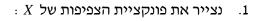
פרק 5: משתנים מקריים רציפים (פתרונות) פרק 5:



f(x) $c = \frac{5}{6}$ $\frac{\frac{1}{3}}{3}$

א. נחשב את השטח הכלוא מתחת לעקומת הצפיפות, כדי למצוא את ערכו של c

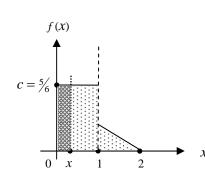
$$c \cdot 1 + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} = 1$$
 \Rightarrow $c = \frac{5}{6}$

שימו לב של- f(x) יש נקודת אי-רציפות (אחת . x=1 בלבד) ב-

ב. נחשב את ההסתברויות המבוקשות באמצעות שטחים של צורות גיאומטריות. (מלבנים, משולשים $P\{X>0.75\}=1-P\{X\leq 0.75\}=1-\frac{5}{6}\cdot\frac{3}{4}=\frac{3}{8}$ וטרפזים, במקרה זה.)

$$P\{0.5 < X < 1.5\} = P\{0.5 < X < 1\} + P\{1 < X < 1.5\} = \frac{5}{6} \cdot \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{6}\right)\left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{13}{24} = 0.54167$$

ג. עד לערך 0 הצפיפות של המשתנה המקרי X שווה ל-0, ולכן פונקציית ההתפלגות המצטברת עד לנקודה זו שווה גם היא ל-0. כאשר 0 < x < 1 חיובית, ולכן ההסתברות "מתחילה להיצבר".



היא ההסתברות עד לנקודה x, והיא שווה היא ההסתברות העברת היא ההסתברות לעקומת הצפיפות משמאל לנקודה בשטח לשטח הכלוא מתחת לעקומת הצפיפות משמאל לנקודה

. (ראה איור משמאל). $F_X(x) = P\{X \leq x\} = \frac{5}{6}x$ מתקיים: 0 < x < 1 (ראה איור משמאל). $x \geq 1$ בדרך דומה מחשבים את הערכים של פונקציית ההתפלגות המצטברת עבור

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , & x \le 0 \\ \frac{5x}{6} & , & 0 \le x \le 1 \\ 1 - \frac{(2-x)^2}{6} & , & 1 \le x \le 2 \\ 1 & , & x \ge 2 \end{cases}$$

ופונקציית ההתפלגות המצטברת שמתקבלת היא:

, $F_{\it X}(\it x)$ היא המצטברת החתפלגות פונקציית היא הנגזרת היא היא היא הערכות פונקציית הצפיפות היא היא הנגזרת של

$$f_X(x) = rac{d}{dx} F_X(x)$$
 ; $F_X(x) = \int\limits_{-\infty}^x f_X(x) dx$: ומתקיים הקשר

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \int_{0}^{2} c(4 - x^2) dx = c \left[4x - \frac{x^3}{3} \right]_{0}^{2} = \frac{16c}{3} = 1 \qquad \Rightarrow \qquad c = \frac{3}{16} = 0.1875$$
 .8 .2

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \frac{3}{16} \int_{0}^{2} x (4 - x^2) dx = \frac{3}{16} \left[\frac{4x^2}{2} - \frac{x^4}{4} \right]_{0}^{2} = \frac{3}{16} \cdot 4 = \frac{3}{4} = 0.75$$

שימו לב: התוחלת של משתנה מקרי נמצאת תמיד בתחום ערכיו האפשריים.

$$E[X^{2}] = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} f_{X}(x) dx = \frac{3}{16} \int_{0}^{2} x^{2} (4 - x^{2}) dx = \frac{3}{16} \left[\frac{4x^{3}}{3} - \frac{x^{5}}{5} \right]_{0}^{2} = \frac{3}{16} \cdot \frac{64}{15} = \frac{4}{5} = 0.8$$

$$Var(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = 0.8 - 0.75^2 = 0.2375$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , & x \le 0 \\ \frac{3}{16} \left(4x - \frac{x^3}{3} \right) & , & 0 \le x \le 2 \\ 1 & , & x \ge 2 \end{cases}$$

נ. נחשב תחילה את התוחלת של X ואחר-כך את השונות.

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_{1}^{\infty} \frac{2x}{x^3} dx = \int_{1}^{\infty} \frac{2}{x^2} dx = \left[\frac{2}{-x}\right]_{1}^{\infty} = 0 + 2 = 2$$

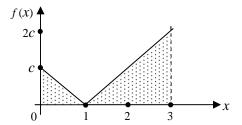
$$E[X^{2}] = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} f_{X}(x) dx = \int_{1}^{\infty} \frac{2x^{2}}{x^{3}} dx = \int_{1}^{\infty} \frac{2}{x} dx = \left[2 \ln x\right]_{1}^{\infty} = \infty - 0 = \infty$$

. ∞ -ל היא ל- שווה א שווה אל , $E[X^{\,2}\,]=\infty$ קיבלנו ש-

שימו לב: התוחלת והשונות של משתנה מקרי אינן חייבות להיות סופיות.

ייתכן שהן תהיינה אינסופיות וייתכן גם שלא תהיינה מוגדרות כלל.

. נצייר את פונקציית הצפיפות הנתונה:



$$\int_{0}^{3} f_{X}(x) dx = \int_{0}^{3} c \left| 1 - x \right| dx = c \int_{0}^{1} (1 - x) dx + c \int_{1}^{3} (x - 1) dx = c \left[x - \frac{1}{2} x^{2} \right]_{0}^{1} + c \left[\frac{1}{2} x^{2} - x \right]_{1}^{3}$$

$$= c \left(1 - \frac{1}{2} + \frac{9}{2} - 3 - \frac{1}{2} + 1 \right) = 2.5 c = 1 \qquad \Rightarrow \qquad c = \frac{2}{5}$$

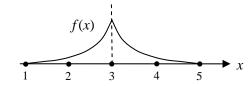
 $S=rac{c}{2}+rac{4c}{2}=rac{5c}{2}$ \Rightarrow $c=rac{2}{5}$:c אפשר את המנוקד וממנו לקבל את אפשר המנוקד

$$E[X] = \frac{2}{5} \int_{0}^{1} x(1-x) dx + \frac{2}{5} \int_{1}^{3} x(x-1) dx = \frac{2}{5} \left[\frac{1}{2} x^{2} - \frac{1}{3} x^{3} \right]_{0}^{1} + \frac{2}{5} \left[\frac{1}{3} x^{3} - \frac{1}{2} x^{2} \right]_{1}^{3}$$

$$= \frac{2}{5} \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3} + 9 - \frac{9}{2} - \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \right) = \frac{2}{5} \cdot \frac{29}{6} = \frac{29}{15}$$

$$\int_{1}^{5} f_{X}(x) dx = \int_{1}^{5} c e^{-2|x-3|} dx = c \int_{1}^{3} e^{-2(3-x)} dx + c \int_{3}^{5} e^{-2(x-3)} dx = c \left[\frac{e^{-2(3-x)}}{2} \right]_{1}^{3} - c \left[\frac{e^{-2(x-3)}}{2} \right]_{3}^{5}$$
 .8 .5
$$= c \left(\frac{1}{2} - \frac{e^{-4}}{2} \right) - c \left(\frac{e^{-4}}{2} - \frac{1}{2} \right) = c \left(1 - e^{-4} \right) \qquad \Rightarrow \qquad c = \frac{1}{1 - e^{-4}}$$

ב. נצייר את פונקציית הצפיפות הנתונה:



פונקציית הצפיפות סימטרית פונקציית הצפיפות סימטרית סביב x=3 וחסומה בקטע הסופי (1,5), שבו ערכיה חיוביים, ולכן התוחלת של X שווה ל-3.

אפשר אין צורך בכך. X באופן ישיר, אך אין צורך בכך.

שימו לב: קיימות פונקציות צפיפות שאינן חסומות מלעיל. פונקציות כאלה הן פונקציות צפיפות, כל עוד הן אי-שליליות והשטח הכלוא תחתיהן מתכנס ל-1.

דוגמה לפונקציית צפיפות מסוג זה, אפשר לראות בספר הקורס בעמוד 248.

- $P\{X \leq m\} = 0.5$, ולכן $P\{X \leq m\} = 0.5$, ולכן את המשוואה אערך M שמקיים את הערך
- : א. כדי למצוא את c, נחשב את האינטגרל על הצפיפות. נשתמש בשיטת האינטגרציה בחלקים, ונקבל א. כדי למצוא את

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = c \int_{0}^{1.5} \underbrace{x}_{u} \underbrace{e^{-2x}}_{v} dx = c \left[\underbrace{x}_{u} \cdot (\underbrace{-\frac{1}{2}e^{-2x}}_{v}) \right]_{0}^{1.5} - \int_{0}^{1.5} \underbrace{1}_{u} \cdot (\underbrace{-\frac{1}{2}e^{-2x}}_{v}) dx \right]$$

$$= c \left[-\frac{3}{4}e^{-3} + 0 - \left[\frac{1}{4}e^{-2x} \right]_{0}^{1.5} \right] = c \left[-\frac{3}{4}e^{-3} - \frac{1}{4}(e^{-3} - 1) \right]$$

$$= c \cdot \frac{1}{4}(1 - 4e^{-3}) = 1 \qquad \Rightarrow \qquad c = \frac{4}{1 - 4e^{-3}}$$

 $v = -\frac{1}{2}e^{-2x}$ -ו u' = 1 ולכן $v' = e^{-2x}$ ו u = x מגדירים מגדירים

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \frac{4}{1 - 4e^{-3}} \int_{0}^{1.5} x^2 e^{-2x} dx = \frac{2}{1 - 4e^{-3}} \int_{0}^{1.5} \underbrace{x^2}_{u} \cdot \underbrace{2e^{-2x}}_{v} dx$$

$$= \frac{2}{1 - 4e^{-3}} \left[\underbrace{x^2}_{u} \cdot (-e^{-2x}) \Big|_{0}^{1.5} - \int_{0}^{1.5} \underbrace{2x}_{u} \cdot (-e^{-2x}) dx \right]$$

$$= \frac{2}{1 - 4e^{-3}} \cdot (-1.5^2) e^{-3} + \frac{4}{1 - 4e^{-3}} \int_{0}^{1.5} x e^{-2x} dx$$

$$= -\frac{4.5e^{-3}}{1 - 4e^{-3}} + \int_{0}^{1.5} f_X(x) dx = \frac{1 - 8.5e^{-3}}{1 - 4e^{-3}} = 0.72025$$

 $v = -e^{-2x}$ -ו u' = 2x ולכן $v' = 2e^{-2x}$ -ו $u = x^2$ ולכן של הפתרון: הערה:

בשורה האחרונה, האינטגרל האחרון שנשאר לחישוב הוא אינטגרל על פונקציית הצפיפות של המשתנה המקרי X, שגבולותיו הם גבולות תחום הערכים האפשריים של X. לכן, הוא שווה ל-1.

: מתקיים $0 < y < 1.5^2 = 2.25$ לכל $Y < 0.5^2 = 2.25$ מתקיים מחילה את פונקציית ההתפלגות המצטברת של

$$F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{X^2 \le y\} = P\{-\sqrt{y} \le X \le \sqrt{y}\} = F_X(\sqrt{y}) - \underbrace{F_X(-\sqrt{y})}_{(Y>0) = 0} = F_X(\sqrt{y})$$

: מתקיים $0 < y < 1.5^2 = 2.25$ לכן, לכל

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy}F_Y(y) = \frac{d}{dy}F_X(\sqrt{y}) = f_X(\sqrt{y}) \cdot (\sqrt{y})' = \frac{4}{1 - 4e^{-3}} \sqrt{y} e^{-2\sqrt{y}} \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{2}{1 - 4e^{-3}} e^{-2\sqrt{y}}$$

בדיקה: נבדוק שהפונקציה שקיבלנו היא אכן פונקציית צפיפות. נחשב את האינטגרל שקיבלנו בשיטת בדיקה: נקבל: החצבה. נקבל:

$$\int_{0}^{2.25} f_{Y}(y) dy = \frac{2}{1 - 4e^{-3}} \int_{0}^{2.25} e^{-2\sqrt{y}} dy = \frac{2}{1 - 4e^{-3}} \int_{0}^{2.25} e^{-2\sqrt{y}} dy = \frac{2}{1 - 4e^{-3}} \int_{0}^{1.5} 2te^{-2t} dt$$

$$t = \sqrt{y} \quad , \quad 0 < t < 1.5 \qquad \qquad \vdots$$

$$dt = dy/2\sqrt{y} \quad \Rightarrow \quad 2\sqrt{y} \cdot dt = dy \quad \Rightarrow \quad 2t dt = dy$$

$$= \frac{4}{1-4e^{-3}} \int_{0}^{1.5} te^{-2t} dt = \int_{0}^{1.5} f_X(x) dx = 1$$

$$P\{X > 5\} = 1 - F_{X}(5) = 1 - \frac{5-1}{10-1} = 1 - \frac{4}{9} = \frac{5}{9}$$
 .8

.5- אגדול מ-X אגדול מ-X שווה לחלק היחסי של קטע הערכים האפשריים של X שגדול מ-

$$P\{X \ge 5\} = 1 - F_X(5) = 1 - (1 - e^{-0.2 \cdot 5}) = e^{-1} = 0.3679$$

ג. מתכונת חוסר הזיכרון של ההתפלגות המעריכית מקבלים:

$$P\{X \ge 5 | X > 2\} = P\{X \ge 3\} = 1 - F_X(3) = e^{-0.2 \cdot 3} = e^{-0.6} = 0.5488$$

- 8. א. 1) לפי נתוני השאלה, זמני-השהייה של חמשת האנשים בלתי-תלויים זה בזה, וכל אחד מהם שוהה לכד מה. 1. לפי נתוני השאלה, זמני-השהייה של 2.5 דקות בהסתברות בהסתברות שכולם ישהו מעל ליד מכשיר הכספומט יותר מ-2.5 דקות בהסתברות $0.75^5 = 0.2373$ לכן, ההסתברות שכולם ישהו מעל ל-2.5 דקות היא $0.75^5 = 0.2373$
 - $\frac{0.5}{2} = 0.25$ האי-תלות בין זמני-השהייה של האנשים שבתור, ההסתברות היא (2
- (3 במקרה זה, האדם השלישי בתור הוא **הראשון** ששוהה ליד מכשיר הכספומט יותר מ-3.5 דקות. לכן, בחישוב ההסתברות צריך להביא בחשבון גם את זמני-השהייה של שני האנשים שלפניו בתור. לפיכך, בגלל האי-תלות בין זמני-השהייה של האנשים שבתור, מקבלים את ההסתברות $0.25 \cdot 0.25 = 0.140625$.
- 4) זמני-השהייה של חמשת האנשים בלתי-תלויים זה בזה וכל אחד מהם שוהה בין 2.5 ל-3 דקות ליד
 3- מכשיר הכספומט בהסתברות 0.25. לכן, מספר האנשים (מבין ה-5 שבתור) ששוהים בין 2.5 ל-3 דקות ליד הכספומט הוא משתנה מקרי בינומי עם הפרמטרים 5 ו- 0.25 ושונותו היא 0.9375.
- ב. ההתפלגות המעריכית מקיימת את תכונת חוסר-הזיכרון. לכן, זמן השהייה של האדם שנמצא כבר ליד מכשיר הכספומט, מרגע הגיעו של אהוד ועד לסיום פעולותיו, גם הוא משתנה מקרי מעריכי $\frac{1}{0.4} = 2.5$ ומכאן שתוחלת ושונות הזמן שאהוד ימתין עד שהמכשיר יתפנה הן 0.4 = 2.5 ו- בהתאמה.

- ג1. אם מניחים שמתקיימות שלוש ההנחות של תהליך פואסון, מקבלים כי התפלגות הזמן (בשעות) החולף משעה 8:00 ועד לרגע שבו מגיע האדם הראשון לכספומט היא התפלגות מעריכית עם הפרמטר 20. (ראה עמודים 244-245 בספר הקורס.)
- ג2. אם מניחים שמתקיימות שלוש ההנחות של תהליך פואסון, מקבלים כי התפלגות הזמן (בשעות) החולף n ו-20. משעה 8:00 ועד לרגע שבו מגיע האדם n-י לכספומט היא התפלגות גמא עם הפרמטרים n ו-20 (ראה עמודים 244-245 בספר הקורס.)
- x בונקציית הצפיפות הנתונה, זהים לגורמים שתלויים ב- x בפונקציית הצפיפות הנתונה, זהים לגורמים שתלויים ב- x בפונקציית צפיפות של משתנה מקרי מעריכי עם הפרמטר x שצורתה x בפונקציית של המשתנה המקרי x עתה, מכיוון שהשטח הכלוא מתחת לכל עקומת צפיפות שווה ל-1, הגורמים הקבועים בשתי הפונקציות חייבים להיות שווים. כלומר, ללא כל חישוב אפשר לקבוע כי x .

מסקנה: אם בפונקציית צפיפות נתונה, כל הגורמים שתלויים ב-x המופיעים בה, זהים לאלו המופיעים בפונקציית צפיפות של התפלגות מוכרת, חייבת להיות התאמה מוחלטת גם בגורמים הקבועים שבשתי פונקציות הצפיפות.

xב. במקרה הזה, הגורמים שתלויים ב- x, בפונקציית הצפיפות הנתונה, זהים לגורמים שתלויים ב- σ -ו μ עבור $e^{-(x-\mu)^2\over \sqrt{2\pi}\sigma}$ - $e^{-(x-\mu)^2\over 2\sigma^2}$ בפונקציית אפיפות של משתנה מקרי נורמלי, שצורתה אפיפות של משתנה מקרי נורמלי, שצורתה מסוימים.

מצורת מצורת הנתונה, ואז למצוא את ערכי σ ו- σ המתאימים לפונקציית הצפיפות הנתונה, ואז למצוא את הביטוי המעריך של האקספוננט בפונקציית הצפיפות הנתונה, ברור כי $\sigma^2=1$ כעת, נשלים לריבוע את הביטוי המעריך של האקספוננט בפונקציית הצפיפות הנתונה, ברור כי $-(x^2-2x)$ אנו רואים כי $-(x^2-2x)$ עתה, כל שנותר הוא למצוא את $-(x^2-2x)$ הוא למצוא את $-(x^2-2x)$

: היא $\sigma^2=1$ ו- $\mu=1$ ו- $\mu=1$ היא הפרמטרים נורמליות נורמליות של התפלגות הצפיפות הצפיפות התפלגות נורמליות ה

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{\frac{-(x-1)^2}{2}} I_{(-\infty,\infty)}(x)$$

$$f_X(x) = a e^{\frac{-x^2 + 2x}{2}} I_{(-\infty,\infty)}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{\frac{-(x-1)^2}{2}} I_{(-\infty,\infty)}(x)$$

$$\vdots$$
 ומכאן מקבלים כי:

.1 ההתפלגות של המשתנה המקרי X היא הזזה ב-1 של התפלגות מעריכית עם הפרמטר גע ה. (1 א. 1) ההתפלגות אל המשתנה המקרי X הוא משתנה מקרי מעריכי עם הפרמטר באשר X=W+1, ומתקיים:

$$P\{X\leq x\}=P\{W+1\leq x\}=P\{W\leq x-1\}=F_W\left(x-1\right)=1-e^{-(x-1)}\qquad ,\qquad x>1$$

$$f_X\left(x\right)=\frac{d}{dx}P\{X\leq x\}=e^{-(x-1)}\qquad ,\qquad x>1$$
 : או לחלופין

Y נתחיל בחישוב פונקציית ההתפלגות המצטברת של (2

$$F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{\frac{X+1}{2} \le y\} = P\{X \le 2y-1\} = F_X(2y-1)$$
 : מתקיים $y > 1$

:Y ונקבל את פונקציית הצפיפות של , y נגזור לפי

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X(2y-1) = 2f_X(2y-1) = 2e^{-2y+2} = 2e^{-2(y-1)}$$
, $y > 1$

שימו לב: פונקציית ההתפלגות המצטברת של משתנה מקרי קובעת באופן יחיד את התפלגותו. כלומר, אפשר לזהות התפלגות של משתנה מקרי לפי פונקציית ההתפלגות המצטברת שלו (ומכאן שגם לפי פונקציית הצפיפות שלו).

 \cdot נמצא את הקשר בין ההתפלגות של Y להתפלגות המעריכית

אפשר לראות, שלפונקציית הצפיפות הנתונה יש מבנה דומה לזה של פונקציית הצפיפות של התפלגות מעריכית עם הפרמטר 2. לפיכך, נסמן ב-W משתנה מקרי מעריכי עם הפרמטר 2.

$$f_W(y) = 2e^{-2w}$$
 , $w > 0$: פונקציית הצפיפות של W היא

מהשוואת שתי פונקציות הצפיפות האחרונות (הן מבחינת הפונקציות עצמן והן מבחינת תחומי ההגדרה שלהן), אפשר "לנחשי שהקשר שקיים בין המשתנים הוא Y=W+1 .

:נבדוק את ההשערה

$$\begin{split} P\{W+1 \leq y\} &= P\{W \leq y-1\} = F_W(y-1) = 1 - e^{-2(y-1)} &, &y > 1 \\ f_{W+1}(y) &= \frac{d}{dy} P\{W+1 \leq y\} = 2e^{-2(y-1)} &, &y > 1 \end{split}$$

ואכן, קיבלנו שלמשתנים המקריים Y ו- W+1 יש בדיוק אותה פונקציית צפיפות. כלומר, ההתפלגות של המשתנה המקרי Y היא הזזה ב-1 של ההתפלגות המעריכית עם הפרמטר Y.

ב. נתחיל בחישוב פונקציית ההתפלגות המצטברת של Y

$$F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{2X \le y\} = P\{X \le \frac{y}{2}\} = F_X(\frac{y}{2})$$
 : לכל $y > 0$

:Y ונקבל את פונקציית הצפיפות של , y

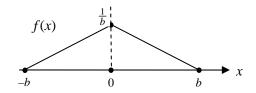
$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X(\frac{y}{2}) = \frac{1}{2} f_X(\frac{y}{2}) = \frac{\theta}{2} e^{-\frac{\theta}{2}y}$$
, $y > 0$

 $rac{ heta}{2}$ כלומר, למשתנה המקרי Y יש התפלגות מעריכית עם הפרמטר

ג. נתחיל מחישוב פונקציית ההתפלגות המצטברת של המשתנה המקרי Y, וממנה נמצא את פונקציית הצפיפות שלו. לכל y < y < 1 מתקיים:

$$\begin{split} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{\frac{X}{X+1} \leq y\} = P\{X \leq \frac{y}{1-y}\} = F_X\left(\frac{y}{1-y}\right) = \frac{y}{1-y} \\ f_Y(y) &= \frac{d}{dy}F_Y(y) = \frac{d}{dy}\left[\frac{y}{1-y}\right] = \frac{1-y+y}{(1-y)^2} = \frac{1}{(1-y)^2} \\ &: 0 < y < \frac{1}{2} \end{split}$$

.א. 11



$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{(b+x)}{b^2} &, & -b < x \le 0 \\ \frac{(b-x)}{b^2} &, & 0 \le x < b \\ 0 &, & x \le -b \,, \, x \ge b \end{cases}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & , & x \le -b \\ \int\limits_{-b}^{x} \frac{(b+t)}{b^2} dt = \frac{(b+t)^2}{2b^2} \bigg|_{-b}^{x} = \frac{(b+x)^2}{2b^2} & , & -b < x \le 0 \\ 1 - \int\limits_{x}^{b} \frac{(b-t)}{b^2} dt = 1 + \frac{(b-t)^2}{2b^2} \bigg|_{x}^{b} = 1 - \frac{(b-x)^2}{2b^2} & , & 0 \le x < b \\ 1 & , & x \ge b \end{cases}$$

אפשר למצוא את פונקציית ההתפלגות המצטברת גם באמצעות חישוב שטחים גיאומטריים.

y לכל , לפיכך, לפיכך, מוגדר על-ידי $Y=rac{X}{b}$, ולכן ערכיו האפשריים הם בתחום (-1, 1). לפיכך, לכל $F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{\frac{X}{b} \le y\} = P\{X \le by\} = F_X(by)$

 \cdot מכאן מקבלים כי לכל y < 1 מתקיים $f_Y(y) = \frac{d}{dy}F_Y(y) = \frac{d}{dy}F_X(by) = bf_X(by)$

$$f_Y(y) = \begin{cases} 1 - \mid y \mid &, & -1 < y < 1 \\ 0 &, & y \le -1, \ y \ge 1 \end{cases} = \begin{cases} 1 + y &, & -1 < y \le 0 \\ 1 - y &, & 0 \le y < 1 \\ 0 &, & y \le -1, \ y \ge 1 \end{cases} :$$

ד. פונקצית הצפיפות של X (כמו גם זו של Y) סימטרית סביב הנקודה x=0 וחסומה בקטע הסופי שבו X שווה ל-0. ערכיה חיוביים, ולכן התוחלת של

:Y-ל X לעתה, נמצא את השונות של X . נעזר בקשר הנתון שבין

$$\begin{split} E[Y^2] &= \int\limits_{-1}^0 y^2 (1+y) \, dy + \int\limits_0^1 y^2 (1-y) \, dy = \left[\frac{1}{3} \, y^3 + \frac{1}{4} \, y^4 \, \right]_{-1}^0 + \left[\frac{1}{3} \, y^3 - \frac{1}{4} \, y^4 \, \right]_0^1 = \frac{1}{3} - \frac{1}{4} + \frac{1}{3} - \frac{1}{4} = \frac{1}{6} \\ E[X^2] &= E[(bY)^2] = b^2 E[Y^2] = \frac{b^2}{6} \\ \mathrm{Var}(X) &= E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{b^2}{6} - 0 = \frac{b^2}{6} \end{split} \qquad \qquad :$$

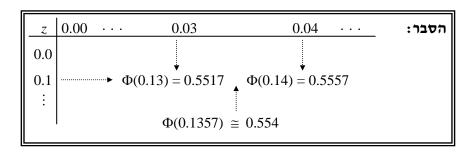
$$E\left[\frac{1}{X}\right] = \int_{0}^{1} \frac{1}{x} \cdot \frac{x^{5-1}(1-x)^{6-1}}{B(5,6)} dx = \frac{B(4,6)}{B(5,6)} \int_{0}^{1} \frac{x^{4-1}(1-x)^{6-1}}{B(4,6)} dx = \underbrace{\frac{\Gamma(4)\Gamma(6)}{\Gamma(4+6)} \cdot \frac{\Gamma(5+6)}{\Gamma(5)\Gamma(6)}}_{\Gamma(5)\Gamma(6)} = \frac{3! \cdot 5!}{9!} \cdot \frac{10!}{4! \cdot 5!} = \frac{10}{4} = 2.5$$

$$E[X^2] = \int\limits_0^\infty x^2 f_X(x) dx = \int\limits_0^\infty x^2 \cdot 3e^{-3x} dx = 3\int\limits_0^\infty x^2 e^{-3x} dx \quad : 3e^{-3x} dx \quad : 3e^{-$$

$$\int_{0}^{\infty} x^{2} e^{-3x} dx = \frac{1}{3} E[X^{2}] = \frac{2}{9 \cdot 3} = \frac{2}{27}$$
 : לכך

. $\Phi(0.14)$ ל- $\Phi(0.1357)$ יימצא בין $\Phi(0.1357)$ ל- z=0.14 ל- z=0.13 נמצא בין $\Phi(0.1357)$ יימצא בין $\Phi(0.1357)$ בשיטת האינטרפולציה הלינארית:

$$\Phi(0.13\underline{57}) = \Phi(0.13) + \underline{0.57} \cdot [\Phi(0.14) - \Phi(0.13)]$$
$$= 0.5517 + \underline{0.57} \cdot [0.5557 - 0.5517] = 0.5517 + 0.00228 = 0.55398$$



 $\Phi(-1.50)$ ל- $\Phi(-1.49)$ נקבל: $\Phi(-1.49)$ נקבל. באופן דומה נחשב את $\Phi(-1.4938)$

$$\Phi(-1.4938) = 1 - \Phi(1.49\underline{38}) = 1 - \left(\Phi(1.49) + \underline{0.38} \cdot [\Phi(1.5) - \Phi(1.49)]\right)$$
$$= 1 - \left(0.9319 + \underline{0.38} \cdot [0.9332 - 0.9319]\right) = 0.067606$$

 $\Phi(-z)=P\{Z\leq -z\}=P\{Z>z\}=1-\Phi(z)$: בפתרון ההסתברונה השתמשנו בשוויון ההסתברונה השתמשנו בשוויון ההסתברונה אחרונה שנדרטית.

ב. 1) נבדוק תחילה אם הערך המדויק 0.879 מופיע בגוף טבלת הקירובים. קל לראות שהוא מופיע ב. 1 בשורה "1.1" ובעמודה "0.07". לכן, אין כל צורך לבצע חישובים, ומקבלים באופן מיידי כי:

$$\Phi(1.1+0.07) = \Phi(1.17) = 0.879$$

הוא הטבלת הקירובים מעלה שהערך המדויק 0.93 אינו מופיע בגוף הטבלה. אולם, הוא בדיקה בגוף טבלת הקירובים מעלה שהערך מופיע כאחד מן הערכים המיוחדים בטבלת העזר, שנמצאת מתחת לטבלת הקירובים. מטבלה זו מקבלים באופן מיידי כי: $\Phi(1.476) = 0.93$

:טבלת העזר

$\Phi(x)$	0.50	0.55	0.60	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90
X	0.0	0.126	0.253	0.385	0.524	0.674	0.842	1.036	1.282
$\Phi(x)$	0.91	0.92	0.93	0.94	0.95	0.96	0.97	0.98	0.99
x	1.341	1.405	1.476	1.555	1.645	1.751	1.881	2.054	2.326

לעומת שני הערכים הקודמים, הערך המדויק 0.635 אינו מופיע בגוף טבלת הקירובים וגם לא z הערכים הערכים למצוא את ה-z בטבלת העזר. לכן, נצטרך להשתמש בשיטת האינטרפולציה הלינארית, כדי למצוא את ה- $\Phi(z)=0.635$ שמקיים

 $\Phi(0.35) = \mathbf{0.6368}$ ל- $\Phi(0.34) = \mathbf{0.6331}$ נמצא בין $\Phi(0.34) = \mathbf{0.6368}$ ל- $\mathbf{0.635} = \mathbf{0.6368}$ הערך המדויק של $\mathbf{0.35}$ נמצא בשיטת האינטרפולציה הלינארית, כלומר, $\mathbf{0.6368} = \mathbf{0.6361}$ ל- $\mathbf{0.6368} = \mathbf{0.6361}$ בין $\mathbf{0.6368} = \mathbf{0.6361}$ ל- $\mathbf{0.6368} = \mathbf{0.6361}$ ל- $\mathbf{0.6368} = \mathbf{0.6361}$

$$z=0.34+\dfrac{0.635-0.6331}{0.6368-0.6331}\cdot(0.35-0.34)=0.34+0.00514=0.34514$$
 : כביכך אפיכך אפיכך איי של $0.6368-0.6331$ בין $0.6368-0.6331$ בין $0.6368-0.6331$ בין $0.6368-0.6331$ בין $0.6368-0.6331$ בין $0.6368-0.6331$

ג. (1) נתרגם תחילה את הבעיה למונחים של משתנה מקרי נורמלי סטנדרטי, כדי שנוכל למצוא לה פתרון Φ . נקבל:

$$P\{X \le a\} = P\left\{\frac{X - 5}{2} \le \frac{a - 5}{2}\right\} = P\left\{Z \le \frac{a - 5}{2}\right\} = \Phi\left(\frac{a - 5}{2}\right) = \Phi(z) = 0.7$$

z כלומר, עלינו למצוא את שמקיים $\Phi(z)=0.7$, בדומה בחמה בסעיף הקודם, כאשר כלומר, עלינו למצוא את ב $z=\frac{a-5}{2}$ ומתקיים מתקיים מונקציה של המבוקש, ומתקיים

z את הערך של א קל למצוא במקרה הזה באמצעות טבלת העזר את

$$\Phi(0.524) = 0.7$$
 \Rightarrow $z = 0.524$ $z = \frac{a-5}{2} = 0.524$ \Rightarrow $a = 5 + 0.524 \cdot 2 = 6.048$: לכך

2) נתחיל בתרגום הבעיה למונחים של משתנה מקרי נורמלי סטנדרטי:

$$P\{X \le a\} = P\left\{\frac{X-5}{2} \le \frac{a-5}{2}\right\} = P\left\{Z \le \frac{a-5}{2}\right\} = \Phi\left(\frac{a-5}{2}\right) = \Phi(z) = 0.06$$

.כעת, הערך הנתון של ההסתברות קטן מ- 0.5, ולכן ל- z שאותו אנו מחפשים יהיה ערך שלילי

(נזכור שההתפלגות הנורמלית- סטנדרטית סימטרית סביב תוחלתה שהיא 0. לפיכך, אם ההסתברות עד לנקודה z קטנה מ- 0.5, הנקודה z חייבת להיות במחצית השמאלית של ההתפלגות הנורמלית סטנדרטית, ולכן ערכה יהיה שלילי.)

: כאשר ל-z המבוקש יש ערך שלילי, נפתור את הבעיה הסימטרית לזו הנתונה

$$\Phi(z)=0.06$$
 \Rightarrow $1-\Phi(z)=1-0.06$ \Rightarrow $\Phi(-z)=0.94$
$$\Phi(1.555)=0.94$$
 \Rightarrow $-z=1.555$: $z=\frac{a-5}{2}=-1.555$ \Rightarrow $a=5-1.555\cdot 2=1.89$: ולכן:

$$P\{X \le a\} = P\left\{\frac{X-5}{2} \le \frac{a-5}{2}\right\} = P\left\{Z \le \frac{a-5}{2}\right\} = \Phi\left(\frac{a-5}{2}\right) = \Phi(z) = 0.17$$

גם במקרה זה, הערך הנתון של ההסתברות קטן מ- 0.5, ולכן ל- z שאותו אנו מחפשים יהיה ערך שלילי. לפיכך, נעבור לבעיה הסימטרית לזו הנתונה, ונקבל:

$$\Phi(z) = 0.17$$
 \Rightarrow $1 - \Phi(z) = 1 - 0.17$ \Rightarrow $\Phi(-z) = 0.83$

הערך של z שמקיים את המשוואה $\Phi(-z)=0.83$ לא נתון בטבלת העזר, ולכן נמצא אותו באמצעות טבלת הקירובים הגדולה, כשם שעשינו בסעיף בz.

$$\Phi(0.95) = 0.8289$$
 $< \Phi(-z) = 0.83$ $< \Phi(0.96) = 0.8315$ $:$

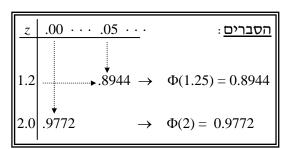
$$-z=0.95+\cfrac{0.83-0.8289}{0.8315-0.8289}\cdot(0.96-0.95)=0.9542$$
 \Rightarrow $z=-0.9542$: כל כן כו אוני בין $z=-0.9542$ בין $z=-0.9542$ בין $z=-0.9542$: כו אוני בין $z=-0.9542$: כו אוני בין $z=-0.9542$

$$z = \frac{a-5}{2} = -0.9542$$
 \Rightarrow $a = 5 - 0.9542 \cdot 2 = 3.0916$: ומכאן כי

- . $X \sim N(18,4^2)$; נסמן ב- $X \sim N(18,4^2)$, נסמן ב- 15
 - א. נחשב את ההסתברויות שהטיול יערך בכל אחת מן החברות:

$$P\{12 \le X \le 26\} = \Phi\left(\frac{26-18}{4}\right) - \Phi\left(\frac{12-18}{4}\right) = \Phi(2) - \Phi(-1.5)$$
$$= 0.9772 - (1 - 0.9332) = 0.9104$$

$$P\{X \ge 13\} = 1 - \Phi\left(\frac{13 - 18}{4}\right) = 1 - \Phi(-1.25)$$
$$= \Phi(1.25) = 0.8944$$



לכן, נמליץ לתייר להירשם לטיול בחברת ייהמטייליי.

: שני הטיולים מתבטלים, רק אם הטמפרטורה נמוכה מ-12 $^{\rm o}$. לכן, ההסתברות המבוקשת היא ב.

$$P\{X \le 12\} = \Phi\left(\frac{12-18}{4}\right) = \Phi(-1.5) = 1 - 0.9332 = 0.0668$$

. $X \sim N(500,5^2)$; נסמן ב- X את המשקל (בגרמים) של עוגה מקרית (ב. 16

$$P\{X < 507\} = \Phi\left(\frac{507 - 500}{5}\right) = \Phi(1.4) = 0.9192$$

$$P\{X > 489\} = 1 - \Phi\left(\frac{489 - 500}{5}\right) = 1 - \Phi(-2.2) = \Phi(2.2) = 0.9861$$
 ...

$$P\{Z \geq -z\} = 1 - \Phi(-z) = \Phi(z)$$
 : שימו לב שמתקיים

a את השוויון, על השאלה, צריך למצוא את המשקל א סדיים את ג. כדי לענות אל השאלה, צריך למצוא את המשקל

$$P\{X>a\}=1-\Phi\Big(rac{a-500}{5}\Big)=0.2$$
 \Rightarrow $\Phi\Big(rac{a-500}{5}\Big)=0.8 = \Phi(0.842)$ מטבלה I מטבלה I מטבלה $a=500 = 0.842$ \Rightarrow $a=504.21$ (עמוד 105)

כלומר, 20% מהעוגות שוקלות יותר מ-504.21 גרם.

: כעת, עלינו למצוא את המשקל a, שמקיים את השוויון ד.

$$P\{X < a\} = \Phi\left(\frac{a - 500}{5}\right) = 0.03 = \Phi(-1.881)$$
 \Rightarrow $\frac{a - 500}{5} = -1.881$ \Rightarrow $a = 490.595$

כלומר, 3% מהעוגות שוקלות פחות מ-490.595 גרם.

$$\begin{split} &\Phi(1.881) = 0.97 \\ &\Phi(-1.881) = 1 - \Phi(1.881) = 1 - 0.97 = 0.03 \end{split}$$

$$P\{X < a\} = \Phi\left(\frac{a-500}{5}\right) = 0.42$$
 : מצא את המשקל , a שמקיים את השוויון:

במקרה זה, אי-אפשר להשתמש בטבלה I שבמדריך הלמידה, מכיוון ש-0.42 איננו אחד הערכים במקרה זה, אי-אפשר להשתמש בטבלה 5.1 שבספר הקורס (עמוד 230). נפתור תחילה את המשוואה שמופיעים בה. לכן, נעזר בטבלה 5.1 שבספר הקורס (עמוד 230). נפתור תחילה את המשוואה $\Phi(b)=0.58$ (מכיוון ש- 0.42<0.5) ואחר-כך נמצא את הערך של 0.5832 בטבלה 0.5832 ומכאן ש- 0.5832 ומכאן ש- 0.5832 ומכאן ש- 0.5833 ומכאן ש- 0.5833 ומכאן יומרשליה לינארית. מקבלים:

$$z = 0.2 + \frac{0.58 - 0.5793}{0.5832 - 0.5793} \cdot (0.21 - 0.2) = 0.201795 \qquad \Rightarrow \qquad \Phi\left(\frac{a - 500}{5}\right) = 0.42 = \Phi(-0.201795)$$
$$\Rightarrow \qquad a = 500 - 0.201795 \cdot 5 = 498.9910$$

כלומר, 42% מהעוגות שוקלות פחות מ- 498.991 גרם.

- $P\{X > 507\} = 0.0808$ ולכן $P\{X < 507\} = 0.9192$ ולכן.
- 1) המוכר שוקל 5 עוגות, עד למציאת העוגה הגדולה הראשונה, רק אם 4 העוגות הראשונות שהוא שוקל 5 עוגות, עד למציאת העוגה הגדולה לכן, ההסתברות המבוקשת היא p=0.0808=0.0808=0.0808 שימו לב, שזוהי הסתברות גיאומטרית בנקודה 5, כאשר
- 2) המוכר שוקל 15 עוגות, עד למציאת העוגה הגדולה הרביעית, רק אם בין 14 העוגות הראשונות שהוא שוקל יש 3 עוגות גדולות, והעוגה ה-15 שהוא שוקל גדולה.

$$\binom{14}{3}0.9192^{11}\cdot 0.0808^4 = 0.006141$$
 : אימו המבוקשת היא: $p=0.0808$: $r=4$ ו- $r=4$ וי

3) ההסתברות שיימַצאו בין 15 העוגות שנבחרות באקראי בדיוק 4 עוגות גדולות היא:

$$\binom{15}{4}$$
 0.9192¹¹ · 0.0808⁴ = 0.02303

. p = 0.0808 ו- n = 15 ו- n = 15 ו- שימו לב, שזוהי הסתברות בינומית בנקודה

ז. נסמן ב- Y את מספר העוגות הגדולות מבין 10 העוגות שנבחרות באקראי מן המדף, ונסמן ב- W=40Y+30(10-Y)=10Y+300 . המחיר הכולל של 10 עוגות אלו. מתקיים :

 \cdot כמו כן, התפלגות המשתנה המקרי Y היא בינומית עם הפרמטרים 10 ו-0.0808. לכן

$$E[W] = 10E[Y] + 300 = 10 \cdot 10 \cdot 0.0808 + 300 = 308.08$$

 $Var(W) = 10^{2} Var(Y) = 100 \cdot 10 \cdot 0.0808 \cdot 0.9192 = 74.27136$

- , $X_1 \sim N(130,8^2)$; נסמן ב- $X_1 \sim N(130,8^2)$; נסמן ב- $X_2 \sim N(124,6^2)$; נסמן ב- $X_2 \sim N(124,6^2)$; את אורך-החיים (בשעות) של נורה מקרית מתוצרת חברת "אור-לי";
 - א. נסמן ב-A את המאורע שהנורה, שנבחרת מן המשלוח, היא מתוצרת חברת "נור" א. נסמן ב- B_i את המאורע, שהנורה הנבחרת דולקת מעל ל-

. ונסמן וב-C את המאורע שהנורה דולקת לפחות δ שעות מעבר לזמן שבו דלקה עד אותו הרגע

$$P(B_{130}) = P(B_{130}|A)P(A) + P(B_{130}|A^{C})P(A^{C})$$

$$= P\{X_{1} > 130\} \cdot 0.25 + P\{X_{2} > 130\} \cdot 0.75$$

$$= \left[1 - \Phi\left(\frac{130 - 130}{8}\right)\right] \cdot 0.25 + \left[1 - \Phi\left(\frac{130 - 124}{6}\right)\right] \cdot 0.75$$

$$= \left[1 - \Phi(0)\right] \cdot 0.25 + \left[1 - \Phi(1)\right] \cdot 0.75 = 0.5 \cdot 0.25 + 0.1587 \cdot 0.75 = 0.244025$$

$$P(B_{136}) = P\{X_{1} > 136\} \cdot 0.25 + P\{X_{2} > 136\} \cdot 0.75$$

$$= \left[1 - \Phi(0.75)\right] \cdot 0.25 + \left[1 - \Phi(2)\right] \cdot 0.75 = 0.2266 \cdot 0.25 + 0.0228 \cdot 0.75 = 0.07375$$

$$P(C \mid B_{130}) = \frac{P(B_{136})}{P(B_{130})} = \frac{0.07375}{0.244025} = 0.30222$$
 : ומכאן

ב. ההסתברות שנורה מתוצרת יינוריי תדלוק מעל ל-120 שעות היא:

$$P\{X_1 > 120\} = P\{Z > \frac{120-130}{8}\} = P\{Z > -1.25\} = \Phi(1.25) = 0.8944$$

לכן, מספר הנורות (מתוך ה-100) מתוצרת "נור" שדולקות מעל ל-120 שעות הוא משתנה מקרי בינומי עם הפרמטרים 100 ו- 0.8944. לכן, התוחלת המבוקשת שווה ל- 89.44 = 89.44.

 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$; נסמן ב- X את לחץ הדם של גבר מקרי; נסמן ב- 18

א. מהנתונים נובע כי:
$$P\{X < 86\} = 0.0228$$
 : א. מהנתונים נובע כי:
$$\Phi\left(\frac{140-\mu}{\sigma}\right) = 0.0062$$
 ;
$$\Phi\left(\frac{86-\mu}{\sigma}\right) = 0.0228$$
 : כלכן:
$$\Phi\left(\frac{140-\mu}{\sigma}\right) = 0.9938 = \Phi(2.5)$$
 ;
$$\Phi\left(\frac{86-\mu}{\sigma}\right) = 0.0228 = \Phi(-2)$$
 : מקבלים:
$$\frac{86-\mu}{\sigma} = -2$$
 - ו
$$\frac{140-\mu}{\sigma} = 2.5$$
 מקבלים:
$$\sigma = 12$$
 - ו
$$\mu = 110$$
 מקבלים:
$$\sigma = 12$$
 - ו
$$\mu = 110$$

$$P\{100 \le X \le 115\} = \Phi\left(\frac{115 - 110}{12}\right) - \Phi\left(\frac{100 - 110}{12}\right) = \Phi(0.4167) - \Phi(-0.8333)$$

$$= 0.6616 - (1 - 0.7976) = 0.4592$$

(0.41) = 0.6591 (0.40) = 0.6628 - 0.6591 = 0.0037 (0.40) = 0.6628 - 0.6591 = 0.0037 (0.40) = 0.6628 (0.42) = 0.6628 (0.42) = 0.6628 $(0.42) = 0.6591 + 0.67 \cdot 0.0037 = 0.6616$ $(0.83) = 0.7967 + 0.33 \cdot 0.0028 = 0.7976$

$$P\{100 \le X \le 115 \, \big| \, X < 134\} = \frac{P\{100 \le X \le 115\}}{P\{X < 134\}} = \frac{0.4592}{\Phi\left(\frac{134 - 110}{12}\right)} = \frac{0.4592}{0.9772} = 0.4699$$

ד. נסמן ב-Y את המשתנה המקרי, המוגדר על-ידי מספר הגברים שלחץ הדם שלהם גבוה מ-134. ההתפלגות של המשתנה המקרי Y היא בינומית עם הפרמטרים 250 ו- 0.0228. כעת, נסמן ב-W את המספר הכולל של כדורי ההרגעה שניתנו בבדיקה. מתקיים W=5Y

$$E[W] = 5E[Y] = 5.250.0.0228 = 28.5$$
 : $Var(W) = 5^2 Var(Y) = 25.250.0.0228.0.9772 = 139.251$

 $X \sim N(10, 2^2)$ נתון כי .19

$$P\{a < X < b\} = 1 - P\{X \le a\} - P\{X \ge b\} = 0.85$$
 : א. 1) אם מתקיים (1

$$P\{X \le a\} + P\{X \ge b\} = 0.15$$
 : אז בהכרח

ומכאן שיש אינסוף זוגות של ערכים של a ו-b, שמקיימים את השוויון הנתון. למשל, a שמקיים ומכאן שיש אינסוף זוגות של ערכים של a ו-b שמקיים b-ו $P\{X \le a\} = 0.01$ ו-b שמקיים a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a ווערכים a שמקיים a ווערכים של a ווערכים של a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a שמקיים a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a ווערכים של a שמקיים a

: ממצא את bו-ל המסוימים, המתאימים לדוגמה bו-מ

$$P\{X \le a\} = 0.11 \implies \Phi\left(\frac{a-10}{2}\right) = 0.11 = \Phi(-1.2263) \implies a = 7.5474$$

$$P\{X \ge b\} = 0.04 \implies 1 - \Phi\left(\frac{b-10}{2}\right) = 0.04 \implies \Phi\left(\frac{b-10}{2}\right) = 0.96 = \Phi(1.751)$$

$$\implies b = 13.502$$

$$P\{X \le a\} = P\{X \ge b\} = 0.075$$
 : במקרה זה, a ו- a מקיימים גם את השוויון (2

. $b = 10 + 2 \cdot 1.44 = 12.88$ ו- $a = 10 - 2 \cdot 1.44 = 7.12$ והם ביחידות, והם לכן, הערכים שלהם נקבעים ביחידות, והם

$$P\{X \le c\} = 3P\{X > c\} = 3[1 - P\{X \le c\}] = 3 - 3P\{X \le c\}$$
 : נפשט את השוויון הנתון $P\{X \le c\} = 0.75$ \Rightarrow $\Phi\left(\frac{c-10}{2}\right) = \Phi(0.674)$ \Rightarrow $c = 11.348$: ומכאן

. np(1-p)=18.75>10 לפי הנתונים, למשתנה המקרי X יש התפלגות בינומית לפי הנתונים. לפא המקרי למשתנה במשפט הגבול של דה-מואבר – לפלאס, כדי לחשב קירוב להסתברות הנתונה.

כמו כן, המשתנה המקרי X הוא משתנה מקרי בדיד, המקבל ערכים שלמים בלבד, ולכן לפני חישוב $20 \le X$ (כלומר, $X \le 0$) הקירוב הנורמלי יש להקפיד לשים לב לסימני השוויון בגבולות הנתונים של ערכי X (כלומר, $X \le 0$) ולבצע תיקון רציפות מתאים (ראה עמודים 105-106 במדריך הלמידה). מקבלים:

$$\begin{split} P \big\{ 20 \le X < 40 \big\} &= P \big\{ 20 \le X \le 39 \big\} = P \big\{ 19.5 \le X < 39.5 \big\} \\ &\cong P \Big\{ \frac{19.5 - 100 \cdot 0.25}{\sqrt{100 \cdot 0.25 \cdot 0.75}} \le Z \le \frac{39.5 - 100 \cdot 0.25}{\sqrt{100 \cdot 0.25 \cdot 0.75}} \Big\} \\ &= \Phi(3.3486) - \Phi(-1.2702) = 0.9996 - (1 - 0.8980) = 0.8976 \end{split}$$

כאשר Z הוא משתנה מקרי נורמלי סטנדרטי.

הסבר על "תיקון הרציפות" מובא בעמוד הבא.

(n-1) את **תיקון הרציפות** עורכים, מכיוון שלמשתנה המקרי הבינומי יש ערכים אפשריים שלמים בלבד (בין 0 ל-n ואילו הערכים האפשריים של ההתפלגות הנורמלית, שבאמצעותה מחשבים את הקירוב, כוללים את כל הישר הממשי.

נתבונן במקרה שבו מעוניינים לחשב קירוב נורמלי להסתברות של המאורע $\{X=k\}$, עבור k קבוע ושלם. במקרה זה, אם לא נבצע תיקון רציפות ונחשב קירוב נורמלי להסתברות של <u>המאורע הנקודתי</u> $\{X=k\}$, נקבל את התוצאה 0, שכן זהו ערכה של הסתברות נקודתית בהתפלגות רציפה. תפקידו של תיקון, הרציפות הוא לגשר על ההבדלים בין ההתפלגות הבדידה להתפלגות הרציפה. לפי עקרון התיקון, במקום להתייחס למאורעות נקודתיים מהצורה $\{X=k\}$, מתייחסים למאורעות יימורחביםיי שצורתם במקום להתייחס למאורעות המדויקות (הבינומיות) של שני המאורעות הללו שוות, אבל הקירובים הנורמליים המתאימים להם שונים זה מזה. ההסתברות של המאורע היימורחביי חיובית, בעוד שזו של המאורע הנקודתי שווה ל-0.5

תיקון הרציפות שאנו עורכים מבוסס על משפט דה-מואבר – לפלאס, הקובע כי התפלגות המשתנה הבינומי S_n המתוקנן (דהיינו, לאחר הפחתת התוחלת וחלוקה בסטיית-התקן) היא בקירוב התפלגות נורמלית עם תוחלת S_n ושונות S_n ממשפט זה מקבלים כי הקירוב להסתברות של כל ערך אפשרי (ושלם) של המשתנה המקרי הבינומי S_n , הוא:

$$\begin{split} P\big\{S_n = k\big\} &\stackrel{\uparrow}{=} P\big\{k - 0.5 \le S_n \le k + 0.5\big\} = P\bigg\{\frac{(k - 0.5) - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \le \frac{S_n - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \le \frac{(k + 0.5) - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}}\bigg\} \\ & \cong P\bigg\{\frac{(k - 0.5) - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \le Z \le \frac{(k + 0.5) - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}}\bigg\} = \Phi\bigg(\frac{(k + 0.5) - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}}\bigg) - \Phi\bigg(\frac{(k - 0.5) - E[S_n]}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}}\bigg) \end{split}$$

באיור המובא בהמשך, אפשר לראות את הקשר בין ההסתברויות הנקודתיות של ערכי המשתנה המקרי הבדיד X לבין הקירובים הנורמליים המתאימים להן.

באיור זה, הסתברות המאורע $\{X=k\}$ מסומנת ב- p_k ומתוארת על-ידי מקל בגובה p_k מעל לערך המתוקנן באיור זה, הסתברות המאורע ל- $\frac{k-E[X]}{\sqrt{\mathrm{Var}(X)}}$ (שהרי הקירוב הנורמלי מחושב לפי ההתפלגות הנורמלית סטנדרטית שמשתרע מסביב סטנדרטית); הקירוב ל- $P\{X=k\}$ הוא השטח שמתחת לעקומה הנורמלית סטנדרטית בתחום לערך המתוקנן $\frac{k-E[X]}{\sqrt{\mathrm{Var}(X)}}$, כלומר, הוא השטח שמתחת לעקומה הנורמלית

