

## הסתברות מ - 094412 - HW2

גור תלם - 206631848

15.11.2020

# שאלה 1

לגברת לבין נולדה שלישיה. לכל קומבינציית מגדרים קיימת הסתברות שווה. הגברת בוחרת ילד אחד להיות המועדף (גם פה הבחירה אקראית).

## סעיף א

בהנתן שידוע כי הייתה ברית מילה, מה ההסתברות שהגברת בחרה בן זכר בתואר הבן המועדף (טיול=הבן המועדף). כדי להביא ילד לעולם צריך זכר כחלק אינטרגלי בתהליך (הנה, אפילו יש אינפי בפתרון). לכן בהכרח יהיה ילד שהוא בן של זכר. מש"ל. טוב בסדר:

ההסתברות שתהיה ברית:

$$P(\text{body part cutting}) = 1 - P(\text{just girls}) = 1 - \frac{1}{8} = \frac{7}{8}$$

נחשב את ההסתברות שמבחרים איברים וגם נבחר בן זכר (בעצם צריך רק לחשב את ההסתברות שנבחר בן זכר כי מסתבר שלכל בן ביקום בהכרח הייתה ברית):

$$P(a \text{ male was chosen}) = \frac{12}{24} = 0.5$$

(נובע מספירה ישירה, זה גם הגיוני, אין סיבה שיהיה סיכוי גבוהה יותר לבחור בת מאשר בן).  
נותר לחשב

$$P(a \text{ male was chosen} \mid \text{body part cutting}) = \frac{0.5}{\frac{7}{8}} = \frac{4}{7}$$

■

## סעיף ב

בהינתן שהתינוק המועדף הוא זכר, מה ההסתברות שנולדה בת?  
למען האמת גם זה אפשר לקבל מספירה ישירה: כמו שצינו למעלה, יש 12 אפשרויות מתוך 24 שנבחר זכר. רק 3 מבין הבחירות האלה מתבצעות כאשר יש 3 בנים זכרים, לכן יש  $\frac{12-3}{12} = \frac{9}{12} = \frac{3}{4}$  (כמובן רק באפשרות של 3 בנים אין בנות).  
בואו נחשב כמו שצריך:

בדומה לסעיף הקודם. ולכן שוב מספירה ישירה:

אפשרויות לבחור בן	קומבינציה
3	BBB
2	BBG
2	BGB
1	BGG
2	GBB
1	GBG
1	GGB
0	GGG

גם נולדה בת וגם נבחר בן

$$P(at \text{ least one girl} \cap a \text{ boy was chosen}) = \frac{9}{24} = \frac{3}{8}$$

ובנוסחה

$$P(at \text{ least one girl} \mid a \text{ boy was chosen}) = \frac{\frac{3}{8}}{\frac{1}{2}} = \frac{3}{4}$$

דה ז'ה וו.

■

## שאלה 2

יהיו שני מאורעות  $A, B$  עבורם מתקיים  $P(A|B) > P(A)$ <sup>1</sup>. צריך להוכיח:

**1.**  $P(B|A) > P(B)$

נשתמש בביוס

$$P(B|A) \underset{\text{bayes}}{=} \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)} \underset{(1)}{>} \frac{\cancel{P(A)}P(B)}{\cancel{P(A)}} = P(B)$$

■

**2.**  $P(B^c|A) < P(B^c)$

$$P(B^c|A) = 1 - P(B|A) < 1 - P(B) = P(B^c)$$

■

**3.**  $P(B^c|A^c) > P(B^c)$

$$P(B^c|A^c) = 1 - P(B|A^c) = 1 - \frac{P(A^c|B)P(B)}{P(A^c)} = 1 - \frac{(1 - P(A|B))P(B)}{1 - P(A)} > 1 - \frac{\cancel{(1 - P(A))}P(B)}{\cancel{1 - P(A)}} = 1 - P(B) = P(B^c)$$

■

### שאלה 3

#### סטטיסטיקה:

הסתברות שלמד 0.9

ההסתברות שהצליח 0.85

הסתברות שלמד והצליח 0.8

#### חשוביות:

ההסתברות שהצליח גדולה מ0.

#### מבני נתונים:

ההסתברות שלמד והצליח 0.67

ההסתברות שלא למד והצליח 0.2

סטודנט לא יכול לקחת גם חשוביות וגם מבני נתונים (כלומר, לא יכול להצליח בשניהם).

#### א. מה ההסתברות שסטודנט למד למבחן בסטטיסטיקה בהינתן שהוא הצליח בו?

נסמן למד ב-  $L$  והצליח ב-  $S$  (בסטטיסטיקה). כלומר, יש לחשב

$$P(L | S) = \frac{P(L \cap S)}{P(S)} = \frac{0.8}{0.85} \approx 0.94118$$

■

#### ב. מה ההסתברות שסטודנט הצליח במבחן במבני נתונים?

נסמן למד ב-  $L$  והצליח ב-  $S$  (במבני נתונים). כלומר, יש לחשב

$$P(S) = P(S \cap L) + P(S \cap L') = 0.67 + 0.2 = 0.87$$

■

#### ג. האם המאורע שהסטודנט הצליח במבחן בחשוביות והמאורע שהצליח במבחן במבני נתונים באותו הסמסטר ב"ת?

נתון כי לא אפשרי להצליח בשני הקורסים באותו סמסטר (שכן לא ניתן לקחת את שניהם). לכן המאורעות זרים. כמו כן, חישבנו + נתון כי ההסתברות כל מאורע הינה חיובית (ממש). לכן, מאורעות זרים עם ההסתברות חיובית ממש, בהכרח תלויים.

במקום הנתון לעיל, נניח כי אין תלות בין ההצלחות של סטודנט בכל אחד מהמבחנים.

#### ד. בהינתן שהסטודנט הצליח במבחן בסטטיסטיקה, האם המאורע שהצליח במבחן במבני נתונים והמאורע שהצליח במבחן בחשוביות, תלויים?

כמובן שהמאורעות הינם ב"ת (אני גם די בטוח שאמרנו את זה בהרצאה, שמאורעות בלתי תלויים מוכל בתוך אי תלות בזוגות). נבדוק לפי הנוסחה ישירות (הצלחות בקורסים מסומנות ב-  $S_D, S_S, S_C$ )

$$\begin{aligned} P(S_D \cap S_C | S_S) &= \frac{P((S_D \cap S_C) \cap S_S)}{P(S_S)} = \frac{P(S_D \cap S_C \cap S_S)}{P(S_S)} = \frac{P(S_D) \cdot P(S_C) \cdot P(S_S)}{P(S_S)} = \\ &= \frac{P(S_D) \cdot P(S_S)}{P(S_S)} \cdot \frac{P(S_C) \cdot P(S_S)}{P(S_S)} = P(S_D | S_S) \cdot P(S_C | S_S) \end{aligned}$$

כלומר, אלה ב"ת לפי הגדרה.

■

ה. נגדיר מאורע: סטודנט הצליח בסטטיסטיקה והצליח במבני. האם מאורע זה והמאורע שהסטודנט הצליח בחישוביות בלתי תלויים?

התשובה היא כמובן<sup>1</sup>.

לפי משפט מההרצאה. אם המאורעות  $S_D, S_S, S_C$  בלתי תלויים, אז קבוצה של מאורעות המתקבלים על ידי איחודים/חיתוכים של מאורעות אלה (כך שכל מאורע בקבוצה החדשה מופיע בביטוי חיתוך/איחוד אחד בלבד לכל היותר) אז הקבוצה החדשה של המאורעות גם היא קבוצה של מאורעות בלתי תלויים.

במקרה שלנו,  $\{S_D \cap S_S, S_C\}$  הינה קבוצה של מאורעות בלתי תלויים.



---

<sup>1</sup>אפילו שבפועל כמובן שיש תלות. הרי סטודנט מוצלח, סביר שיצליח כיותר מקורס אחד, וסטודנט שלא מוצלח, כנראה שלא מוצלח בכמה קורסים. בנוסף, עניין של מוטיבציה. אם סטודנט יקבל נכשל אחרי שלמד, כנראה שהמוטיבציה שלו ללמוד למבחן הבא תהיה נמוכה יותר אז כנראה שלא יצליח גם בו.

## שאלה 4

נתונים  $N + 1$  כדים הממוספרים  $0, 1, 2, \dots, N$ . בכד  $i$  ישנם  $i$  כדורים שחורים ו- $N - i$  כדורים לבנים (בלומר בכל כד יש  $N$  כדורים בדיוק). מוציאים כדור מכד באקראי, רושמים את צבעו ומחזירים אותו לכד. לאחר מכן, מוציעים כדור מאותו הכד, רושמים את צבעו, מחזירים אותו לכד וכן הלאה.

**א. עבור  $i = 0, 1, \dots, N$ , בהינתן שב- $n$  ההוצאות הראשונות הוצאו רק כדורים שחורים, מה ההסתברות שבחרנו בכד  $i$ ?**

//הסיכוי לבחור את הכד  $i$  הינו  $P(i) = \frac{1}{N+1}$ . אם מוציאים כדור,  $n$  פעמים ומחזירים מכד  $i$ , הסיכוי לקבל רק שחורים הינו  $P(\text{blacks only}) = \left(\frac{i}{N}\right)^n$ . לפי בייס

$$P(i | \text{blacks only}) = \frac{P(\text{blacks only} | i) \cdot P(i)}{P(\text{blacks only})} = \frac{\left(\frac{i}{N}\right)^n \cdot \frac{1}{N+1}}{\sum_{j=0}^N \frac{1}{N+1} \left(\frac{j}{N}\right)^n} = \frac{\left(\frac{i}{N}\right)^n \cdot \frac{1}{N+1}}{\frac{1}{N+1} \cdot \sum_{j=0}^N \frac{j^n}{N^n}} = \frac{\frac{i^n}{N^n}}{\frac{1}{N^n} \cdot \sum_{j=0}^N j^n} = \frac{i^n}{\sum_{j=0}^N j^n}$$

■

**ב. בהינתן שב- $n$  ההוצאות הראשונות הוצאו רק כדורים שחורים, מה ההסתברות שהכדור הבא יהיה שחור?**

נשתמש בסכימה כדי לקבל את ההסתברות המבוקשת (נסמן  $B$  - יצאו עד עכשיו רק שחורים ו- $A$  הבא יהיה גם שחור).

$$P(A | B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{1}{N+1} \sum_{j=0}^N \left(\frac{j}{N}\right)^{n+1}}{\frac{1}{N+1} \sum_{j=0}^N \left(\frac{j}{N}\right)^n} = \frac{\frac{1}{N+1} \sum_{j=0}^N j^{n+1}}{\frac{1}{N+1} \sum_{j=0}^N j^n} = \frac{\sum_{j=0}^N j^{n+1}}{N \sum_{j=0}^N j^n}$$

■

## שאלה 5

במיכל  $x$  כדורים שחורים

$y$  כדורים לבנים

בכל בחירה בוכרים כדור ומחזירים אותו ביחד עם עוד  $z$  כדולים באותו הצבע.

### 1. בהינתן שהכדור השני שחור, מה ההסתברות שהראשון היה לבן?

נחשב את ההסתברות שהשני שחור והראשון לבן

$$P(\text{first is white} \cap \text{second is black}) = \frac{y}{x+y} \cdot \frac{x}{x+y+z} = \frac{xy}{(x+y)(x+y+z)}$$

ההסתברות שהראשון והשני שחורים

$$P(\text{first is black} \cap \text{second is black}) = \frac{x}{x+y} \cdot \frac{x+z}{x+y+z} = \frac{x^2+xz}{(x+y)(x+y+z)}$$

לכן, ההסתברות שהשני שחור הינה

$$P(\text{second is black}) = \frac{x^2+xz+xy}{(x+y)(x+y+z)}$$

ולכן בהינתן שהשני שחור, ההסתברות שהראשון לבן

$$P(\text{first is white} \mid \text{second is black}) = \frac{P(\text{first is white} \cap \text{second is black})}{P(\text{second is black})} = \frac{\frac{xy}{(x+y)(x+y+z)}}{\frac{x^2+xz+xy}{(x+y)(x+y+z)}} = \frac{xy}{x^2+xz+xy}$$

■

### 2. הוכח באמצעות אינדוקציה, שההסתברות לבחור כדור לבן בשלב כלשהו היא $\frac{y}{x+y}$

נוכיח באינדוקציה עבור  $k$  אינדקס הבחירה (כאשר  $k=0$  הינה הבחירה הראשונה).

הבסיס ברור, יש  $x+y$  כדורים ולכן יש הסתברות של  $\frac{y}{x+y}$  לבחור לבן.

נניח כי עבור הבחירה ה- $k$  יש הסתברות של  $\frac{y}{x+y}$  לבחור לבן ונוכיח עבור  $k+1$ :

אם בצעד ה- $k$  יש הסתברות של  $\frac{y}{x+y}$  להוציא לבן.

כיוון שיש בשלב ה- $k$  בדיוק  $x+y+kz$  כדורים, אז זה אומר שיש  $y + \frac{y \cdot kz}{x+y}$  לבנים ו- $x + \frac{x \cdot kz}{x+y}$  שחורים.

$$P(\text{white in } (k+1) - \text{th step}) =$$

$$= P(\text{white in } (k+1) - \text{th step} \cap \text{white in first step}) + P(\text{white in } (k+1) - \text{th step} \cap \text{black in first step}) =$$

$$= P(\text{white in } (k+1) - \text{th step} \mid \text{white in first step}) P(\text{white in first step}) +$$

$$+ P(\text{white in } (k+1) - \text{th step} \mid \text{black in first step}) P(\text{black in first step}) =$$

$$= \underbrace{\frac{y+z}{x+(y+z)}}_1 \cdot \frac{y}{x+y} + \underbrace{\frac{y}{y+(x+z)}}_2 \cdot \frac{x}{x+y} = \frac{y(y+z+x)}{(x+y+z)(x+y)} = \frac{y}{x+y}$$

<sup>1,2</sup> לגבי המעברים 1 ו-2. הם נובעים משילוב של הנחת האינדוקציה והתאמה של הכמות ההתחלתית של כדורים מהצבעים לבן ושחור בהתאמה.

כלומר, אם אנחנו בוחרים בשלב הראשון שחור אז בשלב השני יש לנו  $y$  כדורים לבנים ו- $m = x+z$  כדורים שחורים ואז לפי הנחת האינדוקציה, אחרי  $k$  בחירות (כלומר, בבחירה ה- $k+1$  מההתחלה) יהיו לנו סיכוי של  $\frac{y}{y+m}$  לקבל לבן. בדומה, עבור בחירה של לבן בהתחלה ועבור  $n = y+z$  מספר לבנים התחלתי.

דילגתי פשוט על ההצבה של  $n$  ו- $m$  בתהליך.

בזאת סיימתי את צעד האינדוקציה.

■

### 3. מה ההסתברות שאחרי $n$ בחירות נבחרו $n_B$ כדורים שחורים ו- $n_W$ כדורים לבנים?

ההסתברות לקבל סט בחירות כללי  $C_j = [c_1 c_2 c_3 \dots c_n]$  אשר מתוכו בדיוק  $n_B$  מה- $c_k$ 'ים הם שחורים והשאר לבנים הינה

$$P(C_j) = \frac{\overbrace{\left( \prod_{i=0}^{n_W-1} (y + i \cdot z) \right) \cdot \left( \prod_{i=0}^{n_B-1} (x + i \cdot z) \right)}^2}{\underbrace{\prod_{i=0}^n (x + y + n \cdot z)}_1}$$

<sup>1</sup>נובע מכך שכמות הכדורים בכל שלב אינה תלויה בסדר הבחירות עד כה. והיא נתונה על ידי הנוסחה אשר ניתנה כדוגמה בתיאור השאלה.  
<sup>2</sup>נובע מכך שלא משנה באיזה סדר מבצעים את הבחירה, אם אכן נבחנו  $n_W$  לבנים אז בוודאי תהיה מתישהו הבחירה עם האינדקס  $0 \leq i \leq n_W - 1$  של לבנים, כבר הוספנו  $i \cdot z$  לבנים. ולכן בהכרח כל הגומים (ורק הגורמים האלה):  $(y + i \cdot z)$  יופיעו "איפשהו" בסדרה של הבחירות (עבור  $0 \leq i \leq n_W - 1$ ). בדומה, עבור כל סדרה של  $n$  בחירות שמתוכן  $n_B$  שחורות, יהיו הגורמים  $(x + i \cdot z)$  לכל  $0 \leq i \leq n_B - 1$  במונה.  
לכן, נותר לספור את כמות הסידורים של  $n_W$  לבנים ו- $n_B$  שחורים (סה"כ  $n$ ), כידוע לנו מקומבי, יש  $\binom{n}{n_B} = \binom{n}{n_W}$  סידורים כאלה. לכן לבחירה של  $n_B$  שחורים ו- $n_W$  לבנים היא ההסתברות לסידור מסויים כזה, כפול מספר הסידורים האפשריים

$$P(C) = \binom{n}{n_B} P(C_j)$$

■



## שאלה 6

הסתברות של 0.1 להדליק את הממטרות ביום גשום.  
הסתברות של 0.25 להדליק ביום ללא גשם.

א. ההסתברויות ליום גדול באביב, סתיו, חורף וקיץ הינן 0.2, 0.4, 0.55 ו-0.05 בהתאמה. ואורך עונה הינו רבע מהשנה. מה הסיכוי שביום כלשהו ירד גשם?

כיוון שהעונות באורכים שווים, הסיכוי שירד גשם הוא כמובן ממוצע ההסתברויות

$$P(\text{rainy}) = \frac{0.55 + 0.2 + 0.4 + 0.05}{4} = 0.3$$

וביתר פירוט

$$\begin{aligned} P(\text{rainy}) &= P(\text{rainy} | \text{winter}) P(\text{winter}) + P(\text{rainy} | \text{spring}) P(\text{spring}) + \\ &+ P(\text{rainy} | \text{autumn}) P(\text{autumn}) + P(\text{rainy} | \text{summer}) P(\text{summer}) = \\ &= \frac{1}{4} 0.55 + \frac{1}{4} 0.2 + \frac{1}{4} 0.4 + \frac{1}{4} 0.05 = \frac{0.55 + 0.2 + 0.4 + 0.05}{4} = 0.3 \end{aligned}$$

■

ב. ביום מסויים, האחראי מחליט להפעיל את הממטרות. חשבו מה הסיכוי שביום זה ירד גשם<sup>2</sup>.

נתרגם את השאלה לנתונים טהורים יותר.

ביום מסויים, מה ההסתברות לשירד גשם אם נתון שהאחראי החליט להפעיל את הממטרות?

$$\begin{aligned} P(\text{rainy} | \text{sprinklers}) &\stackrel{\text{Bayes}}{=} \frac{P(\text{sprinklers} | \text{rainy}) P(\text{rainy})}{P(\text{sprinklers})} = \\ &= \frac{0.1 \cdot 0.3}{P(\text{sprinklers} | \text{rainy}) P(\text{rainy}) + P(\text{sprinklers} | \text{sunny}) P(\text{sunny})} = \frac{0.03}{0.1 \cdot 0.3 + 0.25 \cdot 0.7} = \frac{0.03}{0.205} \approx 0.14634 \end{aligned}$$

■

<sup>2</sup>שימו לב להיעדר סימן השאלה. או "חשבו" או סימן שאלה בסוף המשפט. אין משמעות תחבירית שכוללת את שניהם.