

- .1. הגובה של הרי געש מתפלג אקספוננציאלית כ- $X \sim \text{Exp}(\lambda)$.
- מה ההסתברות שambil m הינו געש שנבחן באקראי יהי בדוק α שוגbam מעל λ ?
 - בוחרים שני הרי געש אקראים (בלתי תלויים). מה ההסתברות שהאחד בגובה לפחות פי שניים מהשני?
 - מטפסת הרים הנעה עד פיסגה מטפסת בכל יום על הר אחר עד שהוא מוצאת הר שטובחו מעל λ . עלות הטיפוס על כל הר היא S שקלים, אך כאשר תכובוש לבסוף הר שטובחו λ (ומעליה) תזכה בפרס כספי נאה. מה צריך להיות ערך הפרס על מנת להבטיח כי תוחלת הרווח של עדה תהיה חיובית?
 - נתון כי עדה כבר טיפסה על שני הרים שהתבورو כנוכנים מיד. מהי תוחלת הרווח שלה כעת?

א

$$p = P(X > \lambda) = 1 - P(X \leq \lambda) = 1 - F_X(\lambda) = 1 - (1 - e^{-\lambda^2}) = e^{-\lambda^2} = p$$

$$Y \sim \text{Bin}(m, p = e^{-\lambda^2})$$

$$P(Y = n) = \binom{m}{n} p^n (1-p)^{m-n}$$

ב

$$\begin{aligned} P(X_2 < 0.5X_1) &= \int_0^\infty P(X_2 < 0.5X_1 | X_1 = t) f_{X_1}(t) dt \\ &= \int_0^\infty P(X_2 < 0.5t | X_1 = t) f_{X_1}(t) dt \stackrel{\text{ב''ג}}{=} \int_0^\infty P(X_2 < 0.5t) f_{X_1}(t) dt = \int_0^\infty F_{X_2}(0.5t) f_{X_1}(t) dt \\ &= \int_0^\infty (1 - e^{-\lambda 0.5t}) \lambda e^{-\lambda t} dt = \underbrace{\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t} dt}_{\int f(t) dt = 1} - \int_0^\infty \lambda e^{-1.5\lambda t} dt = 1 - \frac{1}{1.5} \underbrace{\int_0^\infty 1.5\lambda e^{-1.5\lambda t} dt}_1 \\ &= 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3} \approx 0.3334 \end{aligned}$$

ג

$$T \sim \text{Geo}(p = e^{-\lambda^2})$$

$$E[T] = \frac{1}{p} = \frac{1}{e^{-\lambda^2}} = e^{\lambda^2}$$

$$\begin{aligned} E[\text{Profit}] &= E[\text{Reward} - \text{Expenses}] = E[\text{Reward} - T \cdot S] = \text{Reward} - E[T] \cdot S \\ &= \text{Reward} - e^{\lambda^2} \cdot S > 0 \end{aligned}$$

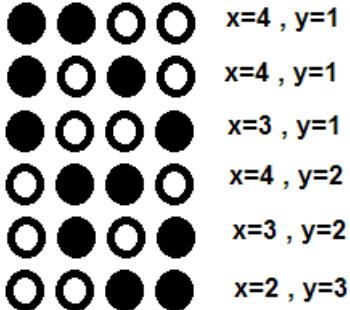
$$\text{Reward} > e^{\lambda^2} \cdot S$$

ד

בגלל תוכנת חוסר הזיכרון, התוחלת בהינתן הידעשה שטיפסנו כמות מסוימת של הרים שווה לתוחלת בל' הידעשה הצעת, لكن תוחלת כמות הטיפוסים שנשארו שארת זהה, שכן תוחלת הרווח היא מה שקיבלנו קודם הוצאות על 2 הטיפוסים שכבר ביצעו

$$E[\text{Profit}] = \text{Reward} - (e^{\lambda^2} + 2) \cdot S$$

2. מערביים שני מוצרים תקינים עם שני מוצרים פגומים ובוחרים מוצרים (באקראי) זה אחר זה, ללא החזרה. נגידר את המשתנים המקוריים: X מספר הנסיניות עד להוצאה שני מוצרים תקינים; Y מספר הנסיניות עד להוצאה המוצר הפגום הראשון.
- בנ' לוח התפלגות משותפת של X ו- Y .
 - אם X ו- Y הם בלתי תלויים? האם הם בלתי מתואמים? הוכחו.
 - חשבו את מקדם המתאים בין X ו- Y .
 - מהי התוחלת של X^2Y ?



	$X=2$	$X=3$	$X=4$	$P_Y(y)$
$Y=1$	0	$1/6$	$2/6$	$3/6$
$Y=2$	0	$1/6$	$1/6$	$2/6$
$Y=3$	$1/6$	0	0	$1/6$
$P_X(x)$	$1/6$	$2/6$	$3/6$	1

$$X, Y \text{ תלויים כי } 0 = P_{XY}(2,1) \neq P_X(2) \cdot P_Y(1) = \frac{1}{6} \cdot \frac{3}{6}$$

$$E[X] = \sum_{x=2}^4 x \cdot P_X(x) = 2 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot \frac{2}{6} + 4 \cdot \frac{3}{6} = \frac{2+6+12}{6} = 3\frac{1}{3}$$

$$E[Y] = \sum_{y=1}^3 y \cdot P_Y(y) = 1 \cdot \frac{3}{6} + 2 \cdot \frac{2}{6} + 3 \cdot \frac{1}{6} = \frac{3+4+3}{6} = 1\frac{2}{3}$$

$$\begin{aligned} E[XY] &= \sum_{x=2}^4 \sum_{y=1}^3 xy \cdot P_{XY}(x,y) = 2 \cdot 3 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot 1 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot 2 \cdot \frac{1}{6} + 4 \cdot 1 \cdot \frac{2}{6} + 4 \cdot 2 \cdot \frac{1}{6} \\ &= \frac{6+3+6+8+8}{6} = 5\frac{1}{6} \end{aligned}$$

$$Cov(X, Y) = E[XY] - E[X] \cdot E[Y] = \frac{31}{6} - \frac{10}{3} \cdot \frac{5}{3} = \frac{93}{18} - \frac{50}{9} = \frac{93}{18} - \frac{100}{18} = -\frac{7}{18}$$

$$X, Y \text{ מתואמים כי } Cov(X, Y) \neq 0$$

$$\rho_{X,Y} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{V[X]} \cdot \sqrt{V[Y]}} = \dots$$

$$E[X \cdot Y^2] = \sum_{x=2}^4 \sum_{y=1}^3 x \cdot y^2 \cdot P_{XY}(x,y) = \dots$$

.3. משתנה מקרי רציף ($X \sim U(0,1)$ נגזר מトーץ צפיפות איחוד).

- א. בנו את הפונקציה יוצרת המומנטים של X , $M_X(t)$.
- ב. השתמשו ב- $M_X(t)$ על מנת לחשב את התוחלת ($E(X)$) והשונות ($Var(X)$ של X).
- ג. מהי פונקציית הצפיפות של המשתנה המקרי $Y = e^{tX}$ ($t > 0$ (השתמשו ב- t כפרמטר)).
- ד. מהי פונקציית ההצטברות ($F_Y(b)$ של Y ?)

$$M_X(t) = E[e^{tx}] = \int_0^1 e^{tx} \cdot \frac{1}{1-0} \cdot dx = \int_0^1 e^{tx} dx \stackrel{t \neq 0}{\cong} \frac{[e^{tx}]_0^1}{t} = \frac{e^t - 1}{t}$$

$$*(t=0) \rightarrow M_X(t) = \int_0^1 e^{0x} dx = \int_0^1 1 dx = [x]_0^1 = 1 - 0 = 1$$

$$M_X(t) = \begin{cases} \frac{e^t - 1}{t} & \text{for } t \neq 0 \\ 1 & \text{for } t = 0 \end{cases}$$

$$E[X] = M'_X(t)|_{t=0} = \frac{e^t t - 1(e^t - 1)}{t^2}|_{t=0} \stackrel{t=0.001}{\approx} 0.500$$

$$E[X^2] = M''_X(t)|_{t=0} = \dots$$

$$V[X] = E[X^2] - E^2[X] = \dots$$

$$0 < X < 1$$

$$e^{0t} < e^{tX} < e^t$$

$$1 < Y < e^t$$

$$F_Y(b) = P(Y \leq b) = P(e^{tX} \leq b) = P(tX \leq \ln b) = P\left(X \leq \frac{\ln b}{t}\right) = F_X\left(\frac{\ln b}{t}\right) = \frac{\frac{\ln b}{t} - 0}{1 - 0} = \frac{\ln b}{t}$$

$$F_Y(b) = \begin{cases} 0 & \text{for } b \leq 1 \\ \frac{\ln b}{t} & \text{for } 1 < b < e^t \\ 1 & \text{for } e^t \leq b \end{cases}$$

$$f_Y(b) = F'_Y(b) = \frac{1}{tb}$$

$$f_Y(b) = \begin{cases} \frac{1}{tb} & \text{for } 1 < b < e^t \\ 0 & \text{for Otherwize} \end{cases}$$

4. שתי קוביית מונחות בקופסה, האחת X הוגנת, והשנייה Y מוטה, כך ש-

$$P(Y = a) = \frac{a}{C}$$

עבור $a = 1, 2, \dots, 6$.

א. חשבו את הקבוע C .

ב. מוצאים באקראי קובייה מה קופסה, מטילים אותה ומקבלת ש. מה ההסתברות שהיא הוגנת?

$$\sum_{a=1}^N a^3 = \frac{(N(N+1))^2}{4} \quad \text{ג. מהי התוחלת והשונות של } X \text{ ו- } Y? \text{ העזרו בזווית } \frac{N(N+1)(2N+1)}{6}.$$

ד. מטילים כל קובייה עשר פעמים ומוחשבים את הממוצע על כל התוצאות

$$\bar{X} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} X_i$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} Y_i$$

מהי התפלגות של המשתנים המקרים \bar{X} ו- \bar{Y} ?

ה. עבור אחת הקובייות חושב הממוצע הכל' והתוצאה שהתקבל הייתה ש. מה ההסתברות שהקובייה הוגנת?

פתרונות:

א. את הקבוע C נחישה מתוך תנאי הנורמל:

$$\sum_{a=1}^6 P(Y = a) = 1 \Rightarrow \frac{1}{C} \sum_{a=1}^6 a = 1 \Rightarrow C = 21$$

ב. נגדיר משתנה מקורי $F \sim b\left(\frac{1}{2}\right)$ אם הקובייה שנשלפה באקראי לא הוגנת, ו- $1 - F$ אם היא הוגנת.

המשתנה המקורי Z מייצג את תוצאת החטלה של הקובייה האקראיית (במקרה הנתון התקבל $Z = 6$). על פי נוסחת בייס נרשות:

$$P(F = 1|Z = 6) = \frac{P(Z = 6|F = 1)P(F = 1)}{P(Z = 6)}$$

כעת עבור קובייה הוגנת קיבל ש-. $P(F = 1) = \frac{1}{2}$, וכן ש-. $P(Z = 6|F = 1) = \frac{1}{6}$. את המכנה קיבל מתוך טסחית ההסתברות השלמה:

$$P(Z = 6) = P(Z = 6|F = 0)P(F = 0) + P(Z = 6|F = 1)P(F = 1) = \frac{6}{21} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \times \frac{1}{2} = \frac{19}{84}$$

כעת נציב בנוסחת בייס ונקבל:

$$P(F = 1|Z = 6) = \frac{\frac{1}{6} \times \frac{1}{2}}{\frac{19}{84}} = \frac{7}{19} \approx 0.368$$

ג. תוחלת:

$$E(X) = \sum_{a=1}^6 aP(X = a) = \frac{1}{6} \sum_{a=1}^6 a = \frac{7}{2} = 3.5$$

$$E(Y) = \sum_{a=1}^6 aP(Y = a) = \frac{1}{21} \sum_{a=1}^6 a^2 = \frac{1}{21} \times \frac{6 \times (6+1) \times (12+1)}{6} = \frac{13}{3} \approx 4.333$$

שונות:

$$E(X^2) = \sum_{a=1}^6 a^2 P(X = a) = \frac{1}{6} \sum_{a=1}^6 a^2 = \frac{91}{6}$$

$$Var(X) = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12} \approx 2.91667$$

$$E(Y^2) = \sum_{a=1}^6 a^2 P(Y = a) = \frac{1}{21} \sum_{a=1}^6 a^3 = \frac{1}{21} \times \frac{(6 \times (6+1))^2}{4} = 21$$

$$Var(Y) = 21 - \left(\frac{13}{3}\right)^2 = \frac{20}{9} \approx 2.222$$

ד. על פי משפט הגבול המרוכז קיבל ש-. $Z \sim N\left(\mu = E(X), \sigma^2 = \frac{Var(X)}{10}\right)$

$$Y \sim N\left(\frac{13}{3}, \frac{2}{9}\right)$$

ה. בשיל שה ממוצע יהיה ש שדרשות עשר הטילות שבמלן התקבל $Z = 6$. חזרה על החישוב מסעיף ב תיתן:

$$P(F = 1|Z = (6, 6, \dots, 6)) = \frac{P(Z = (6, 6, \dots, 6)|F = 1)P(F = 1)}{P(Z = (6, 6, \dots, 6))}$$

$$\text{כעת } P(Z = (6, 6, \dots, 6)|F = 1) = \left(\frac{1}{6}\right)^{10}, \text{ ואילו}$$

$$P(Z = (6, 6, \dots, 6)) = \left(\frac{6}{21}\right)^{10} \times \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{6}\right)^{10} \times \frac{1}{2} \approx 1.8 \times 10^{-6}$$

ומכאן ש-

$$(F = 1|Z = (6, 6, \dots, 6)) = \frac{\left(\frac{1}{6}\right)^{10}}{\left(\frac{6}{21}\right)^{10} \times \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{6}\right)^{10} \times \frac{1}{2}} \approx 0.009$$

הסתברות נמוכה מאוד.

שאלה בונוס – לא חובה (בונוס 10 נקודות)

5. במדידה של משתנה מקרי כלשהו X נצפו באופן בלתי תלוי העורכים $\{X_1, \dots, X_n\}$.
א. הראו ש-

$$T(X_1, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n a_i X_i$$

הינו אומד חסר הטיה עבור התוחלת $E(X)$. מה התנאי עבור המקדים a_i ?

- ב. מבין האומדנים $T_2(X_1, \dots, X_n) = \frac{1}{3}X_1 + \frac{2}{3}X_2$ ו- $T_1(X_1, \dots, X_n) = \frac{1}{2}(X_1 + X_{12})$ מיהו האומד העדיף (הוכחו)?

פתרונות:

- א. נחשב את התוחלת של $T(X_1, \dots, X_n)$:

$$E(T) = E\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i) = E(X) \sum_{i=1}^n a_i$$

כאשר במעבר השני התבسطנו על לינאריות התוחלת.icut $E(T)$ יהיה אומד חסר הטיה עבור $\sum_{i=1}^n a_i = 1$: נחשב את השונות של כל אחד מן האומדנים:

$$Var(T_1) = Var\left(\frac{1}{2}X_1 + \frac{1}{2}X_{12}\right) = \frac{1}{4}Var(X) + \frac{1}{4}Var(X) = \frac{1}{2}Var(X)$$

כאשר התבسطנו על הא-תלות של כל X_i על מנת לסכום כראוי את השותיות ($j \neq i$).
 $Cov(X_i, X_j) = 0$; $i \neq j$. נזכיר דומה:

$$Var(T_2) = \frac{1}{9}Var(X) + \frac{4}{9}Var(X) = \frac{5}{9}Var(X)$$

לפיכך $Var(T_1) < Var(T_2)$ ואם כן, T_1 הוא האומד העדיף.