_1$  ולכן  $X_1, X_2$  ב"ת כי  $\mathbb{P}(X_1 \cap X_2) = 0 \neq \mathbb{P}(X_1) \cdot \mathbb{P}(X_2)$  לכן מהיות  $X_1, 1$  משתנים ב"ת מתקיים  $\text{Cov}(X_1, 1) = 0$ , לכן

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X_1, X_2) &= \text{Cov}(X_1, 1 - X_1) \stackrel{*}{=} \text{Cov}(X_1, 1) - \text{Cov}(X_1, X_1) \\ &= \text{Cov}(X_1, 1) - \text{Var}(X_1, X_1) = 0 - \frac{1}{4} = \frac{-1}{4(2-1)}\end{aligned}$$

**הערה:** \* מתקיים מתכוונות המוכחות בשאלה 6

מ.ש.ל. ©

5. **צ"ל:**  $\mathbb{E}[X], \text{Var}[X]$

**הוכחה:**

נסמן  $X_i$  בשתנה מקרי האם הכדור  $i$  יושב ליד בן זוגו (1 אם כן אחרת 0) נשים לב כי יש 19! אפשרויות לסידור שאר הכדורים, ומהם מתקיים כי ב-18! 2 מהסידורים, הכדור  $i$  יושב ליד בן זוגו, לכן

$$\mathbb{P}(X_i = 1) = \frac{2 \cdot 18!}{19!} = \frac{2}{19}$$

עתה נשים לב כי  $X = \sum_{i=1}^{10} X_i$ , לכן

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{10} X_i\right] = \sum_{i=1}^{10} \mathbb{E}[X_i] = \sum_{i=1}^{10} \mathbb{P}(X_i) = \sum_{i=1}^{10} \frac{2}{19} = \frac{20}{19}$$

לכן

$$\boxed{\mathbb{E}[X] = \frac{20}{19}}$$

עתה נחשב את  $\mathbb{E}[X^2]$ , נשים לב כי

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X^2] &= \mathbb{E}\left[\left(\sum_{i=1}^{10} X_i\right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{10} X_i\right)\right] = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{10} X_i\right] + \mathbb{E}\left[2 \sum_{i < j} X_i X_j\right] = \sum_{i=1}^{10} \mathbb{E}[X_i^2] + 2 \sum_{i < j} \mathbb{E}[X_i X_j] \\ &= \sum_{i=1}^{10} \mathbb{E}[X_i] + 2 \sum_{i < j} \mathbb{E}[X_i X_j] = \frac{20}{19} + 2 \sum_{i < j} \mathbb{E}[X_i X_j] = \frac{20}{19} + 10 \cdot 9 \cdot \mathbb{E}[X_i X_j]\end{aligned}$$

עתה נחשב את  $\mathbb{E}[X_i X_j]$ , נשים לב כי יש  $19!$  אפשרויות לסידור שאר הכדורים, ומהם מתקיים כי ב- $4 \cdot 17!$  מהסידורים, הכדור הכחול ה- $i$  יושב ליד בן זוגו וגם הכדור ה- $j$  יושב ליד בן זוגו (כי לזוג של  $i, j$  יש רק 2 מקומות לבחירה), לכן

$$\mathbb{P}((X_i = 1) \cap (X_j = 1)) = \frac{4 \cdot 17!}{19!} = \frac{4}{19 \cdot 18}$$

לכן

$$\mathbb{E}[X_i X_j] = \mathbb{E}[I_A] = \mathbb{P}(A) = \mathbb{P}((X_i = 1) \cap (X_j = 1)) = \frac{4}{19 \cdot 18}$$

נציב ונקבל

$$\mathbb{E}[X^2] = \frac{20}{19} + 10 \cdot 9 \frac{4}{19 \cdot 18} = \frac{20}{19} + \frac{20}{19} = \frac{40}{19}$$

לכן

$$\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \frac{40}{19} - \frac{20^2}{19^2} = \frac{360}{361}$$

לכן

$$\boxed{\text{Var}[X] = \frac{360}{361}}$$

מ.ש.ל.⊙

6. פתרון:

(א) פתרון:

$$\text{Var}[X + a] = \text{Var}[X] \quad \text{ii. צ"ל:}$$

הוכחה:

נעזר בסעיף ג' ונוכיח אותו בלי תכונה זאת

$$\begin{aligned} \text{Var}(X + a) &= \mathbb{E}[(X + a)^2] - \mathbb{E}^2[X + a] = \mathbb{E}[X^2 + 2Xa + a^2] - (\mathbb{E}[X] + a)^2 \\ &= \mathbb{E}[X^2] + 2a\mathbb{E}[X] + a^2 - \mathbb{E}^2[X] - 2a\mathbb{E}[X] - a^2 \\ &= \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \text{Var}(\xi(\omega)) \end{aligned}$$

מ.ש.ל.א.1.⊙

$$\text{Var}[a \cdot X] = a^2 \cdot \text{Var}[X] \quad \text{ii. צ"ל:}$$

הוכחה:

נעזר בסעיף ג' ונוכיח אותו בלי תכונה זאת

$$\text{Var}(a \cdot X) = \mathbb{E}[a^2 X^2] - (\mathbb{E}[a \cdot X])^2 = a^2 (\mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2) = a^2 \cdot \text{Var}[X]$$

מ.ש.ל.א.2.⊙

iii. **צ"ל:**  $\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2$   
**הוכחה:**

$$\begin{aligned}\text{Var}[X] &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2 - 2 \cdot \mathbb{E}[X] \cdot X + \mathbb{E}^2[X]] \\ &= \mathbb{E}[X^2] - 2\mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}^2[X] \\ &= \mathbb{E}[X^2(\omega)] - (\mathbb{E}[X])^2\end{aligned}$$

⊙.3.א.ל.ש.מ

iv. **צ"ל:**  $\text{Var}[X + Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2 \cdot \text{Cov}(X, Y)$   
**הוכחה:**

$$\begin{aligned}\text{Var}[X + Y] &= \mathbb{E}[(X + Y - \mathbb{E}[X + Y])^2] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X] + Y - \mathbb{E}[Y])^2] \\ &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2 + 2 \cdot (X - \mathbb{E}[X]) \cdot (Y - \mathbb{E}[Y]) + (Y - \mathbb{E}[Y])^2] \\ &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] + 2 \cdot \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X]) \cdot (Y - \mathbb{E}[Y])] + \mathbb{E}[(Y - \mathbb{E}[Y])^2] \\ &= \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2 \cdot \text{Cov}(X, Y)\end{aligned}$$

⊙.4.א.ל.ש.מ

v. **צ"ל:**  $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y]$   
**הוכחה:**

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X]) \cdot (Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[XY - \mathbb{E}[X] \cdot Y + \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y] - \mathbb{E}[Y] \cdot X] \\ &= \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y] + \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y] - \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y]\end{aligned}$$

⊙.5.א.ל.ש.מ

vi. **צ"ל:**  $\text{Var}(\sum_{i=1}^n X_i) = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j)$   
**הוכחה:**

נעזר בסעיף 7 ובו לא נשתמש בסעיף זה.

נוכיח את הטענה באינדוקציה:

בסיס  $n = 2$ , נשים לב שמסעיף 4 מתקיים

$$\text{Var}[X_1 + X_2] = \text{Var}[X_1] + \text{Var}[X_2] + 2 \cdot \text{Cov}(X_1, X_2)$$

כנדרש

צעד: נניח שהטענה נכונה ל  $n - 1$  ונוכיח ל  $n$

$$\begin{aligned}\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^{n-1} X_i + X_n\right) = \text{Var}\left(\sum_{i=1}^{n-1} X_i\right) + \text{Var}[X_n] + 2 \cdot \text{Cov}\left(\sum_{i=1}^{n-1} X_i, X_n\right) \\ &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^{n-1} X_i\right) + \text{Var}[X_n] + 2 \sum_{i=1}^{n-1} [\text{Cov}(X_i, X_n)] \\ &\stackrel{\text{induction}}{=} \sum_{i=1}^{n-1} \text{Var}[X_i] + 2 \sum_{i < j < n} \text{Cov}(X_i, X_j) + \text{Var}[X_n] + 2 \sum_{i=1}^{n-1} [\text{Cov}(X_i, X_n)] \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j)\end{aligned}$$

כלומר הטענה נכונה ל $n$ , לכן בגלל אינדוקציה נובע כי

$$\text{Var} \left( \sum_{i=1}^n X_i \right) = \sum_{i=1}^n \text{Var} [X_i] + 2 \sum_{i < j} \text{Cov} (X_i, X_j)$$

⊙.מ.ש.ל.א.6.

vii. **צ"ל:**  $\text{Cov} (X + Y, Z) = \text{Cov} (X, Z) + \text{Cov} (Y, Z)$ ,  $\text{Cov} (X, Y) = \text{Cov} (Y, X)$   
הוכחה:

$$\text{Cov} (X, Y) = \mathbb{E} [XY] - \mathbb{E} [X] \cdot \mathbb{E} [Y] = \mathbb{E} [Y \cdot X] - \mathbb{E} [Y] \cdot \mathbb{E} [X] = \text{Cov} (Y, X)$$

עתה נוכיח כי  $\text{Cov} (X + Y, Z) = \text{Cov} (X, Z) + \text{Cov} (Y, Z)$

$$\begin{aligned} \text{Cov} (X + Y, Z) &= \mathbb{E} [(X + Y) \cdot Z] - \mathbb{E} [X + Y] \cdot \mathbb{E} [Z] \\ &= \mathbb{E} [XZ] + \mathbb{E} [YZ] - \mathbb{E} [X] \cdot \mathbb{E} [Z] - \mathbb{E} [Y] \cdot \mathbb{E} [Z] \\ &= (\mathbb{E} [XZ] - \mathbb{E} [X] \cdot \mathbb{E} [Z]) + (\mathbb{E} [YZ] - \mathbb{E} [Y] \cdot \mathbb{E} [Z]) \\ &= \text{Cov} (X, Z) + \text{Cov} (Y, Z) \end{aligned}$$

⊙.מ.ש.ל.א.7.

(ב) **צ"ל:**  $X, Y$  כך ש  $\text{Cov} (X, Y) = 0$  וגם  $X, Y$  לא ב"ת  
הוכחה:

$$\text{נגדיר בניסוי מטבע הוגן עם 3 צדדים, } X = \begin{cases} 2 & H \\ -2 & T \\ 0 & OTHER \end{cases}, Y = X^2 = \begin{cases} 4 & H \\ 4 & T \\ 0 & OTHER \end{cases} \text{ לכן}$$

$$\mathbb{E} [X] = 2 \cdot \frac{1}{3} + -2 \cdot \frac{1}{3} = 0$$

$$\text{בנוסף לכך מתקיים } Y \cdot X = \begin{cases} 8 & H \\ -8 & T \\ 0 & OTHER \end{cases} \text{ לכן}$$

$$\mathbb{E} [XY] = 8 \cdot \frac{1}{3} + -8 \cdot \frac{1}{3} = 0$$

עתה נשים לב כי

$$\text{Cov} (X, Y) = \mathbb{E} [XY] - \mathbb{E} [X] \mathbb{E} [Y] = 0 - 0 \cdot \mathbb{E} [Y] = 0$$

נשים לב כי  $Y = X^2$  לכן  $X, Y$  לא ב"ת כנדרש

⊙.מ.ש.ל.ב.