

מבוא להסתברות/ פתרונות בחומר החדש

שלומי

שאלה 1

$X \sim \exp(\lambda)$

מהו $P(1 \leq X \leq 2)$? מהו $P(1 \leq X < 2)$?

פתרון 1

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

מתקיים גם $P(1 \leq X \leq 2) = \int_1^2 f_X(x) dx = \int_1^2 \lambda e^{-\lambda x} dx$

מכיון שמשתנה מעריכי הוא משתנה רציף ומכיון שמשתנה רציף מקבל כל ערך של נקודה בודדת בסיכוי אפס, אז מתקיים $P(1 \leq X < 2) = P(1 \leq X \leq 2)$

שאלה 2

$X \sim U(0,1)$ (אחיד רציף).

איך מתפלג המינימום בין שני המרחקים של X מ 0 ומ 1 ?

פתרון 2

יהי Y - המינימום בין המרחקים של X מ 0 ומ 1.

ראשית נבחין שטווח הערכים שהמשתנה Y יכול לקבל הוא הקטע שבין 0 ל 0.5 .

עבור כל $y < 0$ מתקיים $F_Y(y) = P(Y \leq y) = 0$.

עבור כל $y > 0.5$ מתקיים $F_Y(y) = P(Y \leq y) = 1$.

עבור כל $0 \leq y \leq 0.5$ מתקיים

$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(0 \leq X \leq y) + P(1 - y \leq X \leq 1) = y + (1 - (1 - y)) = 2y$

קבלנו ש $Y \sim U(0,0.5)$

שאלה 3

X משתנה מקרי בעל פונקציה צפיפות

$$f_X(x) = \begin{cases} cx & 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

מצאו את הקבוע c ומצאו את פונקציה ההסתברות המצטברת של המשתנה X .

פתרון 3

באופן כללי מתקיים $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$. כאן מתקיים $\int_1^2 f_X(x) dx = 1$ ולכן מתקיים $\int_1^2 cxdx = 1$ ולכן מתקיים

$$.c = \frac{2}{3} \quad \text{ולכן מתקיים } 0.5c(2^2 - 1^2) = 1$$

עבור $X < 1$ מתקיים $F_X(x) = 0$. עבור $X > 2$ מתקיים $F_X(x) = 1$.

$$\text{עבור } 1 \leq x \leq 2 \text{ מתקיים } F_X(x) = \int_1^x f_X(z) dz = \int_1^x \frac{2}{3} z dz = \left. \frac{1}{3} z^2 \right|_1^x = \frac{1}{3}(x^2 - 1)$$

שימו לב שכצפוי פונקציה ההסתברות המצטברת רציפה בכל נקודה כולל הנקודות 1 ו 2.

שאלה 4

יהי X משתנה מקרי בעל פונקציה צפיפות

$$f_X(x) = \begin{cases} x & 0 \leq x \leq 1 \\ 0.5 & 5 \leq x \leq 6 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

מצאו $E(X)$.

פתרון 4

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) x dx = \int_0^1 x^2 dx + \int_5^6 0.5 x dx = \left. \frac{1}{3} x^3 \right|_0^1 + \left. \frac{1}{4} x^2 \right|_5^6 = \frac{1}{3} + \frac{1}{4}(6^2 - 5^2)$$

שאלה 5

יהי $X \sim U(0, b)$ (אחיד רציף).
מצאו $\lim_{n \rightarrow \infty} E(X^n)$ עבור על פרמטר אפשרי $b > 0$.

פתרון 5

פונקציית הצפיפות של משתנה אחיד בקטע $(0, b)$ היא $\frac{1}{b}$ בקטע $(0, b)$ ו-0 בנקודות אחרות.

$$E(X^n) = \int_0^b \frac{1}{b} x^n dx = \frac{1}{b(n+1)} x^{n+1} \Big|_0^b = \frac{b^n}{n+1}$$

כאשר $b \leq 1$ מתקיים $\lim_{n \rightarrow \infty} E(X^n) = 0$. כאשר $b > 1$ מתקיים $\lim_{n \rightarrow \infty} E(X^n) = \infty$.

נתן גם הסבר אינטואיטיבי לכך: אם מתקבלים רק ערכי X קטנים מ-1, אז בכל מקרה החזקה ה- n ית שואפת לאפס. מכיון שמדובר בהתפלגות רציפה, אז גם אם $b = 1$, אז הערך 1 מתקבל בהסתברות אפס. אם $b > 1$, אז בהסתברות חיובית X מקבל ערכים גדולים מ-1 שחזקתם ה- n ית שואפת לאינסוף.

שאלה 6

יהי $X \sim N(0,1)$. יהי $Y = |X|$ (הערך המוחלט של X).
הראו על-ידי שימוש בטבלת ההתפלגות הנורמלית שמתקיים $E(Y) > 0.36$.

$$E(Y) = \int_0^{\infty} f_Y(y) y dy$$

פתרון 6

המשתנה Y מקבל רק ערכים אי שליליים. כל קטע שמכיל רק נקודות אי שליליות מתקבל על-ידי המשתנה Y בהסתברות ששווה לפעמיים ההסתברות שהמשתנה X מקבל את אותו הקטע. אפשר להסביר את הטענה בדרכים שונות המתבססות על שימוש בטבלת ההתפלגות המצטברת של משתנה נורמלי.
מתקיים למשל

$$\begin{aligned} E(Y) &\geq P(0 \leq Y < 0.6) \cdot 0 + P(0.6 \leq Y < 2) \cdot 0.6 + P(Y \geq 2) \cdot 2 = \\ &= 2P(0.6 \leq X < 2) \cdot 0.6 + 2P(X \geq 2) \cdot 2 = \\ &= 2 \cdot 0.6 [P(X \geq 0.6) - P(X \geq 2)] + 2 \cdot 2P(X \geq 2) = \\ &= 1.2[(1 - \phi(0.6)) - (1 - \phi(2))] + 4[1 - \phi(2)] = 1.2[\phi(2) - \phi(0.6)] + 4[1 - \phi(2)] = \\ &= 1.2[0.9772 - 0.7257] + 4[1 - 0.9772] \end{aligned}$$

מכיון שהמשתנה Y מקבל כל קטע של מספרים חיוביים בהסתברות כפולה מזו שהמשתנה X מקבל את אותו קטע, אז הצפיפות של Y כפולה מזו של X בכל נקודה חיובית.

$$f_Y(y) = 2f_X(y) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} : y \geq 0$$

$$E(Y) = \int_0^{\infty} f_Y(y)y dy = \int_0^{\infty} \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} y dy = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} y dy$$

נציב $t = \frac{y^2}{2}$. מתקיים $dt = y dy$. נקבל ש $E(Y) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-t} dt$. האינטגרל הוא אינטגרל של פונקציה

$$E(Y) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \exp(1) \text{ על כל התחום וכזה הוא שווה ל } 1. \text{ לכן מתקיים } E(Y) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

שאלה 7

יהיו $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ סדרת משתנים ב"ת. נניח שמתקיים עבור כל $1 \leq i < \infty$:

$$P\left(X_i = +\frac{1}{2^i}\right) = P\left(X_i = -\frac{1}{2^i}\right) = 0.5$$

הראו שהחוק החלש חל על הסדרה $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$.

האם החוק החלש חל על הסדרה בכל מקרה גם אם המשתנים לא היו ב"ת?

פתרון 7

נראה שהחוק החלש חל על הסדרה בכל מקרה וגם אם המשתנים הם תלויים.

עבור כל $i \geq 1$ מתקיים $E(Y_i) = 0$.

מתקיים בכל מקרה ש $\sum_{i=1}^{\infty} |Y_i| = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2^i} = 1$. עבור כל n סופי מתקיים תמיד $\left|\sum_{i=1}^n Y_i\right| \leq 1$.

לכן מתקיים בהסתברות 1: $\frac{\left|\sum_{i=1}^n Y_i\right|}{n} \leq \frac{1}{n}$. עבור כל $\delta > 0$ נתון יתקיים

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{n} - \sum_{i=1}^n \frac{E(Y_i)}{n}\right| > \delta\right) = 0$$

שאלה 8

יהיו $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ סדרת משתנים ב"ת שווי התפלגות בעלי שונות סופית.

נגדיר סדרת משתנים $\{Y_i\}_{i=1}^{\infty}$ לפי

$$Y_i = \begin{cases} X_i & X_i > 1 \\ 0 & X_i \leq 1 \end{cases}$$

האם החוק החלש בהכרח חל על הסדרה $\{Y_i\}_{i=1}^{\infty}$?

האם משפט הגבול המרכזי בהכרח חל על הסדרה $\{Y_i\}_{i=1}^{\infty}$?

פתרון 8

נראה שהסדרה $\{Y_i\}_{i=1}^{\infty}$ היא סדרת משתנים ב"ת שווי התפלגות ובעלי שונות סופית. מכאן ינבע שעל

הסדרה חלים החוק החלש ומשפט הגבול המרכזי.

האי תלות נובעת מהאי תלות שיש בסדרה $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ (הערכים שמקבלים משתנים מסוימים, לא משפיעים על הערכים שמקבלים אחרים).

מכיון שהמשתנים בסדרה $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ הם שווי התפלגות אז המשתנים $\{Y_i\}_{i=1}^{\infty}$ הם שווי התפלגות. לכן לכולם

יש את אותה שונות. מתקיים $E(Y_1^2) \leq E(X_1^2)$. מכיון שהשונות של

המשתנים X_1 היא סופית, אז $E(X_1^2) < \infty$ ולכן $V(Y_1) < \infty$.
