

פתרונות לממ"ן 15 - 2012א - 20425

$$P\{-0.564 \leq Z \leq -0.073\} = \Phi(-0.073) - \Phi(-0.564) \quad .1$$

$$= 1 - \Phi(0.073) - [1 - \Phi(0.564)] = \Phi(0.564) - \Phi(0.073)$$

נתבונן בטבלה 5.1 (עמוד 112 במדריך הלמידה). אפשר לראות כי :

$$\left. \begin{array}{l} \Phi(0.07) = 0.5279 \\ \Phi(0.08) = 0.5319 \end{array} \right\} \Rightarrow \Phi(0.073) = 0.5279 + \underline{0.3} \cdot (0.5319 - 0.5279) = 0.5291$$

$$\left. \begin{array}{l} \Phi(0.56) = 0.7123 \\ \Phi(0.57) = 0.7157 \end{array} \right\} \Rightarrow \Phi(0.564) = 0.7123 + \underline{0.4} \cdot (0.7157 - 0.7123) = 0.71366$$

$$P\{-0.564 \leq Z \leq -0.073\} = 0.71366 - 0.5291 = 0.18456 \quad \text{לכן:}$$

כעת, עלינו למצוא את הערך של a , המקיים את המשוואה $P\{Z \geq a\} = 0.325$.

$$1 - P\{Z \geq a\} = P\{Z < a\} = \underline{\underline{\Phi(a) = 0.675}} \quad \text{או לחלופין את המשוואה:}$$

נתבונן שוב בטבלה 5.1 (עמוד 112 במדריך הלמידה). הערך המדויק 0.675 אינו מופיע בגוף הטבלה, אך אפשר למצוא בה שני ערכים רצופים, שהוא נמצא ביניהם. מתקיים:

$$\Phi(0.45) = 0.6736 < \underline{\underline{\Phi(a) = 0.675}} < 0.6772 = \Phi(0.46)$$

לכן, הערך של a , שאותו אנו מחפשים, יהיה בין 0.45 ל-0.46. נמצא אותו כך:

$$\left. \begin{array}{l} \Phi(0.45) = 0.6736 \\ \uparrow \quad \uparrow \\ 0.01 \quad 0.0036 \\ \downarrow \quad \downarrow \\ \Phi(0.46) = 0.6772 \end{array} \right\} \Rightarrow a = 0.45 + 0.01 \cdot \frac{0.675 - 0.6736}{0.6772 - 0.6736} = 0.45 + 0.01 \cdot \frac{0.0014}{0.0036} = 0.4547$$

לכן, $a = 0.4547$.

2. נתון כי $X \sim N(7, \sigma^2)$ = אורך של קיסם (בס"מ)

$$P\{6.736 \leq X \leq 7.264\} = P\left\{\frac{6.736-7}{\sigma} \leq Z \leq \frac{7.264-7}{\sigma}\right\} = \Phi\left(\frac{0.264}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{-0.264}{\sigma}\right) \quad .א$$

$$= 2\Phi\left(\frac{0.264}{\sigma}\right) - 1 = 0.34$$

$$\Phi\left(\frac{0.264}{\sigma}\right) = 0.67 = \Phi(0.44) \quad \text{[מטבלה 5.1, עמוד 112 במדריך]} \quad \text{לכן:}$$

$$\frac{0.264}{\sigma} = 0.44 \quad \Rightarrow \quad \sigma = \frac{0.264}{0.44} = 0.6 \quad \text{ומכאן:}$$

ב. נמצא את הערך של a שמקיים את המשוואה: $P\{X < a\} = 0.57$

מתקיים: $P\{X < a\} = P\{Z < \frac{a-7}{0.6}\} = \Phi\left(\frac{a-7}{0.6}\right) = 0.57 = \Phi(0.17641)$

הסברים לחישוב ההסתברות הנורמלית – מטבלה 5.1, עמוד 112 במדריך:

$$\left. \begin{array}{l} \Phi(0.17) = 0.5675 \\ \Phi(0.18) = 0.5714 \end{array} \right\} \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} 0.5714 - 0.5675 = \underline{0.0039} \\ 0.57 - 0.5675 = \underline{0.0025} \\ 0.18 - 0.17 = \underline{0.01} \end{array} \right.$$

$$\Phi(0.17 + 0.01 \cdot \frac{0.0025}{0.0039}) = \Phi(0.17641) = 0.57 \quad \leftarrow$$

ולכן: $a = 7 + 0.17641 \cdot 0.6 = 7.10585$ ס"מ

ג. $P\{X < 8.1 \mid X > 7.5\} = \frac{P\{7.5 < X < 8.1\}}{P\{X > 7.5\}} = \frac{P\{\frac{7.5-7}{0.6} < Z < \frac{8.1-7}{0.6}\}}{P\{Z > \frac{7.5-7}{0.6}\}} = \frac{P\{0.8333 < Z < 1.8333\}}{P\{Z > 0.8333\}}$

$$= \frac{\Phi(1.8333) - \Phi(0.8333)}{1 - \Phi(0.8333)} = \frac{0.9666 - 0.7976}{1 - 0.7976} = 0.835$$

חישוב $\Phi(1.8333)$ ו- $\Phi(0.8333)$:

$$\Phi(1.8333) = \underbrace{\Phi(1.83)}_{=0.9664} + 0.33 \cdot [\underbrace{\Phi(1.84)}_{=0.9671} - \underbrace{\Phi(1.83)}_{=0.9664}] = 0.9666$$

$$\Phi(0.8333) = \underbrace{\Phi(0.83)}_{=0.7967} + 0.33 \cdot [\underbrace{\Phi(0.84)}_{=0.7995} - \underbrace{\Phi(0.83)}_{=0.7967}] = 0.7976$$

ד. ההסתברות שהאורך של הקיסם הקצר ביותר בחבילה מקרית יהיה קטן מ- 6.36 ס"מ שווה להסתברות שלפחות קיסם אחד מהקיסמים שבחבילה זו יהיה קצר מ- 6.36 ס"מ. במקרה זה, קל יותר לחשב את ההסתברות של המאורע המשלים, שכל הקיסמים בחבילה ארוכים מ- 6.36 ס"מ. לכן, נתחיל בחישוב ההסתברות שהאורך של קיסם מקרי עולה על 6.36 ס"מ:

$$P\{X \geq 6.36\} = P\{Z \geq \frac{6.36-7}{0.6}\} = P\{Z \geq -1.0667\} = \Phi(1.0667) = 0.8569$$

הסברים לחישוב ההסתברות הנורמלית – מטבלה 5.1, עמוד 112 במדריך:

$$\begin{aligned} \Phi(1.06) &= 0.8554 \\ &\Rightarrow 0.8577 - 0.8554 = \underline{0.0022} \\ \Phi(1.07) &= 0.8577 \\ \Phi(1.0667) &= 0.8554 + 0.67 \cdot \underline{0.0022} = 0.8569 \end{aligned}$$

כעת, מכיוון שאורכי הקיסמים שבחבילה בלתי-תלויים זה בזה, ההסתברות שכולם יהיו ארוכים מ- 6.36 ס"מ היא: $0.8569^{20} = 0.0455$

ומכאן, שההסתברות שלפחות אחד מהקיסמים בחבילה קצר מ- 6.36 ס"מ, דהיינו ההסתברות שאורך הקיסם הקצר ביותר בחבילה קטן מ- 6.36 ס"מ, היא: $1 - 0.0455 = 0.9545$

3. א. סכום שטחי המלבנים והמשולש שכלואים תחת עקומת הצפיפות שווה ל-1. לכן:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \int_0^3 f_X(x) dx = c + 2c + 2c = 5c = 1 \Rightarrow c = 0.2$$

ב. לחישוב ההסתברות המבוקשת נסכום את שטחי שני המלבנים החלקיים, הכלואים תחת עקומת הצפיפות

$$P\{0.25 \leq X \leq 1.5\} = 0.75 \cdot 0.2 + 0.5 \cdot 0.4 = 0.35 \quad \text{בין } x = 0.25 \text{ לבין } x = 1.5 \text{ . נקבל:}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 0.2 & , \quad 0 \leq x < 1 \\ 0.4 & , \quad 1 \leq x < 2 \\ 0.8(3-x) & , \quad 2 \leq x < 3 \\ 0 & , \quad x < 0; x \geq 3 \end{cases} \quad \text{ג.}$$

$$F_X(x) = x \cdot 0.2 = 0.2x \quad \text{ד. לכל } 0 \leq x < 1 \text{ מתקיים:}$$

$$F_X(x) = 0.2 + (x-1) \cdot 0.4 = 0.4x - 0.2 \quad \text{לכל } 1 \leq x < 2 \text{ מתקיים:}$$

$$F_X(x) = 1 - P\{X > x\} = 1 - \frac{1}{2} \cdot 0.8(3-x)^2 = 1 - 0.4(3-x)^2 \quad \text{לכל } 2 \leq x \leq 3 \text{ מתקיים:}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & , \quad x < 0 \\ 0.2x & , \quad 0 \leq x < 1 \\ 0.4x - 0.2 & , \quad 1 \leq x < 2 \\ 1 - 0.4(3-x)^2 & , \quad 2 \leq x \leq 3 \\ 1 & , \quad 3 < x \end{cases} \quad \text{לכן:}$$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 0.2x dx + \int_1^2 0.4x dx + \int_2^3 0.8(3-x)x dx \quad \text{ה.}$$

$$= \frac{0.2x^2}{2} \Big|_0^1 + \frac{0.4x^2}{2} \Big|_1^2 + 0.8 \cdot \left[\frac{3x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_2^3 = 0.1 + 0.8 - 0.2 + 3.6 - 2.6 = 1.6\bar{3} = 1\frac{19}{30}$$

4. תחום הערכים האפשריים של המשתנה המקרי Y הוא הקטע $(-4, 8)$. לכן, לכל $-4 < y < 8$ מתקיים:

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X - 8 \leq y\} = P\{X \leq \frac{y+8}{2}\} = F_X(\frac{y+8}{2})$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \frac{1}{2} f_X(\frac{y+8}{2}) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{12} \quad , \quad -4 < y < 8 \quad \text{ומכאן:}$$

כלומר, Y הוא משתנה מקרי אחיד על הקטע $(-4, 8)$.

$$E[Y] = \int_{-\infty}^0 y f_Y(y) dy + \int_0^{\infty} y f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^0 y \cdot \frac{\lambda}{2} e^{\lambda y} dy + \int_0^{\infty} y \cdot \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda y} dy \quad \text{א. 5.}$$

$$= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^0 y \lambda e^{\lambda y} dy + \underbrace{\frac{1}{2} \int_0^{\infty} y \cdot \lambda e^{-\lambda y} dy}_{=E[Exp(\lambda)] = \frac{1}{\lambda}} = -\frac{1}{2} \underbrace{\int_0^{\infty} w \lambda e^{-\lambda w} dw}_{\substack{\text{מציבים: } \\ w = -y}} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\lambda} = -\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\lambda} = 0$$

$$E[Y^2] = \int_{-\infty}^0 y^2 f_Y(y) dy + \int_0^{\infty} y^2 f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^0 y^2 \frac{\lambda}{2} e^{\lambda y} dy + \int_0^{\infty} y^2 \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda y} dy \quad \text{ב.}$$

$$= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^0 y^2 \lambda e^{\lambda y} dy + \frac{1}{2} \underbrace{\int_0^{\infty} y^2 \lambda e^{-\lambda y} dy}_{=E[Exp(\lambda)^2] = \frac{2}{\lambda^2}} = \frac{1}{2} \underbrace{\int_0^{\infty} w^2 \lambda e^{-\lambda w} dw}_{\substack{\text{מציבים:} \\ w = -y}} + \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{\lambda^2} = 2 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$\text{Var}(Y) = E[Y^2] - (E[Y])^2 = \frac{2}{\lambda^2} - 0 = \frac{2}{\lambda^2} \quad \text{לכן:}$$

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^y f_Y(t) dt = \int_{-\infty}^y \frac{\lambda}{2} e^{\lambda t} dt = \frac{1}{2} e^{\lambda t} \Big|_{-\infty}^y = \frac{1}{2} e^{\lambda y} \quad \text{ג. לכל } y \leq 0 \text{ מתקיים:}$$

נשים לב כי $F_Y(0) = \frac{1}{2}$, לכן, לכל $y \geq 0$ מתקיים:

$$F_Y(y) = \frac{1}{2} + \int_0^y f_Y(t) dt = \frac{1}{2} + \int_0^y \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} e^{-\lambda t} \Big|_0^y = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} (e^{-\lambda y} - 1) = 1 - \frac{1}{2} e^{-\lambda y}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{\lambda y} & , \quad y < 0 \\ 1 - \frac{1}{2} e^{-\lambda y} & , \quad y \geq 0 \end{cases} \quad \text{כלומר:}$$

ד. לכל $w \geq 0$ מתקיים:

$$F_W(w) = P\{W \leq w\} = P\{|Y| \leq w\} = P\{-w \leq Y \leq w\} = F_Y(w) - F_Y(-w) \\ = 1 - \frac{1}{2} e^{-\lambda w} - \frac{1}{2} e^{\lambda w} = 1 - e^{-\lambda w}$$

לכן, W הוא משתנה מקרי מעריכי עם הפרמטר λ .

ה. מתכונת חוסר הזיכרון של ההתפלגות המעריכית נקבל כי:

$$P\left\{W \leq \frac{2}{\lambda^2} \mid W \geq \frac{1}{\lambda^2}\right\} = 1 - P\left\{W > \frac{2}{\lambda^2} \mid W \geq \frac{1}{\lambda^2}\right\} = 1 - P\left\{W > \frac{1}{\lambda^2}\right\} = P\left\{W \leq \frac{1}{\lambda^2}\right\} = 1 - e^{-\lambda \cdot (1/\lambda^2)} = 1 - e^{-1/\lambda}$$