

מבוא להסתברות וסטטיסטיקה (0509-2801)

רון גולדמן

תוכן העניינים

3	מבוא להסתברות
3	מושגי יסוד של הסתברות
3	מרחבי הסתברות
5	מרחבי הסתברות סימטריים
5	התפלגות מותנה ואי תלות
6	משתנים מקריים חד-מימדיים
6	משתנים מקריים בדידים
8	משתנים מקריים רציפים
10	מומנטים ומדדים מרכזיים
14	משתנים מקריים דו מימדיים
14	התפלגות משותפת
16	מדדים מרכזיים של משתנה מקרי דו-מימדי
17	התפלגות מותנה ואי תלות של משתנים מקריים
18	הסתברות רב-נורמלית
18	פונקציות של משתנים מקריים ומשפט הגבול המרכזי
18	מינימום ומקסימום של משתנים מקריים
19	תוחלת וסכום של משתנים מקריים
20	החוק החלש של המספרים הגדולים ומשפט הגבול המרכזי
21	מבוא לסטטיסטיקה
21	אמידה
21	אמידה נקודתית
22	רווח סמך

23	בדיקת השערות
23	מושגים בסיסיים
24	בדיקת השערות על תוחלת כשהשונות ידועה
	זהו סיכום חלקי, שאינו מקיף את כל החומר בקורס.

מבוא להסתברות

מושגי יסוד של הסתברות

מרחבי הסתברות

הגדרה. מרחב מדגם Ω הוא קבוצת כל התוצאות האפשריות בניסוי.

תוצאה כלשהי במרחב המדגם נסמן על ידי $\omega \in \Omega$.

הגדרה. קבוצה חלקית של תוצאות ניסוי $A \subseteq \Omega$ תיקרא **מאורע** (Event).

אם תוצאת הניסוי היא $\omega \in A$, נאמר שהמאורע A התרחש.

הגדרה (מושגים בסיסיים מתורת הקבוצות). $e \in A$ - האיבר e שייך לקבוצה A .

$e \notin A$ - האיבר e אינו שייך לקבוצה A .

$A \subseteq B$ - הקבוצה A מוכלת בקבוצה B , כלומר לכל $a \in A$ מתקיים $a \in B$.

$A \subset B$ - הקבוצה A מוכלת חזק בקבוצה B , כלומר $A \subseteq B$ וגם $A \neq B$.

$A \cup B$ - איחוד, אוסף כל האיברים שנמצאים ב- A או ב- B או בשניהם.

$A \cap B$ - חיתוך, אוסף כל האיברים שנמצאים גם ב- A וגם ב- B .

A^c (או \bar{A}) - המשלים של A , כל האיברים ב- Ω שאינם ב- A .

$A \setminus B = A \cap B^c$ - כל האיברים ב- A שאינם ב- B .

קבוצות A, B זרות אם $A \cap B = \emptyset$.

מאורעות A_1, \dots, A_n זרים, אם $\bigcap_{i=1}^n A_i = \emptyset$.

A_1, \dots, A_n זרים בזוגות, אם לכל $i \neq j$ מתקיים $A_i \cap A_j = \emptyset$.

טענה. לכל A, B, C קבוצות מתקיים:

1. קומוטטיביות:

$$A \cup B = B \cup A$$

$$A \cap B = B \cap A$$

2. אסוציאטיביות:

$$(A \cup B) \cup C = A \cup (B \cup C)$$

$$(A \cap B) \cap C = A \cap (B \cap C)$$

3. דיסטריבוטיביות:

$$(A \cup B) \cap C = (A \cap C) \cup (B \cap C)$$

$$(A \cap B) \cup C = (A \cup C) \cap (B \cup C)$$

$$(A^c)^c = A \quad 4.$$

5. חוקי דה מורגן:

$$(A \cup B)^c = A^c \cap B^c$$

$$(A \cap B)^c = A^c \cup B^c$$

הגדרה. יהי Ω מרחב מדגם. קבוצה \mathcal{A} תיקרא **σ -אלגברה של Ω** אם ורק אם:

$$1. \Omega \in \mathcal{A}$$

$$2. \text{ אם } A \in \mathcal{A}, \text{ אזי גם } A^c \in \mathcal{A}$$

$$3. \text{ אם } \{A_n\}_{n=1}^{\infty} \text{ אוסף בן מניה של מאורעות ב-}\mathcal{A} \text{ אזי גם האיחוד } \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \text{ נמצא ב-}\mathcal{A}.$$

הערה. כאשר Ω בדיד, $\mathcal{P}(\Omega)$ הוא σ -אלגברה על Ω ולכן ברוב המקרים נשתמש בו כאשר Ω בדיד.

הגדרה (אקסיומות קולמגורוב). יהי מרחב מדגם Ω , ותהי \mathcal{A} σ -אלגברה על Ω . פונקציה $P: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$ נקראת **פונקציית הסתברות** אם היא מקיימת את האקסיומות הבאות:

$$1. P(A) \geq 0 \text{ לכל } A \in \mathcal{A}$$

$$2. P(\Omega) = 1$$

$$3. \text{ לכל אוסף בן מניה } \{A_n\}_{n=1}^{\infty} \text{ ב-}\mathcal{A} \text{ של מאורעות הזרים בזוגות מתקיים}$$

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n)$$

מרחב מדגם Ω יחד עם מרחב מאורעות \mathcal{A} ופונקציית הסתברות P נקרא **מרחב הסתברות**.

משפט. לכל פונקציית הסתברות P מתקיים $P(\emptyset) = 0$.

משפט (חוק החיבור). לכל אוסף סופי של מאורעות $\{A_n\}_{n=1}^m$ זרים בזוגות מתקיים כי

$$P\left(\bigcup_{n=1}^m A_n\right) = \sum_{n=1}^m P(A_n)$$

משפט (חוק המשלים). $P(A^c) = 1 - P(A)$.

משפט (מונוטוניות). אם $A \subseteq B$ אזי $P(A) \leq P(B)$.

משפט. לכל מאורע $A \in \mathcal{A}$ מתקיים כי $P(A) \leq 1$.

משפט (עקרון ההכלה וההדחה). אם $A, B \subseteq \Omega$ שני מאורעות אזי

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

מרחבי הסתברות סימטריים

הגדרה. מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{A}, P) יקרא **סימטרי** אם $|\Omega|$ סופית וגם

$$\forall A \in \mathcal{A}. P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

משפט (עקרון הכפל). אם מבצעים r בחירות בלתי תלויות כך שבכל בחירה יש m_r אפשרויות, אזי מספר האפשרויות הכולל ל- r הבחירות הוא $\prod_{k=1}^r m_k$.

מסקנה. מספר הסידורים של n פריטים בשורה הוא $n!$.

טענה. מספר הדרכים לבחור k איברים מתוך $n \geq k$ הוא

לא	כן	חשיבות לסדר/חזרות
$\binom{n}{k}$	$\frac{n!}{(n-k)!}$	אסור
$\binom{k+n-1}{k}$	n^k	מותר

התפלגות מותנה ואי תלות

הגדרה. יהיו A, B מאורעות מעל אותו מרחב מדגם כך ש- $P(B) > 0$. ההסתברות **מותנה של מאורע A בהינתן מאורע B** תסומן על ידי $P(A|B)$ ומוגדרת על ידי

$$P(A|B) \triangleq \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

טענה. אם B מאורע כך ש- $P(B) > 0$ אז $P(\cdot|B)$ פונקציית הסתברות.

משפט (כלל השרשרת). יהיו A_1, \dots, A_n מאורעות כך שלכל $m \in \{1, \dots, n\}$ מתקיים $P(\bigcap_{i=1}^m A_i) > 0$. אזי

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = P(A_1) \prod_{i=2}^n P\left(A_i \left| \bigcap_{j=1}^{i-1} A_j \right.\right)$$

משפט (נוסחת ההסתברות השלמה). יהיו B_1, \dots, B_n מאורעות זרים בזוגות מעל אותו מרחב מדגם כך ש- $\bigcup_{i=1}^n B_i = \Omega$ וכן $P(B_i) > 0$ לכל $i \in \{1, \dots, n\}$.

אז לכל $A \subseteq \Omega$ מתקיים

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i) P(B_i)$$

משפט (כלל בייז). יהיו B_1, \dots, B_n מאורעות זרים בזוגות מעל אותו מרחב מדגם כך ש- $\bigcup_{i=1}^n B_i = \Omega$ וכן לכל $i \in \{1, \dots, n\}$ $P(B_i) > 0$. אזי לכל $A \subseteq \Omega$ כך ש- $P(A) > 0$ מתקיים

$$P(B_k|A) = \frac{P(A|B_k) P(B_k)}{\sum_{i=1}^n P(A|B_i) P(B_i)}$$

הגדרה. נאמר כי המאורעות $A, B \subseteq \Omega$ **בלתי תלויים** אם ורק אם מתקיים אחד מהתנאים הבאים:

$$1. P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

$$2. \text{ אם } P(B) > 0 \text{ אז } P(A|B) = P(A)$$

$$3. \text{ אם } P(A) > 0 \text{ אז } P(B|A) = P(B)$$

משפט. אם A ו- B מאורעות בלתי תלויים אזי גם הבאים בלתי תלויים:

$$\bullet A \text{ ו-} B^c$$

$$\bullet A^c \text{ ו-} B$$

$$\bullet A^c \text{ ו-} B^c$$

משתנים מקריים חד-מימדיים

הגדרה. פונקציה $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ תיקרא **משתנה מקרי חד-מימדי** אם $\{\omega \in \Omega | X(\omega) \leq k\}$ הינו מאורע לכל $k \in \mathbb{R}$.
סימון. אחר מעבר למשתנים מקריים, נסמן מאורעות על ידי אילוצים על המשתנים המקריים:

$$(X = k) \triangleq \{\omega \in \Omega | X(\omega) = k\}$$

הגדרה. יהי X משתנה מקרי. **התומך** של X מוגדר להיות

$$S_X = \text{Supp}_X \triangleq \text{Im}(X)$$

הגדרה. פונקציית התפלגות מצטברת של משתנה מקרי X היא הפונקציה $F_X: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ כך שלכל $k \in S_X$ מתקיים

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

טענה (תכונות של פונקציית התפלגות מצטברת). תהי $f: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$. קיים משתנה מקרי X כך ש- $f = F_X$ אם ורק אם כל הבאים מתקיימים:

$$1. \lim_{k \rightarrow -\infty} F_X(k) = 0$$

$$2. \lim_{k \rightarrow \infty} F_X(k) = 1$$

$$3. F_X \text{ מונוטונית עולה.}$$

$$4. F_X \text{ רציפה מימין, כלומר לכל } k \in \mathbb{R} \text{ } F_X(k) = \lim_{h \rightarrow 0^+} F_X(k+h)$$

משתנים מקריים בדידים

הגדרה. משתנה מקרי X יקרא **בדיד** אם קיימת $S \subset \mathbb{R}$ סופית או בת מניה כך שלכל $k \in S$ מתקיים כי $P(X = k) > 0$ וגם $\sum_{k \in S} P(X = k) = 1$.

הגדרה. יהי X משתנה מקרי ויהיו $n, m \in \mathbb{Z}$. נאמר כי X מתפלג **אחיד בדיד** בין n ל- m ונסמן $X \sim U[n, m]$ אם

$$S_X = \{k \in \mathbb{Z} | n \leq k \leq m\}$$

ולכל $k \in S_X$ מתקיים

$$P(X = k) = \frac{1}{m - n + 1}$$

הגדרה. יהיו X משתנה מקרי ו- $p \in [0, 1]$. נאמר כי X מתפלג **ברנולי** או **אינדיקטור** עם הסתברות p אם

$$S_X = \{0, 1\}$$

ולכל $k \in S_X$ מתקיים

$$P(X = k) = \begin{cases} 1 - p & k = 0 \\ p & k = 1 \end{cases}$$

הגדרה. יהיו X משתנה מקרי, $p \in [0, 1]$ ו- $n \in \mathbb{N}$. נאמר כי X מתפלג **בינומי** ונסמן $X \sim \text{Bin}(n, p)$ אם הוא מתאר את מספר ההצלחות ב- n ניסויי ברנולי עם הסתברות p בלתי תלויים.

טענה. יהיו $n \in \mathbb{N}$, $p \in [0, 1]$ כך ש- $X \sim \text{Bin}(n, p)$. אז $S_X = \{k \in \mathbb{N} | 0 \leq k \leq n\}$ ולכל $k \in S_X$ מתקיים

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

הגדרה. יהיו X משתנה מקרי ו- $p \in [0, 1]$. נאמר כי X מתפלג **גיאומטרי** עם הסתברות p ונסמן $X \sim \text{Geo}(p)$ אם X מונה את מספר ניסויי הברנולי הבלתי תלויים עם הסתברות p עד להצלחה הראשונה (כולל) מתוך סדרת ניסויים אינסופית.

טענה. יהיו $p \in [0, 1]$ ו- $X \sim \text{Geo}(p)$. אז $S_X = \mathbb{N}$ ולכל $k \in S_X$

$$P(X = k) = p(1 - p)^{k-1}$$

טענה (נוסחת הזנב). יהיו $p \in [0, 1]$ ו- $X \sim \text{Geo}(p)$. אז לכל $k \in S_X$ מתקיים:

$$P(X > k) = (1 - p)^k$$

טענה (תכונת חוסר הזיכרון). יהיו $p \in [0, 1]$ ו- $X \sim \text{Geo}(p)$. אז לכל $k \leq t \in \mathbb{N}$ מתקיים

$$P(X > t | X > k) = P(X > t - k)$$

הגדרה. יהיו $p \in [0, 1]$, $r \in \mathbb{N}^+$ ו- X משתנה מקרי. נאמר כי X מתפלג **בינומית שלילית** עם פרמטרים r, p ונסמן $X \sim \text{NB}(r, p)$ אם X מונה את מספר ניסויי הברנולי עם הסתברות p עד ההצלחה ה- r (כולל) מתוך סדרת ניסויים אינסופית.

טענה. יהיו $X \sim \text{NB}(r, p)$ ו- $p \in [0, 1], r \in \mathbb{N}^+$ אז $S_X = \{k \in \mathbb{N} | r \leq k\}$ ולכל $k \in S_X$ מתקיים:

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

הגדרה. יהיו $n \in \mathbb{N}^+, D \leq N \in \mathbb{N}^+$ ו- X משתנה מקרי. נאמר כי X מתפלג **היפר גאומטרי** עם פרמטרים N, D, n ונסמן $X \sim \text{HG}(N, D, n)$ אם מאוכלוסיה של N פריטים שבהם D "מיוחדים" ו- $N-D$ רגילים, מוצאים ללא החזרה n פריטים כך ש- X מספר הפריטים המיוחדים שהתקבלו.

טענה. יהיו $n \in \mathbb{N}^+, D \leq N \in \mathbb{N}^+$ ו- $X \sim \text{HG}(N, D, n)$ אז $S_X = \{k \in \mathbb{N} | \max\{0, n - (N - D)\} \leq k \leq \min\{n, D\}\}$ ולכל $k \in S_X$ מתקיים:

$$P(X = k) = \frac{\binom{D}{k} \binom{N-D}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

הגדרה. יהיו $0 < \lambda \in \mathbb{R}$ ו- X משתנה מקרי. נאמר כי X הוא **משתנה פואסוני** עם פרמטר λ ונסמן $X \sim \text{Poi}(\lambda)$ אם $S_X = \mathbb{N}$ ולכל $k \in S_X$ מתקיים:

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

טענה. יהיו $0 < n \in \mathbb{N}, \lambda \in \mathbb{R}$ ו- $X_n \sim \text{Bin}(n, \frac{\lambda}{n})$ אז לכל $k \in S_{X_n}$ מתקיים

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = k) = \frac{\lambda e^{-\lambda}}{k!}$$

סימבולית:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \sim \text{Poi}(\lambda)$$

טענה (**קירוב להתפלגות פואסונית**). יהיו $0 < n \in \mathbb{N}, p \in [0, 1]$ ו- $X \sim \text{Bin}(n, p)$ אם n גדול מאוד ו- p קטן מאוד אז לכל $k \in S_X$ מתקיים בקירוב:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \approx \frac{(np)^k e^{-np}}{k!}$$

כלל אצבע: $n \geq 50$ ו- $np < 5$.

משתנים מקריים רציפים

הגדרה. משתנה מקרי X נקרא **רציף** אם קיימת **פונקציית צפיפות** $f_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$ רציפה למקוטעין כך שלכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$F_X(x) \triangleq \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

במקרה זה פונקציית ההתפלגות המצטברת רציפה ב- \mathbb{R} .

טענה. יהי X משתנה מקרי רציף ויהיו $a \leq b \in \mathbb{R}$

$$1. P(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a) = \int_a^b f_X(x) dx$$

$$.P(X = a) = \int_a^a f_X(x) dx = 0 \quad 2.$$

$$P(X < a) = P(X \leq a) = \int_{-\infty}^a f_X(t) dt = F_X(a) \quad 3.$$

$$.P(a \leq X \leq b) = P(a < X < b) = \int_a^b f_X(x) dx = F_X(b) - F_X(a) \quad 4.$$

$$.F_X(\infty) = \int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1 \quad 5.$$

משפט (המשפט היסודי של החשבון הדיפרנציאלי והאינטגרלי). יהא X מ"מ רציף. אז לכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$\frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x)$$

הגדרה. תהא $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ רציפה למקוטעין. f תיקרא **פונקציה צפיפות** אם מתקיים:

$$. \forall x \in \mathbb{R}. f(x) \geq 0 \quad 1.$$

$$. \int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1 \quad 2.$$

הגדרה. יהיו $a < b \in \mathbb{R}$ ו- X משתנה מקרי רציף. נאמר כי X מתפלג **אחיד רציף** בקטע $[a, b]$ ונסמן $X \sim U(a, b)$ אם לכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & x \in \mathbb{R} \setminus [a, b] \end{cases}$$

טענה. יהיו $a < b \in \mathbb{R}$ ו- $X \sim U(a, b)$. אז לכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x \in (-\infty, a] \\ \frac{x-a}{b-a} & x \in [a, b] \\ 1 & x \in [b, \infty) \end{cases}$$

הגדרה. תהליך פואסון הינו תהליך אקראי $N(t)$ הסופר את מספר האירועים שקרו עד זמן t לכל $t \geq 0$, כאשר התנאים הבאים מתקיימים:

$$.N(0) = 0 \quad 1.$$

2. לכל אינטרוול זמן $(s, s+t)$ מתקיים כי $N(s+t) - N(s) \sim \text{Poi}(\lambda t)$ כאשר λ הינו ממוצע אירועים ליחידת זמן.

3. מספרי האירועים הקטעי זמן זרים הם בלתי תלויים.

הגדרה. יהיו $0 < \lambda \in \mathbb{R}$ ו- X משתנה מקרי רציף. נאמר כי X מתפלג **מעריכית** עם פרמטר λ ונסמן $X \sim \exp(\lambda)$ אם

$$f_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \end{cases}$$

טענה. יהיו $0 < \lambda \in \mathbb{R}$ ו- $X \sim \exp(\lambda)$. אז לכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \end{cases}$$

משפט. יהי $N(t)$ תהליך פואסון עם פרמטר $0 < \lambda \in \mathbb{R}$ מופעים ליחידת זמן. אזי הזמן באותן יחידות זמן עד המופע הראשון (וכן הזמן בין שני מופעים עוקבים) מתפלג מעריכית עם פרמטר λ .

טענה (תכונת חוסרת הזיכרון של התפלגות מעריכית). יהיו $0 < \lambda \in \mathbb{R}$ ו- $X \sim \exp(\lambda)$. אז לכל $a \leq b \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$P(X > b | X > a) = P(T > b - a)$$

הגדרה. יהיו $0 < \sigma \in \mathbb{R}, \mu \in \mathbb{R}$ ו- X מ"מ רציף. נאמר כי X מתפלג **נורמלית** עם פרמטרים μ, σ ונסמן $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ אם לכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

אם $\mu = 0, \sigma = 1$ נאמר כי X מתפלג **נורמלית סטנדרטית** ונסמנו ב- Z . נסמן $F_Z \triangleq \Phi$.

משפט. יהיו $0 < \sigma \in \mathbb{R}, \mu \in \mathbb{R}$ ו- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. אז לכל $a, b \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$aX + b \sim N(a\mu + b, (a\sigma)^2)$$

מסקנה. יהיו $0 < \sigma \in \mathbb{R}, \mu \in \mathbb{R}$ ו- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. אזי $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$, כלומר לכל $x \in \mathbb{R}$ מתקיים

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

הערה. ההגדרה והטענה הבאה הם לשם השלמות ולא נלמדו בכיתה.

הגדרה. נגדיר את **טרנספורמצית התקנון** $T: \mathbb{R} \times \mathbb{R}^+ \times (\Omega \rightarrow \mathbb{R}) \rightarrow (\Omega \rightarrow \mathbb{R})$

$$T(X, \mu, \sigma) = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

טענה. יהיו $0 < \sigma \in \mathbb{R}, \mu \in \mathbb{R}$ ו- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. אזי

$$T(X, \mu, \sigma) = Z$$

הערה. כאשר נתבקש למצוא ערך של התפלגות נורמלית נתקן את המשתנה ונמצא את ההסתברות מתוך טבלת Z .

מומנטים ומדדים מרכזיים

הגדרה. יהי X מ"מ בעל פונקציית התפלגות מצטברת F_X **הפיכה**, ויהא $p \in [0, 1]$. **האחוזון ה- p** של X הוא

$$x_p = \sup \{t \in \mathbb{R} | F_X(t) \leq p\}$$

טענה. אם X מ"מ כך ש- F_X הפיכה אזי האחוזון ה- p $x_{(\cdot)} : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ ההופכית שלה. כלומר לכל $x \in \mathbb{R}$ ולכל $p \in [0, 1]$ מתקיים:

$$F_X(x_p) = p$$

$$x_{F_X(x)} = x$$

הגדרה (אחוזונים מיוחדים).

1. **החציון:** $x_{0.5}$
2. **רבעון תחתון:** $x_{0.25}$
3. **רבעון עליון:** $x_{0.75}$
4. **עשירון תחתון:** $x_{0.1}$
5. **עשירון עליון:** $x_{0.9}$

הגדרה. יהי X מ"מ בדיד. **התוחלת** (expectation) של X היא

$$E[X] \triangleq \sum_{k \in S_X} kP(X = k)$$

נאמר כי התוחלת $E[X]$ **קיימת** אם היא מתכנסת בהחלט (כטור). נאמר כי התוחלת $E[X]$ **סופית** (והמ"מ יקרא אינטגרבילי) אם הטור הינו סופי.

טענה. יהי X מ"מ בדיד, $p \in [0, 1]$, $a \leq b \in \mathbb{Z}$, $n, r \in \mathbb{N}^+$, $D \leq N \in \mathbb{N}^+$, $0 < \lambda \in \mathbb{R}$.

1. אם $X \sim U[a, b]$ אז $E[X] = \frac{a+b}{2}$. **טעות מסוג 2**

2. אם $X \sim \text{Bin}(n, p)$ אז $E[X] = np$.

3. אם $X \sim \text{Geo}(p)$ אז $E[X] = \frac{1}{p}$.

4. אם $X \sim \text{NB}(r, p)$ אז $E[X] = \frac{r}{p}$.

5. אם $X \sim \text{HG}(N, D, n)$ אז $E[X] = n \frac{D}{N}$.

6. אם $X \sim \text{Poi}(\lambda)$ אז $E[X] = \lambda$.

הגדרה. יהי X מ"מ רציף. **התוחלת** של X היא

$$E[X] \triangleq \int_{\mathbb{R}} xf_X(x) dx$$

נאמר כי התוחלת $E[X]$ **קיימת** אם היא מתכנסת בהחלט (כאינטגרל). נאמר כי התוחלת $E[X]$ **סופית** (והמ"מ יקרא אינטגרבילי) אם האינטגרל הינו סופי.

טענה. יהי X מ"מ רציף, $a < b \in \mathbb{R}$, $0 < \lambda, \sigma \in \mathbb{R}$ ו- $\mu \in \mathbb{R}$.

1. אם $X \sim U(a, b)$ אז $E[X] = \frac{a+b}{2}$.

2. אם $X \sim \exp(\lambda)$ אז $E[X] = \frac{1}{\lambda}$.

3. אם $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ אז $E[X] = \mu$.

הערה. לא לכל משתנה מקרי קיימת תוחלת.

טענה (תכונות התוחלת). יהיו X, Y מ"מ.

1. ליניאריות: לכל $a, b \in \mathbb{R}$ מתקיים $E[aX + b] = aE[X] + b$.

2. סימטריה: אם X סימטרי סביב $\mu \in \mathbb{R}$ (כלומר לכל $\varepsilon \in \mathbb{R}$ מתקיים $P(X \geq \mu + \varepsilon) = P(X \leq \mu - \varepsilon)$) אז $E[X] = \mu$.

3. אדיטיביות: לכל $a, b \in \mathbb{R}$ מתקיים $E[X + Y] = E[X] + E[Y]$.

4. תוחלת של פונקציה של משתנה מקרי: לכל פונקציה g , אם X בדיד אז

$$E[g(X)] = \sum_{x \in S_X} g(x) P(X = x)$$

ואם X רציף אז

$$E[g(X)] = \int_{\mathbb{R}} g(x) f_X(x) dx$$

משפט (אי-שיויון מרקוב). יהי X מ"מ אי-שלילי. אז לכל $a > 0$ מתקיים:

$$P(X \geq a) \leq \frac{E[X]}{a}$$

הגדרה. יהי X מ"מ. השונות (variance) של X היא

$$\text{Var}(X) \triangleq E[(X - E[X])^2]$$

טענה. יהי X מ"מ, $\mu \in \mathbb{R}$, $0 < \lambda, \sigma \in \mathbb{R}$, $D \leq N \in \mathbb{N}^+$, $n, r \in \mathbb{N}^+$, $a \leq b \in \mathbb{R}$, $p \in [0, 1]$.

1. אם $a, b \in \mathbb{Z}$ כך ש- $X \sim U[a, b]$ אז $\text{Var}(X) = \frac{(b-a+1)^2-1}{12}$.

2. אם $X \sim \text{Bin}(n, p)$ אז $\text{Var}(X) = np(1-p)$.

3. אם $X \sim \text{Geo}(p)$ אז $\text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$.

4. אם $X \sim \text{NB}(r, p)$ אז $\text{Var}(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$.

5. אם $X \sim \text{HG}(N, D, n)$ אז $\text{Var}(X) = n \frac{D(N-n)}{N(N-1)} \left(1 - \frac{D}{N}\right)$.

6. אם $X \sim \text{Poi}(\lambda)$ אז $\text{Var}(X) = \lambda$.

7. אם $a < b$ כך ש- $X \sim U(a, b)$ אז $\text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$.

8. אם $X \sim \exp(\lambda)$ אז $\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$.

9. אם $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ אז $\text{Var}(X) = \sigma^2$.

משפט. יהי X מ"מ חד-מימדי. אם $E[X]^2 = E^2[X]$ אזי

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

הגדרה. יהי X מ"מ בעל שונות סופית. **סטיית התקן** (standard deviation) של X היא

$$\sigma_X \triangleq \sqrt{\text{Var}(X)}$$

משפט. יהי X מ"מ בעל שונות סופית. אז לכל $\varepsilon \in \mathbb{R}$ מתקיים $\text{Var}(X + \varepsilon) = \text{Var}(X)$.

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ. נאמר כי X, Y **בלתי תלויים** אם לכל $(x, y) \in S_X \times S_Y$ מתקיים כי המאורעות $(X = x), (Y = y)$ בלתי תלויים.

משפט. יהיו X, Y מ"מ ב"ת. אזי

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

משפט. יהי X מ"מ בעל שונות סופית. אז לכל $\alpha \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$\text{Var}(\alpha X) = \alpha^2 \text{Var}(X)$$

בפרט:

$$\sigma_{\alpha X} = \alpha \sigma_X$$

משפט (אי-שיויון צ'בישב). יהי X מ"מ. אז לכל $a \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$P(|X - E[X]| \geq a) \leq \frac{\text{Var}(X)}{a^2}$$

הגדרה. יהי X מ"מ ו- $k \in \mathbb{N}$. המומנט ה- k של X הוא $m_k \triangleq E[X^k]$, בתנאי שהתוחלת מתכנסת בהחלט.

הגדרה. יהי X מ"מ. הפונקציה יוצרת מומנטים של X היא $M_X(t) \triangleq E[e^{tX}]$.

טענה. יהי X מ"מ, $p \in [0, 1], a \leq b \in \mathbb{R}, n, r \in \mathbb{N}^+, D \leq N \in \mathbb{N}^+, \lambda, \sigma \in \mathbb{R}, 0 < \lambda$ ו- $\mu \in \mathbb{R}$.

1. אם $a, b \in \mathbb{Z}$ כך ש- $X \sim U[a, b]$ אז $M_X(t) = \frac{e^{at}(1-e^{(b-a+1)t})}{(b-a+1)(1-e^t)}$

2. אם $X \sim \text{Bin}(n, p)$ אז $M_X(t) = (1 - p + pe^t)^n$

3. אם $X \sim \text{Geo}(p)$ אז $M_X(t) = \frac{pe^t}{1-(1-p)e^t}$

4. אם $X \sim \text{Poi}(\lambda)$ אז $M_X(t) = e^{\lambda(e^t-1)}$

5. אם $a < b$ כך ש- $X \sim U(a, b)$ אז $M_X(t) = \frac{e^{tb}-e^{ta}}{t(b-a)}$

6. אם $X \sim \exp(\lambda)$ אז $M_X(t) = \frac{\lambda}{\lambda-t}$

$$7. \text{ אם } X \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ אז } M_X(t) = e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}.$$

טענה (תכונות חשובות של פונקציה יוצרת מומנטים). יהי X מ"מ.

$$1. M_X(0) = 1.$$

2. לכל $k \in \mathbb{N}$, אם M_X גזירה k פעמים אז:

$$\frac{d^k M_X}{dt^k}(0) = m_k$$

$$3. \text{ לכל } a, b \in \mathbb{R} \text{ מתקיים } M_{aX+b}(t) = e^{tb} M_X(at)$$

4. אם קיים $\varepsilon > 0$ עבורו M_X קיימת ב- ε סביבה של 0 אז כל המומנטים קיימים וסופיים ומתקיים:

$$M_X(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n E[x^n]}{n!}$$

משפט. קיימת התאמה חד-חד ערכית בין התפלגות לפונקציה יוצרת מומנטים.

משתנים מקריים דו מימדיים

התפלגות משותפת

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{A}, P) . אזי (X, Y) הוא **משתנה מקרי דו מימדי** $(X, Y) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$ אם לכל $k, l \in \mathbb{R}$ מתקיים כי $\{\omega \in \mathbb{R} | X(\omega) \leq k \wedge Y(\omega) \leq l\}$ מאורע.

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ בדידים מעל אותו מרחב. **פונקציית ההסתברות** של (X, Y) היא הפונקציה $P_{X,Y} : S_{X,Y} \rightarrow [0, 1]$ כך שלכל $(k, l) \in S_{X,Y}$ מתקיים

$$P_{X,Y}(k, l) \triangleq P(X = k, Y = l)$$

טענה. אם X, Y מ"מ בדידים ו- A מאורע אזי

$$P(A) = \sum_{(x,y) \in A} P_{X,Y}(x, y)$$

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ בדידים מעל אותו מרחב הסתברות, **פונקציית ההסתברות השולית** של X היא $P_X : S_X \rightarrow [0, 1]$ המוגדרת באופן הבא:

$$\forall k \in S_X. P_X(k) = \sum_{l \in S_Y} P_{X,Y}(k, l)$$

באותו אופן מגדירים את P_Y .

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. **פונקציית ההתפלגות המצטברת** של (X, Y) היא הפונקציה $F_{X,Y} : S_{X,Y} \rightarrow [0, 1]$ כך שלכל $(x, y) \in S_{X,Y}$ מתקיים

$$F_{X,Y}(x, y) \triangleq P(X \leq x, Y \leq y)$$

טענה (תכונות של פונקציית התפלגות מצטברת של מ"מ דו מימדי). יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות ויהיו $(k, l) \in S_{X,Y}$. אזי

1.

$$\begin{aligned}\lim_{k \rightarrow \infty} F_{X,Y}(k, l) &= 0 \\ \lim_{l \rightarrow \infty} F_{X,Y}(k, l) &= 0 \\ \lim_{(k,l) \rightarrow (\infty, \infty)} F_{X,Y}(k, l) &= 1\end{aligned}$$

2. מונוטוניות: אם $k_1 < k_2$ ו- $l_1 < l_2$ אזי $F_{X,Y}(k_2, l_2) \geq F_{X,Y}(k_1, l_1)$ ובפרט מתקיים

$$P(k_1 \leq X \leq k_2, l_1 \leq Y \leq l_2) = F_{X,Y}(k_2, l_2) - F_{X,Y}(k_1, l_2) - F_{X,Y}(k_2, l_1) + F_{X,Y}(k_1, l_1) \geq 0$$

3. רציפה מימן בשני הרכיבים: $F_{X,Y}$

$$\lim_{(h_1, h_2) \rightarrow (0^+, 0^+)} F_{X,Y}(k + h_1, l + h_2) = F_{X,Y}(k, l)$$

הגדרה. מ"מ דו מימדי (X, Y) מעל מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{A}, P) הוא משנה מקרי דו מימדי רציף אם קיימת פונקציית צפיפות משותפת $f_{X,Y} : \mathbb{R}^2 \rightarrow [0, \infty)$ רציפה למקוטעין (רציפה פרט לקבוצה ממידה אפס) כך שלכל $(k, l) \in S_{X,Y}$ מתקיים:

$$F_{X,Y}(k, l) = \int_{-\infty}^k \int_{-\infty}^l f_{X,Y}(u, v) du dv$$

טענה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי רציף. אז

1.

$$\iint_{\mathbb{R}^2} f_{X,Y}(u, v) du dv = 1$$

2. לכל $k, l \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$f_{X,Y}(k, l) = \frac{\partial^2 F_{X,Y}}{\partial k \partial l}(k, l)$$

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי רציף. אז X, Y מ"מ רציפים יחד עם פונקציית הצפיפות השולית:

$$\begin{aligned}\forall u \in \mathbb{R}. f_X(u) &= \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(u, v) dv \\ \forall v \in \mathbb{R}. f_Y(v) &= \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(u, v) du\end{aligned}$$

מדדים מרכזיים של משתנה מקרי דו-מימדי

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי אז **התוחלת** של $g(X, Y) : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ מוגדרת להיות:
במקרה הבדיד

$$E[g(X, Y)] \triangleq \sum_{x \in S_X} \sum_{y \in S_Y} g(x, y) P_{X,Y}(x, y)$$

במקרה הרציף

$$E[g(X, Y)] \triangleq \iint_{\mathbb{R}^2} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. **השונויות המשותפת** (covariance) של (X, Y) מוגדרת להיות

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

טענה. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות.

- אם ככל ש- X גדל Y קטן (ולחיפך), אזי $\text{Cov}(X, Y) < 0$.
 - אם ככל ש- X גדל Y גדל (ולחיפך), אזי $\text{Cov}(X, Y) > 0$.
 - אם אף אחד מהקודמים לא מתקיים אז $\text{Cov}(X, Y) = 0$.
- הגדרה.** יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. נאמר כי X, Y **בלתי מתואמים** אם $\text{Cov}(X, Y) = 0$.

טענה. לכל מ"מ X מתקיים $\text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X)$.

משפט. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. אזי

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

הגדרה. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. **מקדם המתאם** (Pearson correlation coefficient) של (X, Y) מוגדר להיות

$$\rho_{X,Y} \triangleq \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

טענה (**תכונות מקדם המתאם**). יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. אז

1. $-1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1$.
2. $\rho_{X,Y} = 1$ אם ורק אם קיימים $a > 0, b \in \mathbb{R}$ כך ש- $P(Y = aX + b) = 1$.
3. $\rho_{X,Y} = -1$ אם ורק אם קיימים $a < 0, b \in \mathbb{R}$ כך ש- $P(Y = aX + b) = 1$.
4. $\text{Cov}(X, Y) = 0 \iff \rho_{X,Y} = 0$.

התפלגות מותנה ואי תלות של משתנים מקריים

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי בדיד מעל מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{A}, P) , ויהי $u \in S_X$. אז פונקציית ההסתברות המותנית של Y בהינתן $X = u$ תסומן ע"י $P_{Y|X=u}$ כך שלכל $v \in S_Y$ מתקיים:

$$P_{Y|X=u}(v) = \frac{P_{X,Y}(u, v)}{P_X(u)}$$

בתנאי ש- $P_X(u) > 0$. באותו אופן מגדירים את $P_{X|Y=v}$ עבור $v \in S_Y$.

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי רציף מעל מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{A}, P) , ויהי $u \in \mathbb{R}$. אז פונקציית הצפיפות המותנית של Y בהינתן $X = u$ תסומן ע"י $f_{Y|X=u}$ כך שלכל $v \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$f_{Y|X=u}(v) = \frac{f_{X,Y}(u, v)}{f_X(u)}$$

בתנאי ש- $f_X(u) > 0$. באותו אופן מגדירים את $f_{X|Y=v}$ עבור $v \in \mathbb{R}$.

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ רציף דו-מימדי מעל מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{A}, P) , ויהי $u \in \mathbb{R}$. אז פונקציית ההתפלגות המצטברת של Y בהינתן $X = u$ תסומן ע"י $F_{Y|X=u}$ כך שלכל $v \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$F_{Y|X=u}(v) = \int_{-\infty}^v f_{Y|X=u}(v) dv$$

בתנאי ש- $f_X(u) > 0$. באותו אופן מגדירים את $F_{X|Y=v}$ עבור $v \in \mathbb{R}$.

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי. נאמר כי X, Y בלתי תלויים (סטוכסטית) אם לכל $(u, v) \in S_{X,Y}$ מתקיים $F_{X,Y}(u, v) = F_X(u) F_Y(v)$.

טענה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי. אם קיימות $h, g : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$ כך שלכל $x, y \in \mathbb{R}$ מתקיים $f_{X,Y}(x, y) = h(x) g(y)$, אז X, Y ב"ת.

יתרה מזו, $\tilde{h} = \frac{h}{\|h\|_{L_1}}, \tilde{g} = \frac{g}{\|g\|_{L_1}}$ הן פונקציות הצפיפויות השוליות של X, Y בהתאמה.

משפט. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי. אם X, Y ב"ת אז לכל $f, g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ גם $f(X), g(Y)$ ב"ת.

משפט. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב הסתברות. אם X, Y ב"ת אז

$$E[XY] = E[X] E[Y]$$

מסקנה. אם X, Y ב"ת אזי $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$.

מסקנה. אם X, Y ב"ת אז הם ב"מ.

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי בדיד, ויהי $u \in S_X$. אז התוחלת המותנה של $g : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ בהינתן $X = u$ מוגדרת להיות

$$E[g(X, Y) | X = u] \triangleq \sum_{v \in S_Y} g(u, v) P_{Y|X=u}(v)$$

הגדרה. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי רציף, ויהי $u \in \mathbb{R}$. אז **התוחלת המותנה** של $g(X, Y) : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ בהינתן $X = u$ מוגדרת להיות

$$E[g(X, Y) | X = u] \triangleq \int_{\mathbb{R}} g(u, v) f_{Y|X=u}(v) dv$$

משפט (התוחלת השלמה). יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי. אז לכל $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ מתקיים

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

בפרט $E[Y] = E[E[Y | X]]$

משפט. יהי (X, Y) מ"מ דו-מימדי. אז לכל $g_1, g_2 : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ ו- $u \in \mathbb{R}$ מתקיים

$$\begin{aligned} E[g_1(Y) + g_2(Y) | X = u] &= E[g_1(Y) | X = u] + E[g_2(Y) | X = u] \\ E[g_1(Y) g_2(X) | X = u] &= g_2(u) E[g_1(Y) | X = u] \end{aligned}$$

הסתברות רב-נורמלית

הגדרה. מ"מ (X, Y) מתפלג דו-נורמלית אם קיימים $\mu_X, \mu_Y \in \mathbb{R}, \sigma_X, \sigma_Y, \rho > 0$ כך שלכל $x, y \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$f_{X,Y}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \right) \left(\frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} \right) + \left(\frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} \right)^2 \right] \right\}$$

טענה (תכונות של התפלגות דו-נורמלית). יהי (X, Y) מתפלג דו-נורמלית.

1. מתקיים $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2), Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ ומקדם המתאם $\rho_{X,Y} = \rho$.

2. לכל $x \in \mathbb{R}$:

$$Y|X=x \sim N\left(\mu_Y + \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}\rho(x - \mu_X), (1-\rho^2)\sigma_Y^2\right)$$

לכל $y \in \mathbb{R}$:

$$X|Y=y \sim N\left(\mu_X + \frac{\sigma_X}{\sigma_Y}\rho(y - \mu_Y), (1-\rho^2)\sigma_X^2\right)$$

3. $X \pm Y \sim N(\mu_X \pm \mu_Y, \sigma_X^2 \pm 2\rho\sigma_X\sigma_Y + \sigma_Y^2)$

4. X, Y ב"ת אם"מ X, Y ב"מ.

פוקנציות של משתנים מקריים ומשפט הגבול המרכזי

מינימום ומקסימום של משתנים מקריים

הגדרה. יהיו X_1, \dots, X_n מ"מ מעל אותו מרחב. נאמר כי X_1, \dots, X_n **בלתי תלויים** אם לכל $i \neq j \in [n]$ בלתי תלויים.

הגדרה. יהיו X_1, \dots, X_n מ"מ מעל אותו מרחב. נאמר כי X_1, \dots, X_n **שווי התפלגות** אם לכל $i, j \in [n]$ מתקיים $F_{X_i} = F_{X_j}$.

טענה. יהיו X_1, \dots, X_n מ"מ ב"ת ש"ה עם פונקציית התפלגות מצטברת F . אם $M = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ אז לכל $m \in \text{Dom} F$ מתקיים

$$F_M(m) = [F(m)]^n$$

אם X_1, \dots, X_n רציפים עם פ"צ f אז:

$$f_M(m) = n [F(m)]^{n-1} f(m)$$

טענה. יהיו X_1, \dots, X_n מ"מ ב"ת ש"ה עם פונקציית התפלגות מצטברת F . אם $Y = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ אז לכל $y \in \text{Dom} F$ מתקיים

$$F_Y(y) = 1 - [1 - F(y)]^n$$

אם X_1, \dots, X_n רציפים עם פ"צ f אז:

$$f_Y(y) = n [1 - F(y)]^{n-1} f(y)$$

תוחלת וסכום של משתנים מקריים

משפט. יהיו X, Y מ"מ מעל אותו מרחב. אזי:

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$$

משפט. יהיו X_1, \dots, X_n מ"מ מעל אותו מרחב. אזי:

$$\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

משפט. אם X, Y ב"ת, אזי $M_{X+Y}(t) = M_X(t) M_Y(t)$ לכל $t \in \mathbb{R}$.

משפט. יהיו X_1, \dots, X_n מ"מ ב"ת ו- $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ כך שלכל $i \in [n]$ מתקיים $X_i \sim \text{Poi}(\lambda_i)$. אזי

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim P\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$$

משפט. אם (X, Y) מ"מ דו-מימדי. נסמן $W = X + Y$.

1. אם (X, Y) בדיד אז לכל $w \in S_X + S_Y$ מתקיים:

$$P_W(w) = \sum_{x=-\infty}^{\infty} P_{X,Y}(x, w-x) = \sum_{y=-\infty}^{\infty} P_{X,Y}(w-y, y)$$

אם בנוסף, X, Y ב"ת אז נקבל את נוסחת הקונבולוציה הבדידה:

$$P_W(w) = (P_X * P_Y)(w) = (P_Y * P_X)(w) = \sum_{x=-\infty}^{\infty} P_X(x) P_Y(w-x) = \sum_{y=-\infty}^{\infty} P_X(w-y) P_Y(y)$$

2. אם (X, Y) רציף אז לכל $w \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$f_W(w) = \int_{\mathbb{R}} f(x, w-x) dx = \int_{\mathbb{R}} f(w-y, y) dy$$

אם בנוסף, X, Y ב"ת אז נקבל את נוסחת הקונבולוציה הרציפה:

$$f_W(w) = (f_X * f_Y)(w) = (f_Y * f_X)(w) = \int_{\mathbb{R}} f_X(x) f_Y(w-x) dx = \int_{\mathbb{R}} f_X(w-y) f_Y(y) dy$$

החוק החלש של המספרים הגדולים ומשפט הגבול המרכזי

הגדרה. תהי $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ סדרת תצפיות ב"ת ש"ה עם תוחלת סופית $E[X_n] = \mu \in \mathbb{R}$ לכל $n \in \mathbb{N}$.

• הסכום של $n \in \mathbb{N}$ תצפיות מוגדר להיות:

$$S_n \triangleq \sum_{k=1}^n X_k$$

• הממוצע של $n \in \mathbb{N}$ תצפיות מוגדר להיות:

$$\overline{X}_n \triangleq \frac{S_n}{n}$$

משפט (החוק החלש של המספרים הגדולים). תהי $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ סדרת מ"מ ב"מ ש"ה עם תוחלת סופית $E[X_n] = \mu \in \mathbb{R}$ לכל $n \in \mathbb{N}$. אזי, הממוצע המדגמי מתכנס בהסתברות לתוחלת, כלומר לכל $\varepsilon > 0$ מתקיים:

$$P(|\overline{X}_n - \mu| > \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

משפט (הגבול המרכזי). תהי $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ סדרת מ"מ ב"ת ש"ה כך שלכל $n \in \mathbb{N}$ מתקיים $E[X_n] = \mu \in \mathbb{R}, \text{Var}(X_n) = \sigma^2 \in \mathbb{R}$. אזי לכל $z \in \mathbb{R}$ מתקיים:

$$P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \leq z\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(z)$$

באופן מעשי, עבור n גדול מספיק ניתן להניח כי $\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ וכן להניח כי $\overline{X}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$.

הערה. כאשר נרצה לקרה להתפלגות נורמלית:

1. עבור התפלגות סימטרית נדרוש $n \geq 20$, עבור התפלגות מוטה נדרוש $n \geq 100$.

2. היות והתצפיות הן ב"ת אז אם המ"מ מ"נ אז גם סכומן והממוצע שלהם מ"נ.

3. במקרה של משתנים בדידים המקבלים ערכים שלמים ועוקבים יש לבצע **תיקון רציפות**. לכל $a \in \mathbb{Z}$:

$$P(S_n \leq a) = P(S_n < a + 0.5)$$

$$P(S_n < a) = P(S_n \leq a - 0.5)$$

$$P(S_n \geq a) = P(S_n > a - 0.5)$$

$$P(S_n > a) = P(S_n \geq a + 0.5)$$

הערה. ניתן להציג את המ"מ הבינומי כסכום של מ"מ ברנוליים ב"ת, ולהפעיל את משפט הגבול המרכזי כאשר $np \geq 5$ וגם $n(1-p) \geq 5$, כלומר n גדול מספיק ו- p "מרכזי" מספיק. זהו הקירוב המשלים לקירוב הפואסוני.

בהתפלגות הבינומית: $X = S_n \sim N(np, np(1-p))$

והממוצע המדגמי: $\bar{X}_n = \frac{X}{n} \sim N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$

מבוא לסטטיסטיקה

הגדרה. מדגם מקרי פשוט הינו אוסף סופי של איברים שנבחרים בזה אחר זה מתוך אוכלוסייה באופן אקראי ועם החזרה, כך שכל התצפיות במדגם X_1, \dots, X_n בלתי תלויות ובעלות אותה התפלגות שהיא התפלגות האוכלוסייה.

אמידה

הגדרה. פונקציה של תצפיות המדגם, אשר אינה תלויה בשום פרמטר שאינו ידוע נקראת **סטטיסטי**.

הגדרה. סטטיסטי המשמש לאמידת פרמטר θ נקרא **אומד** עבור הפרמטר. הערך שמקבל העומד עבור מדגם ספציפי נקרא **אומדן**.

אמידה נקודתית

הגדרה. יהי X_1, \dots, X_n מדגם של n תצפיות באוכלוסייה בעלת התפלגות בדידה P_θ , התלויה בפרמטר θ בלתי ידוע. יהיו x_1, \dots, x_n תוצאות המדגם.

פונקציית הנראות מוגדרת על ידי:

$$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = L(\theta) = P_\theta(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$$

לכל ערך אפשרי של הפרמטר θ .

טענה. אם X_1, \dots, X_n מדגם של n תצפיות ב"ת באוכלוסייה בעלת התפלגות בדידה P_θ , התלויה בפרמטר θ בלתי ידוע. אז לכל x_1, \dots, x_n תוצאות מדגם מתקיים:

$$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \prod_{k=1}^n P_\theta(X_k = x_k)$$

הגדרה. יהי X_1, \dots, X_n מדגם של n תצפיות באוכלוסייה בעלת התפלגות רציפה עם צפיפות f_θ , התלויה בפרמטר θ בלתי ידוע. יהיו x_1, \dots, x_n תוצאות המדגם.

פונקציית הנראות מוגדרת על ידי:

$$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = L(\theta) = f_\theta(x_1, \dots, x_n)$$

לכל ערך אפשרי של הפרמטר θ .

טענה. אם X_1, \dots, X_n מדגם של n תצפיות באוכלוסייה בעלת התפלגות רציפה עם צפיפות f_θ , התלויה בפרמטר θ בלתי ידוע. אז לכל תוצאות מדגם מתקיים:

$$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \prod_{k=1}^n f_\theta(x_k)$$

הגדרה. יהי X_1, \dots, X_n מדגם של n תצפיות באוכלוסייה בעלי התפלגות התלויה בפרמטר θ בלתי ידוע. יהיו תוצאות המדגם.

הערך $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ נקרא **אומד נראות מירבית** אם $\theta = \hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ מקסימום של $L(\theta)$.

טענה. יהי $X \sim \text{Bin}(n, p)$ מדגם. אז לכל תוצאה x של המדגם, $\hat{p}(x) = \frac{x}{n}$ הוא אומד נראות מירבית של הפרמטר p .

טענה. יהי $X_1, \dots, X_n \sim \exp(\lambda)$ מדגם מקרי ופשוט. אז לכל תוצאה x_1, \dots, x_n של המדגם, $\hat{\lambda}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{\bar{x}_n}$ (מוגדר היטב כי $P(x_1 = \dots = x_n = 0) = 0$) הוא אומד נראות מירבית של הפרמטר λ .

טענה. יהי $X_1, \dots, X_n \sim U(0, \theta)$ מדגם מקרי ופשוט כאשר θ אינו ידוע. אז לכל תוצאה x_1, \dots, x_n של המדגם, $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n) = \max\{x_1, \dots, x_n\}$ הוא אומד נראות מירבית של הפרמטר θ .

הגדרה. אומד T הינו **אומד חסר הטיה** של פרמטר θ , אם $E[T] = \theta$ לכל ערך של θ .

ההפרש $E[T] - \theta$ נקרא **ההטיה של האומד** T .

משפט. יהי X_1, \dots, X_n מדגם של n תצפיות מאוכלוסייה בעלת תוחלת μ , אז לכל תוצאה x_1, \dots, x_n של המדגם, $\hat{\mu}(x_1, \dots, x_n) = \bar{x}_n$ הוא אומד חסר הטיה עבור הפרמטר μ .

הגדרה. את טיב האומד T לפרמטר θ נמדוד ע"י **תוחלת ריבוע הטעות**:

$$\text{MSE}(T) = E[(T - \theta)^2]$$

משפט. לכל אומד T עבור פרמטר θ מתקיים כי

$$\text{MSE}(T) = \text{Var}(T) + (E[T] - \theta)^2$$

מסקנה. אם T אומד בלתי מוטה עבור פרמטר θ מתקיים כי $\text{MSE}(T) = \text{Var}(T)$.

רווח סמך

הגדרה. יהא X_1, \dots, X_n מדגם מקרי מהתפלגות נורמלית $N(\mu, \sigma^2)$ כאשר σ^2 ידועה בהינתן שהערך הממוצע של מדגם הינו \bar{x}_n , אז **רווח סמך** עבור μ ברמת בטחון $1 - \alpha$ הוא:

$$\left[\bar{x}_n - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x}_n + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

הערה. אם n מספיק גדול הנוסחה נכונה לכל התפלגות, אם σ^2 ידועה.

טענה (תכונות של רווח סמך).

1. רמת הסמך:

$$P\left(\mu \in \left[\bar{x}_n - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x}_n + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]\right) = 1 - \alpha$$

2. אורך רווח הסמך הוא $L = 2z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$.

3. הסטייה המקסימלית:

$$P\left(z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \geq |\bar{x}_n - \mu|\right) = 1 - \alpha$$

טענה (תכונות אורך הרווח). 1. ככל ש- σ קטנה, L קטן.

2. ככל ש- n גדל, L קטן.

3. ככל ש- $1 - \alpha$ קטן, L קטן.

טענה. נתונה אוכלוסייה המפולגת נורמלית עם סטיית תקן ידועה σ , ותוחלת לא ידועה μ . אז בהינתן $d \geq 0$, אם $n \geq \left(z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{d}\right)^2$ אז

$$P\left(d \geq z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

בדיקת השערות

מושגים בסיסיים

הגדרה. בבדיקת השערות מעלים תמיד שתי השערות המסומנות H_0 ו- H_1 .

H_0 היא השערת המחקר או "ההשערה הסקפטית".

H_1 היא הטענה אותה רוצה הי החוקר להוכיח (ההנחה ה"חדשנית").

על סמך נתוני המדגם צריך להחליט אילו מההשערות נכונה.

הגדרה. בבדיקת השערה ישנן שתי החלטות אפשריות:

1. דחיית H_0 - זוהי ההחלטה האומרת שהשערת האפס איננה נכונה, זאת אומרת ש- H_1 כנראה נכונה.

2. אי דחיית H_0 - זוהי ההחלטה האומרת שלא ניתן לדחות את השערת האפס והיא כנראה נכונה.

הגדרה. כלל שקובע מתי H_0 נכונה ומתי H_1 נכונה נקרא **כלל החלטה** או **מבחן**.

הגדרה. **אזור הדחייה** C הוא התחום של ערכי המדגם בו דוחים את H_0 .

אזור הקבלה/אי הדחייה \bar{C} הוא התחום שבו אין דוחים את H_1 והוא המשלים של C .

הגדרה. בכל מקרה של בדיקת השערות אנו עלולים להגיע להחלטה שגויה. ישנן שתי טעויות אפשריות ונרצה לדעת מה ההסתברות של

כל אחת מהן.

מציאות \ החלטה	H_0 נכונה	H_1 נכונה
H_0 נכונה	רמת ביטחון	טעות מסוג 2
H_1 נכונה	טעות מסוג 1	עוצמה

טענה. בבדיקת השערות:

- ההסתברות לטעות מסוג ראשון היא α .
- ההסתברות לטעות משני היא β .
- עוצמת המבחן היא $1 - \beta$.
- רמת הביטחון היא $1 - \alpha$.

בדיקת השערות על תוחלת כשהשונות ידועה

הגדרה. מובהקות התוצאה p -value הינה ההסתברות לקבלת תוצאה קיצונית לפחות כמו זו שהתקבלה בניסוי, בהנחה שהשערת האפס נכונה. נסמן הסתברות זו ב-PV.

אם $PV \leq \alpha$ דוחים את H_0 , אחרת לא דוחים את H_0 .

משפט. כאשר השונות ידועה, ואנו רוצים לבדוק שתי השערות פשוטות על התוחלת μ :

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad H_1 : \mu = \mu_1$$

אזי מבחן בעל עוצמה מקסימלית הוא המבחן הבא:

1. אם $\mu_1 > \mu_0$ אז אזור הדחיה הוא מהצורה:

$$C = \{X_1, \dots, X_n \mid \bar{X} > c\}$$

2. אם $\mu_1 < \mu_0$ אז אזור הדחיה הוא מהצורה:

$$C = \{X_1, \dots, X_n \mid \bar{X} < c\}$$

משפט (בדיקת השערות חד-צדדית). נתונות n תצפיות מהתפלגות נורמלית $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$ כאשר σ ידועה.

1. מבחן בעל עוצמה מקסימלית ברמה מובהקות α , לבדיקת השערת האפס $H_0 : \mu = \mu_0$ כנגד האלטרנטיבה $H_1 : \mu < \mu_0$, הנו המבחן C הדוחה את H_0 כאשר

$$\bar{X} < \mu_0 - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

2. מבחן בעל עוצמה מקסימלית ברמה מובהקות α , לבדיקת השערת האפס $H_0 : \mu = \mu_0$ כנגד האלטרנטיבה $H_1 : \mu > \mu_0$, הנו המבחן C הדוחה את H_0 כאשר

$$\bar{X} > \mu_0 + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

משפט (בדיקת השערות דו-צדדיות). נתונות n תצפיות מהתפלגות נורמלית $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$ כאשר σ ידועה. אם $H_0: \mu = \mu_0$ ו- $H_1: \mu \neq \mu_0$ אז לא קיים מבחן בעל עוצמה מקסימלית לכל μ . אך נהוג לדחות את H_0 תחת אזור הדחיה:

$$C = \mathbb{R} \setminus \left[\bar{x}_n - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x}_n + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$