

הסתברות מ' | הרצאה 7 (00094412)

שם: איל

February 29, 2024

נושאי השיעור: שונות, שונות משותפת

נושא ראשון - שונות

תזכורת:

- שונות של משתנה מקרי X היא $Var(X) = E[(X - E[X])^2]$
- בהרצאה הקודמת אמרנו שזה מדד לגודל סטיות סביב הממוצע (כלומר כלי למדידת פיזור).

הערה: למה המדד שאנחנו בוחרים הוא דווקא שונות, למה הוא מוגדר להיות התוחלת של הסטייה בריבוע ולמה זה מדד שימושי? האפשרויות האחרון הן:

1. לנסות למדוד את התוחלת של הסטיות מהממוצע בלי להעלות בריבוע:

$$E[X - E[X]] = E[X] - E[X] = 0$$

2. לנסות למדוד את התוחלת של הסטיות מהממוצע בערך מוחלט:

$$E[|X - E[X]|]$$

– זה מדד אפשרי, אבל קשה לעבוד עם פונקציית הערך המוחלט, לדוגמה כי היא לא גזירה ב-0.

3. $E[X]$ ו- $Var(X)$ יהיו:

$$Var(x), E[X] = \min, \arg \min \left\{ E[(X - m)^2] \mid m \in \mathbb{R} \right\}$$

– כאשר $\arg \min$ הוא הערך המינימלי של m שמביא את הביטוי למינימום.

• כלומר האפשרויות האחרות פחות נוחות מאשר שונות.

הערה: כדי “לפצות” על ההעלאה בריבוע הגדרנו את סטיית התקן להיות $SD = \sqrt{Var(X)}$

הערה: בדרך כלל לא מתקיים $E[g(X)] = g(E[X])$.
בפרט, מתקיים

$$\sqrt{Var(X)} = \sqrt{E[(X - E[X])^2]} \neq E[\sqrt{(X - E[X])^2}] = E[|X - E[X]|]$$

הערה: נשים לב כי בדרך כלל מתקיים:

$$E[X^2] \neq (E[X])^2$$

משפט 1. מהרצאה קודמת - תכונות של שונות.

• יהיו X, Y משתנים מקריים בדידים עם תוחלות ושונות מוגדרות.

• יהיו $a, b \in \mathbb{R}$ קבועים.

• מתקיים:

1. $Var(X) \geq 0$ תמיד

2. $Var(X) = 0$ אם $X = E[X]$, כלומר $P(X = E[X]) = 1$

3. $Var(a \cdot X + b) = a^2 \cdot Var(X)$

4. אם X, Y בלתי תלויים אז $Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y)$

5. $Var(X) = E[X^2] - (E[X])^2$

הוכחה.

1. נראה כי $Var(X) \geq 0$:

• לפי הגדרה מתקיים:

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

– נשים לב כי $(X - E[X])^2$ זהו משתנה מקרי אי שלילי, ולפי משפט מהרצאה קודמת מתקיים כי תוחלת של משתנה מקרי אי שלילי היא גם אי שלילית.

2. נראה כי $Var(X) = 0$ אם $X = E[X]$:

• לפי משפט מהרצאה קודמת, תוחלת של משתנה מקרי אי שלילי שווה אפס אם המשתנה המקרי שווה אפס.

$$\begin{aligned} - \text{ כלומר } (X - E[X])^2 &= 0 \\ * \text{ ולכן } X &= E[X] \end{aligned}$$

3. נראה כי $Var(a \cdot X + b) = a^2 \cdot Var(X)$:

• לפי הגדרה מתקיים:

$$Var(a \cdot X + b) = E[(a \cdot X + b - E[a \cdot X + b])^2]$$

– מליניאריות התוחלת, ניתן להוציא את b החוצה:

$$= E[(a \cdot X + b - a \cdot E[X] + b)^2]$$

$$= E[(a \cdot X - a \cdot E[X])^2]$$

– שוב, מליניאריות התוחלת מתקיים:

$$= E[a^2 \cdot (X - E[X])^2]$$

$$= a^2 \cdot E[(X - E[X])^2]$$

– נציב את הגדרת השונות $Var(X) = E[(X - E[X])^2]$ ונקבל:

$$= a^2 \cdot Var(X)$$

• נשים לב כי בפרט מתקיים $Var(-X) = Var(X)$

4. נוכיח מאוחר יותר.

5. נראה כי $Var(X) = E[X^2] - (E[X])^2$:

• לפי הגדרה מתקיים:

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

– נפתח את ההעלאה בריבוע:

$$= E \left[X^2 - 2 \cdot X \cdot E[X] + (E[X])^2 \right]$$

– מליניארות התוחלת מתקיים:

$$= E[X^2] - 2 \cdot E[X] \cdot E[X] + (E[X])^2$$

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

• נצרף את סעיף 1 ואת סעיף 5 כדי לקבל:

$$Var(X) = E[X^2] - (E[X])^2 \geq 0$$

$$\Rightarrow E[X^2] \geq (E[X])^2$$

■

דוגמה 2. שונות של משתנה מקרי בינומי והיפר גאומטרי.

• חשבו שונות של משתנה מקרי בינומי עם n, p והיפר גאומטרי N, G, n

פיתרון עבור המקרה הבינומי:

• נניח כי $X \sim Bin(n, p)$

• צ"ל: $Var(X)$

• דרך א' - לפי הגדרה:

– התוחלת של משנה בינומי היא $n \cdot p$ ולכן לפי הגדרת התוחלת מתקיים:

$$E \left[(X - E[X])^2 \right] = E \left[(X - n \cdot p)^2 \right] = \sum_{x=0}^n (x - n \cdot p)^2 \cdot P_X(x)$$

• דרך ב':

– לפי המשפט, מתקיים:

$$\text{Var}(X) = E[X^2] - \left(\overbrace{E[X]}^{=n \cdot p} \right)^2$$

$$\text{Var}(X) = E[X^2] - (n \cdot p)^2$$

• דרך ג' - בעזרת שיטת האינדקטורים:

- נניח כי X סופר את מספר ההצלחות בסדרה של n ניסויי ברנולי בלתי תלויים עם הסתברות p .
- לכל $k = 1, \dots, n$ נסמן A_k - הצלחה בניסוי ה- k .
- אזי X הוא סכימה של כל האינדקטורים I_{A_k} :

$$X = \sum_{k=1}^n I_{A_k}$$

– ולכן השונות של X היא:

$$\text{Var}(X) = \text{Var}\left(\sum_{k=1}^n I_{A_k}\right)$$

- נשים לב כי I_{A_k} הם אינדקטורים בלתי תלויים כי כל המאורעות A_k הם בלתי תלויים.
- * לכן לפי סעיף 4 במשפט מתקיים:

$$\text{Var}(X) = \sum_{k=1}^n \text{Var}(I_{A_k})$$

* מסעיף 5 במשפט מתקיים:

$$\text{Var}(I_{A_k}) = E[(I_{A_k})^2] - (E[I_{A_k}])^2$$

· מכיוון ש- I_{A_k} הוא אינדקטור, מתקיים $I_{A_k}^2 = I_{A_k}$ ולכן:

$$= E[I_{A_k}] - (E[I_{A_k}])^2$$

* תוחלת של אינדקטור I_{A_k} היא $P(A_k)$ ולכן מתקיים:

$$= E[I_{A_k}] - (E[I_{A_k}])^2$$

$$= P(A_k) - (P(A_k))^2$$

$$= p - p^2$$

$$= p \cdot (1 - p)$$

$$= p \cdot q$$

– כלומר:

$$Var(X) = \sum_{k=1}^n p \cdot q = n \cdot p \cdot q$$

פיתרון עבור המקרה ההיפר גאומטרי:

- נסמן משתנה מקרי $Y \sim HG(N, G, n)$.
- נפתור בעזרת שיטת האינדקטורים.
- נניח כי Y סופר את מספר הירוקים במדגם בגודל n ללא החזרה מתוך F ירוקים ו- $N - G$ כחולים.
- נסדר את הכדורים $k = 1, \dots, n$
- נסמן מאורעות B_k - הכדור ה- k במדגם הוא ירוק.
- הערה: אם היינו שולפים עם החזרה אז היה מתקיים $Y \sim Bin\left(n, \frac{G}{N}\right)$
- היינו מקבלים סיכוי $p = \frac{G}{N}$ לכל כדור ולכן היינו מקבלים $n \cdot p \cdot q = Var$
- כאשר מוציאים עם החזרה, השונות תהיה קטנה יותר.
- נסמן I_{B_k} להיות האינדקטור שהמאורע B_k קרה.
- נשים לב כי מכיוון שהשליפות תלויות זו בזו, לא בהכרח מתקיים

$$Var(Y) = Var\left(\sum_{k=1}^n I_{B_k}\right) = \sum_{k=1}^n Var(I_{B_k})$$

- ולכן נשתמש בסעיף 5 של המשפט הראשון:

$$Var(Y) = E[Y^2] - \left(\overbrace{E[Y]}^{=n \cdot \frac{G}{N}}\right)^2$$

– נציב $Y^2 = (\sum_{k=1}^n I_{B_k})^2$ * נקבל:

$$\begin{aligned} E[Y^2] &= E\left[\left(\sum_{k=1}^n I_{B_k}\right)^2\right] \\ &= E\left[\sum_{t,k=1}^n I_{B_k} \cdot I_{B_t}\right] \\ &= \sum_{t,k=1, t=k}^n E[I_{B_k} \cdot I_{B_t}] + \sum_{t,k=1, t \neq k}^n E[I_{B_k} \cdot I_{B_t}] \end{aligned}$$

· יש לנו n איברים עבור המקיימים $t = k$.
· כל אחד מהם מקיים:

$$E[I_{B_k} \cdot I_{B_t}] = E[(I_{B_k})^2] = E[I_{B_k}] = P(I_{B_k}) = \frac{G}{N}$$

· יש לנו $n \cdot (n-1)$ איברים המקיימים $t \neq k$.
· כל אחד מהם מקיים:

$$\begin{aligned} E[I_{B_k} \cdot I_{B_t}] &= E[I_{B_k \cap B_t}] \\ &= P(B_k \cap B_t) = \frac{G}{N} \cdot \frac{G-1}{N-1} \end{aligned}$$

* נציב ונקבל:

$$= n \cdot \frac{G}{N} + n \cdot (n-1) \cdot \frac{G}{N} \cdot \frac{G-1}{N-1}$$

– כעת קיבלנו:

$$Var(Y) = \overbrace{\left(n \cdot \frac{G}{N} + n \cdot (n-1) \cdot \frac{G}{N} \cdot \frac{G-1}{N-1}\right)}^{=E[Y^2]} - \left(\overbrace{n \cdot \frac{G}{N}}^{=E[Y]}\right)^2$$

* (לא עשינו את החישוב האלגברי אבל) זה שווה ל:

$$\text{Var}(Y) = n \cdot \frac{G}{N} \cdot \left(1 - \frac{G}{N}\right) \cdot \frac{N-n}{N-1}$$

• הערה: נשים לב שמתקיים $\text{Var}(Y) \leq \text{Var}\left(\text{Bin}\left(n, \frac{G}{N}\right)\right)$

נושא שני - שונות משותפת:

• נרצה להגדיר גודל שייצג את אופן הסטייה המשותף של זוג גדלים אקראיים מהממוצע שלהם.

הגדרה 3. שונות משותפת.

• בהינתן זוג משתנים מקריים X, Y עם תוחלות מוגדרות.

• **השונות המשותפת** שלהם (Co-variance) היא:

$$\text{Cov}(X, Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])]$$

הערה: מה הגודל הזה מייצג?

• הוא מייצג ממוצע של הסטייה (מהממוצע) של גודל המיוצג על ידי X בניסוי, כפול הסטייה (מהממוצע) של גודל המיוצג על ידי Y בניסוי, על פני $n \leftarrow \infty$ חזרות של הניסוי.

• בפרט:

– אם $0 \leq \text{Cov}(X, Y)$ אז אינטואיטיבית, זה אומר שלרוב הסטיות של X, Y היא באותו כיוון מהממוצע (כלומר הסטיות של שניהם שליליות או חיוביות).

– אם $\text{Cov}(X, Y) \leq 0$ אז הסטיות של X ו- Y (מהממוצע) נוטות להיות בכיוונים מנוגדים (לדוגמה X לרוב יחרוג מעל הממוצע ו- Y יהיה מתחת לממוצע).

הגדרה 4. משתנים מקריים מתואמים חיובית או שלילית

• יהיו X, Y משתנים מקריים עם שונות משותפת מוגדרת.

• אזי:

1. אם $0 < \text{Cov}(X, Y)$, נאמר כי X, Y מתואמים חיובית.

2. אם $0 > \text{Cov}(X, Y)$, נאמר כי X, Y מתואמים שלילית.

3. אם $0 = \text{Cov}(X, Y)$, נאמר כי X, Y לא מתואמים. ניתן לומר "בלתי מתואמים".

משפט 5. תכונות של שונות משותפת.

• יהיו X, Y, Z משתנים מקריים עם תוחלת ושונות משותפת מוגדרת.

• יהיו $a, b, c, d \in \mathbb{R}$ קבועים.

• אזי:

1. השונות המשותפת מוגדרת (כלומר התוחלת בהגדרה של השונות המשותפת קיימת).

$$- \text{ומתקיים } |Cov(X, Y)| \leq SD(X) \cdot SD(Y)$$

2. ניתן לחשב את השונות המשותפת על ידי הנוסחה: $Cov(X, Y) = E[X \cdot Y] - E[X] \cdot E[Y]$

3. מתקיים: $Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$

4. מתקיים:

$$Cov(aX + b, c \cdot Y + d) = a \cdot c \cdot Cov(X, Y)$$

5. מתקיים:

$$Cov(X + Y, Z) = Cov(X, Z) + Cov(Y, Z)$$

6. מתקיים:

$$Cov(X, X) = Var(X)$$

7. מתקיים:

$$Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y) \pm 2 \cdot Cov(X, Y)$$

8. אם X, Y בלתי תלויים אז $Cov(X, Y) = 0$

- הכיוון ההפוך לא בהכרח נכון.

* כלומר אם שני משתנים מקריים הם בלתי מתואמים אז הם לא בהכרח בלתי תלויים.

דוגמה 6.

• בכד יש G כדורים ירוקים, B כדורים כחולים ו- R כדורים אדומים.

• בוחרים מדגם ללא החזרה של n כדורים.

• מצאו שונות משותפת בין מספר הכדורים הירוקים והכחולים במדגם.

פיתרון:

• נסמן:

X = מספר הירוקים במדגם.

Y = מספר הכחולים במדגם.

• צ"ל: $Cov(X, Y)$

– נרצה לשים לב לסימן של $Cov(X, Y)$.

* נזכיר שהסימן של $Cov(X, Y)$ קובע האם X, Y מתואמים חיובית או שלילית.

• נשים לב שאם נוציא יותר כדורים ירוקים במדגם מהממוצע שלהם, כמות הירוקים תבוא על חשבון הכחולים.

– לכן לכאורה נצפה ש- X, Y יהיו מתואמים שלילית.

• נשים לב כי X מפולג היפר גאומטרית, $X \sim HG\left(\overbrace{G+B+R}^{=N}, G, n\right)$

– מכאן נובע שהתוחלת של X היא:

$$E[X] = n \cdot \frac{G}{N}$$

• באותו אופן, $Y \sim HG(N, B, n)$ מפולג היפר גאומטרית

– והתוחלת של Y היא:

$$E[Y] = n \cdot \frac{B}{N}$$

• דרך א' - שונות משותפת לפי הגדרה:

$$Cov(X, Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])]$$

$$= E\left[\left(x - n \cdot \frac{G}{N}\right)\left(Y - n \cdot \frac{B}{N}\right)\right]$$

– זו תוחלת של פונקציה של משתנים מקריים:

$$= \sum_{x,y} \left(x - n \cdot \frac{G}{N}\right) \left(Y - n \cdot \frac{B}{N}\right) \cdot P_{X,Y}(x, y)$$

– נחשב את $P_{X,Y}(x,y)$, כלומר ההסתברות שיש לנו x כדורים ירוקים ו- y כדורים כחולים במדגם:

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{\binom{G}{x} \binom{B}{y} \binom{R}{n-x-y}}{\binom{N}{n}} & 0 \leq x \leq G, 0 \leq y \leq B, 0 \leq n-x-y \leq R \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– נשים לב שזו דרך ארוכה.

• דרך ב' - שימוש במשפט השני:

$$Cov(X,Y) = E[X \cdot Y] - E[X] \cdot E[Y]$$

– בניסיון הקודם חישבנו את $E[X]$ ואת $E[Y]$.

– נשאר לחשב את $E[X \cdot Y]$. מכיוון שהם תלויים נצטרך לחשב לפי הגדרה:

$$E[X \cdot Y] = \sum_{x,y} x \cdot y \cdot P_{X,Y}(x,y)$$

* שוב קיבלנו ביטוי מסובך.

• דרך ג' - נשתמש במשפט השני, סעיף 7:

– לפי סעיף 7, מתקיים:

$$Var(X+Y) = Var(X) + Var(Y) + 2 \cdot Cov(X,Y)$$

* אנחנו מחפשים את $Cov(X,Y)$ ולכן נעביר אגפים כדי לקבל:

$$Cov(X,Y) = \frac{V(X+Y) - Var(X) - Var(Y)}{2}$$

* בדוגמה הראשונה של ההרצאה חישבנו את השונות של משתנה המתפלג היפר גאומטרית ולכן מתקיים:

$$Var(X) = n \cdot \frac{G}{N} \left(1 - \frac{G}{N}\right) \left(\frac{N-n}{N-1}\right)$$

$$Var(Y) = n \cdot \frac{B}{N} \left(1 - \frac{B}{N}\right) \left(\frac{N-n}{N-1}\right)$$

* נשים לב כי $X + Y \sim HG(N, B + G, n)$ כי $X + Y$ הוא מספר הכדורים הכחולים והירוקים במדגם בגודל n .
 • ולכן באופן דומה, השונות של $X + Y$ היא:

$$Var(X + Y) = n \cdot \frac{B + G}{N} \left(1 - \frac{B + G}{N}\right) \left(\frac{N - n}{N - 1}\right)$$

– נציב ונקבל:

$$\begin{aligned} Cov(X, Y) &= \frac{V(X + Y) - Var(X) - Var(Y)}{2} \\ &= \dots = (-1) \cdot n \cdot \frac{G}{N} \cdot \frac{B}{N} \cdot \frac{N - n}{N - 1} \end{aligned}$$

• כלומר, קיבלנו ש- X, Y מתואמים שלילי כמו שציפינו.

הוכחה. הוכחות לתכונות השונות המשותפת:

1. לא נוכיח. נובע מאי-שוויון קושי שורץ.

2. נראה כי $Cov(X, Y) = E[X \cdot Y] - E[X] \cdot E[Y]$:

• לפי הגדרה מתקיים:

$$\begin{aligned} Cov(X, Y) &= E[(X - E[X])(Y - E[Y])] \\ &= E[XY - E[X]Y - E[Y] \cdot X + E[X] \cdot E[Y]] \end{aligned}$$

– ומלינאריות התוחלת מתקיים:

$$= E[XY] - E[X] \cdot E[Y]$$

7. נראה כי $Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y) \pm 2 \cdot Cov(X, Y)$

• לפי הגדרה מתקיים:

$$Var(X \pm Y) = E\left[\left((X \pm Y) - E[X \pm Y]\right)^2\right]$$

– מליניארות התוחלת מתקיים:

$$= E \left[((X - E[X]) \pm (Y - E[Y]))^2 \right]$$

* נפתח את הריבוע ומלינאריות התוחלת נקבל:

$$= E \left[(X - E[X])^2 \right] + E \left[(Y - E[Y])^2 \right] \pm 2 \cdot E[(X - E[X])(Y - E[Y])]$$

$$= Var(X) + Var(Y) \pm 2 \cdot Cov(X, Y)$$

8. נראה כי אם X, Y בלתי תלויים אז $Cov(X, Y) = 0$

• נניח כי X, Y בלתי תלויים

– לפי המשפט השני נקבל:

$$Cov(X, Y) = E[X \cdot Y] - E[X] \cdot E[Y]$$

$$= E[X] \cdot E[Y] - E[X] \cdot E[Y]$$

$$= 0$$

• בפרט, אם X, Y בלתי תלויים אז מתקיים:

$$Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y) \pm \overbrace{2 \cdot Cov(X, Y)}^{=0}$$

$$\Rightarrow Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y)$$

■

הגדרה 7. מקדם מתאם.

• אם X, Y משתנים מקריים עם שונות ותוחלת מוגדרים אז:

$$\text{Corr}(X, Y) = \rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{SD(X) \cdot SD(Y)}$$

הערה: המשמעות של מקדם המתאם היא ממוצע מכפלת הסטיות של X, Y מהתוחלת שלהם, מנורמלת לפי גודל הסטיות של כל אחד מהמשתנים המקריים בנפרד.

משפט 8. - ללא הוכחה.

• יהיו X, Y משתנים מקריים עם תוחלת ושונות.

1. הסימן של $\rho(X, Y)$ שווה לסימן של $\text{Cov}(X, Y)$.

2. $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$

- כלומר מקדם המתאם הוא תמיד בין 1 ל -1

3. מתקיים:

(א) $\rho(X, Y) = 1$ אם ורק אם $y = a \cdot X + b$ עבור $a > 0$ ו- $b \in \mathbb{R}$

(ב) $\rho(X, Y) = -1$ אם ורק אם $y = a \cdot x + b$ עבור $a < 0$ ו- $b \in \mathbb{R}$

- נשים לב ש $\rho(X, Y) = \pm 1$ אם ורק אם מתקיים יחס ליניארי בין X ו- Y .

נושא שלישי - תוחלת מותנית.

הגדרה 9. תוחלת מותנית על מאורע.

• בהינתן משתנה מקרי בדיד X ומאורע A שהסתברותו אינה 0, המוגדרים על אותו מרחב הסתברות (Ω, P) , נגדיר:

$$E(X | A) = \sum_x x \cdot P(\{X = x\} | A)$$

- כל זאת בהנחה שהטור מתכנס בהחלט.

• הגודל הזה ייקרא התוחלת המותנית של X בהינתן A .

הערה:

• זאת בדיוק התוחלת של X ביחד למידת המותנית $P_A(t) = P(t | A)$

• ולכן כל הטענות והמשפטים שחלים על תוחלת רגילה תקפים גם פה.

הגדרה 10. תוחלת מותנית על ערכו של משתנה מקרי.

• בהינתן זוג משתנים מקריים בדידים X, Y המוגדרים על אותו (Ω, P) :

– התוחלת המותנית של X בהינתן $Y = y$ עבור $y \in \mathbb{R}$ מוגדרת על ידי:

$$E[X | Y = y] = \begin{cases} E[X | \{Y = y\}] & P_Y(y) > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

* נשים לב כי $E[X | \{Y = y\}]$ מוגדר להיות $\sum_x x \cdot P(\{X = x\} | \{Y = y\})$ בהגדרה הקודמת.

הערה:

• נבחין כי מתקיים:

$$E[X | Y = y] = \sum_x x \cdot P_{X|Y}(x, y)$$

• ונשים לב כי זו פונקציה של $y \in \mathbb{R}$.

דוגמה 11.

• נחזור לדוגמה עם הכדורים הירוקים, כחולים ואדומים.

• נרצה לחשב את התוחלת המותנית של X בהינתן Y , לכל y .

• כלומר צ"ל: $E[X | \{Y = y\}]$

פיתרון:

• כאמור, מתקיים:

$$E[X | \{Y = y\}] = \sum_x x \cdot P_{X|Y}(x, y)$$

• נחשב את $P_{X|Y}(x, y)$:

– אפשר לחשב לפי הגדרה ולקבל:

$$P_{X|Y}(x, y) = \begin{cases} \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)} & P_Y(y) > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– ראינו בדוגמה הזו כי

$$P_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} \frac{\binom{G}{x} \binom{B}{y} \binom{R}{n-x-y}}{\binom{N}{n}} & 0 \leq x \leq G, 0 \leq y \leq B, 0 \leq n-x-y \leq R \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

* וגם Y מפולג היפר גאומטרי ולכן:

$$P_Y(y) = \begin{cases} \frac{\binom{B}{y} \binom{N-B}{n-y}}{\binom{N}{n}} & 0 \leq y \leq B, 0 \leq n-y \leq R \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– נחלק את שתי ההסתברויות ונקבל:

$$\begin{aligned} \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)} &= \frac{\frac{\binom{G}{x} \cancel{\binom{B}{y}} \binom{R}{n-x-y}}{\cancel{\binom{N}{n}}}}{\frac{\cancel{\binom{B}{y}} \binom{N-B}{n-y}}{\cancel{\binom{N}{n}}}} \\ \Rightarrow \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)} &= \frac{\binom{G}{x} \binom{R}{n-x-y}}{\binom{G+R}{n-y}} \end{aligned}$$

* כאשר $0 \leq Y \leq B$ ו- $0 \leq n-y-x \leq R, 0 \leq x \leq G$

– נשים לב כי עבור $0 \leq y \leq B$ קבוע, אגף ימין היא פונקציית ההסתברות של משתנה מקרי המפולג היפר גאומטרי עם הפרמטרים

$$n-y, G, G+R=N$$

– באופן מקוצר אפשר לכתוב:

$$X | Y = y \sim HG\left(\frac{G+R}{N-B}, G, n-y\right)$$

• נזכור שאנחנו מחפשים את התוחלת המותנית $E[X | Y = y]$:

$$E[X | \{Y = y\}] = \sum_x x \cdot P_{X|Y}(x, y)$$

– נשים לב שזו תוחלת של משתנה מקרי המפולג היפר גאומטרי $HG(N - B, G, n - y)$ ולכן מתקיים:

$$E[X | \{Y = y\}] = \begin{cases} (n - y) \cdot \frac{G}{N - B} & 0 \leq y \leq B, 0 \leq n - y \leq N - B \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

בדומה להסתברות מותנית, גם עבור תוחלת מותנית יש נוסחה שקושרת את התוחלת המותנית לתוחלת הרגילה:

משפט 12. נוסחת התוחלת השלמה.

• גרסת מאורעות:

- יהיו $(A_k)_{k=1}^{\infty}$ מאורעות המהווים חלוקה של Ω כך ש $P(A_k) > 0$
- יהא X משתנה מקרי עם תוחלת מוגדרת על אותו מרחב הסתברות (Ω, P) .
- אזי התוחלת של X היא:

$$E[X] = \sum_{k=1}^{\infty} E[X | A_k] \cdot P(A_k)$$

• גרסת משתנים מקריים:

- יהיו X, Y משתנים מקריים בדידים על אותו מרחב מדגם כך של- X יש תוחלת מוגדרת.
- אזי התוחלת של X היא:

$$E[X] = \sum_y E[X | Y = y] \cdot P_Y(y)$$

דוגמה 13.

- בהמשך לדוגמה הקודמת, חשבו את התוחלת $E[X]$ באמצעות התוחלת המותנית $E[X | Y = y]$.

פיתרון:

- בסעיף הקודם ראינו ש:

$$E[X | Y = y] = \begin{cases} (n - y) \cdot \frac{G}{N - B} & P_Y(y) > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

• בנוסף, ראינו ש- Y מפולג היפר גאומטרי, $Y \sim HG(N, B, n)$ ואמרנו ש:

$$P_Y(y) = \begin{cases} \frac{\binom{B}{y} \binom{N-B}{n-y}}{\binom{N}{n}} & 0 \leq y \leq B, 0 \leq n-y \leq R \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

• לכן, לפי המשפט מתקיים:

$$E[X] = \sum_y E[X | Y = y] \cdot P_Y(y)$$

• במקום להציב ולחשב את הסכום באופן ישיר, נגדיר פונקציה g :

$$g(y) = E[X | Y = y] = \begin{cases} (n-y) \cdot \frac{G}{N-B} & P_Y(y) > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

– עכשיו, קיבלנו:

$$E[X] = \sum_y g(y) \cdot P_Y(y)$$

* זו תוחלת של פונקציה של משתנה מקרי, כלומר:

$$E[X] = E[g(Y)]$$

$$= E \left[\begin{cases} (n-y) \cdot \frac{G}{N-B} & P_Y(y) > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \right]$$

• אפשר לוותר את ה- $otherwise$ במקרה הזה כי אם $P_Y(y) \leq 0$ אז נקבל שהמחומר שהוא נמצא בו בסכום יהיה 0.
• ולכן:

$$\begin{aligned} &= E \left[(n-y) \cdot \frac{G}{N-B} \right] \\ &= \sum_y (n-y) \cdot \frac{G}{N-B} \cdot P_Y(y) \end{aligned}$$

$$= \sum_y E[X | Y = y] \cdot P_Y(y)$$

• ולפי ליניאריות של תוחלת מתקיים:

$$= \frac{G}{N-B} (n - E[Y])$$

$$= \frac{G}{N-B} \left(n - n \cdot \frac{B}{N} \right)$$

$$= n \cdot \frac{G}{N}$$

את דרך הפיתרון הזו ניתן להכליל באופן הבא:

הגדרה 14. תוחלת מותנית על משתנה מקרי.

- יהיו זוג משתנים מקריים בדידים X, Y המוגדרים על אותו מרחב מדגם כך של- X יש תוחלת.
- אזי, **התוחלת המותנית של X בהינתן Y** (לא בהינתן $Y = y$) היא המשתנה המקרי $g(y)$, כאשר:

$$g(y) = E[X | Y = y]$$

• סימון:

$$E[X | Y] = g(Y)$$

משפט 15. תוחלת שלמה באמצעות תוחלת על משתנה מקרי, נוסחת ההחלקה.

- אם X, Y זוג משתנים מקריים בדידים המוגדרים על אותו מרחב מדגם כך של- X יש תוחלת.

— אז:

$$E[X] = E[E[X | Y]]$$

הוכחה. כמו בדוגמה הקודמת.

דוגמה 16.

- יהיו X_1, X_2, \dots משתנים מקריים בדידים עם אותה התפלגות (שווי התפלגות) ותוחלת מוגדרת.
- יהא N משתנה מקרי המקבל ערכים אי שליליים שלמים בלבד ועם תוחלת מוגדרת.
- הניחו כי כל המשתנים המקריים בלתי תלויים.
- נגדיר משתנה מקרי שהוא סכום של N משתנים מקריים:

$$S = \sum_{k=1}^N X_k$$

צ"ל: מצאו תוחלת של S .

פיתרון:

- התוחלת המותנית $E[S | N = n]$ שווה ל:

$$E[S | N = n] = E\left[\sum_{k=1}^N X_k | N = n\right]$$

– נוכל להחליף את N ב- n בסכימה:

$$= E\left[\sum_{k=1}^n X_k | N = n\right]$$

– הנחנו כי X_1, X_2, \dots בלתי תלויים ולכן מתקיים:

$$= E\left[\sum_{k=1}^n X_k\right]$$

* מליניאריות התוחלת מתקיים:

$$= \sum_{k=1}^n E[X_k]$$

* מכיוון שכל ה- X שווי התפלגות, נקבל תוחלת מותנית כפונקציה של n :

$$= n \cdot E[X_1]$$

• נגדיר $g(n) = E[S \mid N = n] = n \cdot E[X_1]$

– אזי מתקיים:

$$E[S \mid N] = g(N)$$

$$= E[X_1] \cdot N$$

– ולפי המשפט שראינו עכשיו, מתקיים:

$$E[S] = E[E[S \mid N]]$$

$$= E[E[X_1] \cdot N]$$

$$= E[X_1] \cdot E[N]$$

• לזה קוראים נוסחת וואלד.