/"____.aux

1 מרחב הסתברות:

 $:\Omega,P,\mathcal{F}$ מרחב משלשה מורכב מחברות

- ות. מרחב מדגם Ω : קבוצה לא ריקה המכילה את כל התוצאות האפשריות.
 - :P פונקציות הסתברות 2
- פונקצית הסתברות נקודתית P: היא הפונקציה ששולחת איבר ממרחב המדגם לקטע [0,1]. כלומא בער כל מאורע בתרחב המדגם היא מחזירה הסתברות בין 0 ל 1.

דרישות: אנו נדרוש שסכום כל ההסתברותיות במרחב המדגם יהיה שווה ל 1

• פונקצית הסתברות: בניגוד לפונקציית הסתברות נקודדית שמוגדרת על מאורע מסויים במרחב המדגם. פונקצית הסתברות - מוגדרת על תת מאורע במרחב המדגם כלומר - מספר מאורעות ולא מאורע בודד.

$$P:\mathcal{F}\longrightarrow\mathbb{R}^+$$

 Ω מסמלת אוסף של תתי מאורעות ממרחב המדגם ${\mathcal F}$

דרישות:

- שווה ביכה ביכה ביכה של כל המרחב ברות נקודתית, ההסצברות בפונקצית להיות שווה בפונקצית הסתברות נקודתית, ההסצברות ביכה להיות שווה $P(\Omega)=1$.1
 - 2: סיגמא אדטיביות: עבור מאורעות זרים מתקים כי סכום ההסתברויות שווה לאיחוד ההסתברויות.

הערה - קבוצה בת מניה: כשנרצה לסכם קבוצות בנות מניה שאינן סופיות (כדוגמת קבוצת הטבעיים, והרציונלים). נוכל להשתמש בטור שיביא לנו קירוב של הסכימה.

בקבוצה שאינה בת מניה: נדרוש שתהיה קבוצה A שמוכלת ב Ω אך אינה שווה לה. כך שסכום הקבוצה Aיהיה שווה ל 1

תכונות:

- $P(\emptyset) = 0$.1
- 2. איחוד של מאורעות זרים שווה לסכום המאורעות (כמו הדרישה של סיגמא אדטיביות, רק בהפוך).
 - $P(A) \leq P(B)$ אזי $A \subset B$ מונוטניות: אם מתקיים
 - $P(A^c) = 1 P(A)$: משלים: A היא הקבוצה המשלימה של A^c ומתקיים:

1.1 בניית פונקצית הסתברות, מפונקצית הסתברות נקודתית:

על ידי: $P_p:\mathcal{F}\longrightarrow\mathbb{R}^+$ את: נגדיר את נקודתית נקודתית פונקצית הסתברות פונקצית פונקצית בהינתן

$$P_p(A) = \sum_{\omega \in A} P(\omega)$$

הגדרה: פונקציית הסתברות שנבנית על ידי פונקצית הסתברות נקודתית נקראת **פונקציית הסתברות בדידה**.

1.2 מרחב התסתברות אחיד:

הגדרה: נאמר שמרחב ההסתברות הינו אחיד אם מתקיים $P(\omega_1)=P(\omega_2)$ עבור כל ω_1,ω_2 כלומר ההסתברות שווה עבור על האיברים במרחב.

 $P_p(A)=rac{|A|}{|\Omega|}:$ א עבור $P(\omega)=rac{1}{|\Omega|}$ מתקיים מתקיים מתקיים ולכן אבור $P(\omega)=rac{1}{|\Omega|}$

1.3 מכפלת מרחבי הסתברות:

כאשר יש לנו שני מרחבי הסתברות שונים עם פונקציות הסתברות שונות. נרצה להגדיר את המכפלה של של שני מרחבי הסתברות.

האיבר האיבר סדורים אוגות סדורים פאשר האיבר מרחבי מרחבי מכפלת $p_2:\Omega \to_2 \mathbb{R}^+$ ו $p_1:\Omega_1 \to \mathbb{R}^+$ אם האיבר האיבר האיבר השני שייך למרחב השני שייך למרחב השני שייך למרחב השני שייך למרחב האיבר השני שייך למרחב השני שייך למרחב השני שייך למרחב השני מוגדרת להיות:

$$p1 \times p2((\omega 1, \omega 2)) = p1(\omega 1) \cdot p2(\omega 2)$$

. אויד. אחיד. המכפלה הינו אחיד. הסתברות הסתברות המכפלה הינו אחיד. p_1,p_2 או p_1,p_2

1.4 ניסוי דו שלבי:

אנו מבצעים ניסוי ראשון. ולפי תוצאות ניסוי הראשון אנו מחליטים כיצד נבצע את הניסוי השני. כלומר ⁻ הניסוי השני מושפע מתוצאות הניסוי הראשון.

(למעשה זוהי הכללה של מכפלת מרחבי הסתברות. שהרי נוכל להחליט שאנו מבצעים ניסוי שני בלי שתוצאת הניסוי הראשון תשנה)

תוצאת הסתברות $p_{\omega 1}$ המגדירה הסתברות Ω_1 ופונקצית הסתברות עם פונקצית פונקצית הסתברות הסתברות יהיו יהיו Ω_1,Ω_2 המגדירה את הניסוי על ω_2 לפי תוצאות הניסוי על ω_2

 $q:\Omega o\mathbb{R}^+$ מרחב ההסתברות של ניסוי דו שלבי מוגדר להיות $\Omega=\Omega_1 imes\Omega_2$ ופונקצית ההסתברות של ניסוי דו שלבי מוגדר להיות היות ופונקצית ההסתברות באמצעות:

$$q((\omega 1, \omega 2)) = p(\omega 1)p_{\omega 1}(\omega 2)$$

 $\omega_1 \in \Omega_1$ בניסוי דו שלבי הפונקציה $p_{\omega 1}$ נבחרת באופן נפרד עבור כל

1.5 חסם האיחוד:

 $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$: טענה: יהיו אזי מתקיים במרחב במרחב כלשיהן במרחב $A, B \in \mathcal{F}$ יהיו מתקיים שוויון ממש.

 $P(\cup_{i\in N})A_i \leq \sum_{i\in N}P(A_i)$:ובאופן כללי: עבור $A_1,A_2....$

 $n o \infty$ אי שוויון בול: אותו אי שוויון של חסם האיחוד, עובד גם עבור

1.6 רציפות פונקצית ההסתברות:

 $A_n\subset A_{n+1}$ סדרת מתקיים עולה איז מונוטונית עולה היא מונוטונית אזרה $A_1,A_2....$ סדרת מאורעות. נאמר שהסדרה היא מונוטונית עולה איז מונוטונית עולה, איז היא מקיימת: אם סדרת מאורעות היא מונוטונית עולה, איז היא מקיימת: $P\left(\bigcup_{i\in N}A_i\right)=P\left(\bigcup_{i\in N}A_i\right)$ מכיוון שהיא מונוטונית עולה וחסומה מלעיל ע"י $P\left(A_n\right)=P\left(\bigcup_{i\in N}A_i\right)$

2 עיקרון ההכלה וההדרה:

עבור שתי מארעות: יהיו A,B מאורעות, אזי:

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

יעבור המקרה הכללי: יהיו $A_1...A_n$ מאורעות, אזי:

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i \in [n]} A_i\right) = \sum_{i \in [n]} \mathbb{P}\left(A_i\right) - \sum_{i \in [n]} \sum_{j \in [i-1]} \mathbb{P}\left(A_i \cap A_j\right) + \sum_{1 \le i < j < k \le n} \mathbb{P}\left(A_i \cap A_j \cap A_k\right)$$
$$- \dots + (-1)^{n+1} \mathbb{P}\left(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n\right)$$

ובאופן שקול:

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i\in[n]}A_i\right) = \sum_{I\subset[n]\atop i\neq\emptyset} (-1)^{|I|+1} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i\in I}A_i\right)$$

הערה: הצורה הראשונה של הנוסחה תהיה טובה יותר עבור אי שוויוני בונופורני.

טענה - אי שוויוני בונופורני: בכל מקום בו נקטע את הנוסחה נקבל חסם - או מלעיל או מלרע. לפי הסימן של החלק הבא בנוסחה:

אם הוא חיובי ז החסם הוא מלרע.

אם הוא שלילי - החסם הוא מלעיל.

3 הסתברות מותנית:

יהיו A,B מאורעות , אנו נרצה לשאול מה ההסתברות שמאורע A קרה, בתנאי שמאורע B קרה או להיפך. הגדרה הסתברות מותנית: יהיו A,B מאורעות כך שA,B אזי ההסתברות של A בהינתן B שווה ל:

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

3.1 בניית פונקציית הסתברות מהסתברות מותנית:

טענה: עבור שני מאורעות $P_B=P(A|B)=rac{P(A\cap B)}{P(B)}$ כך P_B אם נגדיר את $P_B=P(A|B)=P(A|B)$ היא תהיה פונקצית הסתברות.

3.2 נוסחאות הסתברות מותנית:

 $P(B) \ge 0$ עבור שני מאורעות A, B ועבור

3.2.1 כלל השרשרת:

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(A \mid B)$$

בלל השרשרת לכמה מאורעות: יהיו $P\left(igcap_{i=1}^n A_i
ight)>0$ ש כלל השרשרת לכמה מאורעות: יהיו

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^{n} A_{i}\right) = \mathbb{P}\left(A_{1}\right) \mathbb{P}\left(A_{2} \mid A_{1}\right) \mathbb{P}\left(A_{3} \mid A_{1} \cap A_{2}\right) \cdot \ldots \cdot \mathbb{P}\left(A_{n} \mid \bigcap_{i=1}^{n-1} A_{i}\right) =$$

$$= \prod_{k=1}^{n} \mathbb{P}\left(A_{k} \mid \sum_{i=1}^{k-1} A_{i}\right)$$

:כלל בייס: 3.2.2

$$\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B \mid A) = \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(A \mid B) = \mathbb{P}(A \cap B)$$

3.3 התניה במספר מאורעות:

D אזי לכל מאורע פער אזי מכן $P'=P_B$ ולאחר מכן אזי לכל מאורע פער אזי לכל מאורע פערה: יהיו אזי לכל מאורע פער אזי לכל מאורע פער פער אזי לכל מאורע מתקיים:

$$\mathbb{P}''(D) = \mathbb{P}(D \mid A \cap B) = \mathbb{P}_{A \cap B}(D)$$

כלומר - אם מתנים בשני דברים או יותר סדר ההתניה לא משתנה.

3.4 הסתברות מותנית וניסוי דו / רב שלבי:

למעשה הסתברות מותנית הינה הכללה של ניסוי דו שלבי.

 $q((\omega 1,\omega 2))=p(\omega 1)p_{\omega 1}(\omega 2)$ אזי: יהי ניסוי דו שלבי עם פונקצית הסתברות

- Ω_1 מאורע מ $\mathfrak{P}\left(\{(\omega_1,\cdot)\}\right)=p\left(\omega_1\right)$.1
 - $\mathbb{P}(\{(\cdot,\omega_2)\} \mid \{(\omega_1,\cdot)\}) = p_{\omega_1}(\omega_2)$.2

3.5 נוסחת ההסתברות השלמה:

הגדרה המאורעות והמאורעות, נאמר שהן חלוקה של Ω אם מתקיים $\int_{i=1}^n A_i = \Omega$ והמאורעות זרים בזוגות. בזוגות יהיו לומר עבור כל שני מאורעות שלהם שווה לקבוצה הריקה, ואיחוד כל המאורעות שווה לכל המרחב.

B טענה: אם $A_1....A_n$ חלוקה של חויהי $A_1....A_n$ טענה:

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{i=1}^{n} \mathbb{P}(A_i) \mathbb{P}(B \mid A_i) = \sum_{i=1}^{n} \mathbb{P}(B \cap A_i)$$

4 אי תלות:

באופן בלתי פורמלי ז אם עבור שני מאורעו מתקיים

$$P(A|B) = P(A) \iff \frac{\mathbb{P}(B \cap A)}{\mathbb{P}(B)} = \mathbb{P}(A) \iff \mathbb{P}(B \cap A) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$$

A.B אזי

הגדרה: יהיו A,B מאורעות נאמר שהם ב"ת אמ"מ

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

טענות והערות:

- 1. הערה: אם שני מאורעות הם ב"ת, זה לא אומר שהם זרים. אלא להיפך מכיוון שהחיתוך שלהם גדול מ 0.
 - 2. **הערה:** לפעמים יש קשר פיזי בין המאורעות אך הם עדיין ב"ת. אך אם אין קשר פיזי הם ב"ת.

- . הם ב"ת אורעות מכפלה, מאורעות מהצורה $A_1 \times \Omega_1$ ו $A_1 \times \Omega_2$ הם ב"ת.
- .4 לכל $A \in \mathcal{F}$ מתקיים: A ב"ת בA ב"ת בקבוצה הריקה.
 - ב"ת. A,B^c ב"ת אזי גם A,B ב"ת.
 - P(A|B) = P(A) אזי: P(B) > 0 ב"ת וגם A, B אם A, B

4.1 אי תלות של כמה מאורעות:

טענה: יהיו A,B,C מאורעות , ומתקיים A,B ב"ת אחד בשני וגם A,Cב"ת אחד בשני, לא בהכרח שגם Aו מענה: יהיו A,B,C מאורעות , ומתקיים A,B ב"ת במאורעות $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ גם ב"ת ב $B_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ איי מאורע $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ ב"ת במאורעות $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ מתקיים ש $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ ב"ת במאורעות $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ איי הוא גם ב"ת ב $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ ובפרט בחיתוך של טענה - אי תלות במספר מאורעות משלימים: אם $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ איי הוא גם ב"ת ב $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ ובפרט בחיתוך של המשלים.

4.2 אי תלות של קבוצת מאורעות:

: מתקיים $I\subset [n]$ מתקיים ב"ת אם לכל $A_1....A_n$ מתקיים

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i\in I}A_i\right) = \Pi_{i\in I}\mathbb{P}\left(A_i\right)$$

כלומר: כל תת קבוצת מאורעות צריכה להיות ב"ת אחד בשני. חשוב לשים לב: אי תלות בזוגות לא גורר אי תלות של כל אוסף המאורעות.

 $igcap_{j\in I, j
eq i}A_i=\{A_1,...A_{i-1},A_{i+1}....A_n\}$ ב"ת ב"ת ב"ת ב"ת אמ"מ לכל ישקולה: מאורעות A_i יקראו ב"ת אמ"מ לכל ווא מתקיים ש $i\in [n]$ מתקיים ש $i\in [n]$

4.3 אי תלות של אינסוף מאורעות:

 $A_1,A_2....A_n$ ב"ת. קבוצת המאורעות $A_1,A_2....$ נקראת ב"ת אם לכל $n\in N$ קבוצת המאורעות $A_1,A_2....$ באופן שקול: לכל $I\subset N$ סופית. מתקיים $I\subset N$ סופית: אם $I\subset N$ סופית: אם המאורעות ב"ת אזי:

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i\in\mathbb{N}}A_{i}\right)=\prod_{i=1}^{\infty}\mathbb{P}\left(A_{i}\right)=\lim_{n\to\infty}\prod_{i=1}^{n}\mathbb{P}\left(A_{i}\right)$$

5 משתנים מקריים:

באוםן כללי: לרוב מ"מ מייצג מספר או סכום מתוך מרחב המדגם ־ Ω . לרוב השאלות יפתחו ב "כמה" או "למה שווה", שאלות של "מה ההתפלגות של X" הכוונה היא מה ההסתברות לכל תשובה של X.

 $X:\Omega\longrightarrow R$ הגדרה: משתנה מקרי X הוא פונקציה

 $\omega \notin A$ אינדיקטור: אם $\alpha \in A$ מאורע כלשהו 1_A היא פונקציית אינדיקטור של Aשמחזירה 1 עבור $\alpha \in A$ ומחזירה $\alpha \in A$

התפלגות של מ"מ:

: המוגדרת על ידי המוגדרת מ"מ אזי ההתפלגות של x היא פונקציה $\mathcal{P}_X:\mathcal{F}_\mathcal{R}\longrightarrow\mathcal{R}^+$ המוגדרת על ידי

$$\mathbb{P}_X(S) = \mathbb{P}(X \in S) = \mathbb{P}(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \in S\})$$

R טענה: P_X הינה פונקצית הסתברות על

מינוח: עבור X שמוגדר ע"י פונקצית הסתברות בדידה, נאמר שX הוא מ"מ בדיד.

טענה: מ"מ בדידים הם למעשה מרבח ווקטורי ולכן סגורים לחיבור וכפל בסקלר. לכן עבור שני מ"מ בדידים - החיבור שלהם הוא גם מ"מ בדיד.

התפלגות משותפת והתפלגויות שוליות:

בהינתן שני מ"מ X,Y נבנה טבלה באופן הבא: Y מייצג את השורות וX מייצג את העמודות. ואיברי מרחב המדגם מופיעות בעמודה והשורה הראשונה. וההסתברויות לכל צמד כתובות בתאים.

. אם נסכום את העמודות נקבל את הערך של X ללא קשר לY ולהיפך עם השורות.

התפלגות שולית: היא הסכום של כל שורה או עמודה. ומתקיים שx,Y ב"ת אם ההסתברות השולית שווה למכפלת

$X \backslash Y$	1	••••	$\downarrow X$ התפלגות שולית של
1	(1,1)	(1,2)	
•••	(2,1)		
Y התפלגות שולית של			

התפלגויות חשובות:

5.3.1 התפלגות ברנולי:

P(X=0)=1-lpha וגם P(X=1)=lpha נאמר שX מתפלג ברנולי אם הוא מ"מ בדיד, וגם מתקיים

 $X \sim Ber(\alpha)$:נסמן

מייצג: הטלת מטבע לא הוגן, או לניסוי שההסתברותלהצלחה בו הינה p. כאשר X סופר כמה הצלחות היו.

התפלגות אחידה: 5.3.2

 $P(X=x)=rac{1}{b-a}$ מתקיים $x\in [a,b]$ אם לכל [a,b] אם אחיד על הקטע

 $X \sim Unif([a,b])$ נסמן:

מייצג: הטלת מטבע או זריקת קוביה פעם אחת.

5.3.3 התפלגות גיאומטרית:

. עבור עם פרמטר ע $\mathbb{P}(X=k)=p(1-p)^{k-1}$ אם עבור עם פרמטר עם פרמטר איז מתפלג גיאומטרית ע

כאשר p הוא הסתברות למאורע בודד.

 $X \sim Geo(p)$ נסמן:

 $m{a}$ מייצג: n ניסויים ב"ת שלכל אחד מהם יש הסתברות p להצלחה, X סופר כמה ניסויים היו עד להצלחה.

:טענות

- $P(X>k)=(1-p)^k$ מתקיים: $k\in N$ ויהי ויהי $X\sim Geo(p)$.1
- i לכל $X_i \sim Ber(p)$ לכל מ"מ ב"ת מ"מ ב"ת מ"מ התפלגות ברנולי: תהי התפלגות מ"מ ב"ת עם התפלגות ברנולי: תהי איזי איזי ועם התפלגות ברנולי: תהי $X \sim Geo(p)$ איזי $X = min(n \in N | X_n = 1)$
- המשתנה הזיכרון: אם $X\sim Geo(p)$ אזי לכל $X\sim Geo(p)$. כלומר הזיכרון: אם .3 המקרי בקבוע, לא משפיעה על ההתפלגות שלו אלא היא נשארת אותו הדבר.
- 1 (supp(X)=N) איי שנתמך על הטבעיים מ"מ מ"מ מ"מ מ"מ איי חוסר אייכרון: אם 4 מ"מ אייכרון: אם X מקיים את תכונת חוסר הזיכרון, אזי אזי $X\sim Geo(p)$ אזי אזי הוא מ"מ גיאומטרי. אזי הוא מ"מ גיאומטרי.
- P(X=1) < 1 טענה הגדרה שקולה למשתנה מקרי יהי X משתנה X יהי גיאומטרי: יהי מקרי ומקיים ומקיים .5 אזי התנאים הבאים שקולים:
 - עני. לכל $X\sim (X-k|X>k)$:3 גיאומטרית. 2: ($X\sim (X-1|X>1)$ לכל $X\sim (X-k|X>k)$ לכל $X\sim (X-k|X>k)$

5.3.4 התפלגות בינומית:

נאמר שX מתפלג בינומית עם פרמטר $p \leq 1$. ועבור n טבעי. אם לכל מתפלג בינומית עם פרמטר $k \in \{0,1,...n\}$

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

 $X \sim Bin(n,p)$ נסמן:

n ניסויים ב"ת שלכל אחד מהם יש הסתברות ברנולי p להצלחה, X סופר **כמה הצלחות** היו. n

:טענות

- 1. יצירת משתנה מקרי בינומי מקבוצת מ"מ עם התפלגות ברנולי: יהיו $X_1....X_n$ מ"מ ב"ת שווי התפלגות. עם גיירת משתנה מקרי בינומי מקבוצת מ"מ עם התפלגות ברנולי: יהיו $X_1...X_n$ אזי: $X_i\sim Ber(p)$
- $X\sim Bin(n,p),\quad Y\sim Bin(m,p)$ אוי איזי $X\sim Bin(n,p),\quad Y\sim Bin(m,p)$.2 פכום של מ"מ עם התפלגות בינומית: אם והם $X\sim Bin(n+m,p)$

5.3.5 התפלגות פואסון:

.0 מתקיים טבעיים לטבעיים אשייך אם מתפלג פרמטר עם פרמטר אם אם לכל איז מתפלג פואסון עם פרמטר $\lambda \in R^+$

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

 $X \sim Po(\lambda)$ נסמן:

מייצג: גבול של התפלגות בינומיות שבהן יש מספר גדול של נסיונות, עם הסתברות קטנה של הצלחה לכל אחד מהנסיונות.

:טענות

- 1. גבול של התפלגות בינומית: יהי 0>0 ויהיו $X_n\sim Bin\left(n,\frac{\lambda}{n}\right)$ ויהיו $\lambda>0$ (לאו דווקא ב"ת) אזי $lim_{n\to\infty}P(X_n=k)=P(X=k):X\sim Po(\lambda)$ משתנים מקריים, עבור $lim_{n\to\infty}\left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^n=e^{-\lambda}$ הערה: $lim_{n\to\infty}\left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^n=e^{-\lambda}$
- $(Z=X+Y)\sim Po(\lambda+\mu)$ ב"כום של מ"מ עם התפלגות פואסון: אם $X\sim Po(\lambda), \quad Y\sim Po(\mu)$ אם $X\sim Po(\lambda), \quad Y\sim Po(\lambda+\mu)$.2

5.4 התומד של מ"מ:

: התומך של מ"מ X מסומן supp(X) ומוגדר על ידי

$$supp(X) = \{ s \in \mathbb{R} \mid \mathbb{P}(X = s) = \mathbb{P}_X(s) > 0 \}$$

. 0 כלומר $^{-}$ כל הערכים ב Ω עבורם נקבל הסתברות שגדולה מ

5.5 יחסים בין משתנים מקריים:

5.5.1 הגדרה ז שווי התפלגות:

 $P_X=P_Y$ שני מ"מ נאמר שהם שווי התפלגות אם מתקיים X,Y יהיו

 Ω כלומר התשובה את אותה התשובה $\mathbb{P}(X \in S) = \mathbb{P}(Y \in S)$ מתקיים מתקיים: $S \subset R$ מתקיים: אם המ"מ בדידים אזי מספיק לבדוק שעבור כל $s \in R$ מתקיים:

$$\mathbb{P}(X=s) = \mathbb{P}_X(s) = \mathbb{P}_Y(s) = \mathbb{P}(Y=s)$$

 $X\stackrel{
m d}{=} Y$ סימון: נסמן

5.5.2 הגדרה - שוויון כמעט תמיד:

יהיו אם מתמיד אם שווים כמעט מ"מ נאמר שהם יהיו X,Y יהיו

$$P(X = Y) = 1 \iff \mathbb{P}(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = Y(\omega)\}) = 1$$

.1 פולמר ההסתברות ששני המ"מ יחזירו עבור $\omega\in\Omega$ את ההסתברות, שווה ל $\omega\in\Omega$ יחזירו ששני המ"מ יחזירו ל $X\stackrel{\mathrm{a.s}}{=}Y$

5.5.3 תכונות של התפלגויות בין שני מ"מ:

- $X\stackrel{\mathrm{a.s}}{=} Z$ אז $Y\stackrel{\mathrm{a.s}}{=} X$ וגם $Y\stackrel{\mathrm{a.s}}{=} X$ אז .1
- .ש. מ"מ חדש. $f\left(Y\right)\stackrel{\mathrm{d}}{=}f\left(X\right)$ אזי אזי $Y\stackrel{\mathrm{d}}{=}X$ עבור f מ"מ חדש.
- .שבור f מ"מ חדש. $f(Y)\stackrel{a.s}{=}f(X)$ אזי $Y\stackrel{a.s}{=}X$ עבור f מ"מ חדש. 3

5.6 וקטורים מקריים (ו"מ) והתפלגות משותפת של מ"מ:

ימדי: n מימדי: 5.6.1

יהיו מקרי. מ"מ (מעל אותו מרחב הסתברות) ניתן לחשוב עליהם כעל ווקטור מקרי. איי $X_1,....X_n$ יהיו ל $\omega\in\Omega$ $Z(\omega)=(X_1(\omega),....X_n(\omega))$ ומתקיים: $Z:\Omega\to R^n=(X_1,...X_n)$

 R^n שהיא קבוצת כל תתי הקבוצות של יעבור $\mathcal{F}_{\mathbb{R}^n}$ שהיא קבוצת כל אוקטור מקרי X

$$\mathbb{P}_X:\mathcal{F}_{\mathbb{R}^n}\to[0,1]$$

 $R^{
m n}$ זוהי פונקצית הסתברות על

מינוח: אם ווקטור מקרי בדידה, נאמר שXהוא פונקציה בדידה, פונקציה פונקציה אם P_X

טענה: יהי אמ"מ X_i בדיד אמ מקרי. אזי אז בדיד אמ"מ בדיד אמ"מ בדיד אמ

5.6.2 התפלגות משותפת:

 $X_1...X_n$ של המשותפת המשותפת: יהיו $X_1...X_n$ מ"מ אזי ההתפלגות: $P_{X_1...X_n}$ נקראת ההתפלגות המשותפת של הייו

5.7 הסתברות מותנית על מ"מ:

 $\mathbb{P}_{X|A}(S) = \mathbb{P}(X \in S \mid A)$:התניה במאורע אם ההתפלגות של המ"מ, נכתוב המ"מ, משנה את משנה את ההתפלגות

5.8 אי תלות של מ"מ:

יהיו ב"ת. ב"ת שהם ב"ת אם לכל המאורעות $S,T\in\mathcal{F}_{\mathbb{R}}$ אם לכל ב"ת שהם ב"ת מ"מ נאמר שהם איהיו לכל מ"מ ב"ת אם לכל

$$\mathbb{P}(X \in S, Y \in T) = \mathbb{P}(X \in S)\mathbb{P}(Y \in T)$$

 $P_{Y|X\in S}=P_Y$ מתקיים מתקיים P(X=S)>0 עבורה $S\in\mathcal{F}_\mathbb{R}$ עבורה שקול: אם לכל באפן שקול עבור מ"מ בדידים: נאמר ש $S\in\mathcal{F}_\mathbb{R}$ באפן שקול עבור מ"מ בדידים: נאמר ש $S\in\mathcal{F}_\mathbb{R}$ באפן שקול עבור מ"מ בדידים: נאמר ש

5.9 אי תלות של כמה מ"מ:

$$\mathbb{P}\left(X_{1} \in S_{1}, X_{2} \in S_{2}, \dots, X_{n} \in S_{n}\right) = \mathbb{P}\left(X_{1} \in S_{1}\right) \mathbb{P}\left(X_{2} \in S_{2}\right) \cdot \dots \cdot \mathbb{P}\left(X_{n} \in S_{n}\right)$$

$$\mathbb{P}\left(\forall i \in [n]X_i = s_i\right) = \prod_{i \in [n]} \mathbb{P}\left(X_i = s_i\right)$$

 $A_1,...A_n$ טענה: יהיו $A_1,...A_n$ מאורעות על אותו מרחב הסתברות. אזי: הם ב"ת אמ"מ

5.10 שימור אי תלות תחת הפעלת פונקציות:

5.10.1 טענה - אי תלות של הרכבה על משתנים מקריים:

. אזי: f,g הם ב"ת. f,g הן פונקציות). אזי $f,g\in\mathcal{F}_{\mathbb{R} o\mathbb{R}}$ הן פונקציות). X,Y היו

2.10.2 טענה ־ אי תלות של הרכבה על וקטורים מקריים:

. טענה: יהיו $Y=(Y_1,\ldots,Y_m)\,,\;\;X=(X_1,\ldots,X_n)$ אזיי יהיו $Y=(Y_1,\ldots,Y_m)\,,\;\;X=(X_1,\ldots,X_n)$ ויהיו $g\in\mathcal{F}_{\mathbb{R}^m\to\mathbb{R}^k},\;\;f\in\mathcal{F}_{\mathbb{R}^n\to\mathbb{R}^l}$ ויהיו

טענות והערות:

- .1 הערה: טענה זו נכונה גם עבור n>2 וקטורים מקריים.
- 2. **הערה:** כל הטענות שהוכחנו עבור כמה מ"מ ב"ת, נכונות גם עבטר כמה ו"מ ב"ת.

- הם $X=(X_1,\dots,X_n)\,,\quad Y=(Y_1,\dots,Y_m)$ הווקטורים מ"מ ב"ת. אזי: הווקטורים $X_1,\dots,X_n,Y_1,\dots,Y_m$ הם מ"מ ב"ת. ו"מ ב"ת .
- . אהם ב"ת. וגם $\frac{X_1}{X_2}$ עבור $\frac{X_1}{X_2}$ אם ב"ת. וגם X_1+X_2 , איי גם X_3+X_4 הם ב"ת. מ ב"ת. $\frac{X_1}{X_2}$ אם ב"ת. $\sin{(X_2 \cdot X_3)}$ הם ב"ת.
 - . הם ב"ת. אזי: $Y_1=X_5+\cdots+X_8$ ו $Y_1=X_1+X_2+X_3+X_4$ הם ב"ת. אזי: X_1,\dots,X_{100} הם ב"ת. 5
 - . ב"ת אז: $A_3 \cup A_4$ ו $A_1 \cup A_2$ ב"ת אז: A_1, A_2, A_3, A_4 הם מאורעות ב"ת. 6

5.11 סדרה אינסופית של מ"מ:

הגדרה: סדרה אינסופית של מ"מ $X_1,X_2...$ נקראת ב"ת. אם לכל n טבעי המ"מ $X_1,X_2...$ הם ב"ת $X_1,X_2...$ וסדרת מ"מ $X_1,X_2...$ ב"ת. אזי: $X_1,X_2...$ וסדרת מ"מ (לאו דווקא בלתי תלויים ולאו דווקא על אותו מרחב הסתברות). אזי קיים מרחב הסתברות על אותו מ"מ ב"ת: $X_1,X_2...$ על אותו $X_1,X_2...$ על אותו $X_1,X_2...$ וסדרת מ"מ ב"ת: $X_1,X_2...$ על אותו $X_1,X_2...$

6 תוחלת:

 $E(X) = \sum_{s \in Supp(X)} s \cdot P(X=s)$ הגדרה: יהי X מוגדרת של X מוגדרת של X מוגדרת בדיד. התוחלת הנ"ל לא מתכנס בהחלט x נאמר של x אין תוחלת.

 $E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) P(\omega)$ הגדרה שקולה:

6.1 תוחלות של התפלגויות מוכרות:

- E(X)=p ברנולי: 1.
- $E(X)=rac{a+b}{2}$:מתפלגות אחידה.
- $E(X) = \sum_{k=0}^{n} k \cdot \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ 3. התפלגות בינומית:
 - $E(X)=\lambda$:4. התפלגות פואסונית:
 - $E(X) = \frac{1}{n}$:התפלגות גיאומטרית.

6.2 תכונות התוחלת:

נגדיר $f {\in} F_{R^n o R}$ נגדיר $X = (X_1,...,X_n)$ נגדיר אם מ"מ אחר: אם מקרי המוגדר כהרכבה של מ"מ אחר: אם Y = f(X)

$$E(Y) = \sum_{t \in \mathbb{R}^n} f(t) \cdot P(X = t)$$

- .2 איש הטענה עם א"ש הטענה אניתן לנסח את מיתן לנסח אזי ב"ע. אזי $X \geq 0$ כ"ת. איי שליליות: אם 2
- E(aX+bY)=aE(X)+bE(Y) : פקלרים a,b סקלרים מ"מ בעלי מ"מ בעלי עבור X,Y מ"מ בעלי לינאריות התוחלת:
 - E(X) > E(Y) מונוטוניות: אם X > Y כ"ת. אזי
 - 5. תוחלת של אינדיקטור: היא ההסתברות שהמאורע קרה. (כי אינדיקטור הוא מספר קבוע)
 - 6. מ"מים שווי התפלגות: יש את אותה התוחלת גם אם הם מעל מרחבי הסתברות שונים.

6.3 תוחלת תחת התניה ואי תלות:

E(XY) = E(X)E(Y) טענה ז עבור X,Y ב"ת בלבד: מתקיים

E(X|A)= הגדרה: יהי X מ"מ בדיד, וA מאורע כך ש P(A)>0 נגדיר את התוחלת של X להיות: $\sum_{s\in Supp(X)}s\cdot P(X=s|A)$

 $E(X)=\sum_{i=1,P(A_i)>0}^n E(X|Ai)P(Ai)$ איי: מ"מ. איי: $A_1...A_n$ חלוקה של $A_1...A_n$ טענה די נוסחת התוחלת השלמה: אם

נוסחת הזנב:

טענה: עבור מ"מ המקיים $P(X) = \sum_{n \in N} P(X \geq n)$ אזי: $E(X) = \sum_{n \in N} P(X \geq n)$ (כלומר X מקבל רק ערכים טבעיים). אזי: $E(X) = \sum_{n \in N} P(X \geq n)$ איזי: $E(X) = \sum_{n \in N} P(X \geq n)$ איזי: עבור מ"מ המקיים X האיזי).

:אי שוויון מרקוב

 $P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$ מתקיים a>0 מתלת. אזי לכל תוחלת. אזי לכל מ"מ לצבור מ"מ לא מקיים $X\geq 0$ כ"ת. נצטרך לנרמל אותושיקיים את הדרוש ע"מ להשתמש בא"ש מרקוב. הערה: אם המ"מ לא מקיים ל

8 שונות:

תיאור: שונות היא המדדד לפיזור של ההתפלגות מסביב לתוחלת.

 $Var(X)=E\left(X-E(X)^2
ight)$ מוגדרת להיות: X מ"מ בדיד ובעל תוחלת אזי השונות של א מוגדרה: יהי

 $Var(X) = E(X^{2}) - E(X)^{2}$ הגדרה שקולה:

 $X^2=X$ מתקיים מדיקטור: מתקיים מרנולי הערה מערה מיים מברנולי או

:סטיית תקן:

 $\sigma(X) = \sqrt{Var(X)}$ סטיית תקן של מ"מ X מוגדרת להיות מטיית תקן של מ

8.2 תכונות השונות:

- .1. אי שלליות: עבור כל מ"מ שיש לו שונות. מתקיים: $Var(X) \geq 0$, (והיא שווה בדיוק X=1 כאשר X=1 מ"מ קבוע).
 - $a\in R$ עבור Var(X+a)=Var(X) עבור מתקיים .2
 - $Var(aX) = a^2 \cdot Var(X)$ ביבוע בריבוע מהתוחלת מהתוחלת מהתוחלת מוצא $a \in R$ יוצא מהתוחלת.
 - Var(X+Y)=Var(X)+Var(Y) אדטיביות של מ"מ ב"ת: יהיו X,Y מ"מ ב"ת בעלי שונות אזי: 4. אדטיביות של מ"מ ב"ת: יכול להתקיים גם עבור מ"מ ב"ת, אך לא בהכרח.

8.3 שונות של התפלגויות מוכרות:

- Var(X) = p(1-p) ברנולי: 1.
 - $Var(X) = rac{n^2 1}{12}$:מתפלגות אחידה: .2
- Var(X) = np(1-p) אות בינומית: 3.
 - $Var(X) = \lambda$.4.
 - $Var(X)=rac{1-p}{p^2}$ התפלגות גיאומטרית: .5

9 אי שוויון צ'בישב:

 $P(|X-E(X)| \geq a) \leq rac{Var(X)}{a^2}$:מתקיים a>0 אזי לכל האי שונות. אזי לכל מ"מ בעל תוחלת מהתוחלת". "כמה סביר שנהיה רחוקים מהתוחלת"

10 החוק החלש של המספרים הגדולים:

מתקיים arepsilon>0 אזי לכל $Var\left(X_{i}
ight)=\sigma^{2}$ ושונות התפלגות. בעלי תוחלת בעלי התפלגות. בעלי אזי לכל $E\left(X_{i}
ight)=\mu$ מתקיים מ

$$\lim_{n \to \infty} \mathbb{P}\left(\mu - \varepsilon \le \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} \le \mu + \varepsilon\right) = 1$$

:הערות

- 1. תוחלת של ממוצע של מ"מים ב"ת = לתוחלת של כל אחד מהם.
- השונות של ממוצע של מ"מים שווים ב"ת קטנה יותר מהשונות של כל אחד מהם, והיא פשוט השונות המקורית חלקי מספר המ"מים.
 - 3. הערה: יתכן שהמשתנים תלויים זב"ז, ובכ"ז החוק הנ"ל מתקיים.

ונות משותפת Covariance:

הגדרה: יהיו X,Y מ"מ בעלי שונות. נגדיר את השונות המשותפת שלהם להיות:

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

Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) הגדרה שקולה:

מבחינה אינטואיטבית: ככל שישנה התאמה חיובית גבוהה יותר בין שני המ"מ (דהיינו גדלים וקטנים יחד) - השונות המשותפת גדלה, וככל שישנה התאמה שלילית גבוהה יותר (דהיינו אחד גדל בזמן שהשני קטן) - השונות המשותפת קטנה.

:Cov טענות ותכונות של 11.1

$$Cov(X,Y) = E((X-E(X))(Y-E(Y))) = E((Y-E(Y))(X-E(X))) = Cov(Y,X)$$
 .1.

- 2. בי־ליניאריות:
- - Var(X) = Cov(X,X) . שונות משותפת של מ"מ עם עצמו: 3.
 - 4. טענה חישוב שונות של סכום של מ"מים:

.Var(X+Y)=Var(X)+2Cov(X,Y)+Var(Y) מקרה פרטי עבור 2 מ"מים: יהיו X,Y מ"מים בעלי שונות, אזי: X,Y מ"מים: יהיו X,Y מ"מים: יהיו $X_1....X_n$ מ"מים בעלי שונות, אזי: לחשב את השונויות.

$$Cov(X,X) = Var(X)$$
 .5

21.1 מ"מים בלתי מתואמים:

Cov(X,Y)=0 שני מ"מ בלתי מתואמים אם בלתי מהם בלתי מים. נאמר שהם בלתי מתואמים אם מתקיים עבור X,Y שני מ"מ בלתי מתואמים. X,Y בלתי תלויים, אזי הם בלתי מתואמים.

הערה: ההיפך אינו נכון. אם שני מ"מים הם בלתי מתואמים לא בהכרח שהם גם ב"ת.

12 אי שוויון קושי שוורץ:

טענה: יהיו X,Y מ"מים בעלי שונות, אזי: $\mathbb{E}(XY)|\leq \sqrt{\mathbb{E}(X^2)\,\mathbb{E}(Y^2)}$ ומתקיים שוויון אמ"מ קיים $a\in R_{\geq 0}$ כך שX,Y ומתקיים שוויון אמ"X,Y מ"X,Y מ" מים בעלי שונות, אזי: X,Y

13 מקדם המתאם:

:13.1 הגדרה

 $Corr(X,Y)=rac{Cov(X,Y)}{\sigma(X)\cdot\sigma(Y)}=rac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)\cdot Var(Y)}}$ אמים בעלי שונות, מקדם המתאם שלהם הוא: X
eq 0,Y
eq 0 מ"מים בעלי שונות, מקדם המתאם שלהם הוא: $(\sigma(X)=\sqrt{Var(X)})$

מבחינה אינטואיטבית: מקדם המתאם בודק כמה X,Y מתואמים, והוא אינו מושפע מהזזות/כפל בקבוע עבור שניהם. ככל שישנה התאמה חיובית גבוהה יותר (דהיינו גדלים וקטנים יחד) - מקדם המתאם גדל, וככל שישנה התאמה שלילית גבוהה יותר (דהיינו אחד גדל בזמן שהשני קטן) - מקדם המתאם קטן. אם לא קיימת התאמה כלל מקדם המתאם הוא 0 (למשל במקרה בו הם בת"ל וכתוצאה מכך השונות המשותפת היא 0).

:טענה 13.2

 $-1 \leq Corr(X,Y) \leq 1$ טענה - חסמים למקדם המתאם: יהיו $X \neq 0, Y \neq 0$ מ"מים בעלי שונות מתקיים: בנוסף:

$$b \in R$$
 אמ"מ $a < 0$ עם $Y = aX + b$ אמ"מ $Corr(X,Y) = -1$.2

:מומנטים

14.1 הגדרה - מומנט ומומנט מרכזי:

הערה: חישוב של מומנטים מסדר גבוה הוא מסובך, לכן לא נתמש בזה אלא בפונקציה יוצרת מומנטים.

 $m_k(X)=E\left(X^k
ight)$ הגדרה - המומנט מסדר k: יהי Xמ"מ, המונמט מסדר k של K הוא: $\mu_k(X)=\mathbb{E}\left((X-\mathbb{E}(X))^k
ight)$ הגדרה - המומנט המרכזי מסדר k: הוא

השונות. השונות לב כי עבור k=1 נקבל את התוחלת. ועבור מומנט מרכזי k=1 נקבל את השונות נשים לב כי עבור $\mu_3(X)=m_1(X)-3m_1(X)m_2(X)+(2m_1(X))^2$ טענה הקשר בין מומנט למומנט המרכזי:

14.1.1 טענה - הכללה של אי־שוויון צ'בישב עבור מומנטים מסדרים גבוהים:

 $\mathbb{P}(|X-\mathbb{E}(X)|\geq a)\leq rac{\mu_k(X)}{a^k}$ מתקיים: a>0 אוגי ולכל

:2.2 פונקציה יוצרת מומנטים - פי"מ:

המוגדרת ע"י: $M_X(t):R o R$ היא פונקציה של X היא המומנטים של $M_X(t):R o R$ המוגדרת ע"י: $M_X(t)=\mathbb{E}\left(\left(e^t\right)^X\right)=\mathbb{E}\left(e^{tX}\right)$

. הערה: לפעמים $\mathbb{E}\left(\left(e^{t}
ight)^{X}
ight)$ לא מוגדרת. ורק t=0 הוא הערך היחיד עבורו מובטח לנו שהפונקציה תהיה מוגדרת הערה חשובה: במבחן צריך להגיד מהו תחום ההגדרה של הפונקציה, $^{-}$ עבור אילו tים היא מתקיימת.

הגדרה - מ"מ בעל מומנט מעריכי: מ"מ בעל פונקציה יוצרת מומנטים המוגדרת בסביבה של הראשית נקרא מ"מ בעל מומנט מעריכי.

טענה: אם X מ"מ בדיד עבורו פי"מ סופית בסביבת 0, אזי: הנגזרת הkית של M_X מ"מ בדיד עבורו פי"מ סופית בסביבת $M_X^{(k)}(0)=E\left[X^k\right]=m_k(X):X$

14.2.1 תכונות וטענות של פונקציה יוצרת מומנטים:

- $M_X(t) > 0$: אי שליליות: לכל X,t עבורם פונקציה יוצרת מומנטים מוגדרת, מתקיים: 1
- 2. כפליות:אם X,Y מ"מ ב"ת אז: $M_{X+Y}(t)=M_X(t)\cdot M_Y(t)$ (בהנחה שהפונקציות מוגדרות עבור X,Y). בפליות: ניתן להכליל בצורה אינדוקטיבית את התכונה הזו גם על סכום של יותר מ 2 מ"מים.
 - $M_{X+Y}(t) = M_X(t) \cdot M_Y(t)$ אני מ"מ ב"ת אזי: X,Y שני מ"מ: יהיו 3.

14.2.2 פונקציה יוצרת מומנטים של התפלגויות מוכרות:

- $M_X(t) = pe^t + (1-p)$.1. התפלגות ברנולי:
 - $M_X(t) = rac{e^t \left(1 e^{nt}
 ight)}{n(1 e^t)}$:2. התפלגות אחידה:
- $M_X(t) = pe^t + (1 p)^n$.3. התפלגות בינומית:
 - $M_X(t)=e^{\lambda\left(e^t-1
 ight)}$.4. התפלגות פואסונית:
- $M_X(t) = egin{cases} rac{e^t p}{1-e^t(1-p)} & t < -\log_e(1-p) \ not \ defined & else \end{cases}$.5

:אי שוויון צ'רנוף

 $P(X \geq a) \leq a$ טענה: יהי X מ"מ עם פונקציה יוצרת מומנטים ויהי $a \in R$ לכל $a \in A$ עבורו הפונקציה מתקיים: $a \in A$ טענה: יהי $a \in A$ עבורו מומנטים ויהי $a \in A$ עבורו הפונקציה מתקיים: $A \in A$ עבורו הפונקציה יוצרת מומנטים ויהי $A \in A$

. הערה: לפעמים נרצה למצוא את הערך t עבורו החסם הדוק ביותר. לכן נגזור ונחפש t שהן נקודות מינימום של פי"מ.

16 הופדינג:

16.1 הלמה של הופדינג:

 $M_X(t) \leq \exp\left(rac{t^2}{2}
ight)$ מתקיים: $t \in R$ אזי לכל E(X) = 0 כ"ת. וגם $|X| \leq 1$ מתקיים: $X \in X$

הם ב"ת המספיק הוא ש X_i הם בלמה המספיק הוא המ"מ, נצטרך לנרמל את המ"מ, לכן התנאי המספיק הוא ש X_i הם ב"ת וחסומים ע"י M כלשהו.

16.2 אי־שוויון הופדינג:

 $x=\sum_{i=1}^n X_i$ נגדיר $X=\sum_{i=1}^n X_i$ אזי לכל $X=X_1...X_n$ עם $X=X_$

. הערה: כשנרצה להשתמש בטענה והתנאים לא יתקיימו, נצטרך לנרמל את המ"מים.

17 פונקצית התפלגות מצטברת פה"מ:

 $F_X(t)=P(X\leq t)$ יהי X מ"מ פה"מ של X היא פונקציה $F_X:R o[0,1]$ המוגדרת ע"י:

:טענות ותכונות:

אזי: $a \in R$ מ"מ וX מ"מ מצטברת: יהי אזיי שימוש בפונקציית התפלגות מצטברת: אוי שימוש ב

$$\mathbb{P}(X = a) = F_X(a) - \lim_{n \to \infty} F_X\left(a - \frac{1}{n}\right) = F_X(a) - \lim_{b \to a^-} F_X(b)$$

- . $X\stackrel{d}{=}Y$ אמ"מ $F_X=F_Y$ מ"מים כלשיהם, מתקיים: X,Y אמ"מ אמ"מ (2
 - $\lim_{t o -\infty} F_X(t) = 0$:מתקיים: X מ"מ לכל מ"מ אינסוף: לכל במינוס אינסוף: לכל מ
 - $\lim_{t o\infty}F_X(t)=1$ מתקיים: X מ"מ לכל מ"מ גבול באינסוף: לכל אנות 2. גבול באינסוף: לכל מ
 - $.F_X(a) \leq F_X(b)$ מתקיים: $a \leq b$ מכונה 3 מונוטוניות: 5.
 - $.F_X(a)=\lim_{n o\infty}F_X\left(a+rac{1}{n}
 ight)=\lim_{b o a^+}F_X(b)$ מתקיים: $a\in R$ מתקיים: 6. תכונה 4 ־ רציפות מימין: לכל
- 7. תנאי מספיק להיות פונקציית התפלגות מצטברת: תהי פונקציה $F:R \to R$ המקיימת את תכונות 1-1. אזי קיים $F:R \to R$ מרחב הסתברות ומ"מ $F:R \to R$ כך ש

18 משתנים מקריים רציפים בהחלט:

הגדרה בפיפות: יהי $f_X:R o R$ אינטגרבילית, כך בהחלט אם קיימת פונקציה $f_X:R o R$ אינטגרבילית, כך שלכל שלכל $f_X:R o R$ מתקיים: $f_X(t)=\mathbb{P}(X\leq t)=\int_{-\infty}^t f_X(x)dx$ שלכל

X במקרה כזה f_X נקראת **פונקצית הצפיפות** של

טרמינולוגיה: כאשר אנו אומרים רק 'מ"מ רציף', בלי 'בהחלט' הכוונה שהפונקצייה F_X רציפה, בלי הכרח שהיא תהווה

אינטגרל של פונקציה אחרת.

טענה: יהי $a \leq b$ מתקיים: עם פונקצית צפיפות. ויהיו $a \leq b$ מתקיים:

$$\mathbb{P}(a \le X < b) = \mathbb{P}(a < X \le b) = \mathbb{P}(a < X \le b) = \mathbb{P}(a \le X \le b) = \int_a^b f_X(x) dx$$

18.1 תכונות:

- .1 אי שליליות: לכל מ"מ X רציף בהחלט, ולכל $x \in R$ מתקיים $x \in R$ מתקיים לכל היותר מס' סופי של נק').
 - $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$:מתקיים: X מתקיים מ"מ רציף לכל מ"מ (כל מ"מ לכל מ"מ .2
- 3. תנאי מספיק להיות פונקציית צפיפות: תהי פונקציה F:R o R המקיימת את תכונות 1-2. אזי קיים מרחב הסתברות המ"מ $f_X = f$ שו"מ X כך ש
 - $F_X'(t) = f_X(t)$ מתקיים: t מתקיים: 4. רציפה, ובכל נקודת רציפות t מתקיים: 4.

 (f_X) , היא הפונקציה הצוברת של פונקצית הצפיפות המצטברת (F_X), היא הפונקציה הצוברת של פונקצית הצפיפות (F_X)

18.2 תוחלת של משתנה מקרי רציף בהחלט:

עבור . $\mathbb{E}(X)=\int_{-\infty}^{\infty}sf_X(s)ds$ מוגדרת להיות: X מוגדרת פונקצית צפיפות צפיפות פונקצית של פונקצית אינטגרל שמתכנס בהחלט).

g:R o R טענה - תוחלת של פונקציה של מ"מ רציף: יהי X מ"מ (לא בהכרח רציף בהחלט) עם פונקצית צפיפות היהי X, ותהי X מ"מ ($\mathbb{E}(Y)=\int_{-\infty}^\infty g(s)f_X(s)ds$ אזי: Y=g(X) מגדיר מ"מ Y=g(X)

18.2.1 תכונות תוחלת של מ"מ רציף:

עבור מ"מ רציף מתקיימות כל התכונות של התוחלת כפי שלמדנו עבור מ"מ בדיד, כלומר: אי שליליות, לינאריות ומונוטוניות

18.2.2 הגדרות הנוגעות לתוחלת:

- $Var(X)=\mathbb{E}\left((X-\mathbb{E}(X))^2
 ight)=\mathbb{E}\left(X^2
 ight)-(\mathbb{E}(X))^2$.1.
 - $M_X(t)=E\left(e^{tX}
 ight)$:2. פונקציה יוצרת מומנטים:

הערה: כל המשפטים והאי־שוויונים שהראינו במקרה הבדיד עדיין תקפים!

התפלגויות מוכרות: 18.3

התפלגות אחידה: 18.3.1

. $f_X(t)=\left\{egin{array}{ll} rac{1}{b-a} & t\in[a,b] \\ 0 & else \end{array}
ight.$ אם מתקיים: $X\sim U\left([a,b]
ight)$ נאמר ש

$$F_X(t)=\left\{egin{array}{ll} rac{t-a}{b-a} & t\in[a,b] \\ 0 & t< a \end{cases}
ight.$$
פה"מ של מ"מ אחיד רציף: $t>b$
$$E(X)=rac{a+b}{2}:$$
תוחלת של מ"מ רציף אחיד: $E(X)=rac{a+b}{2}:$

 $Var(X)=rac{(a-b)^2}{12}$:שונות של מ"מ רציף אחיד: אחיד: $M_X(t)=rac{e^{tb}-e^{ta}}{t(b-a)}$ בונקציה יוצרת מומנטים של מ"מ רציף אחיד:

טענה ־ מתיחה של מ"מ אחיד רציף: יהי $X\sim U([a,b])$ יהי רציף: יהי מתיחה של מ"מ אחיד עבור $X\sim U([a,b])$ $Y \sim U([\alpha a + \beta, \alpha b + \beta])$

18.3.2 התפלגות מעריכית:

. $f_X(t)=\left\{egin{array}{ll} \lambda e^{-\lambda t} & t\geq 0 \\ 0 & {
m else} \end{array}
ight.$ אם מתקיים: $X\sim Exp\left(\lambda
ight)$ נאמר ש $X\sim Exp\left(\lambda
ight)$

 $F_X(x)=\left\{egin{array}{ll} 1-e^{-\lambda x} & x>0 \\ 0 & x\leq 0 \end{array}
ight.$ תוחלת של מ"מ רציף מעריכי: $E(X)=rac{1}{\lambda}$ מעריכי: $E(X)=rac{1}{\lambda}$

 $Var(X)=rac{\hat{1}}{\lambda^2}$ שונות של מ"מ רציף מעריכי: $M_X(t)=\left\{egin{array}{ll} \frac{\lambda}{\lambda-t} & t<\lambda \ \infty & \lambda>t \end{array}
ight.$ פונקציה יוצרת מומנטים של מ"מ רציף מעריכי:

 $X \sim Exp(\lambda)$ את תכונת חוסר הזיכרון: מ"מ מעריכי (בדומה למ"מ גיאוֹמטרי), מקיים את תכונת חוסר הזיכרון: יהי t>0 לכל ($X-t\mid X>t)\sim Exp(\lambda)$ לכל מקיים: מ"מ אזי א

18.3.3 התפלגות קושי:

 $f_X(t)=rac{1}{\pi}rac{1}{(t^2+1)}$:מתפלג שמ"מ שלו מה"מ פרמטרים (0,1) מתפלג קושי עם פרמטרים אם מה"מ מה"מ שלו מקיימת $t \in R$ לכל . $f_X(t)
eq 0$ אמקיימת: הראשונה הרציפה הרציפה לכל .

טענה: למ"מ קושי איו תוחלת.

התפלגות נורמלית סטנדרטית:

 $f_X(s)=rac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-rac{s^2}{2}}$:אם מתקיים: $X\sim N\left(0,1
ight)$ אם מתפלג נורמלי תקני (סטנדרטי) אם מתקיים: $X\sim N\left(0,1
ight)$ למעשה: זהו מ"מ שהתוחלת שלו שווה ל 0. והשונות שווה 1.

 $\Phi(t)=\int_{-\infty}^t rac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-rac{g^2}{2}}ds$: למעשה א ניתן להביע את הקדומה של מ"מ נורמלי באמצעות נוסחה, לכן: F_X ${m .} E(X) = 0$:תוחלת של מ"מ רציף נורמלי

Var(X)=1 שונות של מ"מ רציף נורמלי: $M_X(t)=e^{rac{t^2}{2}}$ נורמלי: רציף נורמלי: שונקציה יוצרת מומנטים של מ"מ רציף נורמלי:

18.3.5 התפלגות נורמלית שאינה סטנדרטית:

 $.\mu{\in}R-\sigma>0$ עבור $Y=\sigma X+\mu$ נגדיר $X\sim N\left(0,1
ight)$ פונקציית צפיצות: $f_Y(t)=rac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-rac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ תוחלת: $\mathbb{E}(Y)=\mu$ שונות: $Var(X)=\sigma^2$ נסמן: $Y\sim (\mu,\sigma^2)$

18.4 פונקציה של מ"מ רציף:

סענה: נתון מ"מ רציף בהחלט X בעל התפלגות ידועה. ונתונה פונקציה $g:R \to R$ במקרים רבים המ"מ בעל התפלגות ידועה. ע"י כך שנחשב את פה"מ ונגזור אותה. וניתן למצוא את הצפיפות שלו ע"י כך שנחשב את פה"מ ה"מ וניתן למצוא את הצפיפות שלו ע"י כך שנחשב את פה"מ ונגזור אותה.

19 אינטגרלים דו מימדיים:

אנו מעוניינים לחשב את הנפח מתחת לגרף הפונקציה.

19.1 משפט פוביני:

. אזי: A = [a,b] imes [c,d] אזי: אינטגרל אינט רוצים אנו רוצים אנו רוצים אנו רוצים $f:R^2 o R$

$$\iint_A f(x,y)d(x,y) = \int_a^b \left(\int_c^d f(x,y)dy \right) dx = \int_c^d \left(\int_a^b f(x,y)dx \right) dy$$

y אנו מחשבים את האינטגרל לפי x ואחכ לפי אנו מחשבים את מחשבים אנו לפי dxdy

g,h:R o R עבור $A=\{(x,y)\in\mathbb{R}^2\mid a\leq x\leq b, g(x)\leq y\leq h(x)\}$ עבור משפט פוביני עבור פונקציות: אם מתקיים נקבל:

$$\iint_A f(x,y)d(x,y) = \int_a^b \left(\int_{g(x)}^{h(x)} f(x,y)dy \right) dx$$

נצטרך להגדיר את הגבול החיצוני להיות גבול ממשי, ולפיו להגדיר את הגבול הפנימי.

19.2 צפיפות משותפת⇔התפלגות משותפת רציפה בהחלט:

הגדרה: יהיו אותה משותפת, אותה להם ביפות משרחב הסברות, נאמר כי יש להם אותה משותפת, אותה נסמן $f_{X,Y}$ אם לכל X,Y יהיו יהיו $A,b\in R$

$$F_{X,Y}(a,b) = \mathbb{P}(X \le a, Y \le b) = \int_{-\infty}^{a} \int_{-\infty}^{b} f_{X,Y}(x,y) dy dx$$

 $\mathbb{P}((X,Y)\in A)=\int\!\!\int_A f_{X,Y}(x,y)d(x,y)$ במקרה כזה לכל $A\in F_{R^2}$ מתקיים: $A\in F_{R^2}$ שיש להם צפיפות משותפת.

.19.1 טענה - תנאים לפונקציית צפיפות משותפת:

יהיים: אמ"מ מתקיים: אמ"מ שני מ"מ, נאמר כי יש להם צפיפות משותפת X,Y

- . $f_{X,Y}(x,y) \geq 0$:מעט מספר סופי של נקודות מתקיים: ($x,y \in \mathbb{R}^2$ לכל .1
- $\iint_A f_{X,Y}(x,y)d(x,y)=1$:מתקים: ($A=(-\infty,\infty) imes(-\infty,\infty)$ (כלומר $A=R^2$ מתקים: 2

19.4 צפיפות שולית:

יי: ע"י: אולית שלהם מוגדרת ע"י, אוי הצפיפות המשותפת של $f_{X,Y}$ אם אם הצפיפות המשותפת של אוי הצפיפות המשותפת של אוי

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dy$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dx$$

. נעשה אינטגרל לפי y, ולהיפך, נעשה אינטגרל לפי את הצפיפות לחשב את כדי לחשב את הצפיפות של אינטגרל לפי

$\mathbf{z}(X,Y)$ טענה \mathbf{z} תוחלת של פונקציה של 19.5

אזי: $g:R^2 o R$ ותהי ותהי של אזי: אם אניפות הצפיפות האפיפות היא הצפיפות איזי

$$\mathbb{E}(g(X,Y)) = \iint_{\mathbb{R}^2} g(x,y) f_{X,Y}(x,y) d(x,y)$$

19.6 שונות משותפת:

$$Cov(X,Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y))) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$$

19.7 אי תלות של מ"מים רציפים בהחלט:

 $\mathbb{P}(X\in A,Y\in B)=\mathbb{P}(X\in A)\mathbb{P}(Y\in B)$ מתקיים: $A,B\subseteq R$ מתקיים יקראו ב"ת אם לכל אני מ"מים יקראו ב"ת אם לכל המקיים בהחלט הם בלתי תלויים אם ורק קיימת צפיפות משותפת המקיימת: $f_{X,Y}(s,t)=f_{X,Y}(s,t)$ מתקיים. $f_{X}(s)$

19.7.1 הוכחת תלות:

אם נרצה להוכיח ששני מ"מים תלויים לא נוכל להראות מההגדרה שלא מתקיים שוויון כי הפונקציה לא מוגדרת באופן מוחלט עבור כל נקודה. לכן נעשה זאת באופן הבא:

- 1. **שימוש בשונות משותפת:** אם שני מ"מים הם ת"ל, אזיהשונות המשותפת שלהם שווה ל 0 . לכן אם השונות שונה מ 0 - שניהם תלויים.
- 2. **חישוב עבור מאורע ספציפי:** כשאי אפשר לחשב את השונות, נבחר מאורע ספציפי (שני ערכים) ונראה עבורו שההסתברות אינה מכפלת ההסתברויות.

19.7.2 טענה ־סכום של מ"מים בת"ל המתפלגים מעריכית:

 $X_i \sim Exp\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i
ight)$ אזי: $X_i \sim Exp\left(\lambda_i
ight)$ מ"מים ב"ת עם $X_i \sim Exp\left(\lambda_i
ight)$ נסמן $X_i \sim Exp\left(\lambda_i
ight)$

19.7.3 נוסחת הקונבולוציה:

זאת נוסחה לישוב חיבור של שני מ"מים ב"ת.

 $f_{X+Y}(t)=\int_{-\infty}^{\infty}f_X(s)f_Y(t-s)ds$ אזי: f_X,f_Y אזי: בהחלט בלתי תלויים עם צפיפויות אזי: X,Y מ"מים רציפים בהחלט בלתי תלויים עם צפיפויות הנ" מ"מ רציף ופה"מ שלו היא הקונבולוציה הנ"

19.8 צפיפות מותנית:

 $f_{X|Y=t}(s)=rac{f_{X,Y}(s,t)}{f_{Y}(t)}$ מוגדרת ע"י: $f_{Y}(t)>0$ מוגדרת ע"י: $f_{X|Y=t}(s)=x$ בהינתן של $f_{Y}(t)>0$ בהינתן עבור $f_{Y}(t)>0$ מוגדרת ע"י: אין עניין לחשב ערך בודד שהרי ההסתברות לערך בודד שווה ל $f_{Y}(t)>0$

הערה: יש מקרים בהם הצפיפות המותנית לא מוגדרת.

טענה: לכל זוג מ"מ X,Y בעלי צפיפות משותפת מתקיים: $f_Y(y)=\int_{-\infty}^\infty f_{Y|X=x}(y)f_{X=x}(x)dx$ (כאשר בנק' בהן X,Y בעלי צפיפות המותנית לא מוגדרת הביטוי באינטגרל שווה ל 0).

19.9 התכנסות של סדרת התפלגויות⇔התכנסות בהתפלגות:

 $X_n \stackrel{\mathrm{d}}{\to} X$ במקרה זה נסמן

הגדרה - התכנסות להתפלגות גבולית כללית: יהיו X_n,X מ"מים כלשיהם, נאמר ש $X_n \stackrel{\mathrm{d}}{ o} X$ אם לכל X_n שהיא נקודת גבורה - הגדרה התכנסות להתפלגות גבולית כללית: יהיו $\lim_{n o \infty} F_{X_n}(t) = F_X(t)$ מתקיים: F_X מתקיים:

19.9.1 תכונות של התכנסות בהתפלגות:

אזי: אזי: אותו המרחב. מעל אותו מוגדרים מעל בנוסף X_n,Y_n בנוסף אותו עבור $c\in R$ עבור איי

$$.Y_n + X_n \stackrel{\mathrm{d}}{\to} Y + c$$
 .1

$$X_n \cdot Y_n \stackrel{\mathrm{d}}{\to} cY$$
 .2

20 משפט הגבול המרכזי:

20.1 החוק החלש של המספרים הגדולים - ניסוח חדש:

 $S_n \stackrel{d}{ o} \mu$ אזי א $S_n = rac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$: נגדיר: גדיר: $E(X_i) = \mu$ אווי התפלגות, עם תוחלת שווי ה $X_1, X_2 ...$ נגדיר: $X_1, X_2 ...$ טענה: תהי $X_1, X_2 ...$ סדרת מ"מים, ויהי $X_1, X_2 ...$ אזי $X_1, X_2 ...$ אמ"מ לכל $X_1, X_2 ...$ מתקיים: $X_1, X_2 ...$ סענה: תהי $X_1, X_2 ...$

20.2 משפט הגבול המרכזי:

באופן לא פורמלי: משפט הגבול המרכזי אומר שאם יש לי סכום של מ"מים בת"ל שכל אחד מהם משפיע רק בקצת על הסכום, אזי הסכום מתפלג בקירוב נורמלי (עם תוחלת שהיא סכום התוחלות ושונות שהיא סכום השונויות). קיימים מספר ניסוחים למשפט:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{\sqrt{n}} \xrightarrow[n \to \infty]{d} Z$$

$$, \frac{\sum_{i=1}^{n} \frac{(X_i - n \cdot \mu)}{\sigma}}{\sqrt{n}} \xrightarrow[n \to \infty]{d} Z$$

נסמן - $Var(X_i)=\sigma^2$ ושונות התפלגות, עם תוחלת עם הייו התפלגות, מ"מים ב"ת ושווי התפלגות, עם הייו אזי איזי עבור ב"ר $Z\sim \mathrm{N}(0,\sigma^2)$ אזי עבור $S_n=rac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$

$$\sqrt{n}\left(S_n-\mu\right) \xrightarrow[n\to\infty]{d} Z$$

בטטיסטיקה:

אנו לעשה מסתכלים על זה כמו הסתברות רק מהצד השני, לדוגמא ⁻ אנו נסתכל על מספר הטלות מטבע בלי לדעת כיצד הוא מתפלג, ונצטרך "לנחש" את ההתפלגות.

21.1 בדיקת השערות פשוטות:

הגדרות:

- 1. הגדרה השערה פשוטה: השערה פשוטה היא פונקציית הסתברות הקובעת את התפלגות המ"מ.
- 2. **הגדרה השערה לא פשוטה:** השערה לא פשוטה היא קבוצת פונקציות הסתברות הקובעת קבוצת התפלגויות אפשריות למ"מ. (לא נתעסק בזה כרגע).
- 3. הגדרה היא מבחן: מבחן הוא פרוצדורה להכריע בין 2 השערות. כל פרוצדורה היא מבחן, זו לא חייבת להיות פרוצדורה הגדרה הגיונית, אך המטרה שלנו היא למצוא מבחנים הגיוניים וסבירים שיתנו הערכות טובות. הגיונית, אך המטרה שלנו היא למצוא מבחנים הגיוניים וסבירים שיתנו הערכות שלנו היא למצוא מבחנים הגיוניים וסבירים שיתנו $S\subseteq R$ ומאורע $C=\{X\in S\}$ שמשמעותו ובאופן רשמי: בהינתן שתי השערות פשוטות H_0 , מבחן היא הקבוצה H_1 שמשמעותו המבחן אומר ש H_0
 - 4. הגדרה טעות מסוג ראשון: אם H_0 נכונה ו $X\in S$ אזי את טעות מסוג ראשון. כלומר קיבלנו את למרות שהיא הטענה השגויה. $\alpha=\mathbb{P}_{H_0}(X\in S)$ נסמן את ההסתברות לטעות כך:
 - נכונה אזי את טעות מסוג שני. אם H_1 נכונה אזי את טעות מסוג שני. $X\in S^c$. כלומר T_0 קיבלנו את קיבלנו את אר הטענה השגויה. $\beta=\mathbb{P}_{H_1}(X\in S^c)$

תמיד נסמן את ההשערה שהיא מקרה הבסיס ב H_0 , ואת ההשערה האלטרנטיבית ב H_1 . אנו רוצים לצמצם את טווח הטעות כך שlpha, eta יהיו קטנות ככל האפשר.

21.2 השוואה בין מבחנים:

הגדרות:

- :C,D בין מבחנים: בהינתן שני מבחנים .1
- $eta_C = eta_D$ וגם $lpha_C = lpha_D$ וגם מבחן טוב בדיוק כמו מבחן :1
- $eta_C \leq eta_D$ וגם $lpha_C \leq lpha_D$ וגם מבחן מוב לפחות כמו מבחן יוגם C
- $(eta_C \le eta_D$ וגם $lpha_C < lpha_D)$ או $(eta_C < eta_D)$ וגם $lpha_C \le lpha_D$ וגם ממבחן $lpha_C \le lpha_D$ וגם ממבחן $lpha_C \le lpha_D$ וגם ממבחן $lpha_C \le lpha_D$
- $eta_C < eta_D$ הוא ממנו. כלומר שטוב מחן אחר אחר קיים מבחן מיטבי הוא מבחן הוא מבחן הוא מבחן הוא מבחן מיטבי. נאמר שמבחן מיטבי אם לא קיים מבחן מחר מבחן $lpha_C < lpha_D$ לכל מבחן

21.3 מבחן יחס נראות:

מבחן יחס נראות יעזור לנו למצוא מבחן מיטבי.

הגדרות:

- תם יחס כלשהו הוא מבחן הבדיד: עבור התפלגויות במקרה בדידות, נאמר שמבחן כלשהו הוא מבחן יחס וא הגדרה במקרה הבדיד: עבור התפלגויות ווא H_0,H_1 בדידות, נאמר שמבחן כלשהו הוא מבחן יחס $\lambda_0 \geq 0$ אם מתקיים:
 - $s\in S$ מתקיים $\mathbb{P}_{H_0}(X=s)<\lambda_0\mathbb{P}_{H_1}(X=s)$ מתקיים :1
 - $s \notin S$ מתקיים $\mathbb{P}_{H_0}(X=s) < \lambda_0 \mathbb{P}_{H_1}(X=s)$ מתקיים :2

הערה: אם מתקיים שוויון לא נדרוש כלום ע"מ להגדיר מבחן יחס נראות, כלומר אותו s עבורו מתקיים השוויון יכול לקיים $s \in S$ ויכול שלא.

 $rac{\mathbb{P}_{H_0}(X=s)}{\mathbb{P}_{H_1}(X=s)}$ יחס נראות: הוא היחס

- הוא מבחן הס נאמר שמבחן כלשהו הוא H_0,H_1 התפלגויות עבור התפלגויות במקרה הרציף: עבור התפלגויות מבחן החס נאמר שמבחן לא מתקיים: $\lambda_0 \geq 0$ אם מתקיים:
 - $s \in S$ מתקיים $f_{X \sim H_0}(s) < \lambda_0 f_{X \sim H_1}(s)$ מתקיים :1
 - s
 otin S מתקיים $f_{X \sim H_0}(s) < \lambda_0 f_{X \sim H_1}(s)$ מתקיים :2

21.3.1 הלמה של נויימן פירסון:

למה: אם C הוא מבחן יחס נראות עם פרמטר $\lambda_0 \geq 0$ אזי $\lambda_0 \geq 0$ הוא מבחן ההפוך גם נכון כל מבחן מיטבי הא מבחן יחס נראות).

f(D) < f(C) אזיי איי ממבחן ממש הוא טוב הוא חם מבחן איי

21.4 בדיקת השערות ־ דגימות מרובות:

דגימות מרובות זו פשוט דרך להשוות בין 2 התפלגויות על וקטורים מקריים, ולא על מ"מ בודד. כל מה שעשינו בנוגע למבחני נראות וכו' נכון גם עבור דגימות מרובות.

21.5 אמידת פרמטרים:

באופן לא פורמלי: נקבל דגימות בלתי תלויות מהתפלגות לא ידועה במלואה ועל סמך הדגימות ננסה להסיק משהו לגבי ההתפלגות.

הגדרות:

- 1. משפחה של התפלגויות: משפחה של התפלגויות יכולה להיות כל קבוצה שהיא של התפלגויות.
 - R ברמטר: Θ : הוא פונקציה ממשפחת התפלגויות ל: Θ
- 3. אומד: בהינתן משפחת התפלגויות ופרמטר Θ על המשפחה, אומד Y עבור G על סמך דגימות אומר $X_1....X_n$ הוא $X_1....X_n$ שהוא פונקציה של $X_1....X_n$ כלומר $X_1....X_n$ כלומר $X_1....X_n$ עבור $X_1....X_n$
 - $E(Y)=\Theta$: מתקיים: אם מתקיים: 4 הוא חסר הטיה אם מתקיים: 4
 - .5 מוטה: אם אומד Y הוא חסר הטיה באמר שהוא מוטה.
- של Y של אומד לפרמטר Θ כלשהן. אזי הMSE נניח שMSE נניח של $Y=f(X_1....X_n)$ נניח של MSE נניח ש $MSE(Y)=\mathbb{E}\left((Y-\Theta)^2\right)$ י"י:
 - $Bias(Y)=E(Y)-\Theta$: הטיה של אומד Y עבור פרמטר שומד אומד והטיה של ההטיה של ההטיה אומד t

 $.MSE(Y)=Var(Y)+(Bias(Y))^2$: כלשהו, מתקיים: Θ כלשהו עבור פרמטר Y עבור יהי אומד אומד אומד פרמטר f+g בהתאמה. אזי איי אומד חסר הטיה עבור f,g אומדים חסרי הטיה עבור Θ_1,Θ_2 בהתאמה. אזי G_1+G_2 הוא אומד חסר הטיה עבור G_1+G_2 .

21.5.1 אומד נראות מקסימלי:

הסבר כללי: זוהי דרך למצוא אומדים טובים, בדומה לדרך בה מצאנו מבחנים אופטימליים.

הגדרה במים). נרצה למצוא פרמטר שממקסם את (אלו תוצאות הדגימות, לא מ"מים). נרצה למצוא פרמטר שממקסם את הגדרה מיקסום נראות: בהינתן דגימות $x_1...x_n$ (אלו תוצאות לא יחס נראות).

הערה: חשוב לומר שאנחנו מניחים שמשפחת ההתפלגויות כאן מצומצמת יותר ⁻ אנחנו מרשים רק סוג התפלגות מסוים עם פרמטר שיכול להשתנות.

:טורים

$$\sum_{k \in \mathbb{N}} \frac{1}{k^2} = \frac{\pi^2}{6}$$
 .1

- 2. שינוי סדר סכימה בטורים אפשרי כאשר הטור הוא חיובי ומתכנס ולכן מתכנס בהחלט.
 - 3. בטור ־ ניתן להוציא את הסקלאר החוצה.

$$\sum_{n=1}^{\infty} rac{x^n}{n!} = e^x$$
 :4. טורי טיילור:

- $\sum_{n=1}^{\infty}q^n=rac{q}{1-q}$ for |q|<1 :5. טור גיאומטרי:
- 6. שינוי סדר סכימה: בטור חיובי מתכנס ניתן לשנות סדר סכימה בלי שהתוצאה תשתנה.

$$|x| < 1$$
 עבור $\sum_{{
m k} = 0}^{\infty} k \cdot x^k = rac{x}{(1-x)^2}$.7

23 חוקי לוגים:

 $.log(1+x) \leq x$ מתקיים x > -1 עבור.

:טריקים

- A^c את בוצל לחשב אודל. נוכל לדעת מהו לנו לדעת אנו רוצים לחשב את בודל של קבוצה A
 - .2 אם נרצה להיפטר ממכפלה $^{-}$ נוכל להפעיל עליה \log וכך היא תהפוך לסכום.

$$x = \prod_{i=1}^{n} A_i \Rightarrow log(x) = \sum_{i=1}^{n} log(A_i)$$

- $.\sum_{i=1}^{n}(i-1)=rac{n\cdot(n-1)}{2}$:סכום סדרה חשבונית: .3
 - $1+x \leq e^x$ מתקיים: $x \in R$ 4.
- 5. **אינטגרל של מעגל:** הרבה פעמים כשנצטרך לחשב שטח של מעגל, נוכל לחשב זאת על ידי נוסחת שטח מעגל במקום לעשות אינטגרל.
 - $\max(X,Y) = rac{X+Y}{2} + rac{|X-Y|}{2}$:6. נוסחה לחישוב מקסימום בין שני מ"מים:
 - $Bin(n,p) = Poiss(n \cdot p)$ מתקיים מתקיים בינומי למ"מ בינומי למ".
 - $X^2 = \left(\sum_{i=1}^n X_i\right)^2 = \sum_{i=1}^n \left(X_i\right)^2 + \sum_{i \neq j}^n X_i \cdot X_j$ אזי: $X = \sum_{i=1}^n X_i$ עבור X^2 עבור אזי: X^2