

❖ שאלה על מקדם מתאם

מבצעים 3 הטלות ב"ת של מטבע הוגן. יהי X – מספר תוצאות העץ ב-2 ההטלות הראשונות. יהי Y – מספר תוצאות העץ בשתי ההטלות האחרונות. מהו $r(X, Y)$?

פתרון: ➤

נצפה למקדם מתאם חיובי. יותר הצלחות בשתי הראשונות מרמז על הצלחה בשנייה ולכן מגדיל את התחזית בשתי האחרונות שהשנייה היא אחת מהן. אבל אי אפשר לבטא את Y כפונקציה לינארית של X ולכן אין מתאם 1 (כלומר אין קשר מוחלט). ולכן נצפה ש- $0 < r < 1$.

$$X = X_1 + X_2$$

$$Y = X_2 + X_3$$

כאשר X_i הם אינדיקטורים להטלות השונות.

$$r(X_1 + X_2, X_2 + X_3) = \frac{\text{Cov}(X_1 + X_2, X_2 + X_3)}{\sqrt{\text{Var}(X_1 + X_2)\text{Var}(X_2 + X_3)}}$$

נחשב את המונה והמכנה בנפרד:

$$\text{Var}(X_1 + X_2) = \text{Var}(X_2 + X_3)$$

$$(X_1 + X_2) \sim \text{Bin}\left(2, \frac{1}{2}\right) \Rightarrow \text{Var}(\sqrt{\text{Var}(X_1 + X_2)\text{Var}(X_2 + X_3)}) = \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_1 + X_2, X_2 + X_3) &= \text{Cov}(X_1 + X_2) + \text{Cov}(X_1 + X_3) + \text{Cov}(X_2 + X_2) + \text{Cov}(X_2, X_3) \\ &= \text{Var}(X_2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

לכן:

$$r(X_1 + X_2, X_2 + X_3) = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2}$$

❖ שאלה

מבצעים 10 הטלות בלתי תלויות של קובייה תקינה. X_i – מספר הפעמים שקיבלנו i . חשבו $r(X_1, X_6)$.

פתרון: ➤

נצפה למקדם מתאם שלילי אבל לא מאוד שלילי.

דרך א':

$$r(X_1, X_6) = \frac{\text{Cov}(X_1, X_6)}{\sqrt{\text{Var}(X_1)\text{Var}(X_6)}} = \frac{\text{Cov}(X_1, X_6)}{\text{Var}(X_6)}$$

$$\text{Cov}(X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5 + X_6, X_6) = \text{Cov}(10, X_6) = 0$$

*קווריאנס בין קבוע למשתנה שווה ל-0

$$\begin{aligned} Cov(X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5 + X_6, X_6) &= Cov(X_1, X_6) + Cov(X_2, X_6) + \dots + Cov(X_6, X_6) \\ &= 5 \cdot Cov(X_1, X_6) + Cov(X_6, X_6) = 5 \cdot Cov(X_1, X_6) + V(X_6) \end{aligned}$$

אבל זה גם שווה ל-0 ולכן :

$$Cov(X_1, X_6) = -\frac{1}{5}V(X_6)$$

ולכן :

$$r(X_1, X_6) = -\frac{\frac{1}{5}V(X_6)}{V(X_6)} = -\frac{1}{5}$$

דרג ב' :

$$r(X_1, X_6) = \frac{Cov(X_1, X_6)}{\sqrt{V(X_1)V(X_6)}}$$

$$X_1 \sim Bin\left(10, \frac{1}{6}\right), \quad X_6 \sim Bin\left(10, \frac{1}{6}\right), \quad X_1 + X_6 \sim Bin\left(10, \frac{2}{6}\right)$$

$$V(X_1) = V(X_6) = 10 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6}$$

$$V(X_1 + X_6) = 10 \cdot \frac{2}{6} \cdot \frac{4}{6} = \frac{80}{36}$$

$$V(X_1 + X_6) = V(X_1) + V(X_6) + 2Cov(X_1, X_6)$$

$$Cov(X_1, X_6) = \frac{V(X_1 + X_6) - V(X_1) - V(X_6)}{2} = \frac{\frac{80}{36} - \frac{50}{36} - \frac{50}{36}}{2} = -\frac{10}{36}$$

ולכן :

$$r(X_1, X_6) = \frac{-\frac{10}{36}}{\frac{50}{36}} = -\frac{1}{5}$$

דרג ג' :

יהי $X_{1,j}$ אינדיקטור לקבלת התוצאה 1 בהטלה ה- j .

יהי $X_{6,k}$ אינדיקטור לקבלת התוצאה 6 בהטלה ה- k .

מחפשים $Cov(\sum X_{1,j}, \sum X_{6,k})$.

$$Cov(\sum X_{1,j}, \sum X_{6,k}) = \sum_j \sum_k Cov(X_{1,j}, X_{6,k})$$

יש תלות רק כאשר $j = k$. לכן הסכום שווה ל: $\sum_j Cov(X_{1,j}, X_{6,j})$.

למה שווה אינדיקטור Cov בודד?

$$Cov(X_{1,j}, X_{6,j}) = E(X_{1,j} \cdot X_{6,j}) - E(X_{1,j}) \cdot E(X_{6,j}) = 0 - \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} = -\frac{1}{36}$$

ומכאן :

$$\sum Cov(X_{1,j}, X_{6,j}) = -\frac{10}{36}$$

$$\sqrt{V(X_1)V(X_6)} = V(X_1) = 10 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} = \frac{50}{36}$$

ולכן:

$$r(X_1, X_6) = \frac{-\frac{10}{36}}{\frac{50}{36}} = -\frac{1}{5}$$

חסמים על הסתברויות

אי שוויון מרקוב:

יהי X משתנה מקרי שמקיים $P(X \geq 0) = 1$ ובעל תוחלת סופית $E(X)$, אזי מתקיים עבור כל $a > 0$ ש:

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$$

זה לא נותן הסתברות מדויקת, אבל זה נותן חסם.

❖ דוגמא:

נניח ש: $E(X) = 2$ ו- $P(X \geq 0) = 1$ אז:

$$P(X \geq 8) \leq \frac{E(X)}{8} = \frac{1}{4}$$

הוכחת אי השוויון:

יהי X משתנה מקרי שמקיים $P(X \geq 0) = 1$ ובעל תוחלת סופית $E(X)$, צריך להוכיח כי מתקיים עבור כל $a > 0$ ש:

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$$

$$E(X) = \sum_k P(X = k) \cdot k =$$

$$\sum_{k < a} P(X = k) \cdot k + \sum_{k \geq a} P(X = k) \cdot k \geq$$

$$\sum_{0 < k < a} P(X = k) \cdot 0 + \sum_{k \geq a} P(X = k) \cdot a =$$

$$0 + a \cdot \sum_{k \geq a} P(X = k) =$$

$$a \cdot P(X \geq a)$$

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a} \text{ כלומר } E(X) \geq a \cdot P(X \geq a)$$

❖ דוגמא

יש בניין שבו 500 מדרגות. אני מטיל קובייה 100 פעמים. בכל פעם אני מתקדם לפי תוצאת הקובייה. מצאו חסם עליון שאגיע לפסגה לאחר לכל היותר 100 הטלות.

➤ פתרון:

X – סכום 100 ההטלות

$$E(X) = 100 \cdot 3.5 = 350$$

כדי להגיע לפסגה צריך שיתקיים $X \geq 500$.

$$P(X \geq 500) \leq \frac{E(X)}{500} = \frac{350}{500} = 0.7$$

אי שוויון צ'בישב

יהי X משתנה מקרי בעל תוחלת μ ושונות σ^2 . אז עבור כל $a > 0$ מתקיים:

$$P(|X - \mu| \geq a) \leq \frac{\sigma^2}{a^2} = \frac{V(X)}{a^2}$$

הוכחת אי שוויון צ'בישב:

$$P(|X - \mu| \geq a) = P((|X - \mu|)^2 \geq a^2)$$

לכן ניתן להפעיל את אי שוויון מרקוב: $(X - \mu)^2$ זה משתנה אי שלילי.

$$P((X - \mu)^2 \geq a^2) \leq \frac{E((X - \mu)^2)}{a^2} = \frac{V(X)}{a^2}$$

❖ דוגמא

$X \sim \text{Bin}\left(100, \frac{1}{2}\right)$. מצאו חסם עליון על $P(X \geq 60)$.

➤ פתרון:

$$P(X \geq 60) \leq P(|X - 50| \geq 10)$$

50 זו התוחלת של X .

$$P(|X - 50| \geq 10) \leq \frac{V(X)}{10} = \frac{100 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}}{10^2} = \frac{1}{4}$$

האם ניתן למצוא חסם יותר טוב?

אפשר כאן להוסיף משהו מעבר:

$$P(|X - 50| \geq 10) = P(X \leq 40) + P(X \geq 60)$$

לכן נוכל לקבל חסם: $\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4}$

*הערה:

אם למשל $X \sim \text{Bin}\left(100, \frac{1}{4}\right)$ אז אין סימטריה סביב 25. למשל סטייה של 30 ימינה אפשרית אבל סטייה

של 30 שמאל לא אפשרית.

תרגיל מסכם לאי-שוויונות

❖ בעיית המזכירה הרשלנית:

מזכירה שולחת ל- n אנשים n מכתבים. X – מספר האנשים שקיבלנו מכתב נכון.

מצאו חסמים עליונים ל- $P(X \geq 3)$, $P(X \geq 2)$, $P(X \geq n - 1)$.

➤ פתרון:

$$P(X \geq 2) \leq \frac{E(X)}{2} = \frac{1}{2} \text{ (לפי מרקוב)}$$

$$P(X \geq 2) \leq \frac{V(X)}{(2-1)^2} = \frac{1}{1} = 1 \text{ (לפי צבישב)}$$

ציבישב לא נותן שום אינפורמציה.

$$P(X \geq 3) \leq \frac{E(X)}{3} = \frac{1}{3} \text{ (לפי מרקוב)}$$

$$P(X \geq 3) \leq \frac{V(X)}{(3-1)^2} = \frac{1}{4} \text{ (לפי צבישב)}$$

$$P(X \geq n-1) \leq \frac{E(X)}{n-1} = \frac{1}{n-1} \text{ (לפי מרקוב)}$$

$$P(X \geq n-1) \leq \frac{V(X)}{((n-1)-1)^2} = \frac{1}{(n-2)^2} \text{ (לפי צבישב)}$$

$$P((X - \mu)^2 \leq a) \leq \frac{V(X)}{a^2}$$

באופן מדויק:

$$P(X \geq n-1) = P(X = n-1) + P(X = n) = 0 + P(X = n) = \frac{1}{n!}$$

משתנים מקריים רציפים

צריך להתמודד עם מצב שכל נקודה מתקבלת בהסתברות 0 אבל בסופו של דבר איזושהי נקודה מתקבלת. לכל קטע יש הסתברות. אנו נוכל לחשב את ההסתברות לקבל קטע מסוים. עבור על משתנה מקרי לכל קטע יש הסתברות כלשהי של 0 או חיובית.

נשתמש בפונקציית ההסתברות המצטברת של משתנה X .

$$F_X(x) = P(X \leq x) : \text{שווה ל-} x \text{ או קטן כרך קטן או שווה ל-} x$$

אם ידוע לנו $F_X(x)$ לכל נקודה בישר אז ניתן לחשב את ההסתברות של כל קטע.

$$P(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a)$$

$$F_X(b) = P(X \leq b), \quad F_X(a) = P(X \leq a)$$

$$P(X \leq b) - P(X \leq a) = P(a \leq X \leq b) : \text{ומתקיים}$$

אם עבור כל נקודה נדע מה ההסתברות המצטברת אז נדע לכל קטע מה ההסתברות לקבל אותו.

❖ **דוגמא:**

נמצא את פונקציית ההסתברות של אינדיקטור בעל הסתברות חצי:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & X < 0 \\ \frac{1}{2} & 0 \leq X < 1 \\ 1 & X \geq 1 \end{cases}$$

$$F_X(x) = P(X \leq x), \quad P(X \leq 2) = 1$$

❖ **דוגמא אחרת של משתנה רציף:**

משתנה $X \sim U(0,1)$ – שימו לב שכאן הסוגריים עגולות, זה מסמן משתנה אחיד רציף.

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & X < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq X < b \\ 1 & X \geq b \end{cases}$$

זה משתנה שמקבל ערכים רק בין a ל- b . הוא מקבל ערכים בקטע מסוים בהסתברות שווה לאורכו של הקטע

הזה חלקי אורך כל הקטע (a, b) . זהו משתנה שפונקציית ההסתברות המצטברת שלו עולה באופן רציף.

$$\text{לכל משתנה מתקיים } \lim_{x \rightarrow \infty^+} F_X(x) = 1, \quad \lim_{x \rightarrow \infty^-} F_X(x) = 0$$

הגדרה: אם $F_X(x)$ היא פונקציה רציפה אז נגיד שהמשתנה הוא משתנה רציף.

הגדרה: אם עבור כל $-\infty < x < \infty$ קיימת פונקציה $f_X(x)$ המקיימת $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x)$ אז נגיד שהמשתנה X

רציף בהחלט והפונקציה $f_X(x)$ היא פונקציית הצפיפות של המשתנה. באופן טבעי אם $F_X(x)$ גזירה אז הנגזרת שלה מועמדת להיות פונקציית הצפיפות.

למשל **למשתנה אחיד $X \sim U(a, b)$** יש פונקציית הסתברות מצטברת:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & X < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq X < b \\ 1 & X \geq b \end{cases}$$

פונקציית צפיפות היא:

$$f_X(x) = \begin{cases} 0 & X < a \\ \frac{1}{b-a} & a \leq X < b \\ 0 & X \geq b \end{cases}$$

נכיר משפחה נוספת של התפלגויות:

משתנה אקספוננציאלי/מעריכי $X \sim \exp(\lambda)$ כאשר $\lambda > 0$ הוא הפרמטר היחיד:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & X < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & 0 \leq X \end{cases}$$

פונקציית צפיפות היא:

$$f_X(x) = \begin{cases} 0 & X < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & 0 \leq X \end{cases}$$

❖ שאלה

נתון משתנה $X \sim \exp(2)$.

א. מהו $P(1 \leq X \leq 2)$?

ב. מהו $P(-3 \leq X \leq -2)$?

ג. מהו $P(-1 \leq X \leq 3)$?

➤ פתרון:

$$P(1 \leq X \leq 2) = P(X \leq 2) - P(X \leq 1) = (1 - e^{-2 \cdot 2}) - (1 - e^{-2 \cdot 1}) = e^{-2} - e^{-4} \quad \text{א.}$$

$$P(-3 \leq X \leq -2) = F_X(-2) - F_X(-3) = 0 - 0 = 0 \quad \text{ב.}$$

$$P(-1 \leq X \leq 3) = F_X(3) - F_X(-1) = F_X(3) = 1 - e^{-2 \cdot 3} \quad \text{ג.}$$

נגדיר משפחת התפלגויות נוספת:

משתנה מתפלג נורמאלי $X \sim N(\mu, \sigma^2)$:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

זו פונקציית צפיפות של משתנה שי לו שני פרמטרים μ ו- σ^2 . זהו משתנה רציף כי הצגנו פונקציית צפיפות.

נכיר מקרה פרטי של משפחה זו: $X \sim N(0,1)$, זהו משתנה נורמלי סטנדרטי:

כאן הפרמטרים הם 0 ו-1 ופונקציית הצפיפות היא:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad \text{יש לו פונקציית הסתברות מצטברת של}$$

עבור משתנה נורמלי סטנדרטי מתקיים: $F_X(0) = \frac{1}{2}$. פונקציית ההסתברות המצטברת של משתנה זה נקרה $\phi(t)$. היא ניתנת בטבלה בדועה שמופיעה בהרבה מקומות.

בטבלה מופיעים ההסתברויות המצטברות לכל $X \geq 0$.

$$P(X \leq x) = \phi(x)$$

$$P(X \leq -x) = P(X \geq x) = 1 - P(X \leq x) = 1 - \phi(x) \quad \text{הודות לסימטריה מתקיים}$$

❖ **דוגמא**

$$X \sim N(0,1) \quad \text{מהו } P(-2 < X < 3) ?$$

➤ פתרון:

$$P(-2 < X < 3) = P(X < 3) - P(X < -2) = \phi(3) - [1 - \phi(2)] = \phi(3) + \phi(2) - 1$$