

פתרון תרגיל מספר 11 - מבוא להסתברות וסטטיסטיקה

שם: מיכאל גרינבאום, ת"ז: 211747639

9 ביוני 2019

1. פתרון:

(א) צ"ל: התפלגות Y

הוכחה:

תחילה נשים לב כי

$$F_X(t) = \int_{-\frac{\pi}{2}}^t \frac{1}{\pi} dx = \frac{t + \frac{\pi}{2}}{\pi}$$

עתה נשים לב כי

$$F_Y(t) = \mathbb{P}(\tan(X) \leq t) = \mathbb{P}(X \leq \arctan(t)) = F_X(\arctan(t)) = \frac{\arctan(t) + \frac{\pi}{2}}{\pi}$$

כלומר קיבלנו כי

$$F_Y(t) = \frac{\arctan(t) + \frac{\pi}{2}}{\pi}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: התפלגות Y

הוכחה:

תחילה נשים לב כי עבור $t \leq 0$ מתקיים

$$F_Y(t) = 0$$

עתה עבור $t > 0$ מתקיים

$$F_Y(t) = \mathbb{P}\left(-\frac{1}{\lambda} \log(X) \leq t\right) = \mathbb{P}(e^{-\lambda t} \leq X) = 1 - F_X(e^{-\lambda t}) = 1 - e^{-\lambda t}$$

כלומר קיבלנו כי

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & t \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda t} & t > 0 \end{cases}$$

וגם נשים לב כי

$$f_Y(t) \sim \exp(1)$$

מ.ש.ל.ב. ☺

(ג) צ"ל: התפלגות Y

הוכחה:

תחילה נשים לב כי עבור $t \leq 1$ מתקיים

$$F_Y(t) = 0$$

עתה עבור $t > 1$ מתקיים

$$F_Y(t) = \mathbb{P}(e^X \leq t) = \mathbb{P}(X \leq \log(t)) = F_X(\log(t)) = 1 - e^{-\log(t)} = 1 - \frac{1}{t}$$

כלומר קיבלנו כי

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & t \leq 1 \\ 1 - \frac{1}{t} & t > 1 \end{cases}$$

מ.ש.ל.ג. ☺

(ד) צ"ל: התפלגות Y

הוכחה:

תחילה נשים לב כי עבור $t \geq 1$ מתקיים

$$F_Y(t) = 1$$

עתה נשים לב כי עבור $t < 0$ מתקיים

$$F_Y(t) = 0$$

עתה עבור $0 < t < 1$ תחילה נשים לב כי

$$F_X(t) = \int_{-1}^t \frac{1}{1 - (-1)} dx = \frac{t+1}{2}$$

לכן נציב ונקבל

$$F_Y(t) = \mathbb{P}(X^2 \leq t) = \mathbb{P}(-\sqrt{t} \leq X \leq \sqrt{t}) = F_X(\sqrt{t}) - F_X(-\sqrt{t}) = \frac{\sqrt{t}+1}{2} - \frac{-\sqrt{t}+1}{2} = \sqrt{t}$$

כלומר קיבלנו כי

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ \sqrt{t} & 0 \leq t \leq 1 \\ 1 & t > 1 \end{cases}$$

מ.ש.ל.ד. ☺

(ה) צ"ל: התפלגות Y

הוכחה:

תחילה נשים לב כי עבור $t \geq 1$ מתקיים

$$F_Y(t) = 1$$

עתה נשים לב כי עבור $t < 0$ מתקיים

$$F_Y(t) = 0$$

עתה עבור $0 < t < 1$ תחילה נשים לב כי

$$F_X(t) = \int_{-1}^t \frac{1}{1 - (-1)} dx = \frac{t+1}{2}$$

לכן נציב ונקבל

$$F_Y(t) = \mathbb{P}(|X| \leq t) = \mathbb{P}(-t \leq X \leq t) = F_X(t) - F_X(-t) = \frac{t+1}{2} - \frac{-t+1}{2} = t$$

כלומר קיבלנו כי

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ t & 0 \leq t \leq 1 \\ 1 & t > 1 \end{cases}$$

מ.ש.ל.ה. ☺

(ו) צ"ל: התפלגות Y

הוכחה:

תחילה נשים לב כי עבור $t \leq 0$ מתקיים

$$F_Y(t) = 0$$

עתה עבור $0 < t < 1$ מתקיים

$$F_Y(t) = \mathbb{P}(e^{-X} \leq t) = \mathbb{P}(-X \leq \log(t)) = \mathbb{P}(-\log(t) \leq X) = 1 - F_X(-\log(t)) = 1 - \left(1 - e^{-(-\log(t))}\right) = t$$

כלומר קיבלנו כי

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ t & 0 \leq t \leq 1 \\ 1 & t > 1 \end{cases}$$

התפלגות זאת היא ההתפלגות $U[0, 1]$

מ.ש.ל.ו. ☺

2. פתרון:

(א) צ"ל: $\mathbb{E}[X_i], \text{Var}[X_i]$

הוכחה:

תחילה נשים לב שיש $\frac{18}{38}$ לניצחון, לכן

$$\mathbb{E}[X_i] = \sum_{x \in \text{Im} X_i} x \cdot \mathbb{P}_{X_i}(x) = 1 \cdot \mathbb{P}(\text{win}) - 1 \cdot \mathbb{P}(\text{lose}) = \frac{18}{38} - \frac{20}{38} = -\frac{2}{38}$$

עתה נשים לב כי

$$\mathbb{E}[X_i^2] = \sum_{x \in \text{Im} X_i} x^2 \cdot \mathbb{P}_{X_i}(x) = 1 \cdot \mathbb{P}(\text{win}) + 1 \cdot \mathbb{P}(\text{lose}) = \frac{18}{38} + \frac{20}{38} = 1$$

לכן

$$\text{Var}[X_i] = \mathbb{E}[X_i^2] - (\mathbb{E}[X_i])^2 = 1 - \left(\frac{1}{19}\right)^2 = \frac{360}{361}$$

כלומר

$$\mathbb{E}[X_i] = -\frac{1}{19}, \text{Var}[X_i] = \frac{360}{361}$$

מ.ש.ל.א.⊙

(ב) צ"ל: $\mathbb{P}(S_n \geq 0)$

הוכחה:

נשים לב כי $\mathbb{E}[X_1] = \dots = \mathbb{E}[X_n] = \mu$, $\text{Var}[X_1] = \dots = \text{Var}[X_n] = \sigma^2$,
לכן ממשפט הגבול המרכזי מתקיים

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_n \geq 0) &= \mathbb{P}\left(\frac{S_n - \mu \cdot n}{\sqrt{n \cdot \sigma^2}} \geq \frac{-\mu \cdot n}{\sqrt{n \cdot \sigma^2}}\right) = \mathbb{P}\left(\frac{S_n - \mu \cdot n}{\sqrt{n \cdot \sigma^2}} \geq \frac{-(-\frac{1}{19}) \cdot 19^2}{\sqrt{19^2 \cdot \sigma^2}}\right) \\ &= \mathbb{P}\left(\frac{S_n - \mu \cdot n}{\sqrt{n \cdot \sigma^2}} \geq \frac{19}{\sqrt{19^2 - 1}}\right) \approx \mathbb{P}\left(\frac{S_n - \mu \cdot n}{\sqrt{n \cdot \sigma^2}} \geq 1\right) \\ &\approx \mathbb{P}(Z \geq 1) = F_Z(1) \approx 0.1587 \end{aligned}$$

מ.ש.ל.ב.⊙

3. פתרון:

(א) צ"ל: $x < x^2 + 1$

הוכחה:

נחלק למקרים

i. אם $x < 0$ אז צד שמאל שלילי וימין חיובי ולכן הטענה ברורה

ii. אם $0 \leq x < 1$ אז

$$x < 1 < x^2 + 1$$

iii. אחרת $x \geq 1$, לכן

$$x \leq x^2 < x^2 + 1$$

כלומר הטענה נכונה לכל $x \in \mathbb{R}$, כנדרש

מ.ש.ל.א.⊙

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$ קיים

הוכחה:

נשים לב כי

$$\mathbb{E}[X] \leq \mathbb{E}[|X|] \stackrel{|x| \leq x^2 + 1}{\leq} \mathbb{E}[X^2 + 1] = \mathbb{E}[X^2] + 1$$

לכן מהיות $\mathbb{E}[X^2]$ קיים, נקבל כי $\mathbb{E}[X]$ קיים

מ.ש.ל.ב.⊙

(ג) צ"ל: $\mathbb{E}[X]$ קיים אבל $\mathbb{E}[X^2]$ לא קיים

הוכחה:

נבחר $f_X(t) = \frac{2}{t^3}$ לכל $t \geq 1$, אחרת $f_X(t) = 0$, תחילה נראה שזאת צפיפות

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt = \int_1^{\infty} \frac{2}{t^3} dt = 2 \cdot \left(\frac{1}{-2t^2} \Big|_1^{\infty} \right) = 1$$

כלומר זאת צפיפות, עתה נשים לב כי

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f_X(t) dt = \int_1^{\infty} \frac{2}{t^2} dt = 2 \cdot \left(\frac{1}{-t} \Big|_1^{\infty} \right) = 2$$

לכן $\mathbb{E}[X]$ קיים, עתה נשים לב כי

$$\mathbb{E}[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot f_X(t) dt = \int_1^{\infty} \frac{2}{t} dt = 2 \cdot (\log(t) \Big|_1^{\infty}) = \text{doesn't exist}$$

לכן $\mathbb{E}[X^2]$ לא קיים, כנדרש

מ.ש.ל.ג. ☺

4. פתרון:

(א) צ"ל: $\mathbb{E}[Z_n], \text{Var}[Z_n]$

הוכחה:

תחילה נשים לב כי $Y_i = 0$ אם $X_i = X_{i+1} = 0$, לכן $Y_i \sim \text{Ber}(\frac{3}{4})$, לפי מה שראינו בהרצאה מתקיים

$$\mathbb{E}[Y_i] = \frac{3}{4}$$

לכן

$$\mathbb{E}[Z_n] = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^n Y_i\right] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[Y_i] = \sum_{i=1}^n \frac{3}{4} = \frac{3}{4}n$$

לכן $\mathbb{E}[Z_n] = \frac{3}{4}n$, עתה נחשב את $\text{Var}[Z_n]$, נשים לב כי

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

עתה נשים לב כי

$$\text{Var}[Y_i] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \frac{3}{4} - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{3}{16}$$

נניח כי $j > i$, אזי עבור $j \neq i+1$ מתקיים $\text{Cov}(Y_i, Y_j) = 0$ כי הם בלתי תלויים, ועבור $j = i+1$ מתקיים

$$\mathbb{E}[Y_i \cdot Y_{i+1}] = \underbrace{\frac{1}{2}}_{\mathbb{P}(X_{i+1}=1)} + \underbrace{\frac{1}{8}}_{\mathbb{P}(X_i=1 \cap X_{i+1}=0 \cap X_{i+2}=1)} = \frac{5}{8}$$

לכן

$$\text{Cov}(Y_i, Y_j) = \mathbb{E}[Y_i \cdot Y_{i+1}] - \mathbb{E}[Y_i] \cdot \mathbb{E}[Y_{i+1}] = \frac{5}{8} - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{1}{16}$$

נציב ונקבל

$$\text{Var}[Z_n] = \frac{3}{16}n + 2 \cdot (n-1) \frac{1}{16} = \frac{5n-2}{16}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) **צ"ל:** $\mathbb{P}\left(Z_n = \frac{n}{2}\right) \rightarrow 0$

הוכחה:

מאי שוויון צ'בישב מתקיים

$$0 \leq \mathbb{P}\left(Z_n = \frac{n}{2}\right) \leq \mathbb{P}\left(\left|Z_n - \frac{3}{4}n\right| \leq \frac{n}{4}\right) \leq \frac{\text{Var}[Z_n]}{\left(\frac{n}{4}\right)^2} = \frac{5n-2}{n^2} \rightarrow 0$$

לכן ממשפט סנדוויץ' מתקיים כי $\mathbb{P}\left(Z_n = \frac{n}{2}\right) \rightarrow 0$

מ.ש.ל.ב. ☺