

## Испитна питања - ВЕРОВАТНОЋА

1. Просјај елементарних исхода додавају и решавају се оптераћују најбољима

ДЕФ 1: Случајни експеримент је комплекс усова који се можу понављати бесконачно броја, а не довоље чак да имају исхода

ДЕФ 2: Елементарни исход је додам који се формално не дефинише. То је онда што може да се дели у случајни експерименту.

ДЕФ 3: Просјај елементарних исхода чини скуп свих елементарних исхода. Означенава се са  $\Omega$ .

- Просјај елементарних исхода може бити:

а) Коначан: Бројују се где којикује ( $\Omega = \{11, 12, \dots, 16, \dots, 66\}$ )

б) Пребројив: Копиркаш сада на кош док ћа не додати први број ( $\Omega = \{1, 01, 001, \dots, 00\dots01, \dots\}$ )

в) Непреbroјив: Бира се број из скупине ( $0, 1$ ) ( $\Omega = (0, 1)$ )

- Додавају предиктивну подскупу просјаја елементарних исхода

ДЕФ 4: Додавај A се реализовао ако се реализовао исход који му припада:

- Сигуран додавај је  $\Omega$

- Немогућ додавај је  $\emptyset$

Perswaduje:

- Heko losten: A, B c R

a)  $A \subset B \Rightarrow A$  késcc A részszöveg, míg ce u. B részszöveg

d)  $A = B \Rightarrow A$  ce pseudoblocuri  $\Leftrightarrow B$  ce pseudoblocuri

## Операторы:

-Hera lossee: A, B c N

a)  $\bar{A}$ :  $\bar{A}$  ce reuniunea ansamblor  $N$ , a numerelor ce reuniunează  $A$ . (Kant general)

∫)  $A \cdot B = A \cap B$ :  $AB$  ce peavăzător sau ce peavăzător  $A$  și sau ce peavăzător  $B$  (încearcă)

b)  $A \cup B$  :  $A \cup B$  ce reuniunea totoror elementelor de pe multimea A sau de pe multimea B (cumplea)

YONUTEIGE:

-  $\bigcap_{k=1}^n A_k$  :  $\bigcap_{k=1}^n A_k$  ce peauszyje akoś ce peauszyje dalm  $A_i, i \in [1, n]$

-  $\sum_{k=1}^n U_{Ak}$ :  $\sum_{k=1}^n U_{Ak}$  ce rezumýje atu ce rezumýje sum kogu

$$A_i, i \in [1, n]$$

\* Једног кој се решаваје АКС се решаваје једноставнији  
многију проблема  $A_1, A_2, A_3, \dots$

$$A = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k$$

\* Добој кој се реализације АККО се реализације  
скоро никог добој

$$A = \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} A_k$$

## 2. Ѕ-алгебра датоја

Л-ПЕИ

**ДЕФ 1:** Когакуд је додекујова простира се киси:

$$1) \emptyset \in \mathcal{F}$$

$$2) A \in \mathcal{F} \Rightarrow \bar{A} \in \mathcal{F}$$

$$3) (\forall n \in N)(A_n \in \mathcal{F}) \Rightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$$

заде се Ѕ-алгебра (Ѕ-сигре)

**Ошибите:**

- Нека је колекција  $\mathcal{U} = \{A, B, C, \dots\}$  Ѕ-алгебра. Овога вистински

$$a) \emptyset \in \mathcal{F}$$

$$\Delta: \emptyset \in \mathcal{F} \Rightarrow \bar{\emptyset} \in \mathcal{F} \Rightarrow \emptyset \in \mathcal{F}$$

$$\text{f)} \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$$

$$\Delta: \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F} \Rightarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} \bar{A}_n \in \mathcal{F} \Rightarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} \bar{A}_n \in \mathcal{F} \Rightarrow (\forall n \in N)(\bar{A}_n \in \mathcal{F})$$

$$(\forall n \in N)(A_n \in \mathcal{F}) \Rightarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$$

b) Кога чука и преобразува чука приступују  $\mathcal{F}$

**ПРИМЕРИ:**

$$a) \mathcal{F}_1 = \{\emptyset, \mathbb{R}\}; f) \mathcal{F}_2 = \{\emptyset, A, \bar{A}, \mathbb{R}\}; b) \mathcal{F}_3 = P(\mathbb{R})$$

**Лема:** Производни пресек мношти Ѕ-алгебри дефинисаних на истом простиру је Ѕ-алгебра

$\Delta: 1) (\forall i \in I) A \in \mathcal{F}_i \Rightarrow A \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$

$2) A \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \Rightarrow (\forall i \in I) A \in \mathcal{F}_i \Rightarrow (\forall i \in I) \bar{A} \in \mathcal{F}_i \Rightarrow \bar{A} \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$

$3) (\forall n \in N) A_n \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \Leftrightarrow (\forall n \in N) (\forall i \in I) A_n \in \mathcal{F}_i$

$\Rightarrow (\forall i \in I) (\forall n \in N) A_n \in \mathcal{F}_i \Rightarrow (\forall i \in I) \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}_i \Rightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$

**ДЕФ 2:** Минимална б-алгебра генерисана колекцијум  
у означеном  $\mathcal{K}$  је најмања б-алгебра која садржи  $\mathcal{K}$ ,  
у једном смислу да сокра б-алгебра која садржи  
 $\mathcal{K}$  је најскуђи од  $\mathcal{G}(K)$ .

**ТЕОРЕМА:** Минимална б-алгебра генерисана непрвичној  
колекцији  $\mathcal{K}$  увек постоји.

$\Lambda: P(\mathcal{R}) \supseteq K$ ,  $P(\mathcal{R})$  је б-алгебра

- Минимална б-алгебра је пресек свих могућих најскуђијих, јер она прати свакој б-алгебри.

### 3. Борељева б-алгебра

**ДЕФ 1:** Борељева б-алгебра је б-алгебра одлика:

1)  $\mathcal{R} = \mathbb{R}$

2)  $\mathcal{K} = \{(a, b] | a, b \in \mathbb{R}, a < b\}$

$\mathcal{B} = \mathcal{G}(\mathcal{K})$ , давајући сачине

- За скучи  $S \subseteq \mathbb{R}$  којему до је Борељов скучи ако  
штоци  $S \subseteq \mathcal{B}$

Своб:

a)  $\{a\}$  је Ђоречов скуп

$I)(-\infty, b]$  је -II-

$$A: \{a\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \underbrace{(a - \frac{1}{n}, a]}_{\text{Доречов скуп}}$$

$$A: (-\infty, b] = \bigcup_{n=1}^{\infty} (b - n, b]$$

Доречов скуп

f)  $[a, b]$  је -II-

g)  $[a, +\infty)$  је -I-

$$A: [a, b] = (a, b] \cup \{a\}$$

$$A: [a, +\infty) = \bigcup_{n=1}^{\infty} [a, a+n]$$

b)  $(a, b)$  је -II-

f)  $R$  је -II-

$$A: (a, b) = (a, b] \cap \overline{[b]}$$

- следи из i) и g)

УПШТЕЊЕ: Ако је  $\Omega = \mathbb{R}^n$  и

$$\mathcal{K} = \{(a_1, b_1] \times (a_2, b_2] \times \dots \times (a_n, b_n] \mid a_i < b_i, a_i, b_i \in \mathbb{R}\}$$

$$\mathcal{B}^n = \sigma(\mathcal{K})$$

4. ДЕФИНИЦИЈА Вероватносте. Основна својства вероватносте.

**ДЕФ 1:** Нека је  $\Omega$  простор елементарних исхода и  $\mathcal{F}$  σ-алгебра на  $\Omega$ . Тада уређени пар  $(\Omega, \mathcal{F})$  се назива **простором исхода**.

**ДЕФ 2:** Вероватноста (Вероватносна мера) је функција на простору исхода  $(\Omega, \mathcal{F})$  таква да  $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$  за коју важи:

(A<sub>1</sub>)  $(\forall A \in \mathcal{F}) P(A) \geq 0$  (ненегативност)

(A<sub>2</sub>)  $P(\Omega) = 1$  (Нормирање)

(A<sub>3</sub>)  $\forall A_1, A_2, A_3 \dots , (\forall i, j \in N) (i \neq j) (A_i \cap A_j = \emptyset)$

$$P\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) \quad (6-\text{aqui uzb hrau})$$

**Teorema:**  $(\Omega, \mathcal{F})$  nepravob jpravob,  $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$  lepol.

a)  $P(\emptyset) = 0$ ?

$\Delta: \emptyset \cup \emptyset \cup \emptyset \cup \dots \cup \emptyset = \emptyset, \quad \emptyset \cap \emptyset = \emptyset$

$$\Rightarrow P(\emptyset) = P(\emptyset \cup \emptyset \cup \dots \cup \emptyset)$$

$$A_3 \Rightarrow \boxed{P(\emptyset) = \sum_{n=1}^{\infty} P(\emptyset)} \quad / - P(\emptyset)$$

$$\Rightarrow 0 = \sum_{n=1}^{\infty} P(\emptyset) \Rightarrow P(\emptyset) = 0$$

f)  $P\left(\sum_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n P(A_k), \quad A_i \cap A_j = \emptyset$

$\Delta: P\left(\sum_{k=1}^n A_k\right) = P\left(\sum_{k=1}^n A_k + \emptyset + \emptyset + \dots\right)$

$$A_3 \Rightarrow \boxed{P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n) + P(\emptyset) + P(\emptyset) + \dots}$$

$$Q \Rightarrow \boxed{P\left(\sum_{k=1}^n A_k\right)}$$

b)  $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$

$\Delta: P(\Omega) = P(A) + P(\bar{A}) \Rightarrow P(\bar{A}) = 1 - P(A)$

c)  $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$

$$B = A + \bar{A}B \Rightarrow P(B) = P(A + \bar{A}B)$$

$$\Rightarrow P(A) + P(\bar{A}B), \quad P(\bar{A}B) \geq 0 \text{ uo } A_1$$

$$P(A) \leq P(A) + P(\bar{A}B)$$

$$g) 0 \leq P(A) \leq 1$$

$$\Delta: 0 \leq P(A) \leq P(A_1)$$

$$A \subseteq \Omega \Rightarrow P(A) \leq P(\Omega) = 1$$

$$h) \text{Лема о покриваю: } P\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) \leq \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n)$$

$$\Delta: A_1 + A_2 + A_3 + \dots = A_1 + \bar{A}_1 A_2 + \bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3 + \dots$$

$$\begin{array}{l} A_1 = A_1 \\ \bar{A}_1 A_2 \subseteq A_2 \\ \bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3 \subseteq A_3 \dots \end{array} \quad \left. \begin{array}{c} \\ \\ \end{array} \right\} \oplus$$

$$P(A_1 + \bar{A}_1 A_2 + \bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3 + \dots) \stackrel{A_3}{=} P(A_1) + P(\bar{A}_1 A_2) + P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) + \dots$$

$$\text{и3 * и 1) } \Rightarrow \dots \leq P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) \dots$$

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

$$e) P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

$$\Delta: A \cup B = A + \bar{A}B \quad P(A \cup B) = P(A + \bar{A}B) \stackrel{S_1}{=} P(A) + P(\bar{A}B)$$
$$B = AB + \bar{A}B \quad \left. \begin{array}{c} \\ \end{array} \right\} \Rightarrow P(B) = P(AB + \bar{A}B) \stackrel{S_2}{=} P(AB) + P(\bar{A}B)$$

$$\Rightarrow P(\bar{A}B) = P(B) - P(AB)$$

$$\Rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

5. Формула укључује и искључује за вероватноћу.

(Суштица нејрекурентне вероватности)

$$\text{НЕ) } P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n)$$

Δ: Методом мат. индукције:

БИ:  $k=2$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB), \text{ доказати је}$$

$$\text{ИП: } P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n)$$

$$\text{ИК: } P\left(\bigcup_{k=1}^{n+1} A_k\right) = \sum_{i=1}^{n+1} P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^n P(A_1 A_2 \dots A_n A_{n+1})$$

$$P\left(\bigcup_{k=1}^{n+1} A_k\right) = P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k + A_{n+1}\right) = \underbrace{P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right)}_{\text{ИП}} + P(A_{n+1}) - P\left(\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \cap A_{n+1}\right)$$

$$= \left( \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n) \right) + P(A_{n+1}) - P(A_1 A_{n+1} + A_2 A_{n+1} + \dots)$$

$$1) \sum_{i=1}^n P(A_i) + A_{n+1} = \sum_{i=1}^{n+1} P(A_i)$$

$$2) \text{ Нека је } B_1 = A_1 A_{n+1}, B_2 = A_2 A_{n+1}, \dots, B_n = A_n A_{n+1}$$

Реди накнади захтева

$$P(B_1 + B_2 + \dots + B_n) = \sum_{i=1}^n P(B_i) - \sum_{i < j} P(B_i B_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(B_1 B_2 \dots)$$

$$= \sum_{i=1}^n P(A_i A_{n+1}) - \sum_{1 \leq i < j \leq n+1} P(A_i A_j A_{n+1}) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n A_{n+1})$$

$$\text{п.с. } A_i A_{n+1} A_j A_{n+1} = A_i A_j A_{n+1}$$

U3 1) i 2) clegu:

$$\left( \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n) \right) + P(A_{n+1}) - P(A_1 A_2 \dots)$$

$$= \left( \sum_{i=1}^{n+1} P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots) \right) - \left( \sum_{i=1}^n P(A_i A_{n+1}) - \sum_{i < j} P(A_i A_j A_{n+1}) + \dots + P(A_1 A_2 \dots A_n) \right)$$

$$\sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i A_j) + \sum_{i=1}^n P(A_i A_j) = \sum_{1 \leq i < j \leq n+1} P(A_i A_j)$$

...

Imat ćemo i za presekce sa  $3, 4, \dots, n+1$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^{n+1} P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n+1} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^n P(A_1 A_2 \dots A_n A_{n+1})$$

Naučimo: Da imamo tige svi sučasot "i < j"  
formaciju je " $i \leq 1 < j \leq n+1$ "

3) Nepraktičnost ugovora

Ako je  $A_1 \subset A_2 \subset A_3 \subset \dots$ , onda je

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

$$A: B_1 = A_1 = A_1 \quad |$$

$$B_2 = \overline{A}_1 A_2 \subseteq A_2 \quad \boxed{\sum_{n=1}^{\infty} B_n = A_n}$$

$$B_3 = \overline{A}_1 \overline{A}_2 A_3 \subseteq A_3$$

...

$$B_i B_j = \emptyset$$

$$P(B_1 \cup B_2 \dots) = \sum_{k=1}^{\infty} P(B_k) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n P(B_k) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\sum_{k=1}^n B_k\right)$$
$$= \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

v) Непрекидносің оғозы

Акынде  $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots$  онда же

$$P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

$$A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots \Rightarrow \bar{A}_1 \subset \bar{A}_2 \subset \bar{A}_3 \subset \dots$$

$$\Rightarrow P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \bar{A}_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(\bar{A}_n), \text{ Негізуымың оғе сұрөті}$$

$$P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

j) Непрекидсің ү түм.

Акынде  $A_1 \supset A_2 \supset \dots$  және  $\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n = \emptyset$ , онда  
және  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = 0$

1: дүрекшілдес анықтау ү)

Доказок: **Горель-Контиңево тәсі:**

Нема же  $A_n$  ыроизвольт түзілген дәйектердегі из мербүл-  
боқ әсершара ( $\Omega, \mathcal{F}$ ) тапқалғанда:

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < +\infty, \text{ онда барын: } P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 0$$

$$B_n = \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k \Rightarrow (\forall n \in \mathbb{N})(B_n \supset B_{n+1})$$

$$\Rightarrow P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right)$$

$$\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=n}^{\infty} P(A_k) = 0 \quad (\text{Оданнан көб. реңдегі})$$

$$\Rightarrow P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 0$$

6. Просимо вероватноће. Дискретни просимо вероватноћа  
Болничарска вероватноћа

**ДЕФ:** Просимо вероватноће или вероватносни модел  
је уређена ћркса ( $\Omega, \mathcal{F}, P$ ) где је  $\Omega$  просимо  
елементарних исхода,  $\mathcal{F}$  је  $\sigma$ -алгебра једнокућа од  
 $\Omega$ , а  $P$  функција вероватноће

- Елементарни  $\sigma$ -алгебре се зову суштини доистоји.

**ДЕФ:** Нека је  $\Omega = \{w_1, w_2, \dots\}$  љубиче спроводив  
скућ елементарних исхода, а  $\mathcal{F}$  скућ свих  
једнокућа од  $\Omega$  ( $\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$ ) и нека су  $P_1, P_2, \dots$   
ненегацијски реалији бројеви придржани овеј-  
дорогућим елементарним исходима  $w_1, w_2, \dots$   
штоци да бути:  $\sum P_i = 1, i \in \{1, 2, \dots\}$ . Верово-  
атноћу  $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$  дефинишеније када:

Ако је  $A = \{w_1, w_2, \dots\}$ , онда бути:

$$P(A) = P_{w_1} + P_{w_2} + \dots$$

Таква уређена ћркса ( $\Omega, \mathcal{F}, P$ ) је дискретни  
просимо вероватноће.

Наметка: Ако имамо просимо са конечном мноштвом елемен-  
тарних исхода, онда ју вероватноћу можемо рачу-  
њавши када:

$$P = \frac{\text{Број јединичних исхода}}{\text{Укупан број исхода}} \quad \text{Класична дефиниција вероватноће}$$

**ДЕФ:** Ако је  $\Omega$  један једре, равни или једносиметрични објекат са вероватноста неког догодка  $A \subset \Omega$  (догодак који је једнаког објекта, објекту или збиреном) рачунат ће једнако мере  $m(A)$

$$\mathcal{F} = \{A | A \subset \Omega \wedge m(A) \text{ мера једносиметричног објекта}\}$$

$$P(A) = \frac{m(A)}{m(\Omega)}, \quad m - L, P, V \text{ (јужнина, објект, збирен.)}$$

Овој начину рачунавања називају **Геометријска вероватноста**

## 7. Условна вероватноста:

**ДЕФ:** Условну вероватносту дефинишемо као вероватност да се реализује догодак  $A$  ако се реализује догодак  $B$ , где је  $P(B) > 0$ . Рачунат је као:

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

**Теорема:** Нека је  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  једносиметрични једре.

За сваки  $B \in \mathcal{F}, P(B) > 0$ , функција  $P_B : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$  коју дефинишемо као  $P_B(A) = P(A|B)$  је вероватноста на мерљивом једносиметричном објекту  $(\Omega, \mathcal{F})$  тј.:

a)  $(\forall A \in \mathcal{F}) P_B(A) \geq 0$

b)  $P_B(\Omega) = 1$ .

c)  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}, (\forall i, j) A_i \cap A_j = \emptyset, P_B\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P_B(A_n)$

Задачи:

a)  $P_B(A) = \frac{P(AB)}{P(B)}$

$P(AB) \geq 0$ ,  $\wedge P(B) > 0 \Rightarrow P_B(A) \geq 0$

б)  $P_B(\bigcup B) = \frac{P(\bigcup B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$

в)  $P_B\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) = P\left(\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) | B\right) = \frac{P\left(\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) B\right)}{P(B)}$

$= \frac{P\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n B\right)}{P(B)} = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n B)}{P(B)} = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n | B) = \sum_{n=1}^{\infty} P_B(A)$

6) сумме:

a)  $P(A | A) = 1$

д)  $P(A | A) = \frac{P(A \cdot A)}{P(A)} = \frac{P(A)}{P(A)} = 1$

б)  $A \subset B \Rightarrow P(B | A) = 1$

д)  $A \subset B$ ,  $P(B | A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{P(A)}{P(A)} = 1$

в)  $P(\bar{A} | B) = 1 - P(A | B)$

д)  $P(\bar{A} | B) = \frac{P(\bar{A}B)}{P(B)}, P(A | B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$

$P(\bar{A}B) = P(B) - P(AB) ?$

$P(\bar{A}B) + P(AB) = P(B), (\bar{A}B)(AB) = \emptyset$

$P(\bar{A}B + AB) = P(B) \Rightarrow P(\bar{A} | B) = \frac{P(B) - P(AB)}{P(B)} = 1 - \frac{P(AB)}{P(B)} = 1 - P(A | B)$

$$\text{7) } P((A+B)|C) = P(A|C) + P(B|C)$$

$$\Delta: P((A+B)|C) = \frac{P((A+B)C)}{P(C)} = \frac{P(AC) + P(BC)}{P(C)}$$

$$= \frac{P(AC)}{P(C)} + \frac{P(BC)}{P(C)} = P(A|C) + P(B|C)$$

g) формула множества первоначальне:

$$P(AB) = P(A|B)P(B) \\ = P(B|A) \cdot P(A)$$

-чеди зирекіншіз из дефектанше

h) усійштесе:

$$P(A_1 \dots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_2, A_1) \dots$$

Сәде lastni:  $P(A_1 A_2 \dots A_{n-1}) > 0$ ,  $A_n$  тиже үшіншіз

g) Формула юштукте первоначальне: Гауссова формула

**Теорема:** Формула юштукте первоначальне: Нека су  $H_1, H_2, H_3, \dots, H_n$  дисјункттікі шаралар. Тогда за  $\sum_{i=1}^n H_i = \Omega$  және за  $(\forall i \in \{1, 2, \dots, n\})(P(H_i) > 0)$  үз  $P(A) = \sum_{i=1}^n P(H_i) P(A | H_i)$

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

$$\text{Доказ: } P(A) = P(A \cap \Omega) = P(A(H_1 + H_2 + \dots + H_n))$$

$$= P(AH_1 + AH_2 + \dots + AH_n) = P(AH_1) + P(AH_2) + \dots + P(AH_n)$$

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

**Теорема:** Бэзесова формула:

$$P(H_i|A) = \frac{P(H_i) \cdot P(A|H_i)}{P(A)} = \frac{P(H_i) P(A|H_i)}{\sum_{k=1}^n P(H_k) P(A|H_k)}$$

$$\text{Доказ: } P(H_i|A) = \frac{P(H_i A)}{P(A)} = \frac{P(H_i) P(A|H_i)}{P(A)}$$

g) Независимост доказуја:

$$P(A) = P(A|B), A \text{ је независно од } B$$

$$P(A) = \frac{P(AB)}{P(B)} \Rightarrow P(AB) = P(A)P(B)$$

**ДЕФ:** Доказуји  $A$  и  $B$  су независни ако је:

$$P(AB) = P(A) \cdot P(B)$$

**Теорема:** Нека су доказуји  $A$  и  $B$  независни.

Тада вали:

a) доказуји  $\bar{A}$  и  $\bar{B}$  су независни;

b) доказуји  $A$  и  $\bar{B}$  су независни;

c) доказуји  $A$  и  $B$  су независни

\* (изнад b) докажати сведи из a) и b)

a) A и B су независи:

$$P(AB) = P(A) \cdot P(B)$$

$$P(\bar{A}B) = P(\bar{A}) P(B) ?$$

$$AB + \bar{A}B = B \Rightarrow P(B) = P(AB + \bar{A}B), (AB)(\bar{A}B) = \emptyset$$

$$P(B) = P(AB) + P(\bar{A}B)$$

$$P(\bar{A}B) = P(B) - P(AB) = P(B) - P(A) \cdot P(B)$$

$$P(\bar{A}B) = (1 - P(A)) \cdot P(B) = P(\bar{A}) \cdot P(B)$$

$\Rightarrow$  доказују  $\bar{A}$  и B су независи

5) Аналогни као јед A)

**Дефиниција независности:** Неко је  $\mathcal{Y}$  непразна  
кодекција из простора  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Доказују из  
 $\mathcal{Y}$  су суштински независи ако за сваки  $n \in \mathbb{N}$ ,  
 $n \geq 2$  и различите доказују  $A_{k_1}, A_{k_2}, \dots, A_{k_n}$  виси:

$$P(A_k) = P(A_{k_1}) P(A_{k_2}) \dots P(A_{k_n}), k = \overline{2, n}$$

\*Напомена: Ако су доказују независи на неком  
 $n$  и то не значи да су независи на неком  
 $n-1$  и  $n+1$ .

**Борел-Колмогоровское неравенство 2:** Если  $\sum_n P(A_n) = +\infty$ , тогда  $P(\bar{A}) = 0$ .

Из независимости событий  $A_k$  имеем:

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = +\infty, \text{ тогда } P(\bar{A}) = 0.$$

$$P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bar{A}_k\right) = 1$$

$$\text{Доказ.: } B = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bar{A}_k \Rightarrow \bar{B} = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_k$$

$$(\forall n \in \mathbb{N})(\forall m \geq n) \left( \bigcap_{k=n}^m \bar{A}_k \subset \bigcap_{k=n}^{\infty} \bar{A}_k \right) \Rightarrow P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} \bar{A}_k\right) \leq P\left(\bigcap_{k=n}^m \bar{A}_k\right)$$

Задача независимости событий:

$$P\left(\bigcap_{k=n}^m \bar{A}_k\right) = \prod_{k=n}^m P(\bar{A}_k) = \prod_{k=n}^m (1 - P(A_k))$$

$$* 0 \leq x \leq 1 \Rightarrow 1-x \leq e^{-x}$$

$$\text{доказ.: } f(x) = e^{-x} + x - 1, \quad f'(x) = -e^{-x} + 1 = 1 - \frac{1}{e^x} \geq 0,$$

$f(x)$  — непрерывная на  $[0, 1]$

$$f(0) = e^0 + 0 - 1 = 0 \Rightarrow 1-x \leq e^{-x}$$

$$\prod_{k=n}^m (1 - P(A_k)) \leq \prod_{k=n}^m e^{-P(A_k)} = e^{-\sum_{k=n}^m P(A_k)}$$

$$\Rightarrow \lim_{m \rightarrow \infty} e^{-\sum_{k=n}^m P(A_k)} = 0, \text{ т.к. } \sum_{n=1}^{\infty} P(A_k) \sim +\infty$$

$$\Rightarrow P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} \bar{A}_k\right) = 0. \quad (0 \leq P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} \bar{A}_k\right) \leq 0)$$

$$0 \leq P(\bar{B}) \leq P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} \bar{A}_k\right) \leq \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} \bar{A}_k\right) = 0$$

Лема о покрытии

$$\Rightarrow P(\bar{B}) = 0 \quad (0 \leq P(\bar{B}) \leq 0)$$

$$\Rightarrow P(B) = P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bar{A}_k\right) = 1$$

# 10) Случајна величина. Рачунова вероватноћа

**Дефиниција:** Нека је  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  једноскуп вероватноће, а  $(R, \mathcal{B})$  други једноскуп.  $\phi$ -ја  $X: \Omega \rightarrow R$  је **случайна величина** ако  $(\forall B \in \mathcal{B}) X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$

**Теорема:** Случајна величина  $X$  дефинисана на једноскупу вероватноће  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  дефинише једноскуп вероватноће  $(R, \mathcal{B}, P_X)$ , где је  $(\forall B \in \mathcal{B}) P_X(B) = P(X^{-1}(B)) = P(\{\omega | X(\omega) \in B\})$

Доказ:  $P_X: \mathcal{B} \rightarrow R$

$$1) (\forall B \in \mathcal{B}) P_X(B) \geq 0 ?$$

$$\text{с: } P_X(B) = P(X^{-1}(B)) \geq 0$$

$$2) P_X(R) = 1 ?$$

$$\text{с: } P_X(R) = P(X^{-1}(R)) = P(\Omega) = 1$$

$$3) \forall B_1, B_2, \dots \in \mathcal{B}, B_i \cap B_j = \emptyset \quad i \neq j$$

$$P_X\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P_X(B_n) ?$$

$$\begin{aligned} \text{с: } P_X\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n\right) &= P\left(X^{-1}\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n\right)\right) \\ &= P\left(\sum_{n=1}^{\infty} X^{-1}(B_n)\right), \quad \text{догодују суперзвијезде} \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P(X^{-1}(B_n)), \quad \text{дисјуниктиви случајеви} \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P_X(B_n) \end{aligned}$$

$\Rightarrow P_X$  је једна вероватност

**Дефиниция**: Функција  $P_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  дефинисана у првогодишњим теореми збоге се назива расподелом вероватноће случајне величине  $X$ .

**Дефиниција**: Функција  $F_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  дефинисана тако да је дефиниција:

$(\forall x \in \mathbb{R}) F_X(x) = P_X((-\infty, x]) = P\{X \leq x\}$ , збоге се назива расподелом случајне величине  $X$ .

$$* P_X((a, b]) = P\{a < X \leq b\} = F_X(b) - F_X(a)$$

**Теорема**: Функција расподеле  $F_X$  има следеће својство:

a) Нестандардно је:  $x_1 < x_2 \Rightarrow F_X(x_1) < F_X(x_2)$

$$\int) \lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0, \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$$

b) Непрекидна са десне стране:

$$\lim_{x \rightarrow x_0^+} F_X(x) = F_X(x_0)$$

,1: a)  $x_1 < x_2 \Rightarrow (-\infty, x_1) \subset (-\infty, x_2)$

$$\Rightarrow P_X((-\infty, x_1]) \leq P_X((-\infty, x_2])$$

$$\Rightarrow F_X(x_1) \leq F_X(x_2)$$

∫) Примеђујемо Холиеву једначину

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \quad x_1 > x_2 > \dots > \dots$$

$\Rightarrow (-\infty, x_1] \supset (-\infty, x_2] \supset \dots \supset \dots$ , непрекидност објављује

$$\lim_{n \rightarrow -\infty} P_X((-\infty, x_n]) = P_X\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} (-\infty, x_n]\right) = 0 \quad (P(\emptyset))$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_X(X_n) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$$

Аналогично се докажује и  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$  уједно са доказом

b)  $\lim_{x \rightarrow x_0^+} F_X(x) = F_X(x_0)$

$$\lim_{x \rightarrow x_0^+} F_X(x) - F_X(x_0) = \lim_{x \rightarrow x_0^+} P_X((x, x_0]) = 0$$

- Види монотонијом листом:

$$X_1 > X_2 > \dots > X_0 \Rightarrow (-\infty, X_1] \supset (-\infty, X_2] \supset \dots \supset \dots$$

$$\Rightarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} (-\infty, X_n] = (-\infty, X_0] \Rightarrow P_X\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} (-\infty, X_n]\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_X((-\infty, X_n])$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_X(X_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_X((-\infty, X_n]) = P_X((-\infty, X_0]) = F_X(X_0)$$

$$\Rightarrow (\text{Характеристични}) \lim_{x \rightarrow x_0} F_X(x) = F_X(x_0)$$

Напомена: Види и обрнуто. Ако нека  $\phi$ -ја  $F$  има осиме  $(a, S, b)$  онда је она  $\phi$ -ја расподеле неке случајне величине  $X \sim \bar{w}_j$ . Јасно је што је расподела  $X$  која је она  $\phi$ -ја расподеле.

## 12) Основни начини ступенчих лемичкиа. Примери.

**Дефиниција:** Нека је скуп  $S = \{a_1, a_2, \dots\}$  скуп реалних бројева који је по кординационом низуше предређен. Ступенчна лемичка  $X$  чији скуп је  $S$  је дискретна ступенчна лемичка ако вакав  $P\{X \notin S\} = 0$

- директно из дефиниције следи:  $\sum_{k=1}^n P\{X = a_k\} = 1, n = |S|$

**Индикатор десетежа:**  $I_A(w) = \begin{cases} 0, w \notin A \\ 1, w \in A \end{cases}$

$I_A : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p(A) & p(A) \end{pmatrix}$ , односно:  $I : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix}$

\*Неједнакоста лепотаствативна за  $p \neq 0,5$

**Биномска расподела:**  $X : B(n, p), n \in \mathbb{N}, p \in [0, 1]$

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

$$\sum_{k=0}^n P\{X = k\} = \sum_{k=0}^n p^k (1-p)^{n-k} = (p + 1-p)^n = 1$$

\*Мери број ушеша десетежа  $A_k$  који се реализује, ако се реализује кога  $n$  независних десетежа од коих само што је  $p$  број го се реализује.

**Бернouлијевска расподела:**  $X : G(p), p \in [0, 1]$

$$P\{X = k\} = (1-p)^{k-1} p, k \in \mathbb{N}$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} P\{X = k\} = \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1} p = p \cdot \sum_{i=0}^{\infty} (1-p)^i = p \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1 - (1-p)^n}{1 - (1-p)} = 1$$

\*Мери број ушеша десетежа  $A_k$  који се реализује ако се упто реализује  $k-1$  неушеш, а онда се реализује један ушеш, где је десетежа јакаша независних десетежа

Пуасонова распределение:  $P(X) , \lambda > 0$

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

$$\sum_{k=0}^{\infty} P\{X=k\} = \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \quad \leftarrow \text{Тейлоров разлож за } e^{\lambda}$$

$$= e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1$$

\* Пределът на прости и линейни биномни распределения за  $n \rightarrow \infty$ . Употреба се користи за ображението на биномни распределения за  $n \geq 30$ .

Def: Случайна величина юдима е диференциална ако посочената  $\phi$ -я  $f: R \rightarrow R$ , така да има:

$$(\forall (a, b] \subset R) P\{a < x \leq b\} = \int_a^b f(x) dx, \quad \text{ф-я } f \text{ юдима}$$

надлежността распределение.

$$F_x(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x f(x) dx \Rightarrow F_x(x) \text{ юдима}$$

( $F_x(x)$  юдима распределение)

$$\Rightarrow F'(x) = f(x) \text{ юдима производна.}$$

$$P\{X=a\} = \int_a^a f(x) dx = 0 \quad (\text{тако юдим из нулево-действие})$$

$$\Rightarrow P\{a < x \leq b\} = P\{a < x < b\} \dots \quad | \text{Нека юдиме}$$

Def: Юдиме  $\phi$ -я  $f$ :

$$a) (\forall x \in R) f(x) \geq 0$$

$$b) \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

Үзүүл фомткаа расюогея:  $X: \mathcal{U}(a, b)$

$$f(x) = \frac{1}{b-a}, \quad a \leq x \leq b$$

$F_x(x) ?$

$$1) X < a, \quad F_x(x) = 0$$

$$2) X > b, \quad F_x(x) = 1$$

$$3) X \in (a, b)$$

$$F_x(x) = \int_a^x \frac{dx}{b-a} = \frac{1}{b-a} \int_a^x dx = \frac{x-a}{b-a}$$

$$F_x(x) = \begin{cases} 0, & x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a}, & x \in (a, b) \\ 1, & x \geq b \end{cases}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_a^b f(x) dx = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

Експоненциална расюогея:  $X: \mathcal{E}(\lambda), \lambda > 0$

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0$$

$F_x(x) ?$

$$1) X < 0, \quad F_x(x) = 0$$

$$\ln t = -\lambda x$$

$$2) X \geq 0$$

$$\int \lambda e^{-\lambda x} dt = \left( \frac{t = e^{-\lambda x}}{dt = -\lambda e^{-\lambda x} dx} \right) : - \int dt = -e^{-\lambda x} + C$$

$$F_x(x) = -e^{-\lambda t} \Big|_0^x = 1 - e^{-\lambda x}$$

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

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = -e^{-\lambda t} \Big|_0^{+\infty} = 1$$

Нормална распределение:  $N(m, \sigma^2)$ ,  $m \in \mathbb{R}$ ,  $\sigma > 0$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-m)^2}{\sigma^2}}, x \in \mathbb{R}$$

$$F_x(x) = \int_{-\infty}^x \frac{dt}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(t-m)^2}{\sigma^2}}, t \in \mathbb{R}$$

Симетризована нормална распределение:  $N(0, 1)$

$$X^*: N(0, 1)$$

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

\* користи се зачешце за рачунато распределение.

Лема: Ако је  $X: (m, \sigma^2)$  нормална распределение, онда

$\frac{X-m}{\sigma}$  има симетризовани нормални распределен  $N(0, 1)$

$$Y: \frac{X-m}{\sigma}, Y: N(0, 1) ?$$

$$F_y(x) = P\{Y \leq x\} = P\left\{\frac{X-m}{\sigma} \leq x\right\}$$

$$= P\{X \leq \sigma x + m\}$$

$$= \int_{-\infty}^{\sigma x + m} \frac{dt}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(t-m)^2}{\sigma^2}}, t \in \mathbb{R}$$

$$\text{имамо: } z = \frac{t-m}{\sigma}$$

$$= \int_{-\infty}^z \frac{dt \cdot \sigma}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} = F_{x^*}(x) \Rightarrow Y: N(0, 1)$$

Hawobak weopene Moelp-kwakva:

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 - \frac{t^2 p(1-p)}{\frac{1}{2n}} - \frac{t^2}{2n}(1-p) + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)^n$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 - \frac{t^2 \cdot p}{2n} - \frac{t^2}{2n} + \frac{t^2 \cdot p}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)^n$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 - \frac{t^2}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)^n \quad | \ln(1+x) = x + O(x)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} e^{n \ln \left( 1 - \frac{t^2}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)}$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} e^{n \left( -\frac{t^2}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)} = \lim_{n \rightarrow \infty} e^{\left( -\frac{t^2}{2} + O(1) \right)}$$

$$= e^{-\frac{t^2}{2}} \Rightarrow \frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{R} X^*; \mathcal{N}(0, 1)$$

13) Аброксимация. Случайне ровнождие нормалнан  
распределен. Доказ инвейрите теореме Марлп-Линса.

**Теорема:** Марлп-Линсова теорема: Нека је  $X$   
случайна величина са распределеним  $X: \mathcal{B}(n, p)$ .

За  $p > 0$  и  $n \rightarrow \infty$  броју:

$$a) P\{X=k\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot n} \cdot p(1-p)} e^{-\frac{1}{2} \frac{(k-np)^2}{np(1-p)}}$$

$$\int P\left\{\frac{x-np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq x\right\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

$$1: \frac{x_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{R} X^*: N(0, 1)$$

$$(\forall t \in \mathbb{R}) \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{P(x_n - np)}{\sqrt{np(1-p)}} (t) = \lim_{n \rightarrow \infty} E\left(e^{it \cdot \frac{x_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} E\left(e^{\frac{itx_n}{\sqrt{np(1-p)}}} \cdot e^{\frac{-itnp}{\sqrt{np(1-p)}}}\right).$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} e^{\frac{-itnp}{\sqrt{np(1-p)}}} \cdot E\left(e^{\frac{itx_n}{\sqrt{np(1-p)}}}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} e^{\frac{-itnp}{\sqrt{np(1-p)}}} P_{X_n}\left(\frac{it}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$$

$X_n = \sum_{k=1}^n I_k$ , где је  $I_k$  идентификатор:

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} e^{\frac{-itnp}{\sqrt{np(1-p)}}} \left(1 - p + p e^{\frac{it}{\sqrt{np(1-p)}}}\right)^n \quad (\text{теорема о спомогају})$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left( (1-p) e^{\frac{-itp}{\sqrt{np(1-p)}}} + p e^{it \left( \frac{1}{\sqrt{np(1-p)}} - \frac{p}{\sqrt{np(1-p)}} \right)} \right)^n$$

$$e^X = 1 + x + \frac{x^2}{2} + O(x^2)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left( (1-p) \left( 1 + \frac{-itp}{\sqrt{np(1-p)}} - \frac{t^2 p^2}{2np(1-p)} \right) + p \left( 1 + \frac{it(1-p)}{\sqrt{np(1-p)}} + \frac{t^2(1-p)}{2np} \right) + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 + \frac{-itp}{\sqrt{np(1-p)}} - \frac{t^2 p}{2n(1-p)} - p + \frac{itp^2}{\sqrt{np(1-p)}} - \frac{t^2 p^2}{2n(1-p)} + p + \frac{itp(1-p)}{\sqrt{np(1-p)}} - \frac{t^2(1-p)}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right) \right)^n$$

Апроксимација у јеракији:

- једојујемо из дискретних и.в. величина у односу на непрекидне и веома близаки резултати оједначавају:

$$P\{X < k\} \Rightarrow P\{X < k - 0,5\}, \quad k \in \mathbb{N}$$

$$P\{X \leq k\} \Rightarrow P\{X < k + 0,5\}$$

14) Апроксимација Јиткићне расподеле Пуасоновим расподелам

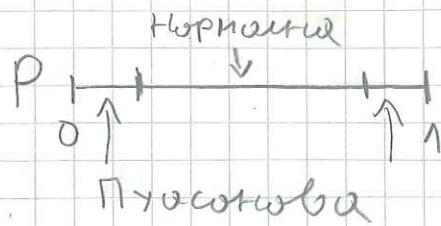
Теорема: Нека је  $X: B(n, p)$  и.в. величина, где број  $p = p(n) = \frac{\lambda}{n}$ ,  $\lambda > 0$ , онда броју:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$\begin{aligned} \Delta: \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{n} \cdot \frac{n-1}{n} \cdots \frac{n-k+1}{n} \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{1}{\frac{n}{\lambda}}\right)^{\frac{n-k}{\lambda} \cdot (-\lambda)} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \end{aligned}$$

Тогда корректно ли это обозначение за лемму n?

$$n \geq 30$$



Пуассона равноден:  $np < 10 \vee n(1-p) < 10$

Нормальная равноден:  $np \geq 10 \wedge n(1-p) \geq 10$

### 15) Двумернозначна случајна величина

**Дефиниција:** Нека је  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  простор вероватности и  $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$  мерни простор. Функција  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  је **димензионизата случајна величина** ако постоји:

$$(\forall B \in \mathcal{B}^n) X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$$

- у случају димензионизације а. величине,  $X$  дефиниширају њен уређени простор.

**Теорема:** Неко је  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  простор вероватности и дефинисана функција  $X_i: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ . Тада је  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$   $n$ -димензионизата а. величина Ако  $(\forall i \in \{1, 2, \dots, n\}) X_i$  је а. величина.

$$\text{A: } \boxed{(\forall i \in \{1, 2, \dots, n\})(\forall B \in \mathcal{B}) X_i^{-1}(B) = \{w \mid X_i(w) \in B, X_j(w) \in \mathbb{R}^{n-i} \text{ } (\forall j \neq i)\}}$$

$$= \{w \mid X_1(w) \in B_1, X_2(w) \in B_2, \dots, X_{i-1}(w) \in B_{i-1}, X_i(w) \in B_i, \dots, X_n(w) \in B_n\}$$

$$= \{w \mid (X_1(w), X_2(w), \dots, X_{i-1}(w), X_i(w), \dots, X_n(w)) \in B_1 \times B_2 \times \dots \times B_{i-1} \times B_i \times \dots \times B_n\}$$

$$= X^{-1}(\mathbb{R}^{i-1} \times B_i \times \mathbb{R}^{n-i}) \in \mathcal{F}$$

$\Rightarrow I = (Q_1, l_{e_1}] \times (Q_2, l_{e_2}] \times \dots \times (Q_n, l_{e_n}] \in \mathcal{B}^n$  ( $B_1 \times B_2 \times \dots$ )

$$X^{-1}(I) = \{w | (x_1(w), x_2(w), \dots, x_n(w)) \in I\}$$

$$= \{w | x_1(w) \in (Q_1, l_{e_1}]\} \cap \{w | x_2(w) \in (Q_2, l_{e_2}]\} \cap \dots \cap \{x_n(w) \in (Q_n, l_{e_n}]\}$$

$$= \underbrace{X_1^{-1}((Q_1, l_{e_1}])}_{\text{cij}} \cap \underbrace{X_2^{-1}((Q_2, l_{e_2}])}_{\text{cij}} \cap \dots \cap \underbrace{X_n^{-1}((Q_n, l_{e_n}])}_{\text{cij}}$$

$x_i$  je u. lemnica  $\Rightarrow X_i^{-1}((Q_i, l_{e_i})) \in \mathcal{F}$

$$\Rightarrow \bigcap_{i=1}^n X_i^{-1}((Q_i, l_{e_i})) \in \mathcal{F}$$

**Uvod:** (Соки сконју  $B \in \mathcal{B}^n$  је тврдње предлога, јако око који саглава интервала неке лемнице)

a)  $X^{-1}(A \cup B) = X^{-1}(A) \cup X^{-1}(B)$

b)  $X^{-1}(A \cap B) = X^{-1}(A) \cap X^{-1}(B)$

c)  $X^{-1}(\bar{A}) = \overline{X^{-1}(A)}$

## 16) Гопенова функција смисла вештина:

**Дефиниција:** Функција  $f: R^n \rightarrow R$  је Гопенова ф-ја ако је:  
 $(\forall B \in \mathcal{B}) f^{-1}(B) \in \mathcal{B}^n$

\*Дона непрекидна ф-ја је Гопенова

**Теорема:** Нека су  $X_1, X_2, \dots, X_n$  а. лемнице дефини-  
сивне на урођеном дпл.  $(\mathcal{R}, \mathcal{F}, P)$  и нека је  
 $f: R^n \rightarrow R$  Гопенова ф-ја. Тада је  $Y$  смисла лемница  
( $Y = f \circ X$ )

$\Delta: X = (X_1, \dots, X_n)$

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n, f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R} \Rightarrow Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$\Rightarrow Y$  је добар дефинисота.

До им је  $Y$  с. лемична? Уеде, ако вести:

$(\forall B \in \mathcal{B}) Y^{-1}(B) \in \mathcal{F}$ .

Нека је  $B \in \mathcal{B}$  произвадок

$$Y^{-1}(B) = (f \circ X)^{-1}(B) = X^{-1} \circ f^{-1}(B)$$

\* инверзна сима  
композиција:  $(f \circ g)^{-1} = g^{-1} \circ f^{-1}$

$$= X^{-1} \circ f^{-1}(B)$$

$$f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R} \Rightarrow f^{-1}(B) \in \mathcal{B}^n \Rightarrow X^{-1}(f^{-1}(B)) \in \mathcal{F}$$

$$* X, Y \subset B \Rightarrow (X+Y) \subset B, (3XY^2) \subset B, (e^X) \subset \mathcal{J}$$

Деф: Нека је  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  дробар вероватносте и  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$   $n$ -димензионата с. лемична.  $\phi$ -ја  $P_X: \mathcal{B}^n \rightarrow \mathbb{R}$  дефинисота со:

Деф:  $\phi$ -индуцирани  $F_X: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  дефинисота со што ја морату  $(X_1, X_2, \dots, X_n) \in \mathbb{R}^n$ :

$$F_X(X_1, X_2, \dots, X_n) = P((-\infty, X_1] \times (-\infty, X_2] \times \dots \times (-\infty, X_n])$$

$$= P\{X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n\}$$

је  $\phi$ -функција расцогреј  $n$ -димензионите супутне лемичне  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$

**Теорема:** функција  $F: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  има непрекидност у датим  $x$ , ако је  $n$ -димензиони вектор  $x$  лежи на

$$a) \lim_{\substack{x_i \rightarrow -\infty}} F(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0, \quad i \in \{1, 2, \dots, n\}$$

$$b) \lim_{\substack{x_1 \rightarrow +\infty \\ x_2 \rightarrow +\infty \\ \vdots \\ x_n \rightarrow +\infty}} F(x_1, x_2, \dots, x_n) = 1$$

b) Непрекидност у датим координатама

c) За неки  $n$ -димензиони подпростор  $I$  имамо:  $\Delta_F(I) \geq 0$ , где је

$$\Delta_F(I) = \sum_{x \in I} F(x) z_I(x), \quad \text{тако да } x \text{ је}$$

$$I = [a_1, b_1] \times \dots \times [a_n, b_n], \quad z_I = \begin{cases} 1, & a_i \leq x_i \leq b_i \\ -1, & \text{иначе} \end{cases}$$

**Деф:** Нека је скуп  $S = \{(x_1^{k_1}, x_2^{k_2}, \dots, x_n^{k_n})\}$ ,  $x_i \in \mathbb{R}$ ,  $k_1 \in \mathbb{N}, k_2 \in \mathbb{N}, \dots, k_n \in \mathbb{N}$  тј. сваки број припада кординатама. Скуп је  $n$ -димензионог вектора  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ . Наг скупом  $S$  је дискретна  $n$ -димензионија скупова вектора ако имамо:  $P\{X \in S\} = 0$

**Деф.** Скуп је  $n$ -димензионог вектора ако обезбеђује непрекидност у датим координатама ако је датој непрекидности  $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  ваква да имамо:

$$(\forall B \subseteq \mathbb{R}^n) P_f(x_1, x_2, \dots, x_n) \in B = \underbrace{\int \dots \int}_{B} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n,$$

тј. ако  $f$  имају један исти  $n$ -димензиони вектор  $X$ .

## 17) Морінгентна розподілена:

**Дед:** Морінгентна розподілена є розподілена ймовірності щодо загальноприйнятого в. залежності

$$F'_{x_1 \dots x_m}(x'_1, x'_2, \dots, x'_m) = \lim_{\substack{x_{i_1} \rightarrow +\infty \\ x_{i_2} \rightarrow +\infty \\ \vdots \\ x_{i_k} \rightarrow +\infty}} F_{x_1, \dots, x_n}(x_1, \dots, x_n), \text{де } i_j \in \{1, 2, \dots, n\} \text{ для } j \in \{1, 2, \dots, k\}$$

Ф-ja розподілена  $F'_{x'_1 \dots x'_m}$  оголошує загальну розподілений  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  яка є узагальненням  $K$  метода.

**Навісно:** Ако згідно  $F_{x_1, \dots, x_n}$ , отримано морінгентну ймовірність  $\mu$  та її додаткові властивості.

\* Помішані в. залежності  $(X, Y)$  та відповідне звичайне морінгентне розподіллення  $X|y_i$ :

a) дискретним або непреривним:

$$P\{X=x\} = \sum_i P\{X=x, Y=y_i\}$$

b) Абсолютний непреривний або

$$F_x(x) = P\{X \leq x\} = P\{X \leq x, Y \in \mathbb{R}\} = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{\infty} f_{x,y}(x, y) dy dx$$

$$\Rightarrow f_x(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{x,y}(x, y) dy$$

## 18) Условна распределение:

**Однородни случај:**  $(X, Y)$  а. лемашка;  $B \in \mathcal{B}$ , Условна вероватност за  $X$  при  $Y \in B$  је:

$$F_X(x | \{Y \in B\}) = \frac{P\{X \leq x, Y \in B\}}{P\{Y \in B\}}$$

**Дискретни случај:**  $(X, Y)$  дискретна а. ле.

$$P\{X=x_i | Y=y_j\} = \frac{P\{X=x_i, Y=y_j\}}{P\{Y=y_j\}}, \text{ иначна и формула}$$

множи се

**Ајскушно непрекидни случај:**  $(X, Y)$  оближено непр.

а. лемашка со обзивом  $f_{x,y}(x, y)$

$$\begin{aligned} F_X(x | Y=y) &= \lim_{h \rightarrow 0} F_{X| \{Y-h < y < y+h\}}(x) \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} P\{X \leq x | Y-h < y < y+h\} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P\{X \leq x, Y-h < y < y+h\}}{P\{-h < Y < h\}} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\int_{-\infty}^x \int_{y-h}^{y+h} f_{x,y}(u, v) du dv}{\int_{-y}^y f_x(u) du} \end{aligned}$$

• Ако је  $f$  непр. на  $[a, b]$ , онда облику се  $f(a, b)$   
шака за базу:  $(Y \text{ или } \text{нула}) (Y-h, Y+h)$

$$\int_a^{b+2h} f(x) dx = f(c)(b-a) \Rightarrow \int_{Y-h}^{Y+h} f_{x,y}(u, v) du = f_{x,y}(c_1) \cdot 2h$$

$$u - \int_{Y-h}^x f_{x,y}(u) du = f_x(c_2) \cdot 2h$$

$$\Rightarrow F_X(x | Y=y) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\int_{-\infty}^x f_{x,y}(u, c_1) \cdot 2h du}{f_x(c_2) \cdot 2h} = \int_{-\infty}^x \frac{f_{x,y}(u, x)}{f_x(u)} du$$

$$c_1 \rightarrow y, c_2 \rightarrow y$$

Анчюс:

$$F_Y(x) = \int_{-\infty}^y \frac{f_{X,Y}(x, u)}{f_X(x)} du$$

\* Формула Маршалла:  $f_{Y|X=x}(y) = f_{X,Y}(x, y) / f_X(x)$

Лема: ~~М~~ Условна імовірність залежності юс:

$f_{Y|X=x}(y) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)}$  је імовірність розподілу  $\text{lpl}$ .

$$\Delta: \alpha) f_{Y|X=x}(y) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)}$$

$$f_{X,Y}(x, y) \geq 0 \wedge f_X(x) \geq 0 \Rightarrow \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)} \geq 0$$

$$\int \int_{-\infty}^{\infty} f_{Y|X=x}(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)} dy = \frac{1}{f_X(x)} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dy \\ = f_X(x) \cdot f_X(x) = 1$$

загальніше

$\Rightarrow f_{Y|X=x}(y)$  є імовірність розподілу вероятності

iv) Незалежність супутних величин

Дед. Нехай  $X_1, X_2, \dots, X_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  є величини залежності  $i$ -їхніх імовірності вероятності  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Ось є величини є незалежні від всіх:

$$(\forall B_1, B_2, \dots, B_n \in \mathcal{B}) P\{X_1 \in B_1, X_2 \in B_2, \dots, X_n \in B_n\}$$

$$= P\{X_1 \in B_1\} \cdot P\{X_2 \in B_2\} \cdot \dots \cdot P\{X_n \in B_n\}$$

**Теорема:** Некои су функције  $f: R \rightarrow R$  бораве ф-је, а  $X \cup Y$  независне а. лс. да је дефинисане на неком другом вероватноће. Онда су и  $f(X)$  и  $g(Y)$  независне а. лс.

$$\Delta: (\forall B_1, B_2 \in \mathcal{B}) P\{f(x) \in B_1, g(y) \in B_2\} \\ = P\{X \in f^{-1}(B_1), Y \in g^{-1}(B_2)\} \\ = P\{X \in f^{-1}(B_1)\} P\{Y \in g^{-1}(B_2)\} \\ = P\{f(x) \in B_1\} P\{g(y) \in B_2\}$$

$\Rightarrow f(X) \cup g(Y)$  су независне а. лс.

доказујемо да су независне

**Теорема:** Нека су  $F_{x_1}, F_{x_2}, \dots, F_{x_n}$  и  $F_x$  функције расподељења величина  $X_1, X_2, \dots, X_n$  и  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ . Случајне величине  $X_1, X_2, \dots, X_n$  су независне ако и само ако:

$$(\forall (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n) F_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{x_1}(x_1) \cdot F_{x_2}(x_2) \cdot \dots \cdot F_{x_n}(x_n)$$

**Теорема:** Нека су  $X_1, X_2, \dots, X_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  а. величине дефинисане на простору вероватношти  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Оне су независне ако и само ако:

$$\begin{aligned} & (\forall (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n) P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n\} \\ &= P\{X_1 = x_1\} \cdot P\{X_2 = x_2\} \cdots P\{X_n = x_n\} \end{aligned}$$

**Теорема:** Нека су  $f_{x_1}, f_{x_2}, \dots, f_{x_n}$  јединство расподељења а. величине  $X_1, X_2, \dots, X_n$  дефинисане на простору вероватношти  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , а  $f_x(x)$  јединство  $n$ -димензионе а. величине  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ . Случајне величине  $X_1, X_2, \dots, X_n$  су независне ако и само ако:

$$(\forall (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n) f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_{x_1}(x_1) \cdot f_{x_2}(x_2) \cdots f_{x_n}(x_n)$$

20) Математичко очекивано. Основна својства.

Примери.

Приједлог: а) Нека је  $X$  континуална дискретна случајна величина са званичним расподељењем:

$X: \left( \begin{array}{ccc} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n \end{array} \right)$ , тада је математичко очекивано:

једнако:

$$EX = \sum_{k=1}^n x_k p_k$$

$\Delta: \text{d) } X: \begin{pmatrix} c \\ 1 \end{pmatrix} \Rightarrow EX = c$

$$g) E(cx) = \sum_{k=1}^n c \cdot x_k P\{X=x_k\} = c \sum_{k=1}^n x_k P\{X=x_k\} = cE(X)$$

$$\text{f) } E(X+Y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_i + y_j) P\{X=x_i, Y=y_j\}$$

$$= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i P\{X=x_i, Y=y_j\} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m y_j P\{X=x_i, Y=y_j\}$$

$$= \sum_{i=1}^n x_i P\{X=x_i\} + \sum_{j=1}^m y_j P\{Y=y_j\} \quad (\text{МАРГИНАЛНА РА (подсум.)})$$

$$= EX + EY$$

$$e) E(ax+bx) = \sum_{k=1}^n (ax_k + bx_k) P\{X=x_k\}$$

$$= a \sum_{k=1}^n x_k P\{X=x_k\} + b \sum_{k=1}^n P\{X=x_k\} = aE(X) + b$$

$$b) P\{X \geq 0\} = 1 \Rightarrow EX = \sum_{k=1}^n x_k P\{X=x_k\} \geq 0, \text{ jcp } x_k \geq 0 \wedge P\{X=x_k\} \geq 0$$

$$c) P\{X \geq Y\} = 1 \Rightarrow EX \geq EY$$

$$P\{X-Y \geq 0\} = 1 \Rightarrow E(X-Y) \geq 0 \Rightarrow EX - EY \geq 0 \Rightarrow EX \geq EY \quad \text{запись M (os)}$$

$$d) -|X| \leq X \leq |X| \Rightarrow -E|X| \leq EX \leq E|X| \Rightarrow EX = |EX| \leq E|X|$$

- запись запомнили

$$= \sum_{i=1}^n P\{|X| \geq i\} \cdot i = E|X|$$

запомнили

**5)** Нека је  $X$ : једногодишња стручна величина са дискретним расподелом  $P\{X=x_k\} = p_k, k \in N$ . Тада математичко очекиваној вредности ће бити

$$EX = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k \text{ ако је кондитор и једнако}$$

је  $EX$ .

**6)** Нека је  $X$  непрекидна стручна величина са Јединственом расподелом  $f(x)$ . Тада математичко очекиваној вредности ће бити интеграл

$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \text{ ако је кондитор и једнако}$$

је  $EX$ .

**Теорема:** Одржавајући очекиваној:

a)  $|E(X)| \leq E|X|$

b)  $P\{X=C\}=1 \Rightarrow EX=C$

c)  $P\{X \geq 0\}=1 \Rightarrow EX \geq 0$

d)  $P\{X \geq Y\}=1 \Rightarrow EX \geq EY$

e)  $E(cX)=c \cdot EX$

f)  $E(X+Y)=EX+EY$

g)  $E(ax+bx)=aEX+b$

**Теорема:** Нека су  $X$  и  $Y$  независне и. десничне са математичким очекивањем  $EX$  и  $EY$ . Тада вредни:

$$EXY = EX \cdot EY$$

**Напомена:** Не барем у широким межама.

a) Дискретни случај:

$$\begin{aligned} E(X \cdot E(Y)) &= \sum_i x_i P\{X=x_i\} \cdot \sum_j x_j P\{Y=y_j\} \\ &= \sum_i \sum_j x_i y_j P\{X=x_i\} P\{Y=y_j\} \\ &= \sum_i \sum_j x_i y_j P\{X=x_i, Y=y_j\} \\ &= EXY \end{aligned}$$

\*  $P\{X=x_i\} \cdot P\{Y=y_j\} = P\{X=x_i, Y=y_j\}$  јесто и због независности и. дешавања  $X$  и  $Y$

5) Ако су  $X$  и  $Y$  непрекидни случај:

$$\begin{aligned} E(X \cdot E(Y)) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx \cdot \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_X(x) f_Y(y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{X,Y}(x,y) dx dy \\ &= EXY \end{aligned}$$

○ Неко је  $X$  дискретна случајна величина дефинирана на појединачним резултатима и неко је  $f: R \rightarrow R$  непрекидна функција. Тада је математичко очекивано учење  $Y = f(X)$  његово:

$$E(f(X)) = \sum_i f(x_i) \cdot P\{X=x_i\} \quad (\text{посредују } g \circ f)$$

Односно случај:  $E(f(X_1, X_2, \dots, X_n)) = \sum_{i_1} \sum_{i_2} \dots \sum_{i_n} f(x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_n}) P\{X_1=x_{i_1}\} \dots P\{X_n=x_{i_n}\}$   
за  $f: R^n \rightarrow R$

О Нека је  $X$  апсолутно непрекидна случајна величина са датим дистрибуцијом расподеле и  $\phi$ -ја  $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ . Непрекидна  $\phi$ -ја. Тада је математичко очекиваноје од  $Y = \phi(X)$  једнако:

$$E(\phi(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} \phi(x) f(x) dx \quad (\text{понедаша } \phi)$$

Доштији случај:

$$E(\phi(X_1, X_2, \dots, X_n)) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \phi(X_1, X_2, \dots, X_n) f(X_1, X_2, \dots, X_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

за  $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$

21) Дисперзија. Основна садиба, Примери.

**Дефиниција:** Нека је  $X$  а. величина дефинисана:

a)  $E(X^n)$  као  $n$ -ти момент реда

b)  $E(|X|^n)$  као апсолутни  $n$ -ти момент реда

c)  $E((X - EX)^n)$  као  $n$ -ти централни момент

\*  $E(X^n)$  босији  $\Leftrightarrow E(|X|^n)$  босији

**Дефиниција:** Централни момент другог реда називамо дисперзија случајне величине  $X$  и означавамо је као:

$$D(X) = E((X - EX)^2)$$

\* дисперзија мери средње квадратичне одступљене средње величине од случајне величине  $X$ .

\* Стандардизована дисперзија:  $G(X) = \sqrt{D(X)}$

**Теорема:** Осодите дишерзие. Нека је  $X$  производска ступна величина (погледају осодите за  $EX$ )

$$\alpha) D(X) = E(X^2) - (EX)^2$$

$$\beta) 0 \leq D(X) \leq EX^2$$

$$\gamma) D(X) = 0 \Leftrightarrow P\{X=c\} = 1$$

$$\delta) D(aX+b) = a^2 D(X), a, b \in \mathbb{R}$$

$$\begin{aligned} \text{д) а) } D(X) &= E(X-EX)^2 = E(X^2 - 2XEX + (EX)^2) \\ &= EX^2 - E(2XEX) + E(EX)^2 \\ &= EX^2 - 2EX \cdot EX + (EX)^2 \\ &= EX^2 - 2(EX)^2 + (EX)^2 \\ &= EX^2 - (EX)^2 \end{aligned}$$

$$\beta) D(X) = E(X-EX)^2 \geq 0 \text{ јер } (X-EX)^2 \geq 0$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 \geq EX^2$$

$$\delta) \boxed{\Leftarrow} P\{X=c\} = 1 \Rightarrow EX = c, EX^2 = c^2$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = c^2 - c^2 = 0$$

$$\boxed{\Rightarrow} D(X) = 0$$

$$E(X-EX)^2 = 0 \Rightarrow \sum_k (X_k - EX)^2 \cdot P\{X=k\} = 0$$

$$\Rightarrow X_k - EX = 0$$

$$\Rightarrow X_k = EX \quad (\text{Е}(X) \text{ је константа})$$

\* дају  $X_k$  је једнак константи  $EX$

$$\text{д) } D(aX+b) = E(aX+b)^2 - (E(aX+b))^2$$

$$= E(a^2 X^2 + abX + b^2) - (aEX + b)^2$$

$$= a^2 EX^2 + abEX + b^2 - a^2 (EX)^2 + abEX - b^2$$

$$= a^2 (EX^2 - (EX)^2)$$

$$= a^2 DX$$

**Теорема:** Неко је  $X$  и  $Y$  независне случајне величине.

Ако је  $X$  и  $Y$  независне онда важи:

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y)$$

$$\begin{aligned} \Delta: D(X+Y) &= E(X+Y)^2 - (E(X+Y))^2 \\ &= E(X^2 + 2XY + Y^2) - (EX + EY)^2 \\ &= EX^2 + 2EXY + EY^2 - (EX)^2 - 2EXEY - (EY)^2 \\ &= (EX^2 - (EX)^2) + (EY^2 - (EY)^2) + 2(EXY - EXEY) \\ &= DX + DY \end{aligned}$$

\*  $X$  и  $Y$  су независне  $\Rightarrow EXY = EX \cdot EY$

Доказак:  $D(X-Y) = D(X) + D(-Y)$

$$= D(X) + (-1)^2 D(Y)$$

$= D(X) + D(Y)$ , за  $X$  и  $Y$  независне

Примери:

a)  $I: \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix} \Rightarrow EI = p, EI^2 = p$

$$D(I) = EI^2 - (EI)^2 = p - p^2 = p(1-p)$$

5)  $X: J3(n, p) = I_1 + I_2 + \dots + I_n$ ,  $I_i$  и  $I_j$  су независни за  $i \neq j$   
 $i, j \in \{1, 2, \dots, n\}$

$$\begin{aligned} D(X) &= D(I_1) + D(I_2) + \dots + D(I_n) \\ &= n \cdot p(1-p) \end{aligned}$$

b)  $X: P(\lambda)$

$$P\{X=k\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, EX = \lambda$$

$$\begin{aligned}
 EX^2 &= \sum_{k=0}^{\infty} k^2 \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} k \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \quad (\text{так } k=0, \text{ вклад не 0}) \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} (k-1) \frac{\lambda^k}{(k-1)!} + \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \\
 &= \sum_{k=2}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{(k-2)!} + \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \quad (\text{так } k=1, \text{ вклад из предыдущей суммы не 0}) \\
 &= \lambda^2 \sum_{k=2}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!}
 \end{aligned}$$

$$1) \lambda^2 \sum_{k=2}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} = \lambda^2 \sum_{i=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} = \lambda^2 \cdot 1 \quad (\text{так } \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = 1)$$

Способ:  $i=k-2$

$$2) \lambda \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} = \lambda \cdot 1$$

Способ:  $i=k-1$

$$\Rightarrow EX^2 = \lambda^2 + \lambda$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$

$$\text{i)} X: N(m, \sigma^2) \Rightarrow DX = \sigma^2$$

$$\text{g)} X: E(\lambda), E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

$$EX^2 = \int_0^{\infty} x^2 \lambda e^{-\lambda x} dx = \left( \begin{array}{l} t = \lambda x \\ dt = \lambda dx \end{array} \right) \frac{1}{\lambda^2} \int_0^{\infty} e^t t^2 = \frac{1}{\lambda^2} \Gamma(3) = \frac{2}{\lambda^2}$$

\* Мате и дисперсию можно выразить

$$D(X) = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$

22) Чему равна вероятность

**Теорема:** Чемпиона вела неједнакоста:

Нека је  $X$  производњака и лемачка. За  $\varepsilon > 0$  и  $n \in \mathbb{N}$  броју:

$$P\{|X| \geq \varepsilon\} \leq \frac{E(|X|^n)}{\varepsilon^n}$$

Доказ: Помотрају се лемачка  $Y = \begin{cases} 0, & |X| < \varepsilon \\ \varepsilon, & |X| \geq \varepsilon \end{cases}$ ,

$$\Rightarrow Y \leq |X| \Rightarrow Y^n \leq |X|^n$$

$$\Rightarrow E(Y^n) \leq E(|X|^n) \Rightarrow \varepsilon^n P\{|X| \geq \varepsilon\} \leq E(|X|^n)$$

$$\Rightarrow P\{|X| \geq \varepsilon\} \leq \frac{E(|X|^n)}{\varepsilon^n}$$

23) Које функције су корелације

**Дефиниција:** Нека је  $X$  производњака симетрична лемачка. Симетричност је одлик која означава да симетричне производњаке

$$X^* = \frac{X - EX}{\sqrt{DX}}$$

\* Требају се да буде:  $E X^* = 0$ ,  $D X^* = 1$

**Дефиниција:** Нека су  $X$  и  $Y$  неке когашне симетричне лемачке које су корелације.  $X$  и  $Y$  је:

$$\text{cov}(X, Y) = E((X - EX)(Y - EY))$$

$$\begin{aligned} * \text{cov}(X, Y) &= E((X - EX)(Y - EY)) = E(XY - EXY - XEY + EXEY) \\ &= E(XY) - E(X) \cdot E(Y) - E(X)E(Y) + E(X)E(Y) \\ &= E(XY) - E(X)E(Y) \end{aligned}$$

**Деф:** Нека су  $X$  и  $Y$  неке с. величине са континуалним дистервацијама широм летим од нуле. Ункорелициони корелације с. величине  $X$  и  $Y$  је кофордовано од  $X$  и  $Y$  као  $\rho_{X,Y} = \text{cov}(X^*, Y^*)$

$$\rho_{X,Y} = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{D(X)} \sqrt{D(Y)}}$$

$$\begin{aligned} * \rho_{X,Y} &= \text{cov}(X^*, Y^*) = E((X^* - E(X^*))(Y^* - E(Y^*))) = E(X^* Y^*) \\ &= E\left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}\right) = \frac{E(XY - E(X)Y - XE(Y) + E(X)E(Y))}{\sqrt{D(X)} \sqrt{D(Y)}} \\ &= \frac{E(XY) - E(X)E(Y) - E(X)(Y) + E(X)E(Y)}{\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}} \\ &= \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{D(X)} \sqrt{D(Y)}} \end{aligned}$$

**Деф:** Нека су  $X$  и  $Y$  неке величине са континуалним дистервацијама широм летим од нуле. Ако је  $\rho_{X,Y} = 0$ , онда су с. величине  $X$  и  $Y$  некорелиционе супутне величине.

**Лема:** Ако су супутне величине  $X$  и  $Y$  независне онда су они некорелиционе:

**Д:**  $E(XY) = E(X)E(Y)$ , јер су  $X$  и  $Y$  независне

$$\Rightarrow \rho_{X,Y} = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{D(X)} \sqrt{D(Y)}} = 0$$

**Напомена:** Не роти  $y$ , супутним меру

$$\text{Q)} D(X^* \pm Y^*) = D(Y^*) + 2\text{cov}(X^*, Y^*) + D(X^*)$$

$$\Rightarrow -2 \leq 2 \text{cov}(X^*, Y^*) \Rightarrow |\rho_{X,Y}| \leq 1$$

Hilfsvariable

T

c  
T  
a

Δ:

\*

\*

ce

1)

Q

**Теорема:** Нека су  $x$  и  $y$  линичне  $X \sim Y$  определене  
са коначним дистерзивним спровођеним око  $x$  и  $y$ .

Тада било је:

$$a) -1 \leq \rho_{x,y} \leq 1$$

$$b) |\rho_{x,y}| = 1 \Leftrightarrow Y = aX + b$$

скоро сваког чије то је решење

$$\begin{aligned} \Delta: D(Y^* + X^*) &= E(Y^* + X^*)^2 - (E(Y^* + X^*))^2 \\ &= E((Y^*)^2 + 2Y^*X^* + (X^*)^2) - (E(Y^*) + E(X^*))^2 \\ &= E((Y^*)^2) + (2E(Y^*X^*) - \underbrace{2E(X^*)E(Y^*)}_{0}) + E((X^*)^2) \\ &= D(Y^*) + 2\text{cov}(X^*, Y^*) + D(X^*) \end{aligned}$$

$$*\text{cov}(X^*, Y^*) = E(X^*Y^*) - E(X^*)E(Y^*)$$

$$*D(X^*) = E((X^*)^2) - E(X^*)^2 = E((X^*)^2)$$

$$\text{дакле: } D(Y^* - X^*) = D(Y^*) - 2\text{cov}(X^*, Y^*) + D(X^*)$$

$$1) \rho_{x,y}=1 \Leftrightarrow D(Y^* - X^*) = D(Y^*) - 2\text{cov}(X^*, Y^*) + D(X^*) \\ = 1 - 2\text{cov}(X^*, Y^*) + 1 = 0$$

$$1) \text{је } \rho_{x,y} = \text{cov}(X^*, Y^*) \wedge D(Y^*) = D(X^*) = 1 \\ \Leftrightarrow Y^* - X^* = c \quad (\text{које дистерзује})$$

$$\Leftrightarrow \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}} = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} + C$$

$$\Leftrightarrow Y = \frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}} \cdot X + \left( -\frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}} E(X) + (\sqrt{D(Y)}) + E(Y) \right)$$

$$a = \frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}}, \quad b = -\frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}} E(X) + (\sqrt{D(Y)}) + E(Y)$$

$$2) \mathcal{P}_{x,y}=-1 \Leftrightarrow D(Y^*+X^*)=D(Y^*)+2\text{cov}(X^*,Y^*)+D(X^*) \\ = 1-2+1=0,$$

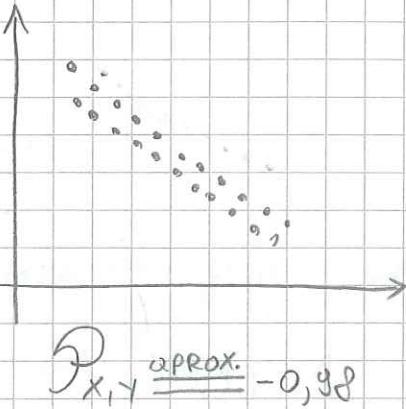
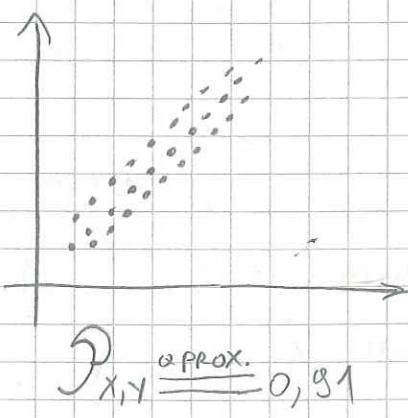
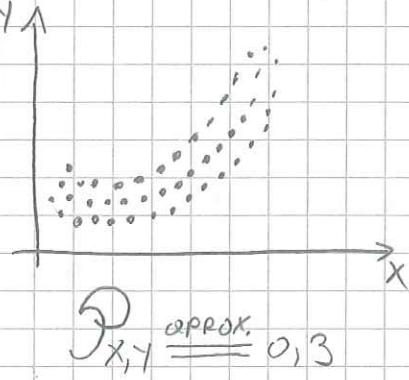
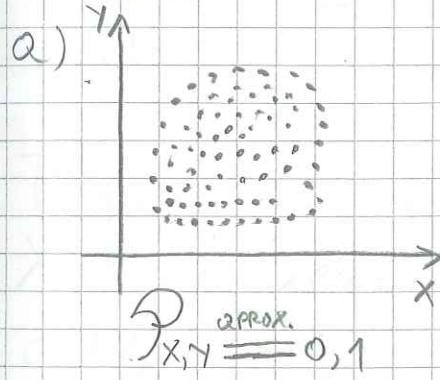
jep  $\mathcal{P}_{x,y}=\text{cov}(X^*,Y^*) \wedge D(Y^*)=D(X^*)=1$   
 $\Leftrightarrow Y^*+X^* \stackrel{s.s.}{=} C$

$$\Leftrightarrow Y \stackrel{s.s.}{=} -\frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}} + \left( \frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}} EX + \sqrt{D(Y)}C + EY \right)$$

$$\alpha = -\frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}}, b = \frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}} EX + \sqrt{D(Y)}C + EY$$

Нашумето: а) За  $\mathcal{P}_{x,y}=1$ :  $X \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$ , jep  $\alpha > 0$   
 б) За  $\mathcal{P}_{x,y}=-1$ :  $X \uparrow \Rightarrow Y \downarrow$ , jep  $\alpha < 0$

**Примена:** (шашечника: итеративна рејесија



27) Чирокшеристичка функција. Основна службена  
примери

Деф: Чирокшеристичка функција ишчојне величине  
 $X$  дефинише се као: ( $f_x: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ )

$$(\forall t \in \mathbb{R}) f_x(t) = E(e^{itX})$$

Нашамене:  $e^{itX} = \cos tx + i \sin tx$  (Уларола формулा)

a) Дискретни случај:

$$f_x(t) = E(e^{itX}) = \sum_k e^{itX_k} P\{X=X_k\}$$

b) Абсолутно непрекидни случај:

$$f_x(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} f_x(x) dx$$

Теорема: За чирокшеристичку  $\Phi$ -у  $f_x$  и величине  $X$  воне нејзине осадине:

a)  $|f_x(t)| \leq f_x(0) = 1$

b)  $f_x(-t) = \overline{f_x(t)}$

c)  $f_x$  је побољшавајућа непрекидна на  $\mathbb{R}$

d) a)  $f_x(0) = E(e^{i0x}) = E(e^0) = E(1) = 1$

- другији доказ

e)  $f_x(-t) = E(\bar{e}^{-itx}) = \overline{E(e^{itx})}$

$$= \overline{E(\cos(tx)) - i \overline{E(\sin(tx))}} = \overline{E(\cos(tx)) + i E(\sin(tx))}$$

$$= \overline{E(\cos(tx) + i \sin(tx))} = \overline{E(e^{itx})} = \overline{f_x(t)}$$

$$b) f_{ax+b}(t) = E(e^{i(ax+b)t}) = E(e^{iact} \cdot e^{ibt}) \\ = e^{ibt} E(e^{iact}) = e^{ibt} f_x(ax)$$

c) Сез доказа

**Теорема:** Нека је  $X$  непрекидна веомајућа чија је корактеристична ф-ја  $f_X(t)$ . Акос јошако  $n \in N$ : т.д.

$E(|X|^n) < +\infty$ , онда постоји за свако  $k \in N, k \leq n$  јошако  $f_X^{(k)}(t)$  т.д. постоји:

$$\alpha) E(X^k) = \frac{f_X^{(k)}(0)}{i^k} \quad (\text{Сез доказа})$$

$$\beta) |f_X(t)| = \sum_{k=0}^n \frac{(it)^k}{k!} E(X^k) + o(t^n), \quad t \rightarrow 0 \quad (\text{Сез доказа})$$

**Теорема:** (0 бројеводу корактеристичних функција):

Акос ај  $X_1, X_2, \dots, X_n$  независне симетричне лештине и  $f_{X_i}(t)$  корактеристична ф-ја а. веомајуће  $X_i$  за  $i \in \{1, 2, \dots, n\}$  онда ће бити:

$$f_{X_1+x_2+\dots+x_n}(t) = f_{X_1}(t) \cdot f_{X_2}(t) \cdots f_{X_n}(t)$$

$$\Delta: f_{X_1+x_2+\dots+x_n}(t) = E(e^{i(t(X_1+x_2+\dots+x_n))}) = E(e^{itx_1+i(tx_2+\dots+tx_n)}) \\ = E(e^{itx_1}) \cdot E(e^{itx_2}) \cdots E(e^{itx_n}) \quad (\text{независност})$$

**Теорема:** Ако ај  $\omega$  је а и  $b$  је једнаке непрекидногаји ф-ја  $F$  и  $f$  одговарајућа корактеристична ф-ја

онда постоји:

$$F(b) - F(a) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} f(t) dt$$

Формула инверзије

$$F(X) = \lim_{a \rightarrow -\infty} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{ita} - e^{-ita}}{it} f(t) dt, X \in C(F)$$

**Теорема:** Нека је  $F$  функција равногеје и  $f$  ненука корактеристична ф-ја. Ако је

$\int_{-\infty}^{+\infty} |f(t)| dt < +\infty$ , онда је  $f$  дисперситета непрекидност ћећа и за ненуку гусеницу волни:

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} f(t) dt$$

**Теорема:** (о једнотактности) Ако неке две ф-је равногеје имају исти корактеристичну ф-ју, онда су оне идентичне

**Лема:** Неконика комбинација који чини линијску нормалних расподела има нормалну расподелу.

$$\Delta: \begin{cases} X_1: N(m_1, \sigma_1^2) \\ X_2: N(m_2, \sigma_2^2) \\ \vdots \\ X_n: N(m_n, \sigma_n^2) \end{cases} \quad ? \quad \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_n X_n: N(m, \sigma^2) ?$$

Неслучаје

$$E(\alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_n X_n) = \alpha_1 E(X_1) + \alpha_2 E(X_2) + \dots + \alpha_n E(X_n)$$

$$D(\alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_n X_n) = \alpha_1^2 D(X_1) + \alpha_2^2 D(X_2) + \dots + \alpha_n^2 D(X_n) \quad (\text{Неслучаје})$$

$$f_{\sum_{k=1}^n \alpha_k X_k}(t) = \prod_{k=1}^n f_{\alpha_k X_k}(t) = \prod_{k=1}^n E(e^{it\alpha_k X_k}) = \prod_{k=1}^n f_{X_k}(\alpha_k t)$$

(вывод о спонзбоге)

$$\begin{aligned} &= \prod_{k=1}^n e^{i\alpha_k t m_k - \frac{t^2}{2} \alpha_k^2 \sigma_k^2} = e^{\sum_{k=1}^n i\alpha_k t m_k - \sum_{k=1}^n \frac{t^2}{2} \alpha_k^2 \sigma_k^2} \\ &= e^{it \sum_{k=1}^n \alpha_k m_k - \frac{t^2}{2} \sum_{k=1}^n \alpha_k^2 \sigma_k^2} = f_{\sum_{k=1}^n \alpha_k X_k}(t) \end{aligned}$$

$$Z: N\left(\sum_{k=1}^n \alpha_k m_k, \sum_{k=1}^n \alpha_k^2 \sigma_k^2\right) \Rightarrow f_Z(t) = f_{\sum_{k=1}^n \alpha_k X_k}(t)$$

$\Rightarrow$  (вывод о единичности)

$$\sum_{k=1}^n \alpha_k m_k = 2 \Rightarrow \sum_{k=1}^n \alpha_k X_k: \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k m_k, \sum_{k=1}^n \alpha_k^2 \sigma_k^2 \right)$$

27) Конвергенция у распределении низа случайных величин.

$(X_n)$ -низ случайных величин на пространство брл.  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$

**Дек:** Нехоже  $(X_n)$  низ случайных величин на пространство брл.  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Нехож  $(X_n)$  конвергира у вероятности на  $X$  у означи:

$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} X$ , ако ћојки: ( $x$  је а. величина)

$$(\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow \infty} P\{|X_n(w) - X(w)| \geq \varepsilon\} = 0$$

**Дек:** Нехож је  $(X_n)$  низ случайних величин на пространство брл.  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Нехож  $(X_n)$  скоро сигурно конвергира на а. величина  $X$  у означе:

$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{S.S} X$ , ако ћојки:

$$P\{w | \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(w) = X(w)\} = 1$$

**Деф:** Нека је  $(X_n)$  низ супортних лемичника на објекту  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Низ  $(X_n)$  конвергира средње клагорниш ка супортној лемичници  $X$  у означу:

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{S.K.} X, \text{ ако постои: } \lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n - X)^2 = 0$$

**Деф:** Нека је  $(X_n)$  низ супортних лемичника на објекту вероватноште  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Низ  $(X_n)$  конвергира у расподеље ка супортној лемичници  $X$  у означу:

$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{R} X$ , ако за скоту шаку непрекидног  $\Phi$ -је расподеље  $F_X$  тако:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

**Теорема:** Нека је  $(X_n)$  низ супортних лемичника на објекту вероватноште  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Низ  $(X_n)$  скоро супртно конвергира ка супортној лемичници  $X$ , АККО:

$$(\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \omega \mid \sup_{k \geq n} |X_k(\omega) - X(\omega)| \geq \varepsilon \right\} = 0$$

(Сез доказа)

**Теорема:** Нека је  $(X_n)$  низ супортних лемичника на објекту вероватноште  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Низ  $(X_n)$  скоро супртно конвергира ка супортној лемичници  $X$  ако постои:

$$(\forall \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P \{ \omega \mid |X_n(\omega) - X(\omega)| \geq \varepsilon \} < +\infty$$

$$\Delta: (\forall \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P\{\omega \mid |X_n(\omega) - x(\omega)| \geq \varepsilon\} < +\infty$$

(Гипотеза Колмогорова I)  $\Rightarrow$

$$\Rightarrow P\left\{ \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} \{\omega \mid |X_k(\omega) - x(\omega)| \geq \varepsilon\} \right\} = 0$$

$$B_n = \bigcup_{k=n}^{\infty} |X_k(\omega) - x(\omega)| \Rightarrow B_n \supseteq B_{n+1}$$

(Непрекидната структура)  $\Rightarrow$

$$\Rightarrow (\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \bigcup_{k=n}^{\infty} \{\omega \mid |X_k(\omega) - x(\omega)| \geq \varepsilon\} \right\} = 0$$

$$\Leftrightarrow (\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \omega \mid \sup_{n \in \mathbb{N}} |X_n(\omega) - x(\omega)| \geq \varepsilon \right\} = 0$$

(Приемащи теорема)  $\Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{S.S.}} X, n \rightarrow \infty$

**Теорема:** Нека је  $(X_n)$  таки независни симплексији. На простору вероватноће  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Тада докажи:

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{S.S.}} 0 \Leftrightarrow (\forall \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P\{\omega \mid |X_n(\omega) - 0| \geq \varepsilon\} < +\infty$$

$\Delta: \square$  Симплексијон сумиј пријемащи теореме

$\Rightarrow$  Колмогоровска ( $P \Rightarrow Q \Leftrightarrow \neg Q \Rightarrow \neg P$ )

$$\neg (\forall \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P\{\omega \mid |X_n(\omega) - x(\omega)| \geq \varepsilon\} < +\infty$$

$$(\exists \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P\{\omega \mid |X_n(\omega) - x(\omega)| \geq \varepsilon\} = +\infty$$

(Гипотеза Колмогорова II)  $\Rightarrow$

$$\Rightarrow (\exists \varepsilon > 0) P\left( \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} \{\omega \mid |X_k(\omega)| \geq \varepsilon\} \right) = 1$$

$$\Rightarrow |X_n(\omega)| \geq \varepsilon \Rightarrow \text{Не доказано: } P\{\omega \mid \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = 0\} = 1$$

Дакле за некој  $\varepsilon$  неће бити симплексија:  $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = 0$

$\Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{S.S.}} 0$  (доказате кораком зида)

$\Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{S.S.}} 0 \Rightarrow (\forall \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P\{|X_n| \geq \varepsilon\} < +\infty$

**Надомета:** Теорема варти и за номинишу  $C$ , али не и за једноточку  $X$ .

**Теорема:** Нека је  $F_n$  низ ф-ја равногоди и  $f_n$  низ одговарајућих коракшеријасничких ф-ја.

a) Ако је слаку тачку непрекидности  $x$  неке ф-је  $F$  варти  $\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x)$ , онда варти:

$(\forall \varepsilon \in \mathbb{R}) \lim_{n \rightarrow \infty} f_n(t) = f(t)$  и  $f(t)$  је

коракшеријасничка ф-ја која одговара ф-ју равногоди  $F$ .

б) Ако је  $(\forall t \in \mathbb{R}) \lim_{n \rightarrow \infty} f_n(t) = f(t)$  и  $f(t)$  је непр. у 0,

коракшеријасничка ф-ја, онда за слаку тачку непрекидности ф-је  $F$  варти:

$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x)$  и  $F$  је ф-ја равногоди чије је

коракшеријасничка ф-ја  $f$

28) Огнюи ишнеги нонгергетикала тииз сандыых бешкана.

**Теорема:** Ако тииз а. би.  $X_n$  конв. скорб сандыраш кал а. би.  $X$ , онда тииз  $X_n$  конв. үз беровашкоту кал  $X$  ( $n \rightarrow +\infty$ )

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{S.S.}} X \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} X$$

$$\Delta: X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{S.S.}} X \Leftrightarrow (\forall \varepsilon > 0) P\left\{\omega \mid \sup_{k \geq n} |X_k(\omega) - X(\omega)| \geq \varepsilon\right\} = 0$$

$\lim_{n \rightarrow +\infty}$

A

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} X \Leftrightarrow (\forall \varepsilon > 0) P\left\{\omega \mid |X_n(\omega) - X(\omega)| \geq \varepsilon\right\} = 0$$

$\lim_{n \rightarrow +\infty}$

B

$$|B \subseteq A| \Rightarrow P(B) \leq P(A) \Rightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} P(B) \leq \lim_{n \rightarrow +\infty} P(A) = 0$$

$$\Rightarrow P(B) = 0 \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} X$$

**Теорема:** Ако тииз а. би.  $X_n$  конв. үз беровашкоту кал а. би.  $X$ , онда тииз  $X_n$  конв. үз рәсүйгеш кал а. би.  $X$  ( $n \rightarrow +\infty$ )

**Теорема:** Ако тииз а. би.  $X_n$  конв. үз рәсүйгеш кал константади  $C$ , онда тииз  $X_n$  конв. үз беровашкоту кал константади  $C$  ( $n \rightarrow +\infty$ )

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} C \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} C$$

$$\Delta X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} C \Leftrightarrow (\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|X_n - C| \geq \varepsilon\} = 0$$

$$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\{|X_n - C| < \varepsilon\}) \rightarrow$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\{-\varepsilon < X_n - C < \varepsilon\})$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\{C - \varepsilon < X_n < C + \varepsilon\})$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\{X_n \in (C - \varepsilon, C + \varepsilon)\})$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\{X_n \in \bigcup_{k=n_0}^{\infty} (C - \varepsilon, C + \varepsilon - \frac{1}{k})\})$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\left\{\bigcup_{k=n_0}^{\infty} X_n \in (C - \varepsilon, C + \varepsilon - \frac{1}{k})\right\})$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - P\left\{\bigcup_{k=n_0}^{\infty} X_n \in (C - \varepsilon, C + \varepsilon - \frac{1}{k})\right\})$$

$$B_k \subset B_{k+1}$$

$\Rightarrow$  (Hyperkontynuowalny ogółem)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 - \lim_{k \rightarrow +\infty} P\left\{ \underbrace{C - \varepsilon}_{\text{m}} < X_n \leq C + \varepsilon - \frac{1}{k} \right\} \right)$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left( 1 - \lim_{k \rightarrow +\infty} \left( F_{X_n}(C + \varepsilon - \frac{1}{k}) - F_{X_n}(C - \varepsilon) \right) \right)$$

$$\boxed{\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = \begin{cases} 0, & x < C \\ 1, & x \geq C \end{cases}}$$

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} (C + \varepsilon - \frac{1}{k}) > C \Rightarrow \lim_{k \rightarrow +\infty} F_{X_n}(C + \varepsilon - \frac{1}{k}) = 1$$

$$C - \varepsilon \Rightarrow F_{X_n}(C - \varepsilon) = 0$$

$$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} \left( 1 - \lim_{k \rightarrow +\infty} \left( F_{X_n}(C + \varepsilon - \frac{1}{k}) - F_{X_n}(C - \varepsilon) \right) \right)$$

$$= 1 - 1 + 0 = 0 \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} C$$

**Теорема:** Ако низ  $x$ -ти  $X_n$  конв. среднега квадратнога као  $x$ -ти  $X$ , онда низ  $x$ -ти  $X_n$  конв. у лепотиштву као  $x$ -ти  $X$  ( $n \rightarrow +\infty$ )

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.K} X \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} X$$

$$\Delta: X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.K} X \Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} E|X_n - X|^2 = 0$$

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} X \Leftrightarrow (\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|X_n - X| \geq \varepsilon\} = 0 ?$$

- Нека је  $\varepsilon > 0$  дато

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|X_n - X| \geq \varepsilon\} \leq \frac{E|X_n - X|^2}{\varepsilon^2} = 0$$

$$\Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} X$$

**Последица:** (из претходнеgle теореме) Ако низ  $x$ -ти  $X_n$  конв. среднега квадратнога као  $x$ -ти  $X$ , онда  $x$ -ти  $X_n$  конв. у растојању као  $x$ -ти  $X$  ( $n \rightarrow +\infty$ )

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.K} X \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{R} X$$

**Слика:**

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.K} X$$

$$\Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} X$$

$$\Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{R} X$$

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.K} X$$

$$(X=c)$$

## 29) Стаби зекон бешкін срояба

**Деф:** Ако за низ а. лс.  $(X_n)$  дефинисатын таң  
брояшару берелейноте  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  болса:

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n EX_k}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} 0, \text{ онда за шоғ низ а.}$$

лс. бүкін сабы зекон бешкін срояба

**Теорема:** (Бернульев зекон бешкін срояба)

Ако  $(X_n)$  има биномий распределен  $B(n, p)$ , онда

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} p$$

$$\Delta: (\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \left| \frac{X_n}{n} - p \right| \geq \varepsilon \right\}$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \left| \frac{X_n - np}{n} \right| \geq \varepsilon \right\} = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|X_n - np| \geq n\varepsilon\}$$

$$\leq \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{E|X_n - np|^2}{n^2 \varepsilon^2} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{DX}{n^2 \varepsilon^2} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n p(1-p)}{n^2 \varepsilon^2} = 0$$

**Теорема:** (Чебышевов зекон бешкін срояба) Ако низ  
независимых а. лс.  $X_n$ , за койн берілу жақында  
 $C > 0$ , шардағы  $(\forall n \in N) DX_n \leq C$ , онда за шоғ  
низ бүкін сабы зекон бешкін срояба

1:

$$(\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \left| \frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n EX_k}{n} \right| \geq \varepsilon \right\} = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \left| \sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n EX_k \right| \geq n\varepsilon \right\}$$

$$\leq \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{E|\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n EX_k|^2}{n^2 \varepsilon^2} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{D(\sum_{k=1}^n X_k)}{n^2 \varepsilon^2}$$

$$(\text{независимие}) \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\sum_{k=1}^n DX_k}{n^2 \varepsilon^2} \leq \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{nC}{n^2 \varepsilon^2} = 0 \Rightarrow (3BB)$$

**Теорема:** (Хеммингс залоги бесконечных срока) Ако низ независимих и. вр. са искам распределен и математички очекиваноен ( $m$ ), онда за њег низ башти соде закон бесконечних срока

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} m$$

$\Delta$ : (Метод корактеристичних функција)

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{f_{\sum_{k=1}^n X_k}(t)}{n} &= \lim_{n \rightarrow \infty} E\left(e^{\frac{i t \sum_{k=1}^n X_k}{n}}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} f_{\sum_{k=1}^n X_k}\left(\frac{t}{n}\right) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{k=1}^n f_{X_k}\left(\frac{t}{n}\right) \quad \boxed{f_X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(it)^k}{k!} E(X^k) + o(t^n), t \rightarrow 0} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{k=1}^n \left(1 + \frac{i \frac{t}{n} E(X) + o\left(\frac{1}{n}\right)}{1}\right) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + i \frac{t}{n} m + o\left(\frac{1}{n}\right)\right)^n = \lim_{n \rightarrow \infty} e^{n \ln\left(1 + i \frac{t}{n} m + o\left(\frac{1}{n}\right)\right)} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} e^{n\left(i \frac{t}{n} m + o\left(\frac{1}{n}\right)\right)} = \lim_{n \rightarrow \infty} e^{(itm + o(1))} = e^{itm} \\ e^{itm} &\text{ је непр. у нум} \\ \Rightarrow \frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n} &\xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} m \quad \xrightarrow{(X=m)} \frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P} m \end{aligned}$$

### 30) Іаки закон бешікіншін дәрежесі

**Деф:** Акы за тиң и. деи ( $X_n$ ) дефиницияның тауарында вероятносте ( $R, \mathcal{F}, P$ ) берсе:

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n E X_k}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.S.} 0, \text{ онда за шо жиңиң и. деи. берсе йаки закон бешікіншін дәрежесі}$$

бер. берсе йаки закон бешікіншін дәрежесі

**Теорема:** Акы за тиң ( $X_n$ ) и. деи. берсең жеке закон бешікіншін дәрежесі, онда за шо жиңиң берсең аабыз закон бешікіншін дәрежесі

$$J3B\bar{B} \Rightarrow C3B\bar{B}$$

**Теорема:** (Кихтіорол I закон бешікіншін дәрежесі)

Акы за тиң незолисстік и. деи ( $X_n$ ) берсе:

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{D(X_n)}{n^2} < +\infty, \text{ онда за шо жиңиң берсең жеке}$$

закон бешікіншін дәрежесі

**Теорема:** (Кихтіорол II закон бешікіншін дәрежесі)

За тиң незолисстік и. деи ( $X_n$ ) са ишады  
расподеленде көпшілдік мағемалычык  
очекиватын ( $m$ ) берсең жеке закон бешікіншін  
дәрежесі

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{S.S.} m$$

**Теорема:** (Гуревич закон линейных проекций) Ако је  $(X_n)$  једи увека у  $n$  независних докумената, а њену увека у  $P(\mathcal{B}(n,p))$  је сировим односом докумената, тада је једи увека у  $\mathbb{R}^n$ :

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{S.S.}} P \quad (\text{чега из II Чеширополов законка})$$

### 3) Чеширополова гранична теорема:

**Теорема:** Ако је  $(X_n)$  низ независних и десетака са идентичним расподелама и коначним широтом броја ог њиме дисперзијом ( $D X_n > 0$ ), онда је једи:

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)}{\sqrt{D\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{D}} X^* : \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\Delta: E X_n = m, D X_n = \sigma^2$$

$$Y_n = X_n - E(X_n)$$

$$E Y_k = E(X_n - E(X_n)) = E(X_n) - E(X_n) = 0$$

$$D(Y_k) = D(X_k - E(Y_k)) = D X_k = \sigma^2$$

$$\frac{\sum_{k=1}^n Y_k}{\sqrt{n} \sigma} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{D}} X^* : \mathcal{N}(0, 1)$$

Многие измерительные функции:

$$(\forall t \in \mathbb{R}) \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{f_{\sum_{k=1}^n Y_k}(t)}{\sqrt{n}} = \lim_{n \rightarrow +\infty} E(e^{t \frac{\sum_{k=1}^n Y_k}{\sqrt{n}}})$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} f_{\sum_{k=1}^n Y_k}\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n f_{Y_k}\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \left(1 + \frac{t}{\sqrt{n}} E(Y_k) + \frac{(E(Y_k))^2}{2!} + O\left(\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)^2\right)\right)$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{t^2}{2\sqrt{n}} + O\left(\frac{1}{n}\right)\right)$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{t^2}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right)\right)^n = \lim_{n \rightarrow +\infty} e^{n \ln\left(1 - \frac{t^2}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right)\right)}$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} e^{n \left(-\frac{t^2}{2n} + O\left(\frac{1}{n}\right)\right)} = \lim_{n \rightarrow +\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} \Rightarrow \frac{\sum_{k=0}^n Y_k}{\sqrt{n}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{R} X^*(0, 1)$$