

פתרון תרגיל מספר 9 - מבוא להסתברות וסטטיסטיקה

שם: מיכאל גרינבאום, ת"ז: 211747639

24 במאי 2019

1. צ"ל: התפלגות X היא על בנות

הוכחה:

נשים לב כי $\text{Range}(X) = \mathbb{N} \cup \{0\}$, יהי $k \in \mathbb{N} \cup \{0\}$, לכן

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_X(k) &= \sum_{i=0}^{\infty} \mathbb{P}(X = k \mid \text{there are } i \text{ people in the total}) \\ &= \sum_{i=k}^{\infty} \mathbb{P}(X = k \mid \text{there are } i \text{ people in the total}) \\ &= \sum_{i=k}^{\infty} \underbrace{p^k \cdot (1-p)^k}_{\text{there are } k \text{ girls}} \cdot \underbrace{\frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda}}_{\text{there are } i \text{ people in the total}} \\ &= \frac{p^k}{(1-p)^k} \cdot \sum_{i=k}^{\infty} (1-p)^i \cdot \frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda} = \left(\frac{p}{1-p}\right)^k \cdot \sum_{i=k}^{\infty} (1-p)^i \cdot \frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda} \\ &\quad \left(\left(\frac{p}{1-p}\right)^k \cdot \sum_{i=k}^{\infty} (1-p)^i \cdot \frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda}\right)_{k=0}^{\infty} \text{ לכן ההתפלגות היא} \end{aligned}$$

מ.ש.ל. ☺

2. פתרון:

(א) צ"ל: $\min\{X, Y\} \sim \text{Geo}(1 - (1-p) \cdot (1-q))$

הוכחה:

תחילה ראינו כי תכונת החוסר זיכרון שאומרת $\mathbb{P}(X > k) = (1-p)^k$ וכל דבר שמקיים תכונה זאת הוא $\text{Geo}(p)$, עתה נשים לב כי

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\min\{X, Y\} > k) &= \mathbb{P}(X > k \cap Y > k) = \mathbb{P}(X > k) \cdot \mathbb{P}(Y > k) \\ &= (1-p)^k \cdot (1-q)^k = ((1-p) \cdot (1-q))^k \end{aligned}$$

כלומר קיבלנו כי $\mathbb{P}(\min\{X, Y\} > k) = ((1-p) \cdot (1-q))^k = (1 - (1-p) \cdot (1-q))^k$
 לכן לפי מה שהוכחנו בתרגיל 5 מתקיים $\min\{X, Y\} \sim \text{Geo}((1-p) \cdot (1-q))$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $X + Y$

הוכחה:

יהי $\text{Range}(X + Y) = \mathbb{N} \setminus \{1\}$, תחילה נשים לב כי

$$\mathbb{P}(X = n) = p \cdot (1-p)^{n-1}$$

לכן יהי $k \in \mathbb{N} \setminus \{1\}$ אזי

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}_{X+Y}(k) &= \sum_{n=1}^{k-1} \mathbb{P}(X=n \cap Y=k-n) \\
 &= \sum_{n=1}^{k-1} \mathbb{P}(X=n) \cdot \mathbb{P}(Y=k-n) \\
 &= \sum_{n=1}^{k-1} p \cdot (1-p)^{n-1} \cdot q \cdot (1-q)^{k-n-1} = p \cdot q \cdot \sum_{n=1}^{k-1} (1-p)^{n-1} \cdot (1-q)^{k-n-1} \\
 &= \frac{pq}{(1-p)} \cdot (1-q)^{k-1} \cdot \sum_{n=1}^{k-1} (1-p)^n \cdot (1-q)^{-n} = \frac{pq}{(1-p)} \cdot (1-q)^{k-1} \cdot \sum_{n=1}^{k-1} \left(\frac{1-p}{1-q}\right)^n \\
 &= \frac{pq}{(1-p)} \cdot (1-q)^{k-1} \cdot \frac{1-p}{1-q} \cdot \frac{\left(\frac{1-p}{1-q}\right)^{k-1} - 1}{\left(\frac{1-p}{1-q}\right) - 1} \\
 &= \frac{pq}{p-q} \cdot (1-q)^{k-1} \cdot \left[1 - \left(\frac{1-p}{1-q}\right)^{k-1}\right] = \frac{pq}{p-q} \cdot \left[(1-q)^{k-1} - (1-p)^{k-1}\right] \\
 &\quad \left(\frac{pq}{p-q} \cdot \left[(1-q)^{k-1} - (1-p)^{k-1}\right]\right)_{k=2}^{\infty} \text{ כלומר ההתפלגות היא}
 \end{aligned}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

3. פתרון:

(א) צ"ל: פונקציה יוצרת מומנטים של $X \sim Poi(\lambda)$

הוכחה:

נחשב את $M_X(t)$,

$$\begin{aligned}
 M_X(t) &= \mathbb{E}[e^{tX}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{t \cdot k} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} e^{t \cdot k} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \\
 &\stackrel{\text{taylor series}}{=} e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda \cdot e^t} = e^{\lambda(1-e^t)}
 \end{aligned}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: פונקציה יוצרת מומנטים של $X \sim U\{1, \dots, N\}$

הוכחה:

נחשב את $M_X(t)$,

$$\begin{aligned}
 M_X(t) &= \mathbb{E}[e^{tX}] = \sum_{k=1}^n e^{t \cdot k} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n e^{t \cdot k} \\
 &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (e^t)^k = \frac{1}{n} \cdot e^t \cdot \frac{e^{t \cdot n} - 1}{e^t - 1}
 \end{aligned}$$

הערה: $t \neq \ln(1) = 0$

מ.ש.ל.ב. ☺

(ג) צ"ל: פונקציה יוצרת מומנטים של X

הוכחה:

נגדיר X_i להיות מספר ההטלות H בפעם ה- $i-1$ בפעם H ,
נשים לב כי $X = \sum_{i=1}^n X_i \sim Geo(q)$ וגם $X_i \sim Geo(q)$ ולכן

$$M_X(t) = M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \left(\frac{q \cdot e^t}{q \cdot e^t - e^t + 1} \right)^n$$

הערה: $t \neq \ln\left(\frac{1}{1-q}\right)$

מ.ש.ל.ג. ☺

4. פתרון:

(א) צ"ל: חסם להסתברות

הוכחה:

תחילה נגדיר $X_i \sim Ber\left(\frac{1}{4}\right)$ שאומר האם הרצף $i, i+1$ הוא HH .
נשים לב כי $X = \sum_{i=1}^{n-1} X_i$, נשים לב כי X_i, X_j בלתי תלויים כאשר $|i-j| > 1$, עתה נשים לב כי

$$Cov(X_i, X_{i+1}) = \mathbb{E}[X_i \cdot X_{i+1}] - \mathbb{E}[X_i] \cdot \mathbb{E}[X_{i+1}] = \frac{1}{8} - \frac{1}{16} = \frac{1}{16}$$

לכן

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= \text{Var}\left[\sum_{i=1}^{n-1} X_i\right] = \sum_{i=1}^{n-1} \text{Var}[X_i] + 2 \sum_{i < j} Cov(X_i, X_j) \\ &= (n-1) \cdot \frac{1}{4} \cdot \left(1 - \frac{1}{4}\right) + 2 \cdot (n-2) \cdot \frac{1}{16} = \frac{5n-7}{16} \end{aligned}$$

וגם מתקיים

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{n-1} X_i\right] = (n-1) \cdot \frac{1}{4} = \frac{n-1}{4} \\ \frac{n-1}{4} - \frac{n}{8} &= \frac{n-2}{8} \end{aligned}$$

לכן

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{n}{8}\right) \leq \mathbb{P}\left(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \frac{n-2}{8}\right) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\left(\frac{n-2}{8}\right)^2} = \frac{\frac{5n-7}{16}}{\left(\frac{n-2}{8}\right)^2} = \frac{20n-28}{(n-2)^2}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: חסם להסתברות

הוכחה:

תחילה נגדיר $X_i \sim Ber\left(\frac{1}{4}\right)$ שאומר האם הרצף $i, i+1$ הוא HH .
נשים לב כי $X = \sum_{i=1}^{n-1} X_i$, נשים לב מהערה בסעיף הקודם ש $X_1, X_3, \dots, X_{2i+1}$ בלתי תלויים וגם X_2, X_4, \dots, X_{2i} בלתי תלויים.
לכן נגדיר $Y_i = \frac{1}{4} - X_i$ אזי $Y_1, Y_3, \dots, Y_{2i-1}$ בלתי תלויים וגם Y_2, Y_4, \dots, Y_{2i} בלתי תלויים וגם מתקיים

$$\mathbb{E}[Y_i] = \frac{1}{4} - \mathbb{E}[X_i] = \frac{1}{4} - \frac{1}{4} = 0$$

עתה נגדיר

$$S_1 = \sum_{i=1}^{\frac{n-1}{2}} Y_{2i}$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^{\frac{n-1}{2}} Y_{2i+1}$$

לכן

$$S = S_1 + S_2 = \sum_{i=1}^n Y_i = (n-1) \cdot \frac{1}{4} - X$$

$$X \geq \frac{n}{8} \Leftrightarrow S \geq (n-1) \cdot \frac{1}{4} - \frac{n}{8} = \frac{n-2}{8}$$

נשים לב כי $S \geq \frac{n-2}{8} \subseteq (S_1 \geq \frac{n-2}{16}) \cup (S_2 \geq \frac{n-2}{16})$, לכן

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(X \geq \frac{n}{8}\right) &= \mathbb{P}\left(S \geq \frac{n-2}{8}\right) \leq \mathbb{P}\left(\left(S_1 \geq \frac{n-2}{16}\right) \cup \left(S_2 \geq \frac{n-2}{16}\right)\right) \\ &\leq \mathbb{P}\left(S_1 \geq \frac{n-2}{16}\right) + \mathbb{P}\left(S_2 \geq \frac{n-2}{16}\right) \leq 2 \cdot e^{-\frac{\left(\frac{n-2}{16}\right)^2}{n-1}} \end{aligned}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

5. צ"ל: חסם להסתברות

הוכחה:

תחילה נגדיר X_n להיות המיקום של האדם לאחר n הטלות. נגדיר $Y_i = 2$ להיות אם בהטלה ה- i יצא ראש, אחרת -1 . אזי $X_n = \sum_{i=1}^n Y_i$, וגם מתקיים

$$\mathbb{E}[Y_i] = 2 \cdot q - (1 - q) = 3q - 1$$

נגדיר

$$Z_i = \frac{3q - 1 - Y_i}{1 + (3q - 1)}$$

נשים לב כי

$$\mathbb{E}[Z_i] = 0$$

עתה נסתכל על

$$S = \sum_{i=1}^n Z_i = \frac{1}{1 + (3q - 1)} \cdot (n \cdot (3q - 1) - X_n)$$

תנאי לשימוש באי שוויון הופינג: $q \geq \frac{1}{3}$, בשביל לקבל את האי שוויון $S \geq \text{something}$

$$X_n \leq 0 \Rightarrow S \geq \frac{n \cdot (3q - 1)}{3q}$$

לכן

$$\mathbb{P}(X_n = 0) \leq \mathbb{P}(X_n \leq 0) \leq \mathbb{P}\left(S \geq \frac{n \cdot (3q - 1)}{1 + (3q - 1)}\right) \leq e^{-\frac{\left(\frac{n \cdot (3q - 1)}{3q}\right)^2}{2n}} = e^{-\left(\frac{3q - 1}{3q}\right)^2 \cdot \frac{n}{2}}$$

כלומר מצאנו חסם $\mathbb{P}(X_n = 0) \leq e^{-\left(\frac{3q-1}{3q}\right)^2 \cdot \frac{n}{2}}$
 עתה ננסה לחסם עם צ'בישב, נשים לב כי $\mathbb{E}[X_n] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[Y_i] = n \cdot (3q - 1)$

$$\begin{aligned} \text{Var}[Y_i] &= \mathbb{E}[Y_i^2] - (3q - 1)^2 = \left(4 \cdot q + (-1)^2 \cdot (1 - q)\right) - (3q - 1)^2 \\ &= 9q(1 - q) \end{aligned}$$

לכן מהיות Y_1, \dots, Y_n ב"ת מתקיים כי

$$\text{Var}[X] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[Y_i] = n \cdot 9q(1 - q)$$

לכן

$$X_n = 0 \Rightarrow |X_n - \mathbb{E}[X_n]| \leq \mathbb{E}[X_n]$$

החסם של צ'בישב הוא

$$\mathbb{P}(X_n = 0) \leq \mathbb{P}(|X_n - \mathbb{E}[X_n]| \leq \mathbb{E}[X_n]) \leq \frac{\text{Var}[X_n]}{\mathbb{E}^2[X_n]} = \frac{n \cdot 9q(1 - q)}{(n \cdot (3q - 1))^2} = \frac{9q(1 - q)}{(3q - 1)^2 \cdot n}$$

כלומר קיבלנו משהו שדועך לינארית לעומת משהו שדועך אקספוננציאלית

מ.ש.ל. \odot