

* Def: Случаен експеримент наричаме опит или експеримент, при който не може предварително да определим кой от възможните изходи ще се съдъдне. Всеки възможен елементарен изход, означаваме с ω и наричаме елементарно събитие.

* Def: С Ω означаваме множеството от всички елементарни събития на даден случаен експеримент.

* Def: Нека Ω е ^{всичко подмножество} множество (съвкупност от ел. събития), тогава $A \subseteq \Omega$ наричаме събитие.

* Def: ("или") $A, B \subseteq \Omega$, тогава под $A \cup B$ разбираме всички $\omega \in A$ или $\omega \in B$.

* Def: ("и") $A, B \subseteq \Omega$, тогава под $A \cap B$ разбираме $\omega \in A$ и $\omega \in B$.

* Def: ("допълнение") $A \subseteq \Omega$, под допълнение на събитието A разбираме всички $\omega \notin A$ и бележим с A^c или \bar{A} .

* Def: Нека Ω е съвкупност от елементарни събития и \mathcal{A} е колекция от събития (т.е. от подмножества на Ω). Наричаме \mathcal{A} σ -алгебра, ако:

- i) $\emptyset \in \mathcal{A}$, $\Omega \in \mathcal{A}$
- ii) $A \in \mathcal{A} \Rightarrow A^c \in \mathcal{A}$
- iii) Ако $A_i \in \mathcal{A}$, $i \geq 1$, то $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$
и в частност ако $A, B \in \mathcal{A} \Rightarrow A \cup B \in \mathcal{A}$

* Следствие: Ако \mathcal{A} е σ -алгебра и $A_i \in \mathcal{A}$, за $i \geq 1$, то $B = \bigcap_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$

Зет: Ако \mathcal{B} е произволна колекция от събития от Ω ,
то $\sigma(\mathcal{B})$ е най-малката σ -алгебра, такава, че
 $\mathcal{B} \subseteq \sigma(\mathcal{B})$, т.е. за всяко $B \in \mathcal{B}$, $B \in \sigma(\mathcal{B})$,

\Rightarrow най-малката σ -алгебра = Борелова алгебра

Зет: Ако \mathcal{A} е σ -алгебра, то $A \in \mathcal{A}$ се нарича атом, ако
от $B \subseteq A$ и $B \in \mathcal{A}$, следва, че $B = \emptyset$, т.е. не
съществува нетривиално подсъбитие на A , което
е такъв ат σ -алгебра.

* Зет: Нека \mathcal{A} е σ -алгебра върху множеството от елементарни
събития Ω . Тогава изображението $P: \mathcal{A} \rightarrow [0,1]$ се
нарича вероятност / вероятностна ϕ -я, ако:

- i) $P(\Omega) = 1$
- ii) ако $A \in \mathcal{A}$, то $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$
- iii) ако $A_i, \forall i \geq 1$ са елементи на \mathcal{A} и $A_i \cap A_j = \emptyset$,
за $i \neq j$, то $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$ ↑
непресичащи се
събития

* Теорема: Нека \mathcal{A} е σ -алгебра и $P: \mathcal{A} \rightarrow [0,1]$ е вер. ϕ -я.

Тогава:

- a) $P(\emptyset) = 0$
 - b) Ако $A \subseteq B$, то $P(A) = P(A \cap B) + P(A \cap B^c)$, $\forall A, B \in \mathcal{A}$
 - в) Ако $A \subseteq B$, то $P(A) \leq P(B)$, $\forall A, B \in \mathcal{A} \rightarrow$ монотонност
 - г) $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
 - г) Ако $A_i \in \mathcal{A}$, то $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \rightarrow$ пресичащи събития
 - е) Ако $A_i \in \mathcal{A}$, $A_1 \supseteq A_2 \supseteq A_3 \dots$, то $P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = 0$ ↑
непресичащи
- и границата на индивидуалните
вероятности е нула!

* Def: Нема Ω е множество от елементарни събития,
 \mathcal{A} е σ -алгебра и $P: \mathcal{A} \rightarrow [0,1]$ е вероятностна ф-я.
 Тогава наредената тройка (Ω, \mathcal{A}, P) се нарича
вероятностно пространство.

* Def: Нема (Ω, \mathcal{A}, P) е вероятностно пространство и
 $A \in \mathcal{A}$ е такова, че $P(A) > 0$. Тогава

$$P_A(B) = P(B|A) := \frac{P(A \cap B)}{P(A)}, \quad \forall B \in \mathcal{A} \text{ се нарича}$$

условна вероятност.

* Def: (независимост). Нема A и B са две събития в (Ω, \mathcal{A}, P) ,
 т.е. $A, B \in \mathcal{A}$. Тогава A и B са независими ($A \perp B$)
 ако $P(A \cap B) = P(A)P(B)$.
 * $P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A)P(Y \in B) \rightarrow$ общ. случай

* Def: (независимост в съвкупности): A_1, \dots, A_n са n събития.

Тогава A_1, A_2, \dots, A_n са независими в съвкупности ако
 $M \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$ и $|M| \geq 2$, то

$$P\left(\bigcap_{i \in M} A_i\right) = \prod_{i \in M} P(A_i)$$

* Def: (пълна група от събития): Нема (Ω, \mathcal{A}, P) е вероятностно
 пространство. Тогава H_1, \dots, H_n (H_1, H_2, \dots) образуват пълна
 група от събития, ако:

а) $H_i \in \mathcal{A}$, за $i \leq n$ ($H_i \in \mathcal{A}$, $i \geq 1$)

б) $\bigcup_{i=1}^n H_i = \Omega$ ($\bigcup_{i=1}^{\infty} H_i = \Omega$) \rightarrow означава, че H_i са непресичащи се

! те са непресичащи се и изчерпват цялото вероятностно
 пространство

* Теорема (Полная Вероятность): Неса (Ω, \mathcal{A}, P) е вероятностно пространство. Неса $H_1, \dots, H_n | H_1, H_2, \dots$ е полная група от събития. Неса $A \in \mathcal{A}$. Тогава

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A \cap H_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(H_i) P(A|H_i), \quad \text{ако } \infty$$

с конвенцията, че $P(A|H_i) = 0$ ако $P(H_i) = 0$

* Теорема (Бейс): Имаме $H_1, \dots, H_n | H_1, H_2, \dots$, които са полная група от събития в (Ω, \mathcal{A}, P) .

Неса $A \in \mathcal{A}$ и $P(A) > 0$. Тогава

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

* деф (случайна величина): Неса V е вероятностно пространство. Тогава $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ е случайна величина, когато когато $\forall a < b, a, b \in \mathbb{R}$ е в сила $X^{-1}((a,b)) \in \mathcal{A}$, където

$X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \in B\}$. Т.е. трябва да имаме възможността да гатем каква е вероятността X да е между a и b .

и Ако X е ст. вел. Тогава $\forall a < b$

$$X^{-1}((a,b)), X^{-1}([a,b]), X^{-1}([a,b]) \in \mathcal{A}$$

$$X^{-1}([b, \infty)) \in \mathcal{A}$$

и всякакви интервали

* Теорема: (Свойства независимых величин):

Нека V е вероятностно пространство и X и Y са независимы величины ($X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$) (в едно вер. пространство).

Тогда в силе:

а) cX е независимая величина, $\forall c \in \mathbb{R}$

б) $X \pm Y$ са независимы величины в V .

$aX \pm bY$ е независимая величина, $\forall a, b \in \mathbb{R}$

в) XY е независимая величина

г) ако $P(Y=0)=0$, то $\frac{X}{Y}$ е независимая величина

↳ казва, че Y не може да е 0, т.е. е добре дефинирано

* Def: индикаторная функция: Нека Ω е множество от элементарни события и $H \subseteq \Omega$. Тогда 1_H се нарича индикаторная функция, ако:

$$1_H = \begin{cases} 1, & \text{ако } \omega \in H \\ 0, & \text{ако } \omega \notin H \end{cases} \quad \text{Грубо казано: } 1_H: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$$

* Лема: Нека V е вер. пр-во. и $H \subseteq \Omega$, $1_H \in \mathcal{F}$. Тогда

$X = 1_H$ е независимая величина. ($1_H: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$)

* Def: дискретная величина: Нека V е вер. пр-во. и X и

\mathcal{F} са дадени. Тогда $X(\omega) = \sum_{i=1}^n x_i 1_{H_i}(\omega)$ ($X(\omega) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i 1_{H_i}$)

се нарича дискретная независимая величина.

Крайна запись: $X = \sum_i x_i 1_{H_i}$

* Def (разпределение на дискретна с. вел.):

Нека X е дискретна с. вел. $|X = \sum x_i 1_{H_i}|$. Тогава под разпределение на X разбираме таблица:

X	x_1	x_2	...	x_n	...
$P(X=x_i)$	p_1	p_2	...	p_n	...

където

$$p_i = P(X=x_i) = P(H_i) \text{ и } p_i \geq 0 \text{ и } \sum_i p_i = 1$$

* Def (равенство по разпределение):

Нека X и Y са диск. с. вел. Тогава $X \stackrel{d}{=} Y$ ако таблицата за разпределение на X съвпада с таблицата за разпределение на Y .

Важно деф

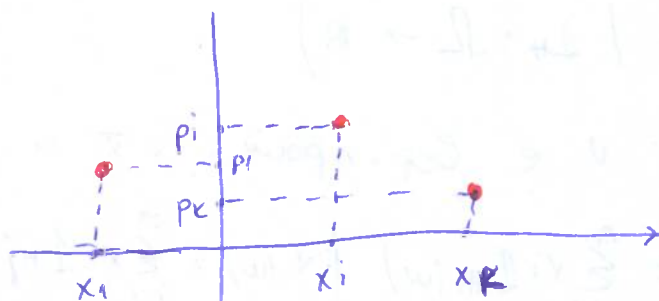
$$\text{и } P(X=x_i) = P(Y=x_i) = p_i \quad \forall$$

* Def (хистограма):

Нека имаме следната таблица на разпределение:

X	x_1	...	x_n	...
P	p_1	...	p_n	...

Тогава графиката:



се нарича хистограма.

* Def (Независимост на диск. сл. вел.): ★

Нека X и Y са две диск. сл. вел. в едно вероятностно пространство Ω . Тогава

$X \perp Y \Leftrightarrow$ за всеки две възможни стойности x_i и y_j

$$P(X=x_i \cap Y=y_j) = P(X=x_i)P(Y=y_j).$$

* Def (Независимост в съвкупност на дискретни сл. вел.):

Нека X_1, \dots, X_n са диск. сл. вел. в Ω . Тогава те са

независими в съвкупност $\Leftrightarrow \forall M \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$,

$|M| \geq 2$; имаме $M = \{j_1, \dots, j_m\}$, $m = |M|$ и възможни стойности $(x_{j_1,1}, x_{j_2,2}, \dots, x_{j_m,m})$

$$\Rightarrow P(X_{j_1}=x_{j_1,1} \cap X_{j_2}=x_{j_2,2} \cap \dots \cap X_{j_m}=x_{j_m,m}) =$$

$$= \prod_{i=1}^m P(X_{j_i}=x_{j_i,i})$$

* Def (Функция на разпределение):

Нека X е сл. вел. Тогава $F_X(x) = P(X \leq x)$, $\forall x \in \mathbb{R}$ се нарича функция на разпределение.

* Def (Огавелане): Нека X е диск. сл. вел. Тогава под огавелане на X или Φ_X разбираме $\Phi_X = \sum x_i p_i$ ако

$$\sum_i |x_i| p_i < \infty \text{ и сходяща сума}$$

$$\sum_i x_i P(X=x_i)$$

* Лема: Ако X и Y са две дискретни сл. вел., такава, че ΦX и ΦY съществуват. Тогава:

а) $X = c$, то $\Phi X = c$ и ако $X = 1_A$, то $\Phi X = P(A)$

б) $c \in \mathbb{R}$, то $\Phi cX = c \Phi X$

в) $\Phi(X+Y) = \Phi X + \Phi Y$ — линейно

г) ако $X \perp Y$, то $\Phi(XY) = \Phi X \Phi Y$

д) ако $P(X \geq 0) = 1$, то $\Phi X \geq 0$, $X \geq 0$

* Огледателно характеризира най-добре едн. случайна величина.

* деф | дисперсия: Ако X е диск. сл. вел. с огледане ΦX .

Тогава $DX := \sum_j |x_j - \Phi X|^2 p_j$, следва $DX < \infty$

* Твърдение: Ако X е дискретна сл. вел. с крайна дисперсия ($\Phi X < \infty$ и $DX < \infty$), то $DX = \Phi X^2 - (\Phi X)^2$

* Следствие: Ако X е диск. сл. вел. и $DX < \infty$. Тогава $\Phi X^2 \geq (\Phi X)^2$

* Твърдение: Ако X и Y са диск. сл. вел., такава че $DX < \infty$ и $DY < \infty$. Тогава:

а) $X = c$, то $DX = 0$

б) $Z = cX$, то $DZ = c^2 DX$ ($c \in \mathbb{R}$)

в) $X \perp Y$, то $D(X+Y) = DX + DY$

г) $DX \geq 0$

д) $D(X+c) = DX$

* Def (порангаща функция):

~~Нека X е числова случайна величина~~

Нека X е числова, неопределена, дискретна сл. вел. във вероятностното пространство $\Omega = (\Omega, \mathcal{F}, P)$, като

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{N} = \{0, 1, 2, \dots\}$, тогава

$$g_X(s) = \mathbb{E}s^X = \sum_{k=0}^{\infty} s^k P_k = \sum_{k=0}^{\infty} s^k P(X=k), \text{ за } |s| \leq 1, |s| < 1$$

се нарича порангаща функция.

* Твърдение: Нека X е числова сл. вел. с порангаща функция g_X . Тогава:

a) $\mathbb{E}X = g_X'(1)$

b) $D^2X = g_X''(1) + g_X'(1) - (g_X'(1))^2$

b) $k! P(X=k) = g_X^{(k)}(0), \quad k \geq 0$

* Следствие: Нека X и Y са числови сл. вел. Тогава

$X \stackrel{d}{=} Y \Leftrightarrow g_X \equiv g_Y.$

+ def \nearrow ???

* Def: Дискретните случайни величини X_1, \dots, X_n или $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ са независими в съвкупност (за крайни те дефинираме,

или $\forall (j_1, \dots, j_n), \forall n \geq 2, (X_{j_1}, \dots, X_{j_n})$ са независими в съвкупност.

и безкраен брой са независими в съвкупност, ако колющо и да вземем (краен брой) от тях случайни величини са независими в съвкупност.

деф: дискретните случайни величини x_1, \dots, x_n или

$(x_i)_{i=1}^{\infty}$ имат едно и също разпределение, ако

$$x_i \stackrel{d}{=} x_j, \quad 1 \leq i, j \leq n \quad \text{или} \quad x_i \stackrel{d}{=} x_j, \quad 1 \leq i, j \leq \infty \quad \forall i, j$$

+ означава се имат една и съща таблица на разпределение или една и съща вероятностна функция?

Теорема: Нека x_1, \dots, x_n са независими в съвкупност целочислени случайни величини. Тогава $Y = x_1 + \dots + x_n$, що

$$g_Y(s) = \prod_{j=1}^n g_{x_j}(s), \quad |s| \leq 1$$

Ако в допълнение x_1, \dots, x_n са равни по разпределение

$$g_{x_1} = g_{x_j}, \quad \forall j \leq n$$

$$g_Y(s) = (g_{x_1}(s))^n$$

+ две целочислени случайни величини са еднакви и само тогава, когато и функциите са еднакви и същи?

нека целочислени сл. вел.
vs. дискретни сл. вел.
→ кога са равни по разпределение ???

+ Твърдение: Нека $X \perp Y$ и X и Y са целочислени случайни величини. Тогава $g_{X+Y}(s) = g_X(s)g_Y(s)$

деф (схема по Бернули): ★

$(x_i)_{i=1}^{\infty}$ са независими в съвкупност и едно и също разпределение, т.е. $P(x_1=1) = p = P(x_j=1), j \geq 1$
 $P(x_1=0) = 1-p = P(x_j=0), j \geq 1$

Тази схема се нарича схема на Бернули.

* Випределение на Бернули

$X \sim \text{Ber}(p)$, $p \in (0,1)$ и има следното шобли за:

x_i	0	1
P	$1-p$ q	p

$$p+q=1$$

→ свойства:

$$- EX = p$$

$$- DX = pq$$

$$- g_{X|S} = q + ps$$

→ Биномно разпределение

* Број успехи от n експерименти в схемата на Бернули с вероятност за успех p

$X \sim \text{Bin}(n, p)$, шобла шобли за то разпределение е:

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

X	0	1	...	k	...	n
P	q^n	$n \cdot p \cdot q^{n-1}$		$\binom{n}{k} p^k q^{n-k}$		p^n

$$- EX = n \cdot p$$

$$- DX = n \cdot p \cdot q$$

$$- P(X=k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}, \quad 0 \leq k \leq n$$

$$- g_{X|S} = (ps+q)^n$$

* Def | Геометрично разпределение | : ★

$X \sim \text{Ge}(p)$ и $X = \min \{ j \geq 1 \mid \sum_{i=1}^j X_i = 1 \} - 1$, $k \geq 1$, и-е. най-малкото k , за което сумата $\sum_{i=1}^k X_i$ е една единица, като ой нся бодим 1-ца, за да извадим последната ширка.

и броя неуспехи до първия успех

и таблица на разпределението:

X	0	1	2	...	k	...
P	p	$p \cdot q$	$p \cdot q^2$		$p \cdot q^k$	

$$P(X=k) = p \cdot q^k$$

$$- EX = \frac{q}{p}$$

$$- DX = \frac{q}{p^2}$$

$$- g_X(s) = \frac{p}{1-q s}$$

* Твърдение | Безпамешност | :

$$P(X \geq n+m \mid X \geq m) = P(X \geq n), \quad \forall m \geq 0 \text{ и } \forall n \geq 0$$

* Def | Пирисовото биномно разпределение | : ★

Нека $X \sim \text{NB}(r, p)$ и $X = \min \{ j \geq 1 \mid \sum_{i=1}^j X_i = r \} - r$.

вероятност за успех с r опита и Бернули

Това е броя неуспехи до r -тия успех.

* Твърдение : Нека $X \sim \text{NB}(r, p)$. Тогава $X = \sum_{i=1}^r Y_i$, където (Y_1, \dots, Y_r) са независими в съвкупност геометрични сл. величини $Y_1 \sim \text{Ge}(p)$.

и свойства:

$$-EX = \frac{r_2}{p}$$

$$-DX = \frac{r_2}{p^2}$$

$$-GX(s) = \left(\frac{p}{1-qs} \right)$$

$r \rightarrow$ Показател r е сума от тези всички геометрични суми (се представя като произведение на едно по-малко по-малко)

x	0	1	...	k
p				$\binom{r+k-1}{k} p^r q^k$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} G_{X_n}(s) = G_X(s)$$

или

$$G_{X_n}(s) \rightarrow G_X(s)$$

(ако за по-малко ли е?)

* Твърдение: Ако $(X_n)_{n \geq 1}$ е редица от взаимно независими случайни величини, такава че $\lim_{n \rightarrow \infty} G_{X_n}(s) = G_X(s)$, $-1 \leq s \leq 1$, тогава X е взаимно независима случайна величина и G_X е нейната пораняваща функция. Тогава

$$\forall c \geq 0 \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = c) = P(X = c)$$

* редица от пораняващи функции като съвкупност конкретна пораняваща функция

и позволява чрез граница на функции да идентифицираме граница на вероятностни.

* Def (Пояснено разпределение):

и в предишните задачи с всяка конкретна структура, ще даваме с конкретни вероятности

Ако $\lambda > 0$, казваме, че X е пояснено разпределение случайна величина с параметър λ и бележим $X \sim \text{Poi}(\lambda)$, ако $P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, $k \geq 0$

* свойства:

$$- g_X(s) = e^{-\lambda + \lambda s}, \quad |s| \leq 1$$

$$- \Phi_X = DX = 1$$

* Теорема на Поассон ни казва как можем да приближаваме

биномни разпределения чрез Поасоново?

$$1 \stackrel{?}{=} \sum_{k=0}^{\infty} P(X=k) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$$

↑ развитие в ред на Тейлор

* Теорема (Поассон): Нека $X_n \sim \text{Bin}(n, p_n)$ (различен брой експерименти с различна вероятност), $\forall n \geq 1$.

Нека $\lim_{n \rightarrow \infty} p_n = \lambda$ Нека $\epsilon > 0$ е дадено, че $p_n = \frac{\lambda}{n} + \frac{u_n}{n}$,
където $\lim_{n \rightarrow \infty} u_n = 0$ и $\lambda > 0$. Тогава

$$P(X_n = k) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k \geq 0. \quad \left(X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} X \sim \text{Poi}(\lambda) \right)$$

* Деф (хипергеометрично разпределение):

Имаме N обекта, от които M са маркирани ($0 \leq M \leq N$). Избираме се n обекта и случайната величина X е броя маркирани измежду тях ($n \leq N$). Тогава казваме, че X е разпределено хипергеометрично с параметри N, M и n и записваме $X \sim \text{HG}(N, M, n)$.

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

$$\xrightarrow{\text{г-бо}} P(X=k) = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}$$

$$- EX = n \cdot \frac{M}{N}$$

$$- DX = n \cdot \frac{M}{N} \cdot \frac{N-M}{N} \cdot \frac{N-n}{N-1}$$


* Не са независими случайните величини!

Защото не може да кажем, че $X \sim \text{Bin}(n, \frac{M}{N})$

* Деф | съвместно разпределение |:

Нека X и Y са две случайни величини в едно вероятностно пространство. Тогава под съвместно разпределение на (X, Y) разбираме следната таблица:

$Y \backslash X$	x_1	x_2	\dots	x_n	\dots	
y_1	p_{11}	p_{21}	\dots	p_{n1}	\dots	$\sum_i p_{i1}$
y_2	p_{12}	p_{22}	\dots	p_{n2}	\dots	$\sum_i p_{i2}$
\vdots	\vdots	\vdots	\dots	\vdots	\dots	\dots
y_k	p_{1k}	p_{2k}	\dots	p_{nk}	\dots	$\sum_i p_{ik}$
\dots	\vdots	\vdots	\dots	\dots	\dots	\dots
	$\sum_j p_{1j}$	$\sum_j p_{2j}$		$\sum_j p_{nj}$		


 мارجинално на X
 мارجинално на Y

кроещо $0 \leq p_{ij} = P(X = x_i; Y = y_j)$, за $\forall i, j$. $\sum_{ij} p_{ij} = 1$

* Деф | съвместна функция на разпределение |:

Нека (X, Y) са две случайни величини в едно вер. пространство. Тогава $F_{X,Y}(x,y) := P(X \leq x; Y \leq y)$, $\forall x, y \in \mathbb{R}^2$ нарича съвместна функция на разпределение.

* Деф | независимост на случайни величини |:

Нека X и Y са две случайни величини във вероятностно пространство Ω . Тогава

$$X \perp Y \Leftrightarrow F_{X,Y}(x,y) = F_X(x) F_Y(y), \quad \forall x, y \in \mathbb{R}^2$$

$$P(X \leq x; Y \leq y) = P(X \leq x) P(Y \leq y)$$

* Ковариация: Показател за това до колко имаме линейна зависимост между произволни случайни величини X и Y е ковариацията.

* Деф: Нека X и Y са случайни величини с $DX < \infty$ и $DY < \infty$.
Тогаво $\text{cov}(X, Y) = E[(X - EX)(Y - EY)]$ се нарича ковариация.

* X и Y са две дискретни случайни величини:

$$\text{cov}(X, Y) = \sum_{i,j} (x_i - EX)(y_j - EY) p_{ij}$$

* Твърдение: $\text{cov}(X, Y) = EXY - EXEY$ и ако $X \perp Y$, то
 $\text{cov}(X, Y) = 0$

* Деф (Корелация): Нека (X, Y) са две случайни величини, такива, че $DX < \infty$ и $DY < \infty$. Тогаво

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}}$$

се нарича коефициент на корелация между X и Y

Целта на корелацията е да мери някаква свързаност и линейност между X и Y .

* Твърдение: Нека X и Y са случайни величини с крайни дисперсии и нека $\bar{X} = \frac{X - EX}{\sqrt{DX}}$ и $\bar{Y} = \frac{Y - EY}{\sqrt{DY}}$.

$$\text{Тогава } \rho(X, Y) = E\bar{X}\bar{Y} \text{ и } E\bar{X} = E\bar{Y} = 0,$$

$$DX = E\bar{X}^2 = DY = E\bar{Y}^2 = 1$$

* Твърдение: Нека X и Y са случайни величини с крайни дисперсии. Тогаво:

$$a) |\rho(X, Y)| \leq 1$$

$$b) |\rho(X, Y)| = 1 \Leftrightarrow Y = aX + b, \quad \forall a, b \in \mathbb{R}$$

* Зедо (УМО):

Нека X е произволна случайна величина и Y е дискретна случайна величина. Тогава случайната величина $E[X|Y]$ се нарича УМО на X при положение (условие) Y , ако $E[X - G(Y)]^2 = \min_G E[X - G(Y)]^2$

и Нека X и Y са случайни величини (дискретни). Тогава $G^*(Y) = E[X|Y]$ е най-добра случайна величина, която минимизира $\min_G E[X - G(Y)]^2 = E[X - E[X|Y]]^2$

$E[X|Y]$

* дава ни минимално или най-добро средно квадратично приближение на X

$$G^*(Y) = \frac{E[X \cdot 1_A]}{P(A)} \cdot 1_A + \frac{E[X \cdot 1_{A^c}]}{P(A^c)} \cdot 1_{A^c} := E[X|Y]$$

* Таблица: Ако X и Y са дискретни случайни величини, то $E[X|Y]$ е дискретна случайна величина със следната таблица:

$E[X Y]$	$E[X Y=y_1]$...	$E[X Y=y_j]$...
P	$P_1 = P(A_1)$...	$P_j = P(A_j)$...

$$E[X|Y] = \sum_j E[X|Y=y_j] \cdot 1_{A_j}$$

$$\rightarrow E[X|Y=y_j] = \sum_i x_i P(B_i|A_j);$$

* Свойства на УМО:

а) $\Phi[ax + bz | Y] = a\Phi[x | Y] + b\Phi[z | Y]$

б) $x \perp Y \Rightarrow \Phi[x | Y] = \Phi[x]$

в) Ако $x = f(Y)$, то $\Phi[x | Y] = x = f(Y)$

г) $\Phi[\Phi[x | Y]] = \Phi x$

г) $x \perp Y$ и $f(x, Y)$, тогава $\Phi[f(x, Y) | Y = y] = \Phi f(x, y)$

* Схема на Бернули:

$(X_i)_{i \geq 1}$ са независими в съвкупности и еднакво разпределени дискретни случайни величини

X_i	0	1
P	q	p

$i \geq 1$

$p + q = 1$

$\rightarrow p$ и q са фиксирани за Φ_i .

Все едно имаме n експеримента, които са однородни по своя характер (хвърляне на монета).

Тази комбинация се нарича схема на Бернули