

00094412) הסתברות מ' | הרצאה 11

שם: איל

March 27, 2024

נושאי השיעור: משתנים מקריים רציפים, טרנספורמציות

נושא ראשון - השלמות מהרצאה קודמת:

טענה 1. (ללא הוכחה)

• X, Y ייקראו משתנים מקריים רציפים במשותף (כלומר (X, Y) הוא וקטור מקרי רציף) אם קיימת פונקציה f_{XY} כך ש:

$$P(a \leq x \leq b, c \leq y \leq d) = \int_a^b \left(\int_c^d f_{XY} dy \right) dx$$

– כלומר מפיק לבדוק את התנאי בהגדרה המקורית ל- $D = [a, b] \times [c, d]$

תזכורת:

• X, Y רציפים הם בלתי תלויים אם $f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ (לכל x, y נקודות רציפות של $f_{X,Y}$).

הערה.

• אם X, Y משתנים מקריים רציפים על אותו (Ω, P) , הם לא בהכרח רציפים במשותף.

– לדוגמה עבור משתנה מקרי רציף X , הוקטור (X, X) הוא לא וקטור מקרי רציף - **תרגיל**.

• אבל אם X, Y רציפים במשותף אז X רציף וגם Y רציף.

טענה 2.

• אם X, Y משתנים מקריים רציפים (כל אחד בפני עצמו) וגם בלתי תלויים

– אז הם רציפים במשותף.

* נשים לב שלפי הטענה הקודמת גם מתקיים $f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

טענה 3.

- משתנים מקריים X, Y רציפים הם בלתי תלויים \iff לכל x מתקיים $f_X(x) > 0$ וגם $f_{Y|X}(y, x) = f_Y(y)$ עבור x, y נקודות רציפות.
- ההוכחה (תרגיל) היא לפי הגדרת צפיפות מותנית ונוסחת הכפל.

נושא שני - טרנספורמציות חח"ע של משתנים מקריים רציפים

נתחיל מהמקרה החד מימדי:

- נתונים:

1. משתנה מקרי רציף X , המקבל ערכים בקטע (a, b) , עבור $-\infty < a \leq b < \infty$.

– כלומר $P(x \in (a, b)) = 0$

(א) פונקציה $g : (a, b) \rightarrow \mathbb{R}$ חח"ע וגזירה (ולכן רציפה).

(ב) נגדיר $Y = g(X)$.

- נרצה למצוא את ההתפלגות של Y .

– בעבר, אמרנו שפונקציה של משתנה מקרי היא תמיד משתנה מקרי.

* אבל נשים לב שהמשתנה המקרי הזה לא בהכרח רציף:

· לדוגמה $z(X) = \lceil x \rceil$ עבור $z(x) = \lceil x \rceil$ הוא משתנה מקרי בדיד.

· או לדוגמה $h(X)$ עבור $h(x) = 0$ הוא משתנה מקרי בדיד.

- מכיוון שהנחנו ש- g חח"ע וגזירה, מתקיימות כמה טענות מאינפי:

1. g עולה ממש או יורדת ממש בקטע (a, b)

2. קיימים $g(a) = \lim_{x \rightarrow a+} g(x)$ ו- $g(b) = \lim_{x \rightarrow b-} g(x)$.

– נשים לב כי $g(a), g(b) \in (-\infty, \infty)$ ואין הגבלה עליהן.

3. g מקבלת ערכים בקטע $g(a)$ ו- $g(b)$.

4. g הפיכה בקטע $g(a)$ ו- $g(b)$, כלומר קיימת לה פונקציה הופכית $g^{-1} : (g(a), g(b)) \rightarrow (a, b)$ שהיא גזירה ועולה או יורדת ממש בהתאם.

– מתקיים: $(g^{-1})'(y) = \frac{1}{g'(g^{-1}(y))}$

הערה. אבחנות על Y :

- מכיוון ש g מקבלת ערכים בקטע $g(a)$ ו- $g(b)$, Y מקבל ערכים רק בין $g(a)$ ובין $g(b)$.

– לכן:

$$P(Y \notin (g(a), g(b))) = P(X \notin (a, b)) = 0$$

• Y הוא משתנה מקרי רציף, כי ההסתברות שהוא יקבל נקודה בודדת היא אפס:

$$- \text{ עבור } y \notin (g(a), g(b)) \text{ מתקיים } P(Y = y) \leq P(y \notin (g(a), g(b))) = 0$$

$$* \text{ ולכן } P(Y = y) = 0$$

$$- \text{ עבור } y \in (g(a), g(b)) \text{ נשתמש בהגדרת } Y:$$

$$P(Y = y) = P(g(X) = y)$$

* ואז נשתמש בפונקציה ההופכית g^{-1} כדי לקבל:

$$P(g(X) = y) = P(X = g^{-1}(y))$$

• ומכיוון ש- X רציף, מתקיים:

$$P(X = g^{-1}(y)) = 0$$

• ולכן:

$$P(Y = y) = 0$$

- הראנו שלכל y מתקיים $P(Y = y) = 0$, כלומר הוא לא בדיד. בקורס שלנו אם משתנה מקרי הוא לא בדיד אז הוא רציף.

• נניח שהפונקציה g עולה ממש:

- אזי פונקציית ההתפלגות המצטברת של Y היא:

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = \begin{cases} 0 & y < g(a) \\ P(Y \leq y) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 1 & y > g(b) \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0 & y < g(a) \\ P(g(X) \leq y) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 1 & y > g(b) \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0 & y < g(a) \\ P(X \leq g^{-1}(y)) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 1 & y > g(b) \end{cases}$$

* כלומר:

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < g(a) \\ F_X(g^{-1}(y)) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 1 & y > g(b) \end{cases}$$

• אם g יורדת ממש אז:

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < g(b) \\ P(g(x) \leq y) & g(b) \leq y \leq g(a) \\ 1 & y > g(a) \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0 & y < g(b) \\ 1 - F_X(g^{-1}(y)) & g(b) \leq y \leq g(a) \\ 1 & y > g(a) \end{cases}$$

• נמצא את הצפיפות של Y על ידי גזירת פונקציית ההתפלגות המצטברת:

– עבור g עולה:

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{d}{dy} F_X(g^{-1}(y)) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

* נגזור לפי כלל השרשרת:

$$= \begin{cases} F'_X(g^{-1}(y)) \cdot (g^{-1})'(y) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

$$= \begin{cases} f_X(g^{-1}(y)) \cdot (g^{-1})'(y) & g(a) \leq y \leq g(b) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– עבור g יורדת:

$$\frac{d}{dy} (1 - F_X(g^{-1}(y)))$$

$$= -F'_X(g^{-1}(y)) \cdot (g^{-1})'(y)$$

$$= f_X(g^{-1}(y)) \cdot \left(-(g^{-1})'(y) \right)$$

משפט 4. טרנספורמציה/פונקציה חח"ע של משתנה מקרי רציף

• אם X משתנה מקרי המקבל ערכים ב- (a, b) והפונקציה $g : (a, b) \rightarrow \mathbb{R}$ חח"ע וגזירה, נגדיר $Y = g(X)$

– אז Y משתנה מקרי רציף וצפיפותו היא:

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

הערה. נשים לב שהוספנו ערך מוחלט על $g^{-1}(y)$, כי אם $g(x)$ יורדת אז $(g^{-1})'(y) < 0$.

דוגמה 5.

יהא $X \sim \text{Exp}(\lambda)$. נגדיר $Y = c \cdot X$ עבור $c > 0$.

מצאו את ההתפלגות של Y .

פיתרון:

• X משתנה מקרי המקבל ערכים בקטע $(0, \infty)$ ו- $g : (0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$ המוגדרת $y = g(x) = c \cdot x$ היא חח"ע וגזירה.

– תנאי המשפט מתקיימים ולכן $g(X) = c \cdot X = Y$ הוא משתנה רציף.

$$* \text{ כדי לחשב את הצפיפות שלו נשתמש בכך ש-} f_X(x) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda x} & 0 < x \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \text{ ונמצא את הגזרת של } g^{-1}:$$

$$\cdot \text{ מתקיים } g^{-1}(y) = \frac{1}{c} \cdot y \text{ ולכן } (g^{-1})'(y) = \frac{1}{c}.$$

$$\cdot \text{ בנוסף, } g(a) = \lim_{x \rightarrow 0^+} c \cdot x = 0 \text{ ו-} g(\infty) = \lim_{x \rightarrow \infty} c \cdot x = \infty.$$

* ולכן:

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X\left(\underbrace{\frac{1}{c} \cdot y}_{=g^{-1}(y)}\right) \cdot \left| \underbrace{\frac{1}{c}}_{=(g^{-1})'(y)} \right| & \underbrace{0}_{g(0)} < y < \underbrace{\infty}_{g(\infty)} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{\lambda}{c} \cdot e^{-\frac{\lambda}{c} \cdot y} & 0 < y < \infty \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\cdot \text{ כלומר קיבלנו ש- } Y \sim \text{Exp}\left(\frac{\lambda}{c}\right).$$

דוגמה 6.

• יהא $X \sim Uni([0, 1])$.

• נגדיר $Y = -\frac{1}{\lambda} \ln(x)$.

• מצאו את ההתפלגות של Y .

פיתרון:

• ניקח $b = 1$, $a = 0$.

• נסמן $g(x) = \frac{1}{\lambda} \cdot \ln(x)$ ונשים לב ש- $g(x)$ היא חח"ע וגזירה בקטע $(0, 1)$.

• מתקיים $g(0) = \infty$ ו- $g(1) = 0$.

• מתקיים $y = -\frac{1}{\lambda} \ln(x) \iff x = e^{-\lambda y} \iff g^{-1}(y) = e^{-\lambda y}$.

– כלומר $(g^{-1})'(y) = -\lambda \cdot e^{-\lambda y}$

• מתקיים $f_X(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & otherwise \end{cases}$

• תנאי המשפט מתקיימים ולכן Y משתנה מקרי רציף וצפיפותו היא:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \overbrace{f_X\left(\underbrace{e^{-\lambda y}}_{=g^{-1}(y)}\right)}^{=1} \cdot |-\lambda \cdot e^{-\lambda y}| & y \in (0, \infty) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– כלומר:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda y} & y \in (0, \infty) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– קיבלנו ש- $Y \sim Exp(\lambda)$.

נעבור למקרה הרב-מימדי:

• נתון וקטור מקרי $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ המקבל ערכים בתחום $D \subseteq \mathbb{R}^n$.

• נתונה פונקציה חח"ע ועל (הפיכה) $g: D \rightarrow D'$ כאשר $D, D' \subseteq \mathbb{R}^n$.

– בנוסף, נניח כי ל- g יש נגזרות חלקיות רציפות.

• נגדיר $(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \underline{Y} = g(\underline{X})$.

- נרצה למצוא את ההתפלגות של Y .

- ניתן לייצא את g על ידי n פונקציות $g_1, g_2, \dots, g_n : D \rightarrow \mathbb{R}$ כך ש:

$$g(\underline{x}) = (g_1(\underline{x}), g_2(\underline{x}), \dots, g_n(\underline{x}))$$

$$= (g_1(x_1, x_2, \dots, x_n), g_2(x_1, x_2, \dots, x_n), \dots, g_n(x_1, x_2, \dots, x_n))$$

- באותו אופן ניתן לייצג את h :

$$h(\underline{y}) = (h_1(\underline{y}), h_2(\underline{y}), \dots, h_n(\underline{y}))$$

$$= (h_1(y_1, y_2, \dots, y_n), h_2(y_1, y_2, \dots, y_n), \dots, h_n(y_1, y_2, \dots, y_n))$$

משפט 7.

- יהא $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ וקטור מקרי רציף המקבל ערכים ב- \mathbb{R}^n .

- תהא $g : D \rightarrow D' \subseteq \mathbb{R}^n$ העתקה חח"ע ועל כך ש $h \triangleq g^{-1}$ בעלת נגזרות חלקיות רציפות.

- נגדיר $\underline{Y} = g(\underline{X})$.

- אזי \underline{Y} וקטור מקרי רציף וצפיפות נתונה על ידי:

$$f_{\underline{Y}}(\underline{y}) = \begin{cases} f_{\underline{X}}(h(\underline{y})) \cdot \left| \frac{\partial}{\partial \underline{y}} h(\underline{y}) \right| & \underline{y} \in D \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

דוגמה 8.

- יהיו X, Y משתנים מקריים בלתי תלויים המפולגים נורמלית סטנדרטית כל אחד.

- יהיו T ו- R המרחק והזווית עם ציר ה- x (נגד כיוון השעון) של הנקודה (X, Y) .

- צ"ל: מצאו את ההתפלגות המשותפת של T ו- R .

פיתרון:

- נשתמש במשפט 7.

– הוקטור המקרי הרציף יהיה (X, Y) .

– מכיוון ש- X, Y הם בלתי תלויים, מתקיים שהצפיפות המשותפת שלו היא $f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(Y)$ ומכיוון ש- X, Y מפולגים נורמלי סטנדרטי, מתקיים:

$$f_{X,Y}(x, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{y^2}{2}}$$

· כלומר:

$$f_{X,Y}(x, y) = \frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}$$

– הסיכוי ש- (X, Y) יקבל את הנקודה $(0, 0)$ הוא אפס

$$\overbrace{\mathbb{R}^2 \setminus \{(0, 0)\}}^{=D} \quad * \text{ ולכן נגדיר כי } (X, Y) \text{ מקבל ערכים בתחום}$$

– נסמן פונקציה $g : (x, y) \rightarrow (r(x, y), t(x, y))$

$$g(x, y) = (g_1(x, y), g_2(x, y))$$

$$= (r(x, y), t(x, y))$$

* כאשר $r(x, y) = \sqrt{x^2 + y^2}$ ו- $t(x, y)$ תהיה הזווית שבין (x, y) ובין ציר ה- x :

$$t(x, y) = \begin{cases} \arctan \frac{y}{x} & x > 0 \\ \arctan \frac{y}{x} + \pi & x < 0, y \geq 0 \\ \arctan \frac{y}{x} - \pi & x < 0, y < 0 \end{cases}$$

– קיבלנו שהפונקציה $g : \{\mathbb{R}^2 \setminus (0, 0)\} \rightarrow \{(0, \infty) \times (-\pi, \pi]\}$ היא חח"ע ועל.

– נמצא את $h \triangleq g^{-1}(r, t) \rightarrow (x(r, t), y(r, t))$

$$\begin{cases} r = \text{distance of } (x, y) \\ t = \text{angle of } (x, y) \end{cases} \iff \begin{cases} x = r \cdot \cos(t) \\ y = r \cdot \sin(t) \end{cases}$$

$$h(r, t) = \left(\overbrace{r \cdot \cos(t)}^{x(r, t)}, \overbrace{r \cdot \sin(t)}^{y(r, t)} \right) \quad * \text{ כלומר}$$

– מתקיים: $R = r(X, Y)$ ו- $T = t(X, Y)$

• כעת אפשר להשתמש במשפט ולקבל ש- (R, T) הם רציפים במשותף.

– כדי לכתוב את הצפיפות המשותפת שלהם נחשב את היעקוביאן:

$$\begin{aligned}\frac{\partial(x, y)}{\partial(r, t)} &= \det \begin{pmatrix} \frac{\partial x}{\partial r} & \frac{\partial x}{\partial t} \\ \frac{\partial y}{\partial r} & \frac{\partial y}{\partial t} \end{pmatrix} \\ &= \det \begin{pmatrix} \frac{\partial}{\partial r} x(r, t) & \frac{\partial}{\partial t} x(r, t) \\ \frac{\partial}{\partial r} y(r, t) & \frac{\partial}{\partial t} y(r, t) \end{pmatrix} \\ &= \det \begin{pmatrix} \cos(t) & -r \cdot \sin(t) \\ \sin(t) & r \cdot \cos(t) \end{pmatrix} \\ &= r \cdot \cos^2(t) + r \cdot \sin^2(t) \\ &= r\end{aligned}$$

• קיבלנו שפונקציית הצפיפות המשותפת של (R, T) היא:

$$\begin{aligned}f_{R,T}(r, t) &= \begin{cases} f_{X,Y} \left(\overbrace{r \cdot \cos(t)}^{x(r,t)}, \overbrace{r \cdot \sin(t)}^{y(r,t)} \right) \cdot |r| & , r > 0 \ t \in (-\pi, \pi] \\ 0 & otherwise \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2}(r^2 \cos^2(t) + r^2 \sin^2(t))} \cdot r & , r > 0 \ t \in (-\pi, \pi] \\ 0 & otherwise \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2}r^2} \cdot r & , r > 0 \ t \in (-\pi, \pi] \\ 0 & otherwise \end{cases}\end{aligned}$$

• נמצא את פונקציית הצפיפות השוליות של R :

$$\begin{aligned}f_R(r) &= \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} f_{R,T}(r, t) dt & r > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \\ &\Rightarrow \int_{t=-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2}r^2} \cdot r dt\end{aligned}$$

$$= e^{-\frac{1}{2}r^2} \cdot r \cdot \overbrace{\int_{t=-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi} dt}^{=1}$$

$$= \begin{cases} e^{-\frac{1}{2}r^2} \cdot r & r > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– זו נקראת התפלגות ריילי.

• נמצא את פונקציית הצפיפות השולית של T :

$$f_T(t) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} f_{R,T}(r, t) dr & t \in (-\pi, \pi] \\ 0 & else \end{cases}$$

$$\Rightarrow \int_{r=0}^{\infty} \frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2}r^2} \cdot r dr$$

$$= -\frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2}r^2} \Big|_{r=0}^{r=\infty}$$

$$= \frac{1}{2\pi}$$

– כלומר:

$$f_T(t) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi} & t \in (-\pi, \pi] \\ 0 & else \end{cases}$$

* קיבלנו $T \sim Uni([- \pi, \pi])$

* ומתקיים:

$$f_T(t) \cdot f_R(r) = f_{R,T}(r, t)$$

· כלומר r, t בלתי תלויים.

נושא שלישי - התפלגות נורמלית רב מימדית:

הגדרה 9. התפלגות נורמלית סטנדרטית.

- יהיו X_1, X_2, \dots, X_n משתנים מקריים נורמליים סטנדרטיים (כל אחד) ובלתי תלויים.
- במקרה זה נאמר כי הם מפולגים נורמלית סטנדרטית במשותף (או שהוקטור המקרי $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ מפולג נורמלית/גאוסית n -מימדית).
- הצפיפות המשותפת שלהם במקרה הזה היא:

$$\begin{aligned}
 f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) & \stackrel{\text{סייולת יתלב סלוב}}{=} f_{X_1}(x_1) \cdot f_{X_2}(x_2) \cdot \dots \cdot f_{X_n}(x_n) \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x_1^2} \cdot \dots \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x_n^2} \\
 &= (2\pi)^{-\frac{n}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2)}
 \end{aligned}$$

– בכתוב וקטורי, כל הוקטורים (המקריים או הרגילים הם וקטורי עמודה):

$$f_{\underline{X}}(\underline{x}) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \overbrace{\underline{x}^T \underline{x}}^{= \|\underline{x}\|_2^2}}$$

התפלגות נורמלית במקרה הכללי:

- יהיו $B \in \mathbb{R}^{n \times n}$ מטריצה ממשית, ריבועית והפיכה.

– יהי $\underline{\mu} \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ וקטור כלשהו.

– נגדיר $\underline{Y} = B\underline{X} + \underline{\mu}$

– נשתמש במשפט 7 כדי למצוא את ההתפלגות של \underline{Y} .

– נגדיר העתקה $\underline{g}: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n$ באופן הבא:

$$\underline{g}(\underline{x}) = B\underline{x} + \underline{\mu}$$

* נשים לב כי B הפיכה $\iff g$ הפיכה ומתקיים:

$$\underline{y} = B\underline{x} + \underline{\mu}$$

$$\iff$$

$$\underline{x} = B^{-1} (\underline{y} - \underline{\mu})$$

$$\Longleftrightarrow$$

$$\overbrace{g^{-1}(\underline{y})}^{\triangleq h(\underline{y})} = B^{-1} (\underline{y} - \underline{\mu})$$

* נחשב את היעקוביאן:

· אנחנו רוצים להסתכל על מטריצות הנגזרות החלקיות:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \underline{h}}{\partial \underline{y}} &= \det \left(\left(\frac{\partial h_k}{\partial y_j} \right)_{k,j} \right) \\ &= \det \left(\frac{\overbrace{\partial(B^{-1}(\underline{y} - \underline{\mu}))_k}^{k_{th} \text{ element}}}{\partial y_j} \right) \\ &= \det(B^{-1}) \\ &= \frac{1}{\det(B)} \end{aligned}$$

– לכן לפי משפט 7 נקבל כי הוקטור המקרי $\underline{Y} = \underline{g}(\underline{X})$ הוא רציף וצפיפותו היא:

$$\begin{aligned} f_{\underline{Y}}(\underline{y}) &= \left\{ f_{\underline{X}}(h(\underline{y})) \cdot \left| \frac{\partial \underline{h}}{\partial \underline{y}} \right| \right\}_{y \in \overbrace{\mathbb{R}^2}^{=D'}} \\ &= \overbrace{f_{\underline{X}}(h(\underline{y}))}^{=(h(\underline{y}))^T} \cdot \overbrace{e^{-\frac{1}{2}(\underline{y} - \underline{\mu})^T (B^{-1})^T B^{-1} (\underline{y} - \underline{\mu})}}^{=h(\underline{y})} \cdot \frac{1}{\det(B)} \\ &= (2\pi)^{-\frac{n}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(\underline{y} - \underline{\mu})^T (B^{-1})^T B^{-1} (\underline{y} - \underline{\mu})} \cdot \frac{1}{\det(B)} \end{aligned}$$

– נגדיר:

$$\Sigma^{-1} = (BB^T)^{-1} = (B^T)^{-1} B^{-1} = (B^{-1})^T B^{-1}$$

* נקבל כי

$$\det(\Sigma) = \det(BB^T) = \det(B) \cdot \det(B^T) = (\det(B))^2$$

· כלומר:

$$\sqrt{\det(\Sigma)} = |\det(B)|$$

• נציב בנוסחת הצפיפות ונקבל:

$$f_{\underline{Y}}(\underline{y}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \cdot \det(\Sigma)}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(\underline{y}-\underline{\mu})^T \Sigma^{-1}(\underline{y}-\underline{\mu})}$$

הגדרה 10.

• לוקטור המקרי $\underline{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ בעל הצפיפות:

$$f_{\underline{Y}}(\underline{y}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \cdot \det(\Sigma)}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(\underline{y}-\underline{\mu})^T \Sigma^{-1}(\underline{y}-\underline{\mu})}$$

– נאמר כי יש התפלגות נורמלית רב מימדית עם פרמטרים $\mu \in \mathbb{R}^n$ ו- $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$.

• סימון $\underline{Y} \sim \mathcal{N}(\underline{\mu}, \Sigma)$

הערה 11.

• למטריצה $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$ שניתנת לכתיבה כ- $\Sigma = BB^T$, עבור $B \in \mathbb{R}^{n \times n}$ הפיכה, קוראים "מטריצה מוגדרת חיובית".

• בהגדרת ההתפלגות הנורמלית ה- n מימדית נדרוש ש- Σ תהיה מוגדרת חיובית.

נושא רביעי - תוחלת ושונות משותפת של משתנה מקרי המתפלג נורמלי:

• אפשר לנסות לחשב תוחלת של פונקציה של משתנה מקרי, אבל זו דרך קשה.

• לכן, נזכור ש- \underline{Y} התקבל מ- \underline{X} ולכן:

$$Y_k = (B\underline{X} + \underline{\mu})_k = \sum_{j=1}^n B_{k,j} \cdot X_j + \mu_k$$

– מליטאריות התוחלת נקבל:

$$\begin{aligned}
 E[Y_k] &= E\left[\sum_{j=1}^n B_{k,j} \cdot X_j + \mu_k\right] \\
 &= \sum_{j=1}^n E[B_{k,j} \cdot X_j] + \mu_k \\
 &= \sum_{j=1}^n B_{k,j} \cdot \overbrace{E[X_j]}^{=0} + \mu_k \\
 &= \mu_k
 \end{aligned}$$

• נחשב את השונות המשותפת:

$$\begin{aligned}
 Cov(Y_k, Y_{k'}) &= Cov\left(\sum_{j=1}^n B_{k,j} X_j + \mu_k, \sum_{j'=1}^n B_{k',j'} X_{j'} + \mu_{k'}\right) \\
 &= Cov\left(\sum_{j=1}^n B_{k,j} X_j, \sum_{j'=1}^n B_{k',j'} X_{j'}\right) \\
 &= \sum_{j=1}^n \sum_{j'=1}^n B_{k,j} B_{k',j'} \cdot Cov(X_j, X_{j'})
 \end{aligned}$$

– אם $X_j \neq X_{j'}$ בלתי תלויים אז $Cov(X_j, X_{j'}) = 0$

– $Var(X_j) = 1$ אם $j = j'$:

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{j=j'=1}^n B_{k,j} B_{k',j'} \cdot 1 + \sum_{j \neq j'} B_{k,j} B_{k',j'} \cdot 0 \\
 &= (BB^T)_{k,k'} \\
 &= \Sigma_{k,k'}
 \end{aligned}$$

• מסקנה :

$$\underline{\mu} = \begin{pmatrix} E[Y_1] \\ E[Y_2] \\ \vdots \\ E[Y_n] \end{pmatrix}$$

משפט 12.

• אם :

– $\underline{Y} \sim \mathcal{N}(\underline{\mu}, \Sigma)$ מימדי n

– $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ כך ש $A \Sigma A^T$ מוגדרת חיובית

– $\underline{b} \in \mathbb{R}^m$

• ונגדיר: $\underline{Z} = A \underline{Y} + \underline{b}$

• אז :

$$\underline{Z} \sim \mathcal{N}(A \underline{\mu} + \underline{b}, A \Sigma A^T)$$

מסקנה 13.

• על ידי בחירה של מטריצה A לוקטור \underline{b} ניתן להראות:

1. כל תת-וקטור של וקטור מקרי נורמלי הוא נורמלי.
2. אם X ו- Y נורמליים כלשהם ובלתי תלויים אז (X, Y) וקטור מקרי נורמלי.
3. אם X ו- Y משתנים מקריים נורמליים בלתי תלויים אז $X + Y$ נורמלי.
4. אם X, Y נורמליים במשותף והם בלתי מתואמים אז X ו- Y בלתי תלויים.