# 20425 - תאריך הבחינה: 19.2.2015 (סמסטר 2015א - מועד א4 / 85)

### שאלה 1

;  $X \sim N\left(\mu,\sigma^2\right)$  מסמן ב- מתקיים של לוח (במטרים) את האורך עסמן ב-

 $X \sim N(\mu/2, \sigma^2/4)$  נסמן ב-  $Y \sim N(\mu/2, \sigma^2/4)$  את הרוחב (במטרים) של לוח מקרי.

$$P\{X>2.15\}=1-\Phi\left(\frac{2.15-\mu}{\sigma}\right)=0.2266=\Phi(-0.75)=1-\Phi(0.75)$$
 א. נתון כי:

$$\mu = 2.15 - 0.75\sigma$$
 : ולכן

$$P\{Y < 0.95\} = \Phi\left(\frac{0.95 - \mu/2}{\sigma/2}\right) = 0.3085 = \Phi(-0.5)$$
 : כמו כן, נתון כי

$$\frac{\mu}{2} = 0.95 + \frac{\sigma}{4}$$
  $\Rightarrow$   $\mu = 1.9 + \frac{\sigma}{2}$  : לפיכך

 $\sigma = 0.2$  ;  $\mu = 2$  :נפתור את שתי המשוואות הנובעות מן הנתונים, ונקבל

ב. השטח (במייר) של לוח מקרי הוא XY , כאשר X ו-Y בלתי-תלויים. לפיכך:

 $E[XY] = E[X]E[Y] = 2 \cdot 1 = 2$ 

$$E[X^{2}Y^{2}] = E[X^{2}]E[Y^{2}] = [Var(X) + (E[X])^{2}][Var(Y) + (E[Y])^{2}] = (0.2^{2} + 2^{2}) \cdot (0.1^{2} + 1^{2}) = 4.0804$$

$$Var(XY) = E[X^2Y^2] - (E[XY])^2 = 4.0804 - 4 = 0.0804$$

 $\pm 150XY$  . לפיכך המחיר (בשייח) של לוח מקרי הוא

$$E[150XY] = 150 \cdot 2 = 300$$
;  $Var(150XY) = 150^2 Var(XY) = 22500 \cdot 0.0804 = 1,809$ 

$$P\{\mid XY-2\mid \geq 0.8\}=P\{\mid XY-E[XY]\mid \geq 0.8\}\leq \frac{\mathrm{Var}(XY)}{0.8^2}=\frac{0.0804}{0.64}=0.1256$$
 : ד. לפי אי-שוויון צ'בישב :

### שאלה 2

 $n, \ldots, 2, 1$  יש התפלגות אחידה בדידה על-פני הערכים N יש המקרי N

. p -ו j הטלות הפרמטרים - ו- j אמתקבלים ב- N=j הטלות המטבע, יש התפלגות בינומית עם הפרמטרים

 $\pm$  את המאורע שמתקבלים רק בהטלות המטבע. נעזר בנוסחת השלמה, ונקבל א. נסמן ב- A את המאורע שמתקבלים רק

$$P(A) = \sum_{j=1}^{n} P\{A \mid N = j\} P\{N = j\} = \sum_{j=1}^{n} p^{j} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \cdot \left[ \frac{1 - p^{n+1}}{1 - p} - 1 \right] = \frac{1}{n} \cdot \left[ \frac{1 - p^{n+1} - 1 + p}{1 - p} \right] = \frac{p(1 - p^{n})}{n(1 - p)}$$

, N ב. מתקיים  $J \sim B(j,p)$ . לפיכך, נוכל להעזר בנוסחת השונות המותנית, ובהתפלגות הידועה של כדי לקבל את השונות המבוקשת:

$$Var(X) = E[Var(X \mid N)] + Var(E[X \mid N]) = E[Np(1-p)] + Var(Np)$$

$$= p(1-p) \cdot \frac{n+1}{2} + p^2 \cdot \frac{n^2-1}{12} = p \cdot \frac{n+1}{2} \cdot [1-p + \frac{p}{6}(n-1)] = p \cdot \frac{n+1}{2} \cdot [1 + \frac{p}{6}(n-7)]$$

j=1,2,...,n ו- i=0,1,...,j מתקיים: מתקיים

$$P\{X = i, N = j\} = P\{X = i \mid N = j\}P\{N = j\} = \binom{j}{i} \cdot p^{i} (1-p)^{j-i} \cdot \frac{1}{n}$$

בכל מקרה אחר, ההסתברות המשותפת שווה ל- 0.

#### שאלה 3

א. הוכחת הטענה מובאת בספר הקורס.

### ב. דרך ו:

$$E[X \mid X > 0] = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot P\{X = i \mid X > 0\} = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \frac{P\{X = i\}}{P\{X > 0\}} = \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \frac{P\{X = i\}}{P\{X > 0\}} = \frac{E[X]}{P\{X > 0\}} = \frac{1}{1 - e^{-1}}$$

$$E[X^2 \mid X > 0] = \sum_{i=1}^{\infty} i^2 \cdot P\{X = i \mid X > 0\} = \sum_{i=1}^{\infty} i^2 \cdot \frac{P\{X = i\}}{P\{X > 0\}} = \frac{E[X^2]}{P\{X > 0\}} = \frac{\text{Var}(X) + (E[X])^2}{P\{X > 0\}} = \frac{2}{1 - e^{-1}}$$

ומכאן:

$$Var(X \mid X > 0) = E[X^{2} \mid X > 0] - (E[X \mid X > 0])^{2} = \frac{2}{1 - e^{-1}} - \left(\frac{1}{1 - e^{-1}}\right)^{2} = \frac{2 - 2e^{-1} - 1}{(1 - e^{-1})^{2}} = \frac{1 - 2e^{-1}}{(1 - e^{-1})^{2}}$$

# :II דרך

X נחשב תחילה את פונקציית ההסתברות של המשתנה המקרי המותנה  $X \mid X > 0$ , עבור משתנה מקרי שהתפלגותו פואסונית עם הפרמטר 1.

$$P\{X=i \mid X>0\} = \frac{P\{X=i\}}{P\{X>0\}} = \frac{e^{-1} \cdot \frac{1^i}{i!}}{1-e^{-1} \cdot \frac{1^0}{0!}} = \frac{e^{-1}}{(1-e^{-1}) \cdot i!}$$
 : total

$$E[X \mid X > 0] = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot P\{X = i \mid X > 0\} = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \frac{e^{-1}}{(1 - e^{-1}) \cdot i!} = \frac{1}{1 - e^{-1}} \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \frac{e^{-1}}{i!}$$

$$1 \quad \sum_{i=1}^{\infty} \cdot e^{-1} \quad 1$$

$$= \frac{1}{1 - e^{-1}} \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \frac{e^{-1}}{i!} = \frac{1}{1 - e^{-1}}$$

$$\begin{split} E[X^2 \mid X > 0] &= \sum_{i=1}^{\infty} i^2 \cdot P\{X = i \mid X > 0\} = \sum_{i=1}^{\infty} i^2 \cdot \frac{e^{-1}}{(1 - e^{-1}) \cdot i!} = \frac{1}{1 - e^{-1}} \sum_{i=1}^{\infty} i^2 \cdot \frac{e^{-1}}{i!} \\ &= \frac{1}{1 - e^{-1}} \sum_{i=0}^{\infty} i^2 \cdot \frac{e^{-1}}{i!} = \frac{2}{1 - e^{-1}} \\ &= E[X^2]_{=l+1} \end{split}$$

$$\operatorname{Var}(X \mid X > 0) = E[X^{2} \mid X > 0] - (E[X \mid X > 0])^{2} = \frac{1 - 2e^{-1}}{(1 - e^{-1})^{2}}$$

$$: (I + I)^{2} = \frac{1 - 2e^{-1}}{(1 - e^{-1})^{2}}$$

## שאלה 4

.B- A את המאורע שעובר זרם מ- A את המאורע שעובר זרם מ- A לכל A, וב- A את המאורע שעובר זרם מ- A לכל A, והמאורעות A בלתי-תלויים זה בזה.

$$\begin{split} P(B) = P(A_4 \cup (A_3 \cap (A_1 \cup A_2))) = P(A_4) + P(A_3)P(A_1 \cup A_2) - P(A_4)P(A_3)P(A_1 \cup A_2) \\ = 0.9 + 0.9 \cdot (1 - 0.1^2) - 0.9 \cdot 0.9 \cdot (1 - 0.1^2) = 0.9891 & \text{[ מצבי הרכיבים בלתי-תלויים זה בזה ]} \end{split}$$

ב. נחשב את ההסתברות המותנית שיעבור זרם במערכת, אם ידוע שרכיב 2 תקין. הואיל וכל רכיבי המערכת בלתי-תלויים, בהינתן שרכיב 2 תקין, יעבור זרם במערכת אם רכיבים 3 או 4 יהיו תקינים. לפיכך:

$$P(B|A_2) = P(A_3 \cup A_4 \mid A_2) = P(A_3 \cup A_4) = 1 - P(A_3^C \cap A_4^C) = 1 - 0.1^2 = 0.99$$

tג. נסמן ב- $T_2$  את המאורע שבדיוק שני רכיבים במערכת תקינים. עלינו לחשב את ההסתברות המותנית:

$$P(B \mid T_2) = \frac{P(B \cap T_2)}{P(T_2)}$$

קל יותר לחשב את הסתברות המאורע המשלים, דהיינו את דהיינו את מתרחש  $B^{C} \cap T_{2}$  את הסתברות המאורע את יותר לחשב את הסתברות המאורע המשלים, דהיינו את במערכת. בכל המקרים האחרים עובר זרם במערכת. בכל המקרים שני הרכיבים היחידים שתקינים במערכת. במערכת.

$$P(B \mid T_2) = 1 - P(B^C \mid T_2) = 1 - \frac{P(B^C \cap T_2)}{P(T_2)} = 1 - \frac{0.9^2 \cdot 0.1^2}{\binom{4}{2} \cdot 0.9^2 \cdot 0.1^2} = 1 - \frac{1}{6} = \frac{5}{6}$$

## אפשר גם לחשב את ההסתברות בדרך ישירה:

כדי לחשב את הסתברות החיתוך שבמונה, נפריד בין שני מקרים, שבהם יש בדיוק שני רכיבים תקינים, שמאפשרים מעבר של זרם:

- 1. רכיב 4 וגם בדיוק אחד מהרכיבים האחרים תקינים (3 אפשרויות שונות);
- 2. רכיב 3 וגם אחד מהרכיבים 1 או 2 תקינים, ואילו רכיב 4 אינו תקין (2 אפשרויות שונות).

לכל אחת מהאפשרויות המתוארות מעלה יש הסתברות שווה להתרחש, והיא  $0.9^2\cdot 0.1^2$ , מכיוון שכל הרכיבים בלתי-תלויים זה בזה ולכולם יש אותה הסתברות להיות תקינים. כמו כן, שני המקרים המתוארים מעלה זרים זה לזה, ולכן כדי למצוא את הסתברות החיתוך, נסכום את ההסתברויות של שני המקרים הללו.

$$P(B|T_2) = \frac{(3+2) \cdot 0.9^2 \cdot 0.1^2}{\binom{4}{2} \cdot 0.9^2 \cdot 0.1^2} = \frac{5}{6}$$

ד. מספר הרכיבים הלא-תקינים במערכת הוא משתנה מקרי בינומי עם הפרמטרים 4 ו- 0.1 לפיכך, אם נסמן ב- X את מספר הרכיבים הלא-תקינים במערכת, נקבל :

$$P\{X \ge 2 \mid X \ge 1\} = \frac{P\{X \ge 2\}}{P\{X \ge 1\}} = \frac{1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\}}{1 - P\{X = 0\}} = \frac{1 - 0.9^4 - 4 \cdot 0.1 \cdot 0.9^3}{1 - 0.9^4} = \frac{0.0523}{0.3439} = 0.1521$$

#### שאלה 5

(0.1) נתון כי למשתנה המקרי X יש התפלגות אחידה רציפה על הקטע

y>1 מתקיים: עמצא תחילה את פונקציית ההתפלגות המצטברת של Y>1.

$$\begin{split} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{\frac{1}{\sqrt{X}} \leq y\} = P\{\frac{1}{X} \leq y^2\} \underset{X,y>0}{=} P\{\frac{1}{y^2} \leq X\} = 1 - F_X(\frac{1}{y^2}) = 1 - \frac{1}{y^2} \\ f_Y(y) &= \frac{d}{dy}[F_Y(y)] = \frac{d}{dy}\left[1 - \frac{1}{y^2}\right] = \frac{2}{y^3} \qquad , \qquad y > 1 \end{split}$$

$$P\{Y>2 \mid Y<4\} = \frac{P\{2 < Y < 4\}}{P\{Y<4\}} = \frac{F_Y(4) - F_Y(2)}{F_Y(4)} = \frac{F_X(\frac{1}{2^2}) - F_X(\frac{1}{4^2})}{1 - F_X(\frac{1}{4^2})} = \frac{\frac{1}{2^2} - \frac{1}{4^2}}{1 - \frac{1}{4^2}} = \frac{0.1875}{0.9375} = 0.2 \qquad .2$$

$$E[Y] = \int_{1}^{\infty} y f_{Y}(y) dy = \int_{1}^{\infty} \frac{2y}{y^{3}} dy = \int_{1}^{\infty} \frac{2}{y^{2}} dy = \frac{-2}{y} \Big|_{1}^{\infty} = 0 + 2 = 2$$

$$E[Y^2] = \int_{1}^{\infty} y^2 f_Y(y) dy = \int_{1}^{\infty} \frac{2y^2}{y^3} dy = \int_{1}^{\infty} \frac{2}{y} dy = 2\ln y \Big|_{1}^{\infty} = \infty - 0 = \infty$$
.7

 $.\mathrm{Var}(Y) = \infty$  לפיכך, מתקיים