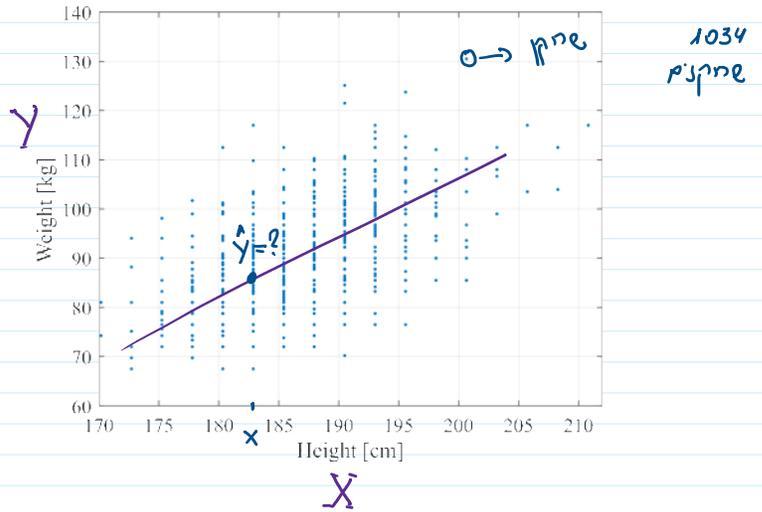


זוגות: קשר בין זוגה משקלם של שחקן ביטול גילם אי

ממוצע

$E[X]$   
 $E[Y]$   
 $Cov[X, Y]$   
 $Var[X]$

$E_x = \text{mean}(X);$   
 $E_y = \text{mean}(Y);$   
 $C_{xy} = \text{mean}(X \cdot Y) - E_x \cdot E_y;$   
 $V_x = \text{var}(X);$   
 $Y_h = E_y + C_{xy}/V_x \cdot (X - E_x);$   
 $e = \text{mean}(Y - Y_h);$  % error  
 $mse = \text{mean}(e.^2);$



תכונה

$$\hat{Y} = a_{opt}x + b_{opt}$$

$$= E[Y] + \frac{Cov[X, Y]}{Var[X]} (x - E[X])$$

ביטול:  $\rho \approx 0.53$

שגיאת חיזוי - שגיאה ריבועית ממוצעת (תכונה 2.6): שגיאת החיזוי נתונה ע"י

(2.23)  $mse_{min} = E[(Y - (a_{opt}X + b_{opt}))^2] = Var[Y](1 - \rho_{XY}^2)$

מקדם קורלציה

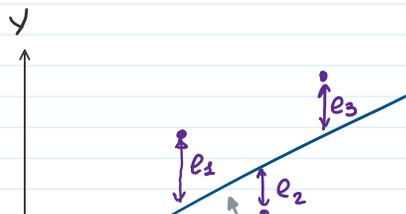
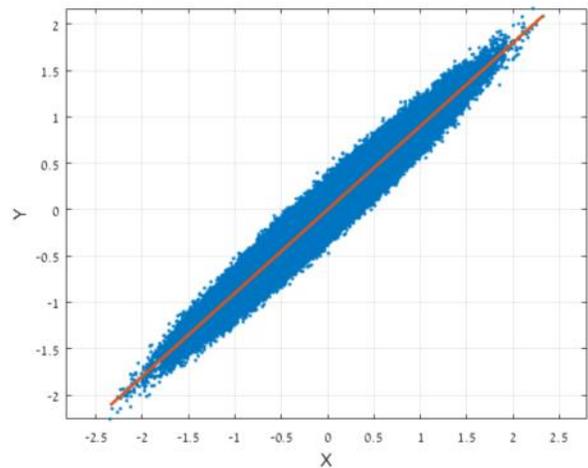
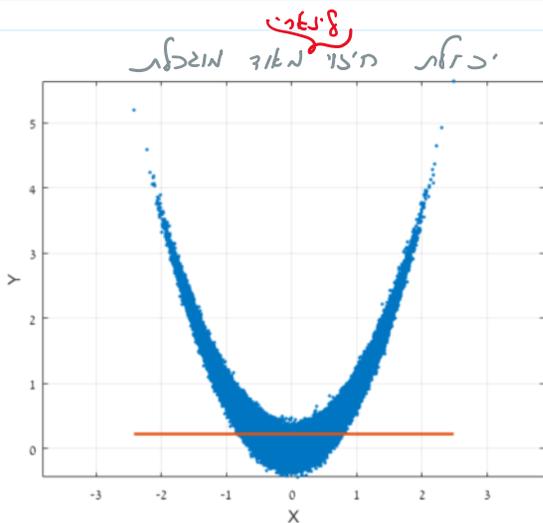
תכונה

$$\rho_{XY} = \frac{Cov[X, Y]}{\sqrt{Var[X] Var[Y]}}$$

\*  $\rho_{xy} = \pm 1$  → קשר ליניארי מושלם

\*  $\rho_{xy} = 0$  → חוסר קשר ליניארי. חוסר קורלציה  $\Leftrightarrow Cov[X, Y] = 0$

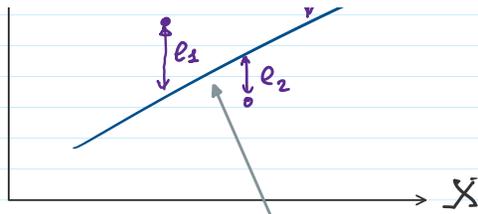
זוגות אחרים שלם וזוג ליניארי



הרחבה בתגובת טראנס חזו

(1) הכי הרחוקים של  $e_i$

מקסימום גודל  $e_1 + e_2 + e_3$



למקור גמור

$$\frac{e_1 + e_2 + e_3}{3} = 0$$

$$E[Y - (a_{opt}X + b_{opt})] = 0$$

mse - ממוצע הסגור הקו (2)

$$mse_{min} = \frac{e_1^2 + e_2^2 + e_3^2}{3} = Var[Y] (1 - \rho_{xy}^2)$$

משפט של תולת ישנות

מקרה פרטי מעניין הוא חיזוי ע"י קבוע,

מהו b עבורו mse הוא מינימלי?

$$mse(b) = E[(Y - b)^2]$$

$$\begin{aligned} mse(b) &= E[(Y - b)^2] \quad \leftarrow \text{פתיחת מצ"ס} \\ &= E[Y^2 - 2bY + b^2] \\ &= E[Y^2] - 2bE[Y] + b^2 \end{aligned}$$

$$\frac{\partial mse(b)}{\partial b} = -2E[Y] + 2b = 0 \quad \text{נצטרך}$$

$$b = E[Y] \quad \text{סיכום: "צפוי" expected}$$

שגור mse עבור החיזוי

$$mse_{min} = E[(Y - E[Y])^2] = Var[Y]$$

משפט אקראי רצף

למטה: דאפין ניסוי עם תוצאה רצפה

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

CDF: הגדרה שהיא פונקציית

\*  $P(a < X \leq b) = \int_a^b f_X(x) dx$  תכונה:   
 $= F_X(b) - F_X(a)$

PDF:  $f_X(x) = \frac{\partial F_X(x)}{\partial x}$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(p) dp$$

\*  $P(X=a) = 0$    
 יחס אינדיס ארטי. אבסורד

היגיון של PDF

\*  $p(X=a) = 0$   
 ישנם אינסוף ערכי  $X$  אפשריים

תכונה של PDF :

PDF - צפיפות ההסתברות  
 $1 \geq \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx$   
 הסתברות וכן  $1 \geq$

\*  $f_X(x) \geq 0$   
 \*  $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1 \Leftrightarrow F_X(\infty) = 1$

תוחלת: תוחלת (הגדרה 3.2):

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx$$

תוחלת של פונקציה של משתנה אקראי (תכונה 3.3):

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$$

שיטה: החישוב למעשה של

$g(x) = x^2$   
 $E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx$   
 חישוב ישיר

תוחלת, וכן אין הבדל

$$Var[X] = E[X^2] - E^2[X]$$

התפלגות אקספוננציאלית (אדריכית)

קצרה:  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$  .  $\lambda$  פרמטר של התפלגות

כי חשב CDF של  $X$ , כאשר  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ .

CDF

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda \exp(-\lambda x) & x \geq 0 \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases}$$

PDF

$$= \begin{cases} 1 - \exp(-\lambda x) & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \Rightarrow F_X(\infty) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$$

תוחלת:

$$\int x \exp(ax) dx = \exp(ax) \left[ \frac{x}{a} - \frac{1}{a^2} \right] \rightarrow E[X] = \lambda \int_0^{\infty} x \exp(-\lambda x) dx = \frac{1}{\lambda}$$

$$E[X^2] = \int_0^{\infty} \lambda x^2 \exp(-\lambda x) dx$$

הוכחה:

שיטה:

$$= \frac{1}{\lambda^2} \left[ -2e^{-y} - 2ye^{-y} - y^2 e^{-y} \right]_0^{\infty} = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$Var[X] = \frac{1}{\lambda^2}$$

$$= E[X^2] - E^2[X]$$

הערה 3.5 ! בספרות (וגם ב-Matlab) מופיע הגדרה נוספת:

הערה 3.5 ! בספרות (וגם ב-Matlab) מופיע הגדרה נוספת:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\mu} \exp\left(-\frac{x}{\mu}\right) & x \geq 0 \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases}$$

כאשר  $\mu = \frac{1}{\lambda}$

$$f^2(x) = \frac{1}{x^2}$$

דוגמה / מספרית

דוגמה 3.3: מודל של הופעת תקלות במערכת מסויימת מתוארת ע"י התפלגות  $Exp(\lambda)$ , כאשר

$$\lambda = \frac{1}{1000} \left[ \frac{1}{\text{שעה}} \right]$$

(א) מהו סיכוי לתקלה אחרי 1000 שעות?

(ב) מהו סיכוי לתקלה אחרי 100 שעות ולפני 1000 שעות?

(ג) מהו משך הזמן עבורו הסיכוי לתקלה הוא  $\frac{1}{2}$ ?

$$X \sim \exp\left(\frac{1}{1000}\right)$$

(א)  $P(X > 1000) = 1 - P(X \leq 1000)$   
 $= 1 - F_X(x) = 1 - (1 - e^{-\frac{1000}{1000}}) \approx 0.36$

(ב)  $P(100 \leq X \leq 1000) = F_X(1000) - F_X(100) \approx 0.54$

בלשטנים רציבים  
 א"ן הבחנה בין  
 $\geq, >$   
 $\leq, <$

(ג)  $F_X(x_0) = 1 - F_X(x_0) \Rightarrow x_0 = ? \Rightarrow x_0 = \frac{\ln\left(\frac{1}{2}\right)}{-0.001} \approx 693$  [שעה]

סיכוי לתקלה  
 לפני זמן  $x_0$   
 אחרי זמן  $x_0$

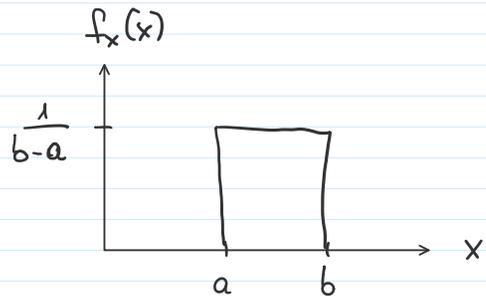
חציון (הגדרה 3.4): ערך  $x$  עבורו מתקיים  $\Pr(X \leq x) = \Pr(X > x)$ , נקרא ערך חציוני.

דוגמה להחזמה: לשכר -

לשכר המחזרת  $\approx 10,000$  של המחזר של כל הליש כוכר  
 חציונית  $\approx 8,500$  חצי לשל, חצי למח

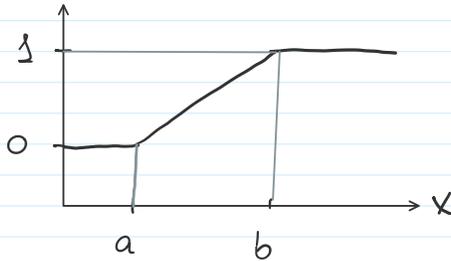
התפלגות אחידה - גרסה רציבה

למטה: גרסה רציבה של התפלגות אחידה



הזכרה עבור  $X \sim U[a, b]$  מתקיים

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases} \quad \text{PDF}$$



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

$E[X], E[X^2]$  קלט: זוגות

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$$

תסביר

$$\begin{aligned} E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx \\ &= \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{x^2}{2} \Big|_a^b \cdot \frac{1}{b-a} \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{b^2 - a^2}{b-a} = \frac{b+a}{2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \int_a^b x^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx \\ &= \frac{1}{3} \frac{b^3 - a^3}{b-a} = \frac{1}{3} (a^2 + ab + b^2) \end{aligned}$$

$$\text{Var}[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$$

$X \sim U[0, 2]$   $E[X^4] = \int_0^2 x^4 \cdot \frac{1}{2-0} dx = \int_0^2 x^4 \cdot \frac{1}{2} dx = \frac{1}{2} \cdot \frac{x^5}{5} \Big|_0^2 = \frac{32}{10} = \frac{16}{5}$

זוגות / מספרות

התפלגות אחידה

הקציה: משלב בקום התפלגות

בהינתן סדרה של  $n$  נ"א  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  בעזרת אמה התפלגות (8) משנה

בהינתן סדרה של  $n$  משתנים  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  בעל אותה התפלגות (כל משנה מהם)  
 ערכו  $n$  מספיק גדול  $X_1 + \dots + X_n$  תפלגת לאוסט

תוצאה חשובה: הרוב המהיר של הנצפה לצורך במספרים עם גודל לאוסט.

\* PDF (הגדרה 3.6): עבור משתנה אקראי גאוס  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ , בעל תוחלת  $\mu$  ושונות  $\sigma^2$ , מתקיים

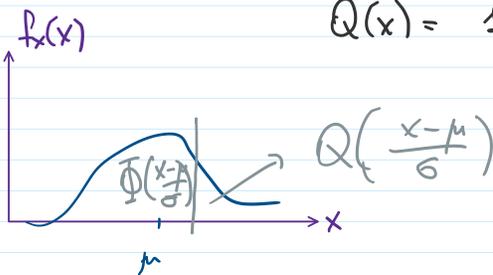
$$(3.14) \quad f_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]$$

\* CDF: נתון  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$\Rightarrow F_X(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

כאשר  $\Phi(x)$  היא CDF של  $N(0,1)$ .

\* Q-function  $Q(x) = 1 - \Phi(x)$

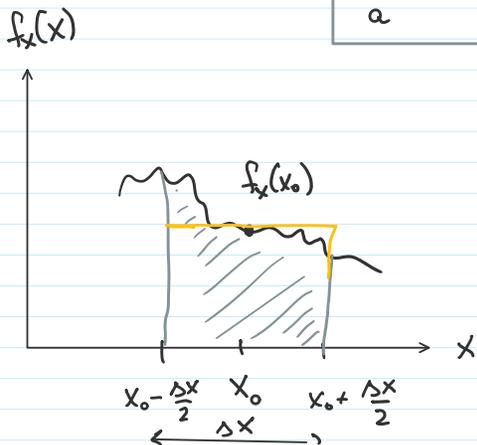


### Histogram

PDF של מספר נתונים מספיקים

$$\int_a^b f_X(s) ds = P(a \leq X \leq b)$$

בסיס לחישוב:



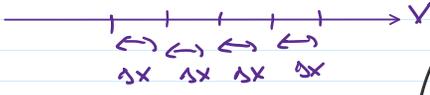
$$(1) \quad P\left(x_0 - \frac{\Delta x}{2} \leq X \leq x_0 + \frac{\Delta x}{2}\right) \approx f_X(x_0) \cdot \Delta x$$

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

- איך הייתה עובדת?

\* נתון  $N$  מספר נתונים

\* נחלק תחום הניסויים ל- $n$  חלקים שווים  $\Delta x$



$$P\left(x_0 - \frac{\Delta x}{2} \leq X \leq x_0 + \frac{\Delta x}{2}\right) = \frac{\text{מספר ניסויים בתחום } \Delta x}{N}$$

\* מכבים חישוב עבור

כל חלקים  $\Delta x$  ואנחנו ע"י הכפלה  $\frac{1}{\Delta x}$ .

סיכום קובנה הישירות.

נתונים  $n$  ערכי  $X$  משתנה  $N = 10^6$

$\Delta x = \frac{\max(X)}{20}$

מספר ערכים /  $N$



$X = \text{exprnd}(1, 1, 1e6);$

$n = 20;$   
 $dx = \max(X)/n;$   
 for  $k = 1:n$   
 $h(k) = \text{sum}(dx*(k-1) < X \& X < dx*k)/1e6/dx;$   
 end

$\text{bar}(dx/2 + dx*(1:n), h)$

$\text{histogram}(X, n, \text{'Normalization', 'pdf'})$

← עדיף להשתמש ב- $\text{exp}$  במקום  $\text{exprnd}$

$\mu = \frac{1}{\lambda}$

מספר ניסויים

חישוב עם  $\Delta x$

הרף

סני מובנת של Matlab