

# הסתברות מ - 094412 - HW5

גור תלם - 206631848

9.12.2020

# שאלה 1

מטילים שתי קוביות הוגנות (ניתן להניח שאנחנו לא משחקים DND ולקוביות יש בדיוק 6 פאות).

$X$  - תוצאת הקוביה הראשונה.

$Y$  - התוצאה המקסימלית.

עלינו למצוא את ההתפלגות המשותפת של  $X, Y$ . כלומר, עלינו למצוא  $P(X = x, Y = y)$ .

או במילים, ההסתברות שהתוצאה המקסימלית תהיה  $y$  והתוצאה של הקוביה הראשונה תהיה  $x$ .

נפתור בעזרת חלוקה למקרים.

ניתן להבחין כי התוצאה המקסימלית בהכרח גדולה או שווה לתוצאה של הקוביה הראשונה ולכן עבור  $x > y$  (או עבור ערכים מחוץ לתוצאות אפשריות של הקוביות) נקבל

$$P(X = x, Y = y) = 0$$

כמו כן, עבור  $x = y$ , המשמעות היא שבקוביה השניה יכולים להתקבל המספרים 1 עד  $x$  אבל לא מעבר. לכן יש  $x$  הטלות כאלה מתוך 36 הטלות אפשריות.

במקרה ש  $1 \leq x < y \leq 6$  הקוביה השניה יכולה לקבל רק את הערך  $y$  שכן אם הערך המקסימלי גדול ממש מהקוביה הראשונה, אז הוא בהכרח הערך של הקוביה השניה. כלומר, יש הטלה אחת ויחידה כזו לכל  $1 \leq x < y \leq 6$  שנבחר (מתוך 36 הטלות אפשריות).

נסכם

$$P(X = x, Y = y) = P_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} x/36 & 1 \leq x, y \leq 6 \\ 1/36 & 1 \leq x < y \leq 6 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

ניתן גם יחסית בקלות להכליל את התשובה עבור קוביות עם  $K$  פאות

$$P(X = x, Y = y) = P_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} \frac{x}{K^2} & 1 \leq x, y \leq K \\ \frac{1}{K^2} & 1 \leq x < y \leq K \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

■

## שאלה 2

מספר הסועדים הוא משתנה מקרי  $N$  בעל התפלגות פואסון עם פרמטר  $\lambda = 36$ . הסתברות של  $\frac{1}{3}$  של סועד להינות ללא תלות במס' הסועדים ובהנחה של הסועדים האחרים.

### סעיף א - מהי ההתפלגות של מספר האנשים שנהנו בארוחה?

נגדיר משתנה מקרי  $X$  - מספר האנשים שנהנו בארוחה. כאמור,  $X$  אינו תלוי ב- $N$ . נגדיר שסועד נהנה בתור הצלחה בניסוי מתוך סדרה של ניסויי ברנולי ( $N$  מספר הניסויים). לכן ניתן להשתמש בפיצול פואסון ולקבל

$$X \sim \text{Pois} \left( \frac{1}{3} \cdot 36 \right) \Rightarrow P_X(x) = e^{-12} \cdot \frac{12^x}{x!}$$

■

### סעיף ב - מהי ההתפלגות של מספר האנשים שלא נהנו בארוחה?

בדרך מקבילה לסעיף הקודם, רק עכשיו ההסתברות שאדם לא ינהנה בארוחה (ללא תלות כמובן) הינה  $p = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$ . ולכן נקבל התפלגות פואסונית עם

$$\lambda = \frac{2}{3} \cdot 36 = 24$$

נסמן ב- $Y$  את מספר האנשים שלא נהנו בארוחה. ומכאן נקבל ש

$$Y \sim \text{Pois}(24) \Rightarrow P_Y(y) = e^{-24} \cdot \frac{24^y}{y!}$$

■

### סעיף ג - $A$ הינו המאורע ש- $k$ אנשים בדיוק נהנו בארוחה. $B$ מאורע ש- $j$ אנשים בדיוק לא נהנו בארוחה. האם המאורעות $A$ ו- $B$ תלויים?

הסתברות המאורע  $A$  הינה  $P_X(k)$  ובדומה  $P_Y(j)$ . התרגול הוכח כי  $X$  ו- $Y$  ב"ת ולכן גם המאורעות  $A$  ו- $B$  ב"ת.

■

### סעיף ד - לאדם שנהנה, הסתברות של $3/4$ להמליץ ללא תלות באחרים. אדם שלא נהנה ממליץ בהסתברות $1/8$ גם ללא תלות. מה ההתפלגות של כמות הממליצים?

נסמן ב- $Z$  את מספר האנשים שנהנו והמליצו. וב- $W$  לא נהנו והמליצו. אם נסתכל על האנשים שנהנו בתור סדרת ניסויי ברנולי (פרמטר  $\lambda = 12$  עבור התפלגות פואסון) אז כמות הממליצים מאלה שנהנו מקבילה לשאלה בסעיף א. כלומר התפלגות פואסון עם פרמטר  $12 \cdot \frac{3}{4} = 9$ . בדומה עבור  $W$  שהינו התפלגות פואסון עם פרמטר  $24 \cdot \frac{1}{8} = 3$ . ולפי שרשרת הלוגיקה, כיוון ש- $Z$  תלוי רק בכמות האנשים שנהנו (שאינה תלויה בכמות האנשים שלא נהנו) וכן ש- $W$  אינה תלויה בכמות האנשים שנהנו, מקבלים ש- $Z$  ו- $W$  ב"ת ומתפלגים פואסונית עם הפרמטרים 9 ו-3 בהתאמה. נסמן את כמות הממליצים ב- $V$  מ"מ. כלומר  $V = Z + W$ . לכן מהנתונים, אנחנו יכולים להשתמש באיחוד פואסון ולקבל

$$V \sim \text{Pois}(3 + 9)$$

■

## סעיף ה - צ"ל פונקציית ההסתברות של כמות הנהנים בהינתן כמות הסועדים.

כלומר, עלינו למצוא  $P(X = k | N = n) = ?$ . כלומר, יש לנו סדרה של  $n$  ניסויי ברנולי עם הסתברות הצלחה (כפי שכבר הגדרנו בסעיף א, הצלחה=נהנה) של  $\frac{1}{3}$ . כלומר, מדובר בהתפלגות בינומית

$$X \sim \text{Bin}\left(n, \frac{1}{3}\right)$$

$$P(X = k | N = n) = \binom{n}{k} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^k \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{n-k}$$

■

### שאלה 3

מטילים מטבע הוגן 3 פעמים.

$X$  - מספר הפעמים  $H$  מופיע ב-2 ההטלות הראשונות.

$Y$  - מספר הפעמים  $T$  מופיע ב-2 ההטלות האחרונות.

#### סעיף א - מהן פונקציות ההסתברות השוליות של $X$ ו- $Y$ ?

יש 8 סדרות הטלות שונות. נוכל בקלות לספור עבור  $X = 0, 1, 2$ . כיוון שההטלה האחרונה אינה משנה, נספר כל קומבינציה של ההתחלה פעמיים (פעם אחת עבור הטלה אחרונה  $H$  ופעם אחת עבור  $T$ ).

עבור  $X = 0$ , יש את הסדרות המתחילות ב- $TT$ . כלומר  $P(X = 0) = \frac{2}{8}$ .

עבור  $X = 1$ , יש את הסדרות המתחילות ב- $HT$  או  $TH$ . כלומר  $P(X = 1) = \frac{4}{8}$ .

עבור  $X = 2$ , יש את הסדרות המתחילות ב- $HH$ . כלומר  $P(X = 2) = \frac{2}{8}$ .

בצורה אנלוגית ניתן לקבוע עבור  $Y$ . נקבל

$$P_Y(k) = P_X(k) = \begin{cases} \binom{2}{k} \cdot \frac{1}{4} & 0 \leq k \leq 2 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

■

#### סעיף ב - מהי פונקציית ההסתברות המשותפת של $X$ ו- $Y$ ?

פה אנחנו כבר צריכים טבלה כדי לספור (יש לנו 9 מקרים שונים, ווורף).

$x \backslash y$	0	1	2	$P_X(x)$
0	0	$TTH$	$TTT$	$\frac{2}{8}$
1	$THH$	$HTH, THT$	$HTT$	$\frac{4}{8}$
2	$HHH$	$HHT$	0	$\frac{2}{8}$
$P_Y(y)$	$\frac{2}{8}$	$\frac{4}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{8}{8} = 1$

אז ניתן לסכם במקרים

$$P(X = x, Y = y) = \begin{cases} 1/4 & x = y = 1 \\ 1/8 & x \neq y \text{ and } 0 \leq x, y \leq 2 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

■

#### סעיף ג - נמק האם $X$ ו- $Y$ ב"ת?

אלו ללא ספק תלויים. נתבונן למשל ב

$$P(X = 0, Y = 0) = 0 \neq \frac{1}{16} = \frac{2}{8} \cdot \frac{2}{8} = P(X = 0) \cdot P(Y = 0)$$

■

#### סעיף ד - מה ההסתברות המותנית $P(Y = 1 | X \geq 1)$ ?

תחילה נחשב

$$P(X \geq 1) = P(X = 0) + P(X = 1) = \frac{6}{8}$$

עכשיו נחשב

$$P(Y = 1, X \geq 1) = P(Y = 1, X = 0) + P(Y = 1, X = 1) = \frac{1}{8} + \frac{2}{8} = \frac{3}{8}$$

ועכשיו ניתן להשתמש בהגדרה של הסתברות מותנית

$$P(Y = 1 \mid X \geq 1) = \frac{P(Y = 1, X \geq 1)}{P(X \geq 1)} = \frac{3/8}{6/8} = \frac{1}{2}$$

■

## שאלה 4

יהיו  $X$  ו- $Y$  מ"מ המתארים את מספר השירים העיבריים והלועזיים בהתאמה. נתון (עבור  $m, n \in \mathbb{N}$ )

$$P(X = n, Y = m) = \frac{e^{-14} \cdot (7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!}, \quad 0 \leq m \leq n$$

### סעיף א - צ"ל את פונקציית ההסתברות השולית של $X$ ו- $Y$ .

נסכום על כל הערכים של  $Y$  כדי לקבל את ההסתברות השולית של  $X$

$$P(X = n) = \sum_{m=0}^n \frac{e^{-14} \cdot (7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!} = \frac{1}{e^{14}} \cdot \sum_{m=0}^n \frac{(7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!} =$$

נבחין כי הביטוי שבתוך הסכום מאוד מזכיר את הביטוי של התפלגות בינומית. חסרים לנו 2 דברים,  $n!$  במונה, ושסכום מספרי הקסם שם יהיו ביחד 1.

כלומר, נשים לב שסכום מספרי הקסם הינו 14 ולכן ניתן לחלק ב- $14^m \cdot 14^{n-m}$  על מנת "לנרמל" את המספרים הללו לגדלים מתאימים. אז

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{n!e^{14}} \cdot \sum_{m=0}^n \frac{n!}{m!(n-m)!} \cdot \frac{(7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{14^m \cdot 14^{n-m}} = \frac{14^n}{n!e^{14}} \cdot \sum_{m=0}^n \binom{n}{m} \cdot (0.51)^m \cdot (0.49)^{n-m} = \\ &= \frac{14^n}{n!e^{14}} \cdot \sum_{m=0}^n \binom{n}{m} \cdot (0.51)^m \cdot (0.49)^{n-m} \end{aligned}$$

קיבלנו סכום רץ של כל תוצאות  $Bin(n, 0.51)$ , וכיוון שמדובר בכל התוצאות האפשריות, ידוע שסכום זה הינו 1. לכן נקבל

$$P(X = n) = \frac{14^n}{n! \cdot e^{14}}$$

עבור תהליך דומה עבור  $P(Y = y)$

$$P(Y = m) = \sum_{n=m}^{\infty} \frac{e^{-14} \cdot (7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!} = \frac{(7.14)^m}{e^{14}m!} \cdot \sum_{n=m}^{\infty} \frac{(6.86)^{n-m}}{(n-m)!} \quad \begin{matrix} \lambda = 6.86 \\ k = n - m \\ \underbrace{\hspace{1cm}} \end{matrix}$$

כמו כן, נשלים את מה שצריך קבל לקבל את הנוסחה של התפלגות פואסון

$$= \frac{(7.14)^m e^{\lambda}}{e^{14}m!} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{(k)!} = \frac{(7.14)^m e^{\lambda}}{e^{14}m!} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{(k)!}$$

ועכשיו אפשר לראות כי  $\sum$  היא פשוט סכום על כל האפשרויות של התפלגות פואסון וכידוע, סכום זה מתכנס ל-1, נקבל

$$P(Y = m) = \frac{(7.14)^m e^{-7.14}}{m!}$$

כבונס, אנחנו מזהים גם את הביטוי הזה בתור הנוסחה של התפלגות פואסון עבור  $\lambda = 7.14$  עבור  $m$ .

ואם כבר מדברים על אקסטרזה זיהויים, גם הנוסחה עבור  $X$  היא בעצם ביטוי פואסוני עם  $\lambda = 14$  עבור  $n$ . אולי זה יהיה שימושי לנו להמשך (-):

■

### סעיף ב - חשב את הביטויים הבאים:

נשים לב שלא הוכחנו כי המשתנים ב"ת ולכן לא ניתן להשתמש בעובדה זו.

### תת סעיף 1 - $P(X = n | Y = m)$

נחשב לפי ההגדרה של הסתברות מותנית וכן הנוסחות שמצאנו (נניח כי לא מציבים  $n < m$ )

$$P(X = n | Y = m) = \frac{P(X = n, Y = m)}{P(Y = m)} = \frac{\frac{e^{-14} \cdot (7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!}}{\frac{(7.14)^m e^{-7.14}}{m!}} = \frac{e^{-14} \cdot (6.86)^{n-m}}{(n-m)! \cdot e^{-7.14}} =$$

$$= \frac{e^{-6.86} \cdot (6.86)^{n-m}}{(n-m)!}$$

ונראה שאנחנו לא מפסיקים לחזור לנוסחאות פואסון. איזה יופי!

■

### תת סעיף 2 - $P(Y = m | X = n)$

$$P(Y = m | X = n) = \frac{P(X = n, Y = m)}{P(X = n)} = \frac{\frac{e^{-14} \cdot (7.14)^m \cdot (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!}}{\frac{14^n e^{-14}}{n!}} \stackrel{*}{=} \binom{n}{m} \cdot (0.51)^m \cdot (0.49)^{n-m}$$

\* בעזרת אותו טריק מסעיף א

ופה אנחנו קיבלנו את הנוסחה של התפלגות בינומית  $Bin(n, 0.51)$  עבור  $m$ .

■

### תת סעיף 3 - $P(X - Y = k | Y = m)$

$$P(X - Y = k | Y = m) \stackrel{Y=m \text{ given}}{=} P(X = k + m | Y = m) \frac{P(X = k + m, Y = m)}{P(Y = m)} =$$

$$= \frac{\frac{e^{-14} \cdot (7.14)^m \cdot (6.86)^k}{m!k!}}{\frac{(7.14)^m e^{-7.14}}{m!}} = \frac{e^{-6.86} \cdot (6.86)^k}{k!}$$

1, 2, 3 פואסון!

נ.ב. רק עכשיו ראיתי שמבקשים במפורס לומר את מתפלג הביטוי, אז *here goes*

$$X - Y | Y = m \sim Pois(6.86)$$

■

### תת סעיף 4 - $P(X - Y = k | X = n)$

בדומה לסעיף הקודם

$$P(X - Y = k | X = n) = P(n - Y = k | X = n) = P(Y = n - k | X = n) =$$

נשתמש שוב בטריק של הפיצול של ה-14 לשתי חזקות וחלוקה של מספרי הקסם

$$= \frac{\frac{e^{-14} \cdot (7.14)^{n-k} \cdot (6.86)^k}{(n-k)!(k)!}}{\frac{14^n e^{-14}}{n!}} = \frac{n! \cdot (0.51)^{n-k} \cdot (0.49)^k}{(n-k)!(k)!} = \binom{n}{k} \cdot (0.49)^k \cdot (0.51)^{n-k}$$

וזו הנוסחה של התפלגות בינומית עבור  $k: Bin(n, 0.49)$ . כלומר

$$X - Y | X = n \sim Bin(n, 0.49)$$

■



## שאלה 5

$X_i, 1 \leq i \leq n$  מ"מ ב"ת המתפלגים  $X_i \sim Pois(\lambda_i)$ , כאשר  $\lambda_i > 0$ .

**סעיף א - נגדיר מ"מ**  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ . **צ"ל שלכל**  $n \geq 1$  **שלם מתקיים**  $S_n \sim Pois(\sum_{i=1}^n \lambda_i)$

תיקון קל: אסור להשתמש ב  $n$  כמו שאנחנו מתבקשים בשאלה כי האות הזו תפוסה כבר בשביל לציין את  $n$  מ"מ הב"ת שלנו. אז נשתמש ב  $k$  במקום.

נוכיח את הטענה באינדוקציה.

**בסיס**  $k = 1$ :

$$S_1 = \sum_{i=1}^1 X_i = X_1$$

זה כמובן מתפלג כמוקש  $(\sum_{i=1}^1 \lambda_i = \lambda_1)$ .

**נניח כי הטענה נכונה עבור**  $k$ , **נוכיח עבור**  $k + 1$ :

$$S_{k+1} = X_{k+1} + S_k = X_{k+1} + \sum_{i=1}^k X_i$$

ולפי טענה מהשיעורים  $S_k$  ו  $X_{k+1}$  ב"ת שכן  $S_k$  מורכב מביטוי שאינו כולל את  $X_{k+1}$ . לכן נוכל להשתמש באיחוד פואסון ולקבל ש  $S_{k+1} = X_{k+1} + S_k$  מתפלג פואסונית עם פרמטר  $\lambda_{k+1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i = \sum_{i=1}^{k+1} \lambda_i$

$$S_{k+1} \sim Pois\left(\sum_{i=1}^{k+1} \lambda_i\right)$$

כמבוקש. כלומר, סיימנו את צעד הסגור של האינדוקציה.

■

**סעיף ב - נפריך את הטענה**  $V = 2X_1 + X_2$  **מ"מ, אז**  $V \sim Pois(2\lambda_1 + \lambda_2)$

נניח בשלילה  $V \sim Pois(2\lambda_1 + \lambda_2)$ .

נבדוק במקרה ש  $X_1 = X_2 = 0$ . לכן גם  $V = 0$ .

$$P(V = 0) = e^{-(2\lambda_1 + \lambda_2)} \cdot \frac{(2\lambda_1 + \lambda_2)^0}{0!} = e^{-(2\lambda_1 + \lambda_2)}$$

אבל

$$P(X_1 = 0, X_2 = 0) = P(X_1 = 0) \cdot P(X_2 = 0) = e^{-\lambda_1} \cdot \frac{\lambda_1^0}{0!} \cdot e^{-\lambda_2} \cdot \frac{\lambda_2^0}{0!} = e^{-\lambda_1} \cdot e^{-\lambda_2} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}$$

בגלל שמ"מ פואסוני לא יכול לקבל ערכים שליליים אנחנו גם יכולים לומר כי  $V = 0 \Leftrightarrow X_1 = X_2 = 0$ . ולכן הנוסחאות צריכות להתלכד. אבל  $\lambda_1 \neq 0$  ולכן נקבל סתירה

$$e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \neq e^{-(2\lambda_1 + \lambda_2)}$$

כלומר, שהנחת השלילה אינה מתקיימת. ובזו הפרכנו את הטענה.

■

## סעיף ג - כיצד מתפלג $X_1 \mid S_n = s$ ?

נחשב את הביטוי (עבור ערכים בת"ה)

$$P(X_1 = x \mid S_n = s) = \frac{P(X_1 = x, S_n = s)}{P(S_n = s)} = \frac{P(X_1 = x, \sum_{i=2}^n X_i = s - x)}{P(S_n = s)} =$$

אבל קיבלנו הסכום מ-2 עד  $n$  של  $X_i$ ים הוא ב"ת  $X_1$  שכן זה אינו בא לידי ביטוי בביטוי הסכום. ולכן ניתן לפתוח את ההסתברות המשותפת למכפלה

$$\begin{aligned} &= \frac{P(X_1 = x) \cdot P(\sum_{i=2}^n X_i = s - x)}{P(S_n = s)} = e^{-\lambda_1} \cdot \frac{\lambda_1^x}{x!} \cdot \frac{e^{-\sum_{i=2}^n \lambda_i} \cdot \frac{(\sum_{i=2}^n \lambda_i)^{s-x}}{(s-x)!}}{e^{-\sum_{i=1}^n \lambda_i} \cdot \frac{(\sum_{i=1}^n \lambda_i)^s}{s!}} = \\ &= \cancel{e^{-\lambda_1}} \cdot \lambda_1^x \cdot \frac{s! \cdot (\sum_{i=2}^n \lambda_i)^{s-x}}{\cancel{e^{-\lambda_1}} \cdot x! \cdot (s-x)! \cdot (\sum_{i=1}^n \lambda_i)^s} = \\ &= \frac{s!}{x! (s-x)!} \cdot \left( \frac{\lambda_1}{\sum_{i=2}^n \lambda_i} \right)^x \cdot \frac{(\sum_{i=2}^n \lambda_i)^{s-x}}{(\sum_{i=1}^n \lambda_i)^{s-x}} = \binom{s}{x} \cdot \left( \frac{\lambda_1}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \right)^x \cdot \left( \frac{\sum_{i=2}^n \lambda_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \right)^{s-x} = \end{aligned}$$

כלומר, קיבלנו את נוסחת הבינום

$$X_1 \mid S_n = n \sim \text{Bin} \left( s, \frac{\lambda_1}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \right)$$

■

## שאלה 6

בחרים 4 ספרות אקראית מתוך 0, ..., 9. יהא  $X$  הספרה המקסימלית שהתקבלה. מצא את פונקציית ההסתברות של  $X$ .

### סעיף א - עבור המקרה בו הבחירה עם חזרות

תחילה נמצא את מספר הבחירות ל-4 ספרות שהגדולה היא לכל היותר  $x$ . כלומר, הספרות 0 עד  $x$ . מספר הבחירות הללו הינו  $(x+1)^4$ . ולכן ההסתברות לבחירה כזו היא

$$P(X \leq x) = \frac{(x+1)^4}{10^4}$$

אבל גם ידוע לנו כי

$$P(X = x) = P(X \leq x) - P(X \leq x-1) = \frac{(x+1)^4}{10^4} - \frac{x^4}{10^4} = \frac{(x+1)^4 - x^4}{10^4}$$

■

### סעיף ב - עבור בחירה ללא חזרות

בדומה לסעיף הקודם, נחשב את מספר הבחירות ללא חזרות שהספרה הגדולה ביותר היא לכל היותר  $x$ :  $\binom{x+1}{4} 4!$ . וכמובן שיש  $\binom{10}{4} 4!$  בחירות סה"כ (ללא הגבלות של מספר גדול ביותר אבל עדיין כאשר עדיין יש חזרות). לכן ההסתברות לבחירה

$$P(X \leq x) = \frac{\binom{x+1}{4} 4!}{\binom{10}{4} 4!} = \frac{\binom{x+1}{4}}{\binom{10}{4}}$$

ועכשיו שוב עם אותו הטריק

$$P(X = x) = P(X \leq x) - P(X \leq x-1) = \frac{\binom{x+1}{4} - \binom{x}{4}}{\binom{10}{4}}$$

לחילופין, ניתן לחשב ישירות את ההסתברות  $P(X = x)$ . ניתן להפריד למקרים זרים כאשר  $x$  הוא הספרה המקסימלית, עבור כל מקרה, ניתן לבחור את ה-3 ספרות האחרות מהספרות הקטנות ממש  $x$  (אי אפשר לבחור שוב את  $x$  כי אין חזרות). כלומר עבור בחירה כזו יש  $\binom{x}{3}$  בחירות לספרות האחרות.

עכשיו נותר לסדר את הספרות. לזה כמובן יש  $4!$  אפשרויות. ניתן לסכם

$$P(X = x) = \frac{\binom{x}{3} 4!}{\frac{10!}{6!}} = \frac{\binom{x}{3} 4!}{5040}$$

ניתן לצמצם עוד קצת אם רוצים אבל בעיניי זה מיותר.

■