

# הסתברות מ' | תרגול 11 (00094412)

שם: איל

March 28, 2024

## נושא התרגול: התפלגות גאמה, טרנספורמציות חח"ע, טרנספורמציות דו-מימדיות, וקטור מקרי נורמלי

### נושא ראשון - התפלגות גאמה:

• עבור  $\alpha, \lambda > 0$  כאשר  $\alpha \in \mathbb{N}$  ו- $\lambda \in \mathbb{R}$ , נסמן התפלגות גאמה  $X \sim \text{Gamma}(\alpha, \lambda)$ .

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha \cdot x^{\alpha-1} \cdot e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)} & x \geq 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

• הצפיפות שלו היא

• תכונות:

1. כשיש לנו  $X_1, X_2, \dots, X_n$  משתנים מקריים בלתי תלויים המפולגים מעריכית, כלומר לכל  $i$  מתקיים  $X_i \sim \exp(\lambda)$ .

– סימון:  $iid$  - בלתי תלויים וגם כל אחד מפולג באותו אופן

$$2. \text{Gamma}(1, \lambda) = \exp(\lambda)$$

3. אם  $X_1 \sim \text{Gamma}(\alpha_1, \lambda)$  וגם  $X_2 \sim \text{Gamma}(\alpha_2, \lambda)$  והם בלתי תלויים אז  $X_1 + X_2 \sim \text{Gamma}(\alpha_1 + \alpha_2, \lambda)$ .

– זה נכון לכל  $\alpha_1, \alpha_2 \in \mathbb{R}$ .

\* האינטואיציה של זה היא:

• מכיוון ש  $\text{Gamma}(1, \lambda) = \exp(\lambda)$ , אז אם יש לנו  $X_A = X_1, X_2, \dots, X_{n_1} \sim iid \exp(\lambda)$  ו- $X_B = X_1, X_2, \dots, X_{n_2} \sim iid \exp(\lambda)$  אז:

$$X_A + X_B = \sum_{i=1}^{n_1} X_i + \sum_{i=1}^{n_2} X_i$$

• כלומר אנחנו סוכמים  $n_1 + n_2$  משתנים שכל אחד מתפלג  $\exp$  ולכן נקבל  $X_A + X_B \sim \text{Gamma}(n_1 + n_2, \lambda)$ .

## שאלה 1 - התפלגות גאמה

• יהיו  $X, Y \sim \text{Exp}(\lambda)$  משתנים מקריים בלתי תלויים המקיימים

• יהי  $Z = X + Y$

א. הוכיחו כי מתקיים  $Z \sim \text{Gamma}(2, \lambda)$

ב. חשבו תוחלת ושונות של  $Z$ .

**פיתרון 1. א.**

• נמצא את  $F_Z(z)$  ונגזור על מנת למצוא את  $f_Z(z)$ :

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(X + Y \leq z)$$

– יש שתי דרכים לפתור:

1. או לעשות אינטגרל כפול

2. או להתנות על  $Y$  ולהשתמש בהסתברות השלמה.

– נפתור בדרך השנייה, תוך שימוש בכלל ההסתברות השלמה במקרה הרצוי:

$$\begin{aligned} &= \int_{-\infty}^{\infty} P(X + Y \leq z \mid Y = y) \cdot f_Y(y) \, dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} P(X + y \leq z \mid Y = y) \cdot f_Y(y) \, dy \end{aligned}$$

\* נשים לב ש- $y$  הוא מספר עכשיו ומכיוון ש- $X, Y$  בלתי תלויים, אפשר למחוק את  $Y$  מההתניה:

$$= \int_{-\infty}^{\infty} P(X + y \leq z) \cdot f_Y(y) \, dy$$

\* מכיוון ש  $Y \sim \text{exp}(\lambda)$ , הוא מקבל ערכים בין  $[0, \infty]$  ולכן:

$$= \int_0^{\infty} \overbrace{P(X \leq z - y)}^{F_X(z-y)} \cdot \lambda e^{-\lambda y} \, dy$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \quad * \text{ בנוסף נתון כי } X \sim \text{Exp}(\lambda) \text{ ולכן}$$

• עלינו לדרוש  $z - y > 0$ , כלומר  $z > y$ .

· נשנה את גבולות האינטגרל בהתאם:

$$= \int_0^z \left(1 - e^{-\lambda(z-y)}\right) \cdot \lambda e^{-\lambda y} dy$$

$$= \dots \dots \dots$$

$$= 1 - e^{-\lambda z} - \lambda z e^{-\lambda y}$$

· נגזור כדי לקבל את  $f_Z(z)$ :

$$f_Z(z) = \begin{cases} \lambda^2 z \cdot e^{-\lambda z} & z \geq 0 \\ 0 & else \end{cases}$$

· ולכן  $Z \sim \text{Gamma}(2, \lambda)$

## פיתרון 1. ב.

• נציב בנוסחה כדי למצוא את התוחלת והשונות:

– מלינאריות התוחלת מתקיים:

$$E[Z] = \frac{2}{\lambda} = E[X] + E[Y] = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda}$$

– מהנתון ש- $X, Y$  בלתי תלויים מתקיים:

$$\text{Var}(Z) = \frac{2}{\lambda^2} = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) = \frac{1}{\lambda^2} + \frac{1}{\lambda^2}$$

## נושא שני - טרנספורמציות חח"ע:

• עד עכשיו, אם היה לנו משתנה מקרי  $g(X) = Y = 3 \cdot X^2$  אז היינו מוצאים את  $F_Y(y)$  וגוזרים.

– היום נלמד דרך נוספת שלא דורשת למצוא את  $F_Y(y)$  ולגזור אותה אלא למצוא את  $f_Y(y)$  ישירות בעזרת  $g(X)$ .

• יהי משתנה מקרי רציף  $X$  המקבל ערכים ב- $[a, b]$ .

• תהי פונקציה  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  גזירה וחח"ע (כלומר מונוטונית ממש) ב- $[a, b]$ .

• אזי מתקיים:

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(g^{-1}(y)) \cdot |(g^{-1}(y))'| & y \text{ is between } g(a) \text{ and } g(b) \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

## שאלה 2:

• יהי  $X \sim \text{Exp}(1)$ .

• עבור משתנה מקרי  $Y = \sqrt{X}$  מצאו את  $f_Y(y)$ .

## פיתרון 2.

• במבחן, לפעמים מומלץ לחשב (ואז לגזור):

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(\sqrt{X} \leq y) = P(X \leq y^2) = F_X(y^2)$$

• נתון  $X \sim \text{Exp}(1)$  ולכן:

$$- x \in [0, \infty]$$

$$- \text{הצפיפות של } X \text{ היא } f_X(x) = e^{-x}$$

• הפונקציה  $g(x) = \sqrt{x}$  היא חח"ע וגזירה בקטע  $[0, \infty]$ .

$$- \text{ההופכית שלה, } g^{-1} \text{ היא } g^{-1}(y) = y^2$$

• לפי הנוסחה, מתקיים:

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot |(g^{-1}(y))'|$$

$$= f_X(y^2) \cdot |2y|$$

– מכיוון ש- $y \leq 0$  נקבל:

$$= \begin{cases} e^{-y^2} \cdot 2y & 0 \leq y \\ \text{else} & \end{cases}$$

## נושא שלישי - טרנספורמציות דו-מימדיות:

- אם יש לנו וקטור מקרי  $(X, Y)$  עם צפיפות  $f_{X,Y}(x, y)$
- ויש תחום  $D \subseteq \mathbb{R}^2$  שבו  $P((X, Y) \in D) \neq 0$
- נניח שקיימת ל- $g$  טרנספורמציה הופכית ושהנגזרות החלקיות קיימות.
- נגדיר את היעקוביאן, שהיא הדטרמיננטה של מטריצת הנגזרת החלקיות.

## שאלה 3:

- יהיו  $X \sim \text{Gamma}(\alpha_1, \lambda)$  ו- $Y \sim \text{Gamma}(\alpha_2, \lambda)$  משתנים מקריים בלתי תלויים.
- נגדיר  $U = X + Y$  ונגדיר  $V = \frac{X}{X+Y}$ .
- א. מצאו את הצפיפות המשותפת של  $U, V$ .
- ב. האם  $U, V$  בלתי תלויים.
- ג. הראו כי  $U \sim \text{Gamma}(\alpha_1 + \alpha_2, \lambda)$ , כלומר מצאו את  $f_U(u)$ .

## פיתרון 3. א.

- נסמן:

$$g_1(x, y) = x + y \text{ פונקציה}$$

$$g_2(x, y) = \frac{x}{x+y} \text{ פונקציה}$$

$$V = \frac{X}{U} \text{ לפי הנתון}$$

$$X = V \cdot U \text{ ולכן}$$

$$* \text{ בנוסף, לפי הנתון מתקיים } Y = U - X \text{ ולכן } Y = U - U \cdot V$$

- כלומר קיבלנו:

$$x = h_1(u, v) = u \cdot v$$

$$y = h_1(u, v) = u - u \cdot v$$

- היעקוביאן הוא:

$$\det \begin{pmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial u} & \frac{\partial h_1}{\partial v} \\ \frac{\partial h_2}{\partial u} & \frac{\partial h_2}{\partial v} \end{pmatrix}$$

$$= \det \begin{pmatrix} v & u \\ (1-v) & -u \end{pmatrix}$$

$$= -u$$

• מכיוון ש- $X, Y$  בלתי תלויים, מתקיים:

$$f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

• נציב בנוסחה ונקבל:

$$f_{U,V}(u, v) = f_{X,Y}(x, y) \cdot \left| \det \begin{pmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial u} & \frac{\partial h_1}{\partial v} \\ \frac{\partial h_2}{\partial u} & \frac{\partial h_2}{\partial v} \end{pmatrix} \right|$$

$$= f_{U,V}(h_1(u, v), h_2(u, v)) \cdot |-u|$$

$$= f_{U,V}(u \cdot v, u - u \cdot v) \cdot |-u|$$

– נשים לב כי  $U \in [0, \infty)$  וכי  $V \in [0, 1]$  (אם מגדירים אותו להיות 0 ב- $X = Y = 0$ ).

– התשובה הסופית יוצאת:

$$= \dots = \frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot u^{\alpha_1 + \alpha_2 - 1} \cdot e^{-\lambda u}}{\Gamma(\alpha_1 + \alpha_2)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha_1 + \alpha_2) \cdot V^{\alpha_1 - 1} \cdot (1 - v)^{\alpha_2 - 1}}{\Gamma(\alpha_1) \cdot \Gamma(\alpha_2)}$$

### פיתרון 3. ב.

• נשים לב שבסעיף א' קיבלנו ש- $f_{U,V}(u, v)$  ניתנת לכתיבה כמכפלה של שתי פונקציות, אחת ב- $u$  והשנייה ב- $v$  והתחומים שלהם לא תלויים אחד בשני כי  $u \in [0, \infty)$  ו- $v \in [0, 1]$ .

– לכן לפי משפט מתרגול קודם נקבל ש- $U, V$  בלתי תלויים.

### פיתרון 3. ג.

• לפי אותו משפט מסעיף ב', קיבלנו שהפונקציה  $\frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot u^{\alpha_1 + \alpha_2 - 1} \cdot e^{-\lambda u}}{\Gamma(\alpha_1 + \alpha_2)}$  היא הצפיפות של  $U$ , עד כדי כפל בקבוע.

– ולכן קיבלנו ש- $f_U(u) = \frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot u^{\alpha_1 + \alpha_2 - 1} \cdot e^{-\lambda u}}{\Gamma(\alpha_1 + \alpha_2)}$

## נושא רביעי - וקטור מקרי נורמלי:

• הסבר על מטריצת  $Cov$ :

– לדוגמה עבור הוקטור  $\begin{pmatrix} X \\ Y \\ Z \end{pmatrix}$ , מטריצת ה- $Cov$  שנשמך ב- $\Sigma$  היא:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} Cov(X, X) & Cov(X, Y) & Cov(X, Z) \\ Cov(Y, X) & Cov(Y, Y) & Cov(Y, Z) \\ Cov(Z, X) & Cov(Z, Y) & Cov(Z, Z) \end{pmatrix}$$

\* המטריצה הזו סימטרית כי  $Cov$  זו תכונה סימטרית.

### הערה:

• אם  $\underline{X} \sim N(\underline{\mu}, \Sigma)$  וקטור מקרי נורמלי. אז התנאים הבאים שקולים:

1.  $\Sigma$  אלכסונית.

2.  $X_1, X_2, \dots, X_n$  בלתי תלויים.

3.  $X_1, X_2, \dots, X_n$  בלתי מתואמים.

• נשים לב שתנאי 3 לא אמור לגרור את תנאי 2 במקרה הרגיל.

– לדוגמה, ניקח  $\begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix}$  וקטור מקרי גאوسی.  
– במקרה הזה מתקיים:

$$\underline{\mu} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$Cov(X_1, X_2) = 0$$

$$Cov(X_2, X_3) = 0$$

$$Cov(X_1, X_3) = 0$$

\* ולכן :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{X_1}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{X_2}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{X_3}^2 \end{pmatrix}$$

#### שאלה 4:

• יהיו  $Z_1, Z_2$  משתנים מקריים נורמליים סטנדרטיים בלתי תלויים.

• עבור קבוע  $-1 < \rho < 1$  נסמן :

$$X = Z_1$$

$$Y = \rho Z_1 + Z_2 \sqrt{1 - \rho^2}$$

א. מצאו את פונקציית הצפיפות המשותפת של  $X, Y$ , כלומר  $f_{X,Y}(x, y)$

ב. מצאו את הקורלציה בין  $X$  ו- $Y$ .

ג. הראו שהמשתנה המקרי  $X | Y$  מפולג נורמלי.

#### פיתרון 4. א.

• נחשב את  $f_{X,Y}(x, y)$  בעזרת טרנספורמציה דו-מימדית :

$$g_1(z_1, z_2) = z_1 -$$

$$g_2(z_1, z_2) = \rho \cdot z_1 + z_2 \cdot \sqrt{1 - \rho^2} -$$

- נמצא את הטרנספורמציות ההפוכות :

$$h_1(x, y) = X$$

$$h_2(x, y) = \frac{1}{\sqrt{1 - \rho^2}} \cdot Y - \frac{\rho}{\sqrt{1 - \rho^2}} \cdot X$$

- נמצא את היעקוביאן :

$$J_{X,Y} = \begin{pmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial x} & \frac{\partial h_1}{\partial y} \\ \frac{\partial h_2}{\partial x} & \frac{\partial h_2}{\partial y} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -\frac{\rho}{\sqrt{1 - \rho^2}} & \frac{1}{\sqrt{1 - \rho^2}} \end{pmatrix} = \frac{1}{\sqrt{1 - \rho^2}}$$



– כעת נקבל:

$$f_{X,Y}(x,y) = f_{Z_1,Z_2}(h_1(x,y), h_2(x,y)) \cdot |J_{X,Y}|$$

\* ומכיוון ש- $Z_1, Z_2$  בלתי תלויים, מתקיים:

$$f_{Z_1,Z_2}(z_1, z_2) = f_{Z_1}(z_1) \cdot f_{Z_2}(z_2)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(z_1)^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(z_2)^2}$$

\* נציב ונקבל:

$$\begin{aligned} f_{X,Y}(x,y) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(h_1(x,y))^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(h_2(x,y))^2} \cdot \left| \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \right| \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(X)^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \cdot Y - \frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}} \cdot X\right)^2} \cdot \left| \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \right| \end{aligned}$$

\* התשובה הסופית יוצאת:

$$= \dots = \frac{1}{2\pi \cdot \sqrt{1-\rho^2}} \cdot e^{-\frac{(x+2\rho xy+y^2)}{2\sqrt{1-\rho^2}}}$$

• מכיוון ש- $(Z_1, Z_2)$  הוא וקטור מקרי גאوسي, ואפשר לכתוב את הוקטור  $(X, Y)$  במכפלה של מטריצה כלשהי ב- $(Z_1, Z_2)$ :

$$\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix}$$

– כלומר  $(X, Y)$  הוא גם וקטור מקרי גאوسي (לפי תכונה 4 בדפים של התרגול).

#### פיתרון 4. ב.

• לפי הגדרה:

$$\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}}$$

– נחשב את  $Var(X)$ :

$$Var(X) = 1$$

– נחשב את  $Var(Y)$ , ומכיוון ש  $Z_1, Z_2$  בלתי תלויים נקבל:

$$Var(Y) = Var(\rho Z_1) + Var(\sqrt{1-\rho^2} Z_2) = \rho^2 + 1 - \rho^2 = 1$$

– נחשב את  $Cov(X, Y)$ :

$$Cov(X, Y) = E[X \cdot Y] - \overbrace{E[X] \cdot E[Y]}^{=0}$$

\* נציב  $X$  ו- $Y$ :

$$= E\left[Z_1 \cdot (\rho Z_1 + \sqrt{1-\rho^2} Z_2)\right]$$

$$= \rho \cdot \overbrace{E[Z_1^2]}^{=Var(Z_1)=1} + \sqrt{1-\rho^2} \cdot E[Z_1 Z_2]$$

· ומכיוון ש  $Z_1, Z_2$  בלתי תלויים:

$$0 = Cov(Z_1, Z_2) = E[Z_1 Z_2] - \overbrace{E[Z_1] \cdot E[Z_2]}^{=0}$$

$$\Rightarrow 0 = E[Z_1 Z_2]$$

· ולכן קיבלנו:

$$Cov(X, Y) = \rho \cdot \overbrace{E[Z_1^2]}^{=Var(Z_1)=1} + \sqrt{1-\rho^2} \cdot E[Z_1 Z_2]$$

$$= \rho \cdot 1 + \sqrt{1-\rho^2} \cdot 0$$

$$= \rho$$

– כלומר:

$$\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}} = \frac{\rho}{1 \cdot 1} = \rho$$

• לפי תכונה מספר 3 בדפים של התרגול

#### פיתרון 4. ג.

• נפתור לפי נוסחת הכפל (או ההגדרה), כלומר:

$$f_{X|Y}(x, y) = \frac{\overbrace{f_{X,Y}(x, y)}^{\text{we found already}}}{f_Y(y)}$$

– נשים לב ש- $Y$  הוא סכום של משתנים גאומיים בלתי תלויים ומתקיים:

$$Y = \begin{pmatrix} \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix}$$

\* כלומר הוא מתקבל על ידי מכפלה של וקטור אקראי גאומי עם מטריצה.

\* לכן  $Y$  הוא נורמלי.

– נמצא את הפרמטרים בהם  $Y$  מתפלג:

\* מכיוון ש- $E[Z_1] = E[Z_2] = 0$  נקבל כי  $E[Y] = 0$

\* ומאחר ש- $\text{Var}(Y) = 1$  כפי שמצאנו בסעיף א'

– כלומר  $Y \sim N(0, 1)$

\* וכך נמצא את  $f_Y(y)$ .