

פתרון תרגיל מספר 13 - מבוא להסתברות וסטטיסטיקה

שם: מיכאל גרינבאום, ת"ז: 211747639

17 ביוני 2019

1. פתרון:

(א) צ"ל: $f_{Y|X}$

הוכחה:

תחילה נחשב את $f_X(x)$, יהי $0 < x < 1$

$$f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_{x^2}^1 \frac{3}{2} dy = \frac{3}{2} \cdot (1 - x^2)$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{2} \cdot (1 - x^2) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad \text{לכן}$$

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{1}{1-x^2} & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[Y | X]$

הוכחה:

נשים לב כי

$$\mathbb{E}[Y | X = x] = \int_{\mathbb{R}} y \cdot f_{Y|X}(y | x) dy = \int_{x^2}^1 \frac{y}{1-x^2} dy = \frac{1}{1-x^2} \cdot \left[\frac{y^2}{2} \right]_{x^2}^1 = \frac{1}{1-x^2} \cdot \left[\frac{1-x^4}{2} \right] = \frac{1+x^2}{2}$$

כלומר

$$\mathbb{E}[Y | X] = \frac{1+X^2}{2}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

(ג) צ"ל: $\mathbb{E}[Y]$

הוכחה:

נשים לב כי

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y | X]] = \mathbb{E}\left[\frac{1+X^2}{2}\right] = \frac{1}{2}(1 + \mathbb{E}[X^2]) = \frac{1}{2}\left(1 + \int_{\mathbb{R}} x^2 \cdot f_X(x) \cdot dx\right) \\ &= \frac{1}{2}\left(1 + \int_0^1 x^2 \cdot \frac{3}{2} \cdot (1-x^2) dx\right) = \frac{1}{2}\left(1 + \left[\frac{3}{2} \cdot \left(\frac{x^3}{3} - \frac{x^5}{5}\right)\right]_0^1\right) = \frac{1}{2}\left(1 + \frac{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{5}\right)\right) \\ &= \frac{1}{2}\left(1 + \frac{3}{2} \cdot \left(\frac{2}{15}\right)\right) = \frac{1}{2}\left(1 + \frac{1}{5}\right) = \frac{6}{10} = 0.6 \end{aligned}$$

כלומר

$$\mathbb{E}[Y] = 0.6$$

מ.ש.ל.ג. ☺

2. פתרון:

(א) צ"ל: $f_{Y|X}$

הוכחה:

תחילה נחשב את $f_X(x)$, יהי $0 < x < 1$

$$f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_0^x \frac{1}{x} \cdot dy = \frac{x}{x} = 1$$

$$\text{לכן } f_X(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{1}{x} & 0 < y \leq x < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

מ.ש.ל.א. ☺

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[Y | X]$

הוכחה:

נשים לב כי

$$\mathbb{E}[Y | X = x] = \int_{\mathbb{R}} y \cdot f_{Y|X}(y | x) dy = \int_0^x \frac{y}{x} dy = \frac{1}{x} \cdot \left[\frac{y^2}{2} \right]_0^x = \frac{x}{2}$$

כלומר

$$\mathbb{E}[Y | X] = \frac{X}{2}$$

מ.ש.ל.ב. ☺

(ג) צ"ל: $\mathbb{E}[Y]$

הוכחה:

נשים לב כי

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y | X]] = \mathbb{E}\left[\frac{X}{2}\right] = \frac{1}{2} \cdot \mathbb{E}[X] = \frac{1}{2} \left(\int_{\mathbb{R}} x \cdot f_X(x) \cdot dx \right) \\ &= \frac{1}{2} \int_0^1 x \cdot \frac{1}{x} dx = \frac{1}{2} \int_0^1 dx = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

כלומר

$$\mathbb{E}[Y] = 0.5$$

מ.ש.ל.ג.⊙

3. פתרון:

(א) צ"ל: התפלגות N_i

הוכחה:

נשים לב כי הסיכוי להצלחה הוא p_i ויש n ניסויים ולכן $N_i \sim \text{Bin}(n, p_i)$

מ.ש.ל.א.⊙

(ב) צ"ל: $\mathbb{E}[N_j | N_i > 0]$

הוכחה:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N_j] &= \mathbb{E}[N_j | N_i > 0] \cdot \mathbb{P}(N_i > 0) + \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] \cdot \mathbb{P}(N_i = 0) \\ \mathbb{E}[N_j | N_i > 0] &= \frac{\mathbb{E}[N_j] - \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] \cdot \mathbb{P}(N_i = 0)}{\mathbb{P}(N_i > 0)} = \frac{\mathbb{E}[N_j] - \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] \cdot \mathbb{P}(N_i = 0)}{1 - \mathbb{P}(N_i = 0)} \end{aligned}$$

נשים לב ש $N_i \sim \text{Bin}(n, p_i)$, וגם $N_j \sim \text{Bin}(n, p_j)$ לכן

$$\mathbb{P}(N_i = 0) = (1 - p_i)^n, \mathbb{E}[N_j] = n \cdot p_j$$

נציב ונקבל

$$\mathbb{E}[N_j | N_i > 0] = \frac{n \cdot p_j - \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] (1 - p_i)^n}{1 - (1 - p_i)^n}$$

נחשב את $\mathbb{E}[N_j | N_i = 0]$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] &= \sum_{k=0}^n k \cdot \mathbb{P}(N_j = k | N_i = 0) = \frac{\sum_{k=0}^n k \cdot \mathbb{P}(N_j = k \cap N_i = 0)}{\mathbb{P}(N_i = 0)} \\ &= \frac{\sum_{k=0}^n \left[k \cdot \binom{n}{k} \cdot p_j^k \cdot (1 - p_i - p_j)^{n-k} \right]}{1 - (1 - p_i)^n} \\ &\stackrel{*}{=} \frac{p_j \cdot n \cdot (1 - p_i)^{n-1}}{1 - (1 - p_i)^n} \end{aligned}$$

נשים לב כי \star מתקיים מגזירה של $p_j \cdot (1 - p_i)^n$, נציב חזרה ונקבל

$$\boxed{\mathbb{E}[N_j | N_i > 0] = \frac{n \cdot p_j - p_j \cdot n \cdot (1 - p_i)^{n-1}}{1 - (1 - p_i)^n} = \frac{n \cdot p_j (1 - (1 - p_i)^{n-1})}{1 - (1 - p_i)^n}}$$

מ.ש.ל.ב.⊙

(ג) צ"ל: $\mathbb{E}[N_j | N_i > 1]$

הוכחה:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N_j] &= \mathbb{E}[N_j | N_i > 1] \cdot \mathbb{P}(N_i > 1) + \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] \cdot \mathbb{P}(N_i = 0) + \mathbb{E}[N_j | N_i = 1] \cdot \mathbb{P}(N_i = 1) \\ \mathbb{E}[N_j | N_i > 1] &= \frac{\mathbb{E}[N_j] - \mathbb{E}[N_j | N_i = 0] \cdot \mathbb{P}(N_i = 0) - \mathbb{E}[N_j | N_i = 1] \cdot \mathbb{P}(N_i = 1)}{\mathbb{P}(N_i > 1)} \\ &= \frac{n \cdot p_j (1 - (1 - p_i)^{n-1}) - \mathbb{E}[N_j | N_i = 1] \cdot \mathbb{P}(N_i = 1)}{1 - \mathbb{P}(N_i = 0) - \mathbb{P}(N_i = 1)} \end{aligned}$$

נשים לב ש $N_i \sim \text{Bin}(n, p_i)$ וגם $N_j \sim \text{Bin}(n, p_j)$ לכן

$$\mathbb{P}(N_i = 0) = (1 - p_i)^n, \mathbb{P}(N_i = 1) = n \cdot (1 - p_i)^{n-1} \cdot p_i$$

נציב ונקבל

$$\mathbb{E}[N_j | N_i > 1] = \frac{n \cdot p_j \left(1 - (1 - p_i)^{n-1}\right) - \mathbb{E}[N_j | N_i = 1] \cdot \mathbb{P}(N_i = 1)}{1 - (1 - p_i)^n - n \cdot (1 - p_i)^{n-1} \cdot p_i}$$

נחשב את $\mathbb{E}[N_j | N_i = 1]$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N_j | N_i = 1] &= \sum_{k=0}^{n-1} k \cdot \mathbb{P}(N_j = k | N_i = 1) = \frac{\sum_{k=0}^n k \cdot \mathbb{P}(N_j = k \cap N_i = 1)}{\mathbb{P}(N_i = 1)} \\ &= \frac{\sum_{k=0}^{n-1} \left[k \cdot \binom{n-1}{k} \cdot p_j^k \cdot p_i \cdot (1 - p_i - p_j)^{n-k-1} \right]}{\mathbb{P}(N_i = 1)} \\ &= \frac{p_j \cdot p_i \cdot (n-1) \cdot (1 - p_i)^{n-2}}{\mathbb{P}(N_i = 1)} \end{aligned}$$

נציב חזרה ונקבל

$$\mathbb{E}[N_j | N_i > 1] = p_j \cdot \left[\frac{n \left(1 - (1 - p_i)^{n-1}\right) - p_i \cdot (n-1) \cdot (1 - p_i)^{n-2}}{1 - (1 - p_i)^n - n \cdot (1 - p_i)^{n-1} \cdot p_i} \right]$$

מ.ש.ל.ג.⊙

4. צ"ל: \mathbb{E}

הוכחה:

נגדיר X להיות משתנה מקרי של מספר השעות לפני יציאה, נשים לב כי הסיכוי לבחירת דלת הוא אחיד והוא $\frac{1}{3}$, לכן

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \mathbb{E}[X | 3 \text{ hours door}] \cdot \mathbb{P}(3 \text{ hours door}) + \mathbb{E}[X | 5 \text{ hours door}] \cdot \mathbb{P}(5 \text{ hours door}) \\ \mathbb{E}[X | 7 \text{ hours door}] \cdot \mathbb{P}(7 \text{ hours door}) &= 3 \cdot \frac{1}{3} + 5 \cdot \frac{1}{3} + (\mathbb{E}[X] + 7) \cdot \frac{1}{3} \\ &= \frac{1}{3} \cdot \mathbb{E}[X] + 5 \end{aligned}$$

לכן

$$\frac{2}{3} \mathbb{E}[X] = 5 \Rightarrow \boxed{\mathbb{E}[X] = 7.5}$$

מ.ש.ל.⊙

5. פתרון:

$$f_{X_{(j)}}(x) = \frac{3!}{(3-j)! \cdot (j-1)!} \cdot (F(x))^{j-1} \cdot (1 - F(x))^{3-j} \cdot f(x) \quad (\text{א}) \text{ צ"ל:}$$

הוכחה:

נחלק למקרים:

i. אם $j = 1$, אזי

$$\begin{aligned} f_{X_{(1)}}(x) &= 3! \cdot \int_x^\infty \left(\int_{x_2}^\infty f(x_3) dx_3 \right) f(x_2) \cdot dx_2 \cdot f(x) = 3! f(x) \cdot \int_x^\infty [(1 - F(x_2)) f(x_2) \cdot dx_2] \\ &= \left(-\frac{(1-F(x))^2}{2} \right)'_{=(1-F(x))f(x)} 3! f(x) \cdot ((1 - F(x))) \cdot \left[-\frac{(1 - F(x))^2}{2} \right]_x^\infty \\ &= 3! f(x) \cdot ((1 - F(x)))^2 = \frac{3!}{(3-1)! \cdot (1-1)!} \cdot (F(x))^{1-1} \cdot (1 - F(x))^{3-1} \cdot f(x) \end{aligned}$$

ii. אם $j = 2$, אזי

$$\begin{aligned} f_{X_{(2)}}(x) &= 3! \cdot \int_{-\infty}^x \left[\left(\int_x^\infty f(x_3) dx_3 \right) f(x_1) \cdot dx_1 \right] \cdot f(x) = 3! f(x) \cdot \int_{-\infty}^x [(1 - F(x)) f(x_1) \cdot dx_1] \\ &= 3! f(x) \cdot ((1 - F(x))) \cdot \int_{-\infty}^x f(x_1) \cdot dx_1 = 3! f(x) \cdot ((1 - F(x))) \cdot F(x) \\ &= \frac{3!}{(3-2)! \cdot (2-1)!} \cdot (F(x))^{2-1} \cdot (1 - F(x))^{3-2} \cdot f(x) \end{aligned}$$

iii. אם $j = 3$, אזי

$$\begin{aligned} f_{X_{(3)}}(x) &= 3! \cdot \int_{-\infty}^x \left[\left(\int_{-\infty}^{x_2} f(x_1) dx_1 \right) f(x_2) \cdot dx_2 \right] \cdot f(x) = 3! f(x) \cdot \int_{-\infty}^x [F(x_2) \cdot f(x_2) \cdot dx_2] \\ &= \left(\frac{(F(x))^2}{2} \right)'_{=F(x)f(x)} 3! f(x) \cdot \left[\frac{(F(x))^2}{2} \right]_{-\infty}^x = 3! f(x) \cdot \frac{(F(x))^2}{2} \\ &= \frac{3!}{(3-3)! \cdot (3-1)!} \cdot (F(x))^{3-1} \cdot (1 - F(x))^{3-3} \cdot f(x) \end{aligned}$$

כלומר הטענה נכונה לכל $j = 1, 2, 3$

מ.ש.ל.א.⊙

(ב) **צ"ל:** $\mathbb{P}\left(\frac{1}{4} < X_{(2)} < \frac{3}{4}\right)$
הוכחה:

נשים לב כי $f(x) = 1$, $F(x) = x$, לכן

$$f_{X_2}(x) = 3! f(x) \cdot ((1 - F(x))) \cdot F(x) = 3! \cdot (1 - x) \cdot x$$

לכן

$$\mathbb{P}\left(\frac{1}{4} < X_{(2)} < \frac{3}{4}\right) = \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{3}{4}} f_{X_{(2)}}(x) dx = \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{3}{4}} (3! \cdot (1 - x) \cdot x) dx = 3! \left[\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_{\frac{1}{4}}^{\frac{3}{4}} = \frac{11}{16}$$

לכן

$$\boxed{\mathbb{P}\left(\frac{1}{4} < X_{(2)} < \frac{3}{4}\right) = \frac{11}{16}}$$

מ.ש.ל.ב.⊙