

## פתרון מטלה 06 – תורת ההסתברות (1), 80420

10 בדצמבר 2024



## שאלה 1

בקופה  $n$  מטבעות. בכל סיבוב שני שחקנים מטילים באופן בלתי תלוי קבוייה המתפלגת לפי  $\mathbb{P}(5) = \mathbb{P}(1) = \mathbb{P}(2) = \mathbb{P}(3) = \mathbb{P}(4) = \frac{1}{5}$  ו- $\mathbb{P}(6) = \frac{1}{10}$ . מי שמקבל את הערך הגבוה ביותר מקבל מטבע אחד מהקופה, כאשר אם הערכים שווים אף שחקן לא מקבל מטבע.

### סעיף א'

נחשב מהי התפלגות מספר המטבעות שמרוויח כל אחד מהשחקנים בסוף המשחק.

**פתרון** נגדיר  $X_i$  שהשחקן הראשון זכה במטבע ה- $i$ , ובהתאם  $X = \sum_{k=1}^n X_i$ , המקרה שהשחקן הראשון זכה במספר מטבעות במשחק.

נתחיל בחישוב המקרה  $\mathbb{P}(X_i = 1)$ , אם  $Y, Z$  תוצאות ההטלה של שני השחקנים, מתקבל

$$\mathbb{P}(X_i = 1) = \mathbb{P}(Y > Z) = \mathbb{P}(Y > Z, Z = 1) + \dots + \mathbb{P}(Y > Z, Z = 6) = \frac{4}{5} \cdot \frac{1}{5} + \dots + 0 = \frac{4+3+2+1}{25} + \frac{1}{10} \cdot \frac{1}{10} = \frac{41}{100}$$

נגדיר בהתאם  $p = 0.41$ . נבחין כי מההגדרה  $X \sim \text{Bin}(n, p)$ , לכן

$$\mathbb{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

### סעיף ב'

נחשב מהי ההסתברות לקבל תוצאת תיקו בהטלה מסוימת.

**פתרון** למעשה מסימטריה ההסתברות בהטלה כלשהי שהשחקן הראשון יזכה ושהשני שווה, והן 0.41, לכן ההסתברות לתיקו היא  $1 - 2 \cdot 0.41 = 0.09$ .

### סעיף ג'

נחשב מהי ההסתברות שמספר הסיכויים הכולל במשחק יהיה לכל היותר  $n + 1$ .

**פתרון** אנו יודעים שהמשחק מסתיים לאחר  $n$  זכיות של אחד המשתתפים, או לחילופין לאחר  $n + Z$  זכיות עבור  $Z$  משתנה מקרי המייצג את מספר תוצאות התיקו.

ההסתברות לתוצאת תיקו היא קבועה, ומתקיים  $Z \sim \text{Ber}(0.09)$ .

נגדיר משתנה מקרי חדש  $W$  כך שהוא מייצג את מספר תוצאות התיקו שהיו,

נגדיר  $W_i$  שסיבוב הסתיים בניצחון כלשהו (ולא בתיקו), לפי הסעיף הקודם מתקיים  $W \sim \text{Ber}(0.91)$ .

עוד נגדיר  $W$  הסיכוי שהיו  $k$  סיבובים במשחק, לכן  $\mathbb{P}(W = k) = \mathbb{P}(\sum_{i=1}^k W_i = n)$ , אבל לפי הנוסחה שראינו בכיתה נובע  $W \sim \text{Bin}(n, 0.91)$ , לכן בהתאם

$$\mathbb{P}(W \leq n + 1) = \mathbb{P}(W < n) + \mathbb{P}(W = n) + \mathbb{P}(W = n + 1) = 0 + 0.91^n + \binom{n+1}{n} 0.91^n \cdot 0.09$$

## שאלה 2

תהי סדרה של משתנים מקריים המתפלגים  $Ber(p)$  בלתי תלויים.

נקבע  $Y_0 = 0$  וכן  $Y_1 = \min\{i \mid X_i = 1\}$  ובאופן דומה ואינדוקטיבי

$$Y_k = \min\{i \in \mathbb{N} \mid X_i = 1, i > Y_{k-1}\}$$

נוכיח ש- $\{Y_k - Y_{k-1}\}_{k \in \mathbb{N}}$  היא סדרה של משתנים מקריים בלתי-תלויים המתפלגים גאומטרית עם סיכוי  $p$ .

הוכחה. תהי סדרה  $\{l_i\}_{i=1}^k \subseteq \mathbb{N}$  ולכן

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(\forall 1 \leq i \leq k, Y_i - Y_{i-1} = l_i) \\ &= \mathbb{P}(Y_0 = 0, Y_1 - 0 = l_1, Y_2 - Y_1 = l_2, \dots, Y_k - Y_{k-1} = l_k) \\ &= \mathbb{P}(Y_0 = 0, Y_1 = l_1, Y_2 = l_2 + l_1, \dots, Y_k = l_k + \dots + l_1) \\ &= \mathbb{P}(X_1 = 0, \dots, X_{l_1} = 1, X_{l_1+1} = 0, \dots, X_{l_2+l_1} = 1, X_{l_2+1} = 0, \dots, X_{l_k+\dots+l_1} = 1) \\ &= \mathbb{P}(X_1 = 0) \dots \mathbb{P}(X_{l_1} = 1) \mathbb{P}(X_{l_1+1} = 0) \dots \mathbb{P}(X_{l_2+l_1} = 1) \mathbb{P}(X_{l_2+1} = 0) \dots \mathbb{P}(X_{l_k+\dots+l_1} = 1) \\ &= (1-p)^{l_1-1} p (1-p)^{l_2-1} p \dots (1-p)^{l_k-1} p \\ &= p^k (1-p)^{l-k} \end{aligned}$$

עבור  $l = \sum_{i=1}^k l_i$ . נבחין כי מצאנו אי-תלות, שכן אין תלות בבחירת הערכים או  $k$ , וכן שמתקיים  $\mathbb{P}(Y_k - Y_{k-1} = l_k) = p(1-p)^{l_k-1}$ ,  
דהינו  $Y_k - Y_{k-1} \sim Geo(p)$ .  
 $\square$

### שאלה 3

יהיו  $X_1, \dots, X_r \sim Geo(p)$  בלתי תלויים.

#### סעיף א'

נוכיח כי

$$\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 2 + k) = (k + 1)(1 - p)^k p^2$$

הוכחה. מנוסחת ההסתברות השלמה ושימוש ב-  $\text{Supp}(X_1 + X_2)$  נובע

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_1 + X_2 = 2 + k) &= \sum_{i=1}^{2+k} \mathbb{P}(X_1 + X_2 = 2 + k, X_1 = i) \\ &= \sum_{i=1}^{2+k} \mathbb{P}(X_2 = 2 + k - i, X_1 = i) \\ &= \sum_{i=1}^{2+k} \mathbb{P}(X_2 = 2 + k - i) \mathbb{P}(X_1 = i) \\ &= \sum_{i=1}^{2+k} p(1 - p)^{2+k-i-1} p(1 - p)^{i-1} \\ &= \sum_{i=1}^{2+k} p^2 (1 - p)^k \\ &= (k + 2 - 1) p^2 (1 - p)^k \end{aligned}$$

□

#### סעיף ב'

נוכיח כי מתקיים

$$\mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^r X_i = r + k\right) = \binom{k + r - 1}{r - 1} (1 - p)^k p^r$$

הוכחה. נוכיח את הטענה באינדוקציה על  $r$ , כאשר את המקרה של  $r = 1$  טריוויאלי ו- $r = 2$  הוכח בסעיף א'.

נניח אם כך שהטענה נכונה עבור  $1 \leq r' < r$  ולכן

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^r X_i = r + k\right) &= \sum_{j=1}^{r+k} \mathbb{P}(X_1 = j) \mathbb{P}\left(\sum_{i=2}^r X_i = (r - 1) + (k - j - 1)\right) \\ &= \sum_{j=1}^{r+k} p(1 - p)^{j-1} \cdot \binom{(k - j) + (r - 1) - 1}{(r - 1) - 1} (1 - p)^{k-j} p^{r-1} \\ &= \sum_{j=1}^{r+k} \binom{k - j + r - 3}{r - 2} (1 - p)^k p^r \\ &= \sum_{j=1}^{r+k} \binom{k - j + r - 3}{r - 2} (1 - p)^k p^r \end{aligned}$$

□

ולבסוף מזהות ונדרמונדה השוויון המבוקש מתקיים והשלמנו את מהלך האינדוקציה.

## שאלה 4

### סעיף א'

נוכיח שאם  $X \sim \text{Bin}(n, p)$  אז  $(n - X) \sim \text{Bin}(n, 1 - p)$ .

הוכחה.

$$\mathbb{P}(n - X = l) = \mathbb{P}(X = n - l) = \binom{n}{n-l} p^{n-l} (1-p)^{n-(n-l)} = \binom{n}{l} p^{n-l} (1-p)^l$$

ולכן מהגדרה  $n - X \sim \text{Bin}(n, 1 - p)$ .

□

### סעיף ב'

שתי חברות מטילות כל אחת מטבע הוגן  $n$  פעמים באופן בלתי-תלוי.

נסמן  $N_i$  את מספר תוצאות העץ של החברה ה- $i$ .

נראה שמתקיים  $N_1 + (n - N_2) \sim \text{Bin}(2n, \frac{1}{2})$ .

הוכחה. בתרגול ראינו שמתקיים  $N_1 + N_2 \sim \text{Bin}(2n, \frac{1}{2})$ . עוד נבחין כי  $(n - N_2) \sim \text{Bin}(n, 1 - \frac{1}{2}) = \text{Bin}(n, \frac{1}{2})$  ולכן תוצאת טענה זו

□

עודנה תקפה ומתקיים  $N_1 + (n - N_2) \sim \text{Bin}(2n, \frac{1}{2})$ .

### סעיף ג'

נראה כי ההסתברות לכך ששתיהן קיבלו את אותו מספר תוצאות  $H$  היא  $\binom{2n}{n}/4^n$  ונסיק את הזהות

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2 = \binom{2n}{n}$$

הוכחה.

$$\mathbb{P}(N_1 + (n - N_2) = 0) = \binom{2n}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^n \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{2n-n} = \binom{2n}{n} \frac{1}{4^n}$$

אבל מתוצאת התרגול נובע גם

$$\mathbb{P}(N_1 + (n - N_2) = 0) = \mathbb{P}(N_1 + N_2 = n) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2 \frac{1}{4^n}$$

ולכן נובע

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2 = \binom{2n}{n}$$

□