

פתרון תרגיל מספר 6 - מבוא להסתברות וסטטיסטיקה

שם: מיכאל גרינבאום, ת"ז: 211747639

9 במאי 2019

1. פתרון:

(א) צ"ל: התפלגות X

הוכחה:

תחילה נשים לב כי $\text{Range}(X) = \mathbb{N}$ מההגדרה, וגם כי עבור $k \in \mathbb{N}$ מתקיים שהסיכוי שהצלחה הראשונה היא k אם $X \sim \text{Geo}(p, k)$, כלומר

$$\mathbb{P}_X(k) = (1-p)^{k-1} \cdot p$$

$$\left[\left((1-p)^{k-1} \cdot p \right)_{k=1}^{\infty} \right] \text{ לכן ההתפלגות הינה}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$

הוכחה:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \sum_{x \in \text{Im} X} x \cdot \mathbb{P}_X(x) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \mathbb{P}_X(k) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} \cdot p \\ &= p \cdot \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} = p \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\sum_{k=1}^{n-1} k \cdot (1-p)^{k-1} \right] \\ &\stackrel{*}{=} p \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{(n-1)(1-p)^n - n \cdot (1-p)^{n-1} + 1}{(p)^2} \right] \\ &= \frac{p}{p^2} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left[(n-1)(1-p)^n - n \cdot (1-p)^{n-1} + 1 \right] \\ &= \frac{1}{p} \cdot 1 = \frac{1}{p} \end{aligned}$$

$$\left[\mathbb{E}[X] = \frac{1}{p} \right] \text{ כלומר קיבלנו כי}$$

$$\sum_{k=1}^{n-1} k \cdot q^{k-1} = \frac{(n-1)q^n - n \cdot q^{n-1} + 1}{(q-1)^2} \text{ כי } \text{הערה: המעבר } * \text{ נכון כי הוכחנו בהרצאה}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

2. צ"ל: הסתברות שבדיק 2 קנו טלויזיה ו1 קנה מקרר

הוכחה:

נפתור בעיה באופן כללי ואז נציב, נניח כי היו n מבקרים, t מהם רצו טלויזיה, f מהם רצו מקרר. נרצה לדעת את $p(t, f)$

נשים לב שההסתברות שבדיק t מהם קנו טלויזיה היא $0.45^t \cdot \binom{n}{t}$, לאחר t מהם קנו טלויזיה, ההסתברות ש f מהם יקנו מקרר היא $0.15^f \cdot \binom{n-t}{f}$, לבסוף, נרצה שכל השאר לא יקנו לא מקרר ולא טלויזיה, ההסתברות לכך היא 0.4^{n-t-f}

מהיות המאורעות בלתי תלויים, נקבל כי $p(t, f) = 0.45^t \cdot \binom{n}{t} \cdot 0.15^f \cdot \binom{n-t}{f} \cdot 0.4^{n-t-f}$ נציב את הנתונים: $t = 2, f = 1, n = 5$ ונקבל

$$p(2, 1) = \binom{5}{2} \cdot \binom{3}{1} \cdot 0.45^2 \cdot 0.15 \cdot 0.4^2$$

מ.ש.ל. ☺

3. פתרון:

(א) צ"ל: התפלגות X
הוכחה:

נשים לב כי $\text{Range}(X) = (0, \dots, \min(M, n))$, מהיות ויש לכל היותר M כדורים כחולים ואנחנו לוקחים לכל היותר n כדורים.
לכן יהי $k \in (0, \dots, \min(M, n))$ אזי

$$\mathbb{P}_X(k) = \frac{\underbrace{\binom{N-M}{n-k}}_{\text{options n-k red balls}} \cdot \underbrace{\binom{M}{k}}_{\text{options k blue balls}}}{\underbrace{\binom{N}{n}}_{\text{options choose n}}}$$

$$\left(\left(\frac{\binom{N-M}{n-k} \cdot \binom{M}{k}}{\binom{N}{n}} \right)_{k=0}^{\min(M, n)} \right) \quad \text{לכן ההתפלגות היא}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$
הוכחה:

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

מ.ש.ל.ב. ☺

4. פתרון:

(א) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$
הוכחה:

נגדיר $X : \{1, 2, 3\} \rightarrow \mathbb{R}$ - מספר העוגיות בצנצנת i , לכן $\text{Range}(X) = (9, 15, 18)$ וגם מתקיים מהנתון

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_X(9) &= \frac{9}{9+15+18} = \frac{3}{3+5+6} = \frac{3}{14} \\ \mathbb{P}_X(15) &= \frac{15}{9+15+18} = \frac{5}{3+5+6} = \frac{5}{14} \\ \mathbb{P}_X(18) &= \frac{18}{9+15+18} = \frac{6}{3+5+6} = \frac{6}{14} \end{aligned}$$

לכן

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \sum_{x \in \text{Im} X} x \cdot \mathbb{P}_X(x) = 9 \cdot \mathbb{P}_X(9) + 15 \cdot \mathbb{P}_X(15) + 18 \cdot \mathbb{P}_X(18) \\ &= 9 \cdot \frac{3}{14} + 15 \cdot \frac{5}{14} + 18 \cdot \frac{6}{14} = 15\end{aligned}$$

$$\boxed{\mathbb{E}[X] = 15} \quad \text{כלומר}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$
הוכחה:

נגדיר $X : \{1, 2, 3\} \rightarrow \mathbb{R}$ - מספר העוגיות בצנצנת i , לכן $\text{Range}(X) = (9, 15, 18)$ וגם מתקיים מהנתון

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_X(9) &= \frac{1}{3} \\ \mathbb{P}_X(15) &= \frac{1}{3} \\ \mathbb{P}_X(18) &= \frac{1}{3}\end{aligned}$$

לכן

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \sum_{x \in \text{Im} X} x \cdot \mathbb{P}_X(x) = 9 \cdot \mathbb{P}_X(9) + 15 \cdot \mathbb{P}_X(15) + 18 \cdot \mathbb{P}_X(18) \\ &= 9 \cdot \frac{1}{3} + 15 \cdot \frac{1}{3} + 18 \cdot \frac{1}{3} = 3 + 5 + 6 = 14\end{aligned}$$

$$\boxed{\mathbb{E}[X] = 14} \quad \text{כלומר}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

5. פתרון:

(א) צ"ל: התפלגות X, Y
הוכחה:
נשים לב כי

$$|\Omega| = |\{(i, j) \mid 1 \leq i \leq j, 1 \leq j \leq 10\}| = \sum_{j=1}^{10} |\{(i, j) \mid 1 \leq i \leq j\}| = \sum_{j=1}^{10} j = \frac{10 \cdot 11}{2} = 55$$

תחילה נחשב את ההתפלגות של Y , נשים לב כי $\text{Range}(Y) = (0, \dots, 10)$ וגם

$$\mathbb{P}_Y(j) = \frac{|\{(i, j) \mid 1 \leq i \leq j\}|}{|\Omega|} = \frac{j}{55}$$

$$\boxed{\left(\left(\frac{k}{55} \right)_{k=0}^{10} \right)}, \quad \text{כלומר ההתפלגות של } Y \text{ היא}$$

עתה נחשב את ההתפלגות של X , נשים לב כי $\text{Range}(X) = (0, \dots, 10)$ וגם

$$\mathbb{P}_X(j) = \frac{|\{(i, j) \mid i \leq j \leq 10\}|}{|\Omega|} = \frac{10 - i + 1}{55} = \frac{11 - i}{55} = \frac{1}{5} - \frac{i}{55}$$

$$\boxed{\left(\left(\frac{1}{5} - \frac{k}{55} \right)_{k=0}^{10} \right)}, \quad \text{כלומר ההתפלגות של } X \text{ היא}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$
הוכחה:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \sum_{x \in \text{Im } X} x \cdot \mathbb{P}_X(x) = \sum_{k=1}^{10} k \cdot \mathbb{P}_X(k) = \sum_{k=1}^{10} k \cdot \left(\frac{1}{5} - \frac{k}{55}\right) \\ &= \frac{1}{5} \cdot \sum_{k=1}^{10} k - \frac{1}{55} \cdot \sum_{k=1}^{10} k^2 = \frac{55}{5} - \frac{385}{55} = 11 - 7 = 4\end{aligned}$$

כלומר $\mathbb{E}[X] = 4$

מ.ש.ל.ב. ☺

6. צ"ל: $\mathbb{E}[X]$
הוכחה:

נסמן ב- N את הפעם שקיבלנו בה 6
נגדיר A_i - הסיכוי שבזריקה ה- i נקבל 1

$$\mathbb{P}(A_i | N = k) = \frac{\mathbb{P}(A_i \cap (N = k))}{\mathbb{P}(N = k)} = \frac{\frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-2}}{\frac{1}{6} \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}} = \frac{1}{5}$$

לכן

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &\stackrel{*}{=} \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{E}[X | N = k] \cdot \mathbb{P}(N = k) = \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{k-1} I_{A_i} | N = k\right] \cdot \mathbb{P}(N = k) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{k-1} [\mathbb{E}[I_{A_i} | N = k] \cdot \mathbb{P}(N = k)] = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{k-1} [\mathbb{P}(A_i | N = k) \cdot \mathbb{P}(N = k)] \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{k-1} \left[\frac{1}{5} \cdot \left(\frac{1}{6} \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}\right)\right] = \frac{1}{5} \left[\sum_{k=1}^{\infty} \left((k-1) \cdot \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}\right)\right] \\ &= \frac{1}{5} \left[\sum_{k=1}^{\infty} \left(k \cdot \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}\right) - \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{6} \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}\right)\right] = \frac{1}{5} \left[\frac{1}{6} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\sum_{k=1}^{n-1} \left(k \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}\right)\right] - 1\right] \\ &\stackrel{**}{=} \frac{1}{5} \left[\frac{1}{6} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{(n-1) \left(\frac{5}{6}\right)^n - n \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^{n-1} + 1}{\left(\frac{1}{6}\right)^2}\right] - 1\right] = \frac{1}{5} \left[\frac{1}{6} \cdot 6 - 1\right] = \frac{5}{5} = 1\end{aligned}$$

כלומר קיבלנו כי $\mathbb{E}[X] = 1$

הערות: נשים לב כי \star מתקיים מנוסחת התוחלת תחת התנייה

נשים לב כי $\star\star$ מתקיים כי הוכחנו בהרצאה כי $\sum_{k=1}^{n-1} k \cdot q^{k-1} = \frac{(n-1)q^n - n \cdot q^{n-1} + 1}{(q-1)^2}$

מ.ש.ל. ☺