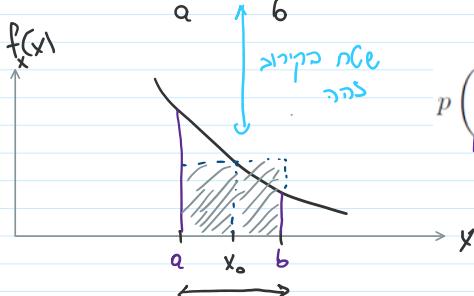
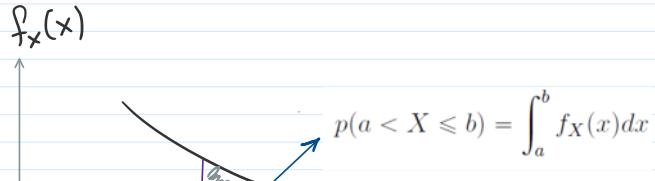


הנפקה מודפסת בפורמט PDF וניתן להוריד מהאתר.

$$\text{הוכחה} \quad 0.02 \rightarrow p(a < X \leq b) = \int_a^b f_X(x)dx = F_X(b) - F_X(a)$$

d.3) $k \in N$ X $\gamma_{123} \rightarrow = p(a \leq X \leq b)$



$$P\left(x_0 - \frac{\Delta x}{2} < X \leq x_0 + \frac{\Delta x}{2}\right) \approx f_X(x_0) \Delta x$$

א ב כוחה הרגשה

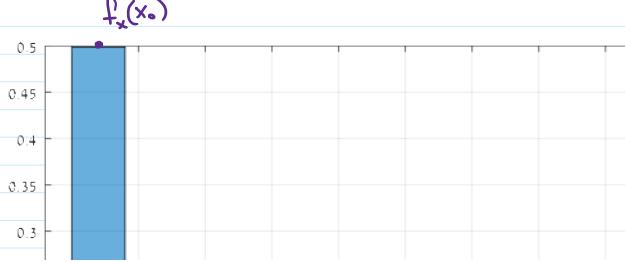
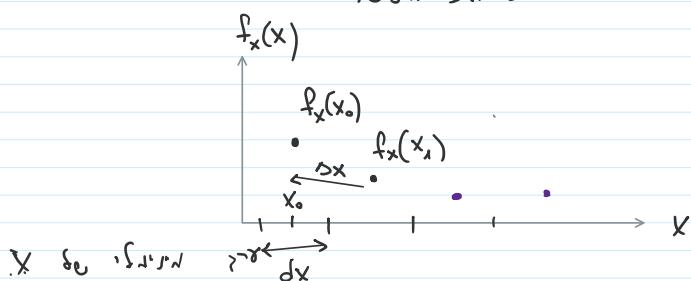
$$f_X(x_0) \approx p \left(x_0 - \frac{\Delta x}{2} < X \leq x_0 + \frac{\Delta x}{2} \right) \frac{1}{\Delta x}$$

• תְּמִימָנָה

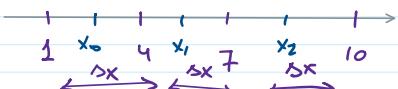
$\Delta x \leq r_{\min} m - \delta$ תחתון גודלו ורוחק אקסים

$$* \text{הערך של } p\left(x_0 - \frac{\Delta x}{2} < X \leq x_0 + \frac{\Delta x}{2}\right)$$

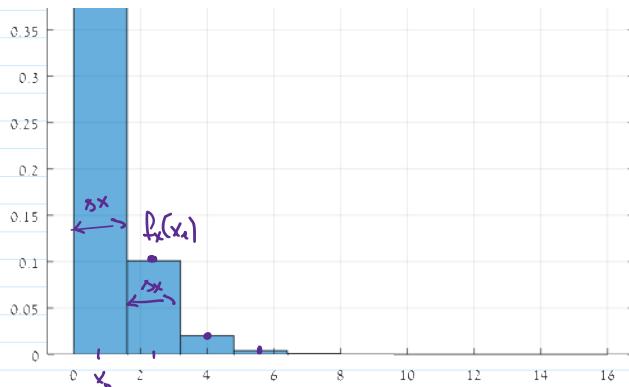
נוכר פה כלו
ולא נתקו



$$X = \{1, 2, 3, 1.5, 5, 7, 10, 2.5, 1.5, 3\}$$



$$x_0 = 2.5$$



$$x_0 = 2.5 \\ x_1 = 5.5 \\ x_2 = 8.5 \\ f_x(x_0) = \frac{\sqrt{1310} \cdot 1}{10} \cdot \frac{1}{\delta x} \\ = \frac{7}{10} \cdot \frac{1}{3} = \frac{7}{30}$$

$$f_x(x_1) = \frac{2}{10} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{30}$$

$$f_x(x_2) = \frac{1}{10} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{30}$$

רשות הטענה

central limit theorem: גורם אחד הוא גודל המוגדר כפונקציית סבירות של סכום נסקרים מהתפלגות נורמלית.

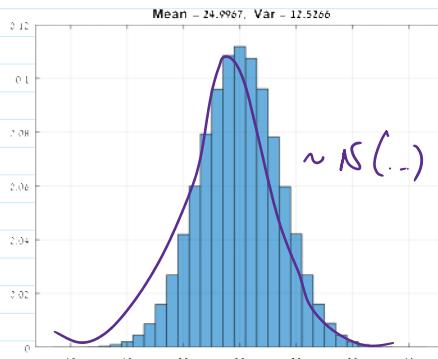
וכן כפונקציית סבירות של סכום נסקרים מהתפלגות נורמלית.

: גורם אחד הוא גודל המוגדר כפונקציית סבירות של סכום נסקרים מהתפלגות נורמלית.

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \sim N(\mu, \sigma^2)$$

הסבר: זה נכון אם $n \geq 13N$

d.37 16



$$E[Y] = \mu \quad \text{Var}[Y] = \sigma^2$$

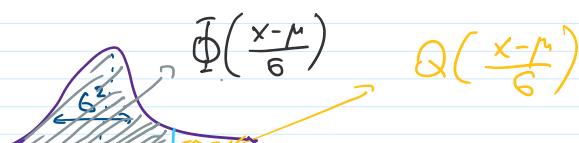
הגדירה 3.8: עבור משתנה אקראי גaussiano $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$, בעל תוחלת μ ושונות σ^2 , מותקיים

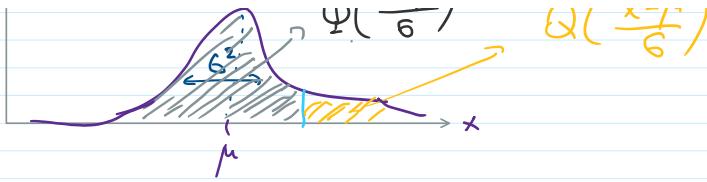
$$(3.17) \quad \text{PDF} \quad f_X(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2} \right]$$

הגדירה 3.9: מסומן ע"י $\Phi(x)$ ונitin לחישוב נומי (מספרי) בלבד.

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x f_x(x) dx = P(X \leq x)$$

$f_x(x)$





$$\mu=0, \sigma^2=1 \Leftrightarrow X \sim N(0,1)$$

$$aX \sim N(0, a^2) \quad \leftarrow \quad \text{תוכנה: } \text{Var}[aX] = a^2 \text{Var}[X]$$

$$X+b \sim N(b, 1) \quad E[b+x] = b + E[x]$$

$$aX+b \sim N(b, a^2)$$

$$\frac{Y-\mu}{\sigma} = X \sim N(0,1) \quad \Leftrightarrow \quad Y \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$Q(x) = \int_x^\infty f_x(s) ds, \quad X \sim N(0,1) : Q\text{-function}$$

פונקציית הסתברות סכורה

$$P(Y > y) = Q\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)$$

$$\text{השאלה: } P(X < x) = Q(x) = 1 - \Phi(x)$$

זוג משתנים אקראיים רציפים

(הגדרה 4.1) CDF

$$F_{XY}(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y)$$

(הגדרה 4.2) PDF

$$f_{XY}(x, y) = \frac{\partial^2 F_{XY}(x, y)}{\partial x \partial y}$$

קשר בין PDF ל-CDF (תמונה 4.1)

$$F_{XY}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f_{XY}(s, p) dp ds$$

תכונות PDF (תמונה 4.2): תחום ערכיהם ו"סכום" ערכיהם

$$f_{XY}(x, y) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dx dy = 1$$

תוכנה:

גcoutur:

$$g(x,y) = xy \rightarrow E[XY] = \iint xy f_{XY}(x,y) dx dy$$

$$E[g(X,Y)] = \iint g(x,y) f_{XY}(x,y) dx dy$$

משתנים בלתי תלויים סטטיסטיות (הגדרה 4.4): משתנים נקראים בלתי תלויים סטטיסטיות אם ורק אם מותקמים

(א) 4.8) $f_{XY}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$

(ב) 4.8) $F_{XY}(x,y) = F_X(x)F_Y(y)$

באותה המקרה מוגדר תלות בלתי תלויים סטטיסטיות

$$E[XY] = E[X]E[Y] \quad \text{התפלגות שולית (הגדרה 4.3)}$$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dy$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dx$$

$$F_X(x) = F_{XY}(x, \infty)$$

$$F_Y(y) = F_{XY}(\infty, y)$$

הטענה ההוכחה בהתאם הנחות

הנחה: משתנים אקראיים X_1, X_2, \dots, X_N הם גaussians (בעלי התפלגות גaussית N-ממדית משותפת) אם ורק אם הקומבינציה לינארית $\sum_{m=1}^N a_m X_m$ היא מתפלגת גaussית עבור $\forall a_m \in \mathbb{R}$.

$$a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_N X_N \sim N()$$

\Leftrightarrow

$$W_1, W_2 \quad W_1 \sim N(0,1) \quad W_2 \sim N(0,1)$$

הטענה ההוכחה

$$X_1 = \mu_1 + \sigma_{11}W_1 + \sigma_{12}W_2$$

$$X_2 = \mu_2 + \sigma_{21}W_1 + \sigma_{22}W_2$$

$$\begin{matrix} \mu_1 & \sigma_{1j} \\ \mu_2 & \sigma_{2j} \end{matrix} \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{הטענה} \\ \text{ההוכחה} \end{array} \right.$$

הטענה ההוכחה הטענה ההוכחה

* X_1 : $X \sim N()$ הטענה ההוכחה

$$E[X_1] = E[\mu_1] + \sigma_{11}E[W_1] + \sigma_{12}E[W_2] = \mu_1$$

$$\text{Var}[X_1] = \sigma_{11}^2 + \sigma_{12}^2 \quad \begin{matrix} \text{Var}[W_1] = 1 \\ \text{Var}[W_2] = 1 \end{matrix}$$

הוכחה: $E[aX + bY] = aE[X] + bE[Y]$

תזכורת: $\text{Var}[X_1] = \sigma_{11}^2 + \sigma_{12}^2$ $\text{Var}[w_1] = 1$ $\text{Var}[w_2] = 1$

הנחות: $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_{11}^2 + \sigma_{12}^2)$ $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_{21}^2 + \sigma_{22}^2)$

* $X_2 - \delta_{\text{רנץ}} \text{ פולץ}$

* $X_1 X_2$ נספחים: $\text{Cov}[X_1, X_2] = E[X_1 X_2] - E[X_1] E[X_2]$

$$\rho_{X_1 X_2} = \frac{\text{Cov}[X_1, X_2]}{\sqrt{\text{Var}[X_1] \text{Var}[X_2]}}$$

$$E[X_1 X_2] = E[(\mu_1 + \sigma_{11}W_1 + \sigma_{12}W_2)(\mu_2 + \sigma_{21}W_1 + \sigma_{22}W_2)]$$

$$= E[\mu_1 \mu_2 + \mu_1 \sigma_{21} W_1 + \mu_1 \sigma_{22} W_2 + \mu_2 \sigma_{11} W_1 + \mu_2 \sigma_{12} W_2 + \sigma_{11} \sigma_{21} W_1^2 + \sigma_{11} \sigma_{22} W_1 W_2 + \sigma_{12} \sigma_{21} W_2^2 + \sigma_{12} \sigma_{22} W_1 W_2]$$

$$= \mu_1 \mu_2 + \sigma_{11} \sigma_{21} + \sigma_{12} \sigma_{22}$$

* $E[w_1] = E[w_2] = 0$

* $E[w_1 w_2] = E[w_1] \cdot E[w_2] = 0$

* $E[w_1^2] = \text{Var}[w_1] + E^2[w_1] = 1$

$\text{Var}[x] = E[X^2] - E^2[X]$

$$\rho = \frac{\text{Cov}[X_1, X_2]}{\sqrt{\text{Cov}[X_1, X_1] \text{Cov}[X_2, X_2]}} = \frac{\sigma_{11} \sigma_{21} + \sigma_{12} \sigma_{22}}{\sigma_1 \sigma_2}$$

$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}\right)$

$C_X = \begin{bmatrix} \text{Cov}[X_1, X_1] & \text{Cov}[X_1, X_2] \\ \text{Cov}[X_2, X_1] & \text{Cov}[X_2, X_2] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{Var}[X_1] & \text{Cov}[X_1, X_2] \\ \text{Cov}[X_2, X_1] & \text{Var}[X_2] \end{bmatrix}$

תזכורת: $\text{Cov}[X, X] = \text{Var}[X]$
 $\text{Cov}[X, Y] = \text{Cov}[Y, X]$

זוג משתנים גaussians במשמעות PDF (הגדרה 4.8): ה-המשותף של זוג משתנים Gaussians נתון ע"י X_1, X_2

$$(4.16) \quad f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \times \right)$$

זוג משתנים גאוסיים במשותף PDF (הגדירה 4.8) המושותף של זוג משתנים גaussians נתון ע"י X_1, X_2

$$(4.16) \quad f_{X_1X_2}(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \times \right. \\ \left. \times \left[\frac{(x_1 - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(x_2 - \mu_2)^2}{\sigma_2^2} - \frac{2\rho(x_1 - \mu_1)(x_2 - \mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} \right] \right)$$