

$|S_n - S|$ - погр-го члн-я разл сумм ряда.

Пр Найдти сумму ряда $\sum_{k=1}^{\infty} \frac{(-1)^k}{k} = a_k$ с погрешн 10^{-2}

Решение: 1) Исследуем сходимость

a) Абсолютн сх-ся.

$$\sum_{k=1}^{\infty} \left| \frac{(-1)^k}{k} \right| = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} - \text{ гармонич. ряд-расс.}$$

т.о. если $\sum a_k$ сх-ся, то только условно

б) Испл. сходимость

$$b_k = |a_k| = \frac{1}{k} - \text{ нонот. убывающ и стремящася к } 0 \text{ при } k \rightarrow \infty$$

т.о. ~~\sum~~ $\sum_{k=1}^{\infty} \frac{(-1)^k}{k}$ сх-ся по критерию Коши

т.к. он не сх-ся абр, то он сх. условно

2) Воспользовавшись суммой этого ряда с погрешн $\epsilon \leq 10^{-2}$

$$\text{чт прика лейбница} \Rightarrow |S_n - S| \leq b_{n+1} < \epsilon$$

$$b_{n+1} < \epsilon \Leftrightarrow \frac{1}{n+1} < 10^{-2} \Leftrightarrow n+1 > 100 \Leftrightarrow n > 99$$

Примен $n = 100$

$$\text{Ряд } S \approx \sum_{k=1}^{100} \frac{(-1)^k}{k} = -1 + \frac{1}{2} - \frac{1}{3} + \frac{1}{4} - \dots + \frac{(-1)^{100}}{100} = \dots \approx -0,6882$$

ТЕОРИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Определение вероятности

① Случайный эксперимент

Пр Случайном нау-се эксперимент ряд-г который невозможно предсказать заранее.

Пр 1) под браслетом лежит:

Возр. исходы: выпад-е герда (Γ)

выпад-е решки (P)

Мн лв всех случ. исходов. $\Omega = \{\Gamma, P\}, |\Omega| = 2$

2) Бросают игральную кость.

Найдн. ряд-г - число выпавших очк.

$\Omega = \{1, 2, \dots, 6\}, |\Omega| = 6$.

3) подразделяют между

Над. рег -> число дробей до 1-го порядка -е города

$$S = \{1, 2, 3, \dots\} = N \quad (\text{i.e. } S \text{- бесконечное})$$

4) производят восторг по простоте чисел.

Над. рег -> (x, y) - координаты точки на плоскости нумерации

$$S = \mathbb{R}^2, \quad (|S|) = c \text{ - имеет множества континуума}.$$

Опр Для -то S двух земл. исходя из данного эксперимента на земле -се просматривается земл. исходя из

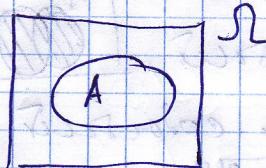
Земля Всегда в дополнении к земл. предполагают, что на -то земл. исходя из однажды сб -вается.

1) никакой земл. исходя в рамках данного слуя. эксп -са невозможного разделяется на более мелкие составляющие.

2) в рег -ре проводят эксп -са (однократного) одобрат. реализуется ровно один из земл. исходов. чт

Опр (неупорядоченное)

Соединение наз. (недое) подм -то на -то S



$A \subseteq S \Leftrightarrow A$ - содержание в рамках одного оп. земл.

Опр Тогда же, что в \mathbb{R} данном сл. эксп -ре производится соединение A , если в рег -ре эксп -са реализуется один из входящих в A земл. исходов.

Кп. На методах карт увлечений & карты:

$$A = \{\text{убежденная картина}\}$$

$$B = \{\text{убежденная картина красного цвета}\}$$

$$C = \{\text{убежденная картина проявляет неслыханную}\}$$

Русс. в рез. -е эквиваленты избр. ф-ций: АВ-кее производим
С-произведение

Оп Соб-е А нау. следствием соб-я B, если окун. е
соб-я B в рез. -е эксперимента берет окун. е
соб-я A, т.е. $B \subseteq A$



Занес Множество наз-е R соб-я 2 подмнож-я: Q и R

Соб-е Q наз-е невыполнимым] нау. несобствен-
-и - R наз-е доказательным] нау. собствен-

Все остальные собственные нау. собственное

Пр В урне наход-ся 2 синих и 3 красных шара. Из урны извлекают 2 шара:

$A = \{ \text{извлечены 2 красных шара} \} = Q - \text{неверно}$

$B = \{ \text{извлечены 2 синих шара} \} = R - \text{верно}$

② Операции над собственными

Собственные обр. на 1-й линии \Rightarrow U, n, \, -, \Delta

При этом в теории вероятн-сти имеет след
применение:

a) $A \cup B = A + B$ - нау. сумма собственных



b) $A \cap B = A \cdot B$ - нау. произведение собственных



c) $A \setminus B$ нау. разностное собственное



d) $\bar{A} = R \setminus A$ - дополнение собственного A



Оп Собшение $A \cup B$ наз-е несовместимым, если их
произведение является невыполнимым собственным
 $A \cdot B = \emptyset$. В противном случае $A \cup B$ наз. совместимым

Оп Соб-я A_1, \dots, A_n нау.

- попарные несовместимы, если $A_i \cdot A_j = \emptyset, i \neq j$

- несовместимы в сетьон-ти, если $A_1 \cdot \dots \cdot A_n = \emptyset$

Занес Основы теории вероятностей

если $A_1, \dots, A_n \Rightarrow$ события A_1, \dots, A_n независимы. Тогда для независимых событий

③ Классическое определение вероятности

Например 1) $|\Omega| = N < \infty$

- 2) по условиям Задания нет оснований предполагать что или что-либо из исходов является более вероятным (в этом случае говорят, что все исходы равновозможны)
- 3) $A \subseteq \Omega$ - событие;

$$|A| = N_A$$

Тогда

Одн. (классич. одн.-е вер-ти)

вероятности события A наз. число $P(A) = \frac{N_A}{N}$. (4)

Например 2 раза бросают игральную кость.

$$A = \{\text{умножение выпавших очков} \geq 11\}$$

$$P(A) = ?$$

Решение: Элем. исходы: (x_1, x_2) , где x_i - конечное

выпавших очков при 1-м броске, x_2 - при 2-м броске.

$$\Omega = \{(x_1, x_2) : x_i \in \{1, \dots, 6\}, i=1, 2\}; |\Omega| = 36 = N.$$

$$A = \{(5, 6), (6, 5), (6, 6)\}$$

т.к. все исходы равновозможны, то выполняется классич. опр. вер-ти:

$$P(A) = \frac{N_A}{N} = \frac{3}{36} = \frac{1}{12}.$$

Сб.-Га Вероятность (на основе классич. опр-я)

1. $\forall A \subseteq \Omega \quad P(A) \geq 0$
2. $P(\Omega) = 1$
3. Если $AB = \emptyset$, то $P(A+B) = P(A) + P(B)$

Док-во: 1) $P(A) = \frac{N_A}{N} \geq 0 \Rightarrow \geq 0$

$$2) P(\Omega) = \frac{N_\Omega}{N} = \frac{N}{N} = 1$$

3) P -на включение и исключение

$$|A+B| = |A| + |B| - |AB| \Rightarrow N_{A+B} = N_A + N_B$$

О, т.к. $AB = \emptyset$

$$P(A+B) = \frac{N_{A+B}}{N} = \frac{N_A + N_B}{N} = P(A) + P(B) \blacksquare$$

Замеч. Недостатки классич. опр-я

- 1) не применима к случай., когда $|\Omega| = \infty$.
- 2) не применима к случаю, когда врем. исходов не явн. разбиваются на конечн.

(4) Геометрическое определение вероятности, явн. однозначное классич. опр-я на случай $\Omega \subseteq \mathbb{R}^n$.

Пусть 1) $\Omega \subseteq \mathbb{R}^n$,

2) $\mu(\Omega) < \infty$, μ — мера м-ва ($\mu = 1$ — единица
 $\mu = 2$ — площадь, $\mu = 3$ — объём.)

3) Возможность присадачности исхода
закл-га некот м-ву $A \subseteq \Omega$ пропорциональна
пере этого м-ва и не зависит от его
формы и его расположения в Ω .

Тогда

Опр (геометрич. опр-я вер-ти)

Вероятностью события $A \subseteq \Omega$ наз. зовем

$$P(A) = \frac{\mu(A)}{\mu(\Omega)}$$

№. Задача о Вернере

3.10.17

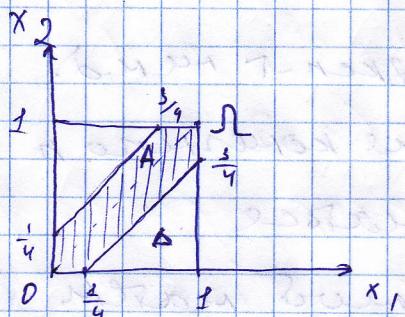
Два человека договариваются Вернер. с 12⁰⁰ до 13⁰⁰

В опред. месте. Появление каждого из них
в час. месте равнодоступно в интервале времени
изуч. промежутка. При этом они договариваются,
что тот, кто приходит 1-й идет 15 мин., а
затем уходит. Какова вероятность, что они
встретятся.

Решение: нач. исход: (x_1, x_2) , где $x_i \in [0; 1]$,

x_1 - время появления Вернера места
и-го человека

$$\Omega = [0; 1] \times [0; 1]$$



$$A = \{ \text{2 человека Вернерились} \} = \{ (x_1, x_2) : |x_1 - x_2| \leq \frac{1}{4} \}$$

$$P(A) = \frac{\mu(A)}{\mu(\Omega)} = \begin{cases} \mu\text{-площадь} \\ \mu(\Omega) = 1 \end{cases} = \begin{cases} \mu(A) = 1 - 2 \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \\ \mu(\Omega) = 1 \end{cases} = 1 - 2 \left(\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \right) = \frac{1}{2}$$

$$= 1 - \frac{9}{16} = \frac{7}{16}$$

Задача 1) Очевидно, что из опр. вернера можно
получить все те же сб-ва вернера, что и из
классич. опр. е.

2) Недостаток этого опр-я Вернера заключается

таким, что это не линейное уравн., то, что некот.
одн-ги Вернера л. н.д. более предпочтительны
решение. Так, если Вернера предвидел, что

но является одних. Встречавшихся даже вероятность
середи них гаса, по земли. опр-е не дает угла раз +

⑤ Статистическое определение вер-ти.

Пусть 1) случайной элек-т произведена в раз.

2) при этом событие A произошло на раз.

Опр Вер-тию события A наз. эмпирический

(т. е. полученного из опыта) преген:

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_A}{n}$$

Можно пок-ть, что для статистического опр-я
такие справедливы все осн. сб-ла вер-ти, помимо
из классич. опр-я.

Недостатки этого опр-я:

1. На практике никакой элек-т не м.д.
произведен беск. числа раз. Для конечного n
вероятность $\frac{n_A}{n}$ может изменяться

2. С точки зрения современного матем.
статистич. опр-е явн. анатропичен, т. к.
не дает достовер. базы для дальнейшего
развития теории.

⑥ Синус-алгебра событий

Для второго аксиомат. опр-я вер-ти можно употребить
понятие события. Всему им даётся опр.
событие (насторожое), в котором события
издавали произвольное подчинение или-ва и
противостояния, то есть $|S| = \infty$ разве
опр-е не изважает построено логически
непротиворечивую теорию

Потому что симметрическое отношение не является произв. лигн-са \mathcal{R} , а лишь некоторое из них.

Чтобы выделить "содействующий" подмножество, надо если A, B - некот. соч-я, связанные с данным случаем элек-рпм, то симметрии должны быть и лигн-са $A+B, AB, A|B, \mathcal{A} \dots$

Потому лигн-бо симметрии должны быть замкнутого относ +, ., |, ...

Эти соч-я и приводят к след. опр-ю.

Пусть 1) \mathcal{R} -лигн-бо элем. исходов данного ср. эксп-я
2) $B \neq \emptyset$ - набор лигн-са лигн-са \mathcal{R} .

Опр Число B наз. б-андрором симметрии \mathcal{R} , если B лигн-бо усн-я.

1) если $A \in B \Rightarrow \bar{A} \in B$

2) если $A_1, \dots, A_n, \dots \in B \Rightarrow A_1 + \dots + A_n + \dots \in B$

Простейшее следствие из опр-я б-андрора

1° $\mathcal{R} \in B$

2° $\emptyset \in B$

3° если $A_1, \dots, A_n, \dots \in B \Rightarrow A_1 + \dots + A_n + \dots \in B$

4° если $A, B \in B \Rightarrow A|B \in B$

Док-во: 1°) по опр-ю б-андрори $B \neq \emptyset \Rightarrow$

($\exists A \in \mathcal{R}$) ($A \in B$)

2) по опр-ю б-андрора $A \in B \Rightarrow \bar{A} \in B$

3) по опр-ю б-андрора $((A \in B) \wedge (\bar{A} \in B)) \Rightarrow (A + \bar{A} \in B)$

2° а) из 1° $\Rightarrow \mathcal{R} \in B$

б) из опр-я б-андрори $\Rightarrow \bar{\mathcal{R}} \in B$

3° а) $A_1, \dots, A_n, \dots \in B \Rightarrow \{\text{опр.}\} = \bar{B}$ - б-андрори $\Rightarrow \bar{A}_1, \dots, \bar{A}_n, \dots \in B$

$$= \{\text{события}\} \supseteq \overline{A_1 + \dots + A_n} + \dots \in B \Rightarrow \{\text{события}\} = \supseteq$$

$$\overline{A_1 + \dots + A_n} + \dots \in B \Rightarrow \{\text{события}\} = \supseteq$$

$$\overline{A_1 + \dots + A_n} + \dots \in B \Rightarrow A_1 + \dots + A_n + \dots \in B$$

90 $A, B \in B \Rightarrow A, \overline{B} \in B \Rightarrow \{A \cup B\} \supseteq A \overline{B} \in B$

Замеч. 1) в дальнейшем, говоря о вероятности, всегда будем предполагать, что мы имеем дело с исходов супр. эксп. Га фиксированы некотор. б-андр-ра

2) при этом слово "событие" всегда будет означать за-т этого б-андра

3) если мы-то и хотим, то всегда будем считать, что б-андра $B = 2^{\Omega}$, т.е. B любые б-андр на Ω суть

Пример. Супр. Бодяющего человека попросили подбросить одновременно три кубика: "каспен", "номиналы", "думожи". В этом случае

$$\Omega = \{KHB\}$$

$$B = 2^{\Omega} = \{\emptyset, \{K\}, \{H\}, \{B\}, \{K, H\}, \{K, B\}, \{H, B\}, \{K, H, B\}\}$$

7 Аксиоматическое определение вер-ти

"Пусть Ω - пространство элем. исходов некотор. супр. эксп-ра.

$$2) B = \sigma\text{-алгебра на } \Omega$$

Опн Вероятность (вероятностная мера) на B - это отображение $P: B \rightarrow \mathbb{R}$ $\{P: (\text{событие}) \in B \rightarrow \text{число}\}$ обладающее след ~~св-щами~~ св-щами:

$$1^{\circ} \forall A \in B \quad P(A) \geq 0 \quad (\text{аксиома неотрицательности})$$

$$2^{\circ} P(\Omega) = 1 \quad (\text{аксиома нормированности})$$

3° где модуль измеряется непересекающимся субдоминант

A_1, \dots, A_n, \dots справедливо $P(A_1 + \dots + A_n + \dots) = P(A_1) + \dots + P(A_n) + \dots$ (расщепляемое свойство сложения)

Def Группа $(\mathcal{A}, \mathcal{B}, P)$ наз. вероятностным групп.

Ch. 6a вероятности (беск. с аксиомами опр-я)

$$1^0 P(\bar{A}) = 1 - P(A), \quad A \in \mathcal{B}$$

$$2^0 P(\emptyset) = 0$$

$$3^0 \text{ Если } A \subseteq B, \text{ то } P(A) \leq P(B)$$

$$4^0 \forall A \in \mathcal{B} \quad 0 \leq P(A) \leq 1$$

$$5^0 \forall A, B \in \mathcal{B} \quad P(A+B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

6° Для модуля конечнородного измерения A_i

$$P(A_1 + \dots + A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_{i1}) - \sum_{1 \leq i_1 < i_2 \leq n} P(A_{i1} \cdot A_{i2}) + \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < i_3 \leq n} P(A_{i1} \cdot A_{i2} \cdot A_{i3}) \\ + (-1)^{n+1} P(A_1 \cdot \dots \cdot A_n)$$

Доказ:

$$1^0 \text{ a) } A \in \mathcal{B} \Rightarrow \bar{A} \in \mathcal{B} \text{ (cb-б. о-ан)}$$

$$\text{б) } A \cdot \bar{A} = \emptyset \Rightarrow \{ \text{но а не } \emptyset \} \Rightarrow P(A + \bar{A}) = P(A) + P(\bar{A})$$

$$\text{в) } P(A + \bar{A}) = P(\emptyset) = 1$$

$$\text{г) } \delta, \beta \Rightarrow P(A) + P(\bar{A}) = 1 \Rightarrow P(\bar{A}) = 1 - P(A)$$

$$2^0 \text{ а) } P(\emptyset) = 1$$

$$\text{б) } \text{но cb-б. о-ан} \Rightarrow P(\emptyset) = P(\bar{\emptyset}) = 1 - P(\emptyset) = 0$$

$$3^0 \text{ а) } \forall k \quad A \subseteq B \Rightarrow B = \bar{A} + (B \setminus \bar{A})$$



$$\text{б) } \forall k \quad A \cdot (B \setminus \bar{A}) = \emptyset, \text{ то но а не } \emptyset$$

$$P(B) = P(A) + P(B \setminus A) \Rightarrow P(B) = P(A)$$

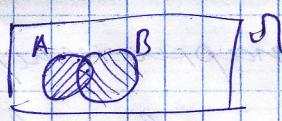
$$4^0 \text{ Каждое gok-п. } 0 \leq P(A) \leq 1$$

$$\text{а) } P(A) \geq 0 - \text{аксиома 1°}$$

$$\text{б) } \text{основное gok-п. } P(A) \leq 1$$

$$\forall A \in \mathcal{B} \quad A \subseteq \emptyset \Rightarrow \{ \text{cb-б. о-ан} \} \Rightarrow P(A) \leq P(\emptyset) = 1$$

$$5^{\circ} \text{ a) } A + B = A + (B \setminus A)$$



нрм \rightarrow

$$A \cdot (B \setminus A) = \emptyset, \text{ нрм}$$

$$(1) P(A + B) = P(A) + P(B \setminus A) \quad (\text{акс. 3°})$$

$$\delta) B = (B \setminus A) + AB$$

$$\text{нрм } \rightarrow (B \setminus A) \cdot (AB) = \emptyset \text{ нрм акс. 3°}$$

$$P(B) = P(B \setminus A) + P(AB) \quad (2)$$

$$b) (2) \Rightarrow P(B \setminus A) = P(B) - P(AB) \text{ нрм акс. 1°} :$$

$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

6°. Является следствием (и обобщением) акс. 5°

и доказывается аналогично тому же что-либо

близкое к акс. исключением

Замеч. 1) Число B определяется вероятностью общего расширения акс. симметрии

$$\left. \begin{array}{l} A_1, \dots, A_n, \dots \in B \\ A_1, \dots, A_n, \dots \text{ непарные непересек} \end{array} \right\} \Rightarrow P(A_1 + \dots + A_n + \dots) = P(A_1) + \dots + P(A_n) + \dots$$

используют аксиомы

$$\left. \begin{array}{l} 3') A_1, \dots, A_n \in B \\ A_1, \dots, A_n \text{ непарные} \\ \text{непересек} \end{array} \right\} P(A_1 + \dots + A_n) = P(A_1) + \dots + P(A_n)$$

(аксиома симметрии — непарное число симметрий
числ. непарных симметрий

$$\left. \begin{array}{l} 3'') \text{ a) } \overbrace{A_1, \dots, A_n, \dots} \in B \\ \delta) A_1 \subseteq A_2 \subseteq \dots \subseteq A_n \subseteq \dots \end{array} \right\} \Rightarrow P(A_1 + \dots + A_n + \dots) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

2) чисто \rightarrow акс. 5°, 280 $(30) \Leftrightarrow (3') \wedge (3'')$

Условная вероятность

10.10.17.

① Определение условной вероятности

Пусть A, B - 2 события, подлежащие в некот. случай. эксперименте. Пусть дополнительное известно, что в ре-где некот. прошлое сод-е B . Тогда в этом случае можно сказать о вер-ти наступление сод-я A ?

Нр из короли в 36 случаев однажды выби-
мают 1 карту

$$A = \{ \text{извлечена королев} \}$$

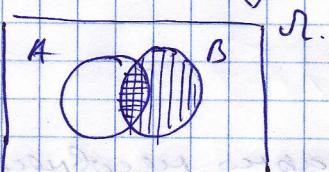
$$B = \{ \text{извлечена карта пик} \}$$

$$P(A) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}$$

$$P_B(A) = \left\{ \begin{array}{l} \text{предположим } B \Rightarrow \text{извлеч. корол.,} \\ \text{король, королевка} \Rightarrow \text{беско 16 исходов, из} \\ \text{них 4 однозначн. game A} \end{array} \right\} = \frac{4}{16} = \frac{1}{4}$$

(чт)

Дадим геом. смысл предполож., предложено, что в конечн
о содержит N эл-ов $|N| = N$. Такие будем считать,
что все исходы равновозможны.



Т.к. известно, что произошло сод-е B , то в ре-где некот. ре-е некот. место имеет 1 из $N_B = |B|$ доп. исходов. При этом условие означает сод-е A возможен лишь при реализации одного из исходов, входящих в $A \cap B$, т.е. сод-е A благоприятствует N_{AB} исходов. Т.о.

$$P_B(A) = \frac{N_{AB}}{N_B} = \left\{ : N \right\} = \frac{N_{AB}/N}{N_B/N} = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

П.о. присоединяется к опр.-ю.

Руск. $A \cup B = \Omega$ - с.с.д.-е, наступающее в нек-ом с.с.е.
стечн.-е. $P(B) \neq 0$

Опр Условной вер-ю называется с.с.д. A при условии, что произошло B реал. исход.

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

Замеч Изогад, когда подчеркнутые разумеются,
"одинаково" вероятности $P(A)$ такие же
как и $P(B)$. Данные обстоятельства.

Заданы с.с.д. B и нужно рассмотреть
вер-ю $P(A|B)$ как функцию с.с.д. A .

Th Условная вер-ю $P(A|B)$ (при фикс. B)
угодн. всем аксиомам доказательств вер-и.

Dok-Bo:

$$1^{\circ} \left\{ \begin{array}{l} \text{акс.} \\ P(A) \geq 0 \end{array} \right\} \Rightarrow 0$$

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} \geq 0$$

$$2^{\circ} \left\{ \begin{array}{l} \text{акс.} \\ P(\Omega) = 1 \end{array} \right\} \Rightarrow 1$$

$$P(\Omega|B) = \frac{P(\Omega B)}{P(B)} = 1$$

$$3^{\circ} \left\{ \begin{array}{l} \text{акс.} \\ A_1, \dots, A_n, \dots - \text{неч-е нонарк. независим. с.с.д., то} \\ P(A_1 + \dots + A_n + \dots) = P(A_1) + \dots + P(A_n) \end{array} \right\}$$

$$\begin{aligned} B \cdot P(A_1 + \dots + A_n + \dots | B) &= \frac{P(A_1 + \dots + A_n + \dots B)}{P(B)} = \frac{P(A_1 B + \dots + A_n B + \dots)}{P(B)} = \\ &= \left\{ \begin{array}{l} A_i - \text{напрв. непрервн.} \\ \Rightarrow A_i B - \text{напрв. непрервн.} \end{array} \right\} = \left\{ \text{акс. } 3^{\circ} \right\} = \frac{1}{P(B)} (P(A_1 B) + \dots + P(A_n B)) = \\ &= \frac{P(A_1 B)}{P(B)} + \dots + \frac{P(A_n B)}{P(B)} + \dots = P(A_1 | B) + \dots + P(A_n | B) + \dots \end{aligned}$$

Следствие Установлено вер-ю $P(A|B)$ (при фикс. B)

однажды всеми с.с.д. доказательств вер-и, т.е.

$$1^{\circ} P(\bar{A}|B) = 1 - P(A|B)$$

$$2^{\circ} P(\emptyset|B) = 0$$

3⁰ Если $A_1 \subseteq A_2$, то $P(A_1 | B) \leq P(A_2 | B)$

4⁰ $0 \leq P(A | B) \leq 1$

5⁰ $P(A_1 + A_2 | B) = P(A_1 | B) + P(A_2 | B) - P(A_1 A_2 | B)$

6⁰ Для любых событий A_1, \dots, A_n

$$P(A_1 + \dots + A_n | B) = \sum_{1 \leq i_1 \leq n} P(A_{i_1} | B) - \sum_{1 \leq i_1 < i_2} P(A_{i_1}, A_{i_2} | B) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 \dots A_n | B)$$

Доказ.: Р.к. В случае делег. вероятности для б

св-б авт. определяется ≥ 3 акцион., а умножая
бес-т6 угодн. трех акционам, то где усл.

бес-т4 гакже справедливой для б св-б. \blacksquare

Нр. Среди 15 непрерывных дней 5 были проштраф.

2 урока подряд вспоминают на 1 днеш.

$A_1 = \{1\text{-ий урок вспоминает вспр. днеш}\}$

$A_2 = \{2\text{-ой урок вспоминает вспр. днеш}\}$

$P(A_2 | A_1) = ?$

Реш-е:

Испод: (no опр-н)

а) Ихог: (x_1, x_2) , где x_i - номер днеша, бывшего i -м уроком, $i=1, 2$

При этом не смущай разницу $x_1 \neq x_2$.

Тогда однозначно исходы:

$$N = 15 \cdot 14 \quad \left\{ \begin{array}{l} (x_1, x_2) \\ \uparrow \quad \uparrow \\ 15 \text{ исходов} \quad 14 \text{ исходов} \end{array} \right.$$

б) $N_{A_1} = ? \quad (x_1, x_2)$

$\uparrow \quad \uparrow$
5 исходов 14 исходов.

$$N_{A_1} = 5 \cdot 14$$

в) $N_{A_1, A_2} = ? \quad (x_1, x_2)$

$\uparrow \quad \uparrow$
5 исходов 14 исходов

$$N_{A_1, A_2} = 5 \cdot 4$$

$$2) P(A_1) = \frac{5 \cdot 14}{15 \cdot 14} = \frac{1}{3}$$

$$P(A_1 A_2) = \frac{5 \cdot 4}{15 \cdot 14} = \frac{2}{21}$$

$$P(A_2 | A_1) = \frac{P(A_1 A_2)}{P(A_1)} = \frac{2}{21} \cdot \frac{3}{1} = \frac{2}{7}$$

II. Способ

Перестроим пр-во элем. исходов с учетом того, что
одн-е A₁ произошло.

т.к. 1-ый игрок выиграл первое очко, то в
далее осталось 14 очков, среди кот-ых
4 выигрышных. т.о. $P(A_2 | A_1) = \frac{4}{14} = \frac{2}{7}$ (4)

② Формула умножения вероятностей

Th Пусть 1) A, B - 2 события, наблюдавшиеся в единице
счт. зкн-я

$$2) P(A) \neq 0$$

Тогда
$$P(AB) = P(A) P(B|A)$$

Ф-на умн-я вер-ти
зкн-я 2-х событий

Док бд: из опр-я вер-ти $\Rightarrow P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} \Rightarrow$
 $\Rightarrow P(AB) = P(A) P(B|A)$. \blacksquare

Th Пусть 1) A₁, ..., A_n - события, наблюдавшиеся в нек-х
счт. зкн-я.

$$2) P(A_1 \dots A_{n-1}) \neq 0$$

Тогда
$$P(A_1 \dots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_1 A_2) \dots P(A_n | A_1 \dots A_{n-1})$$

Ф-на умножение вероятностей

Док бд: 1) Рассм. $k \in \{1, \dots, n-1\}$

$$A_1 \dots A_k \supseteq A_1 \dots A_{k-1}$$

но об.сл. вер-ти $P(A_1 \dots A_k) \geq P(A_1 \dots A_{k-1}) > 0$

\Rightarrow все умножение вер-ти, входящие в пр. заед

ф-ны умн-я, определены

$$2) \underbrace{P(A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-1} \cdot A_n)}_A = \left\{ \begin{array}{l} \text{п-яя г-ть - я} \\ \text{же 2-х с-р} \end{array} \right\} = \underbrace{P(A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-2} \cdot A_{n-1})}_A \cdot \underbrace{P(A_n | A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-1})}_B.$$

$$\cdot P(A_n | A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-1}) = P(A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-2}) P(A_{n-1} | A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-2}).$$

$$\cdot P(A_n | A_1 \cdot \dots \cdot A_{n-1}) = \dots = P(A_1) P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_1, A_2) \cdot \dots \cdot P(A_n | A_1, \dots, A_{n-1}).$$

Пр На 7 карточках написаны буквы слова "шоколад". Карточки случайно перемешиваются и последовательность букв каждого из карт (слог вправо) выражается

$A = \{ \text{из 7 карт в порядке} \text{ последовательности} \text{ отображают} \text{ слово, к-е "g"} \}$

Решение: Одн-е: $A_1 = \{ \text{на 1-ой позиции} \text{ написано "к"} \}$

$$A_1 = \{ \text{на 2-ой позиции} \text{ - "l", "o", "r" } \}$$

$$A_2 = \{ \text{на 3-ей позиции} \text{ - "e", "s", "g" } \}$$

$$\text{Тогда: } A = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3$$

$$P(A) = P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3) = \underbrace{P(A_1)}_{1/7} \cdot \underbrace{P(A_2 | A_1)}_{2/6} \cdot \underbrace{P(A_3 | A_1, A_2)}_{1/5} =$$

$$= \frac{1}{7} \cdot \frac{2}{6} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{105}$$

③ Независимое событие

Пусть A, B - с-ва, независимые в некот. с-р. экв-ре

Пр События A и B называются независимыми, если

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

Th 1) Пусть $P(B) > 0$, тогда с-ва A и B независимы \Leftrightarrow

$$P(A|B) = P(A)$$

2) Пусть $P(A) > 0$, тогда A, B - независимы \Rightarrow

$$P(B|A) = P(B)$$

Док-во:

$$1) a) (недр-я - B) \Leftrightarrow$$

$$\left\{ \begin{array}{l} A, B \text{- независимы} \Rightarrow P(AB) = P(A)P(B) \end{array} \right.$$

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \left\{ \begin{array}{l} A, B \text{- независимы} \Rightarrow \frac{P(A)P(B)}{P(B)} = P(A) \end{array} \right.$$

8) (нестатистично) \Leftrightarrow

$$\left\{ \text{иубр} \geq 0 \quad P(A|B) = P(A) \right.$$

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

" "
 $P(A)$

2) гор-е аналогия

Занес Рассуждение, в опр-ии неявие содержит слово
одинаковое число уст-е

$$P(A|B) = P(A) \text{ или } P(B|A) = P(B)$$

(A, B - неявие, если гор. информации од. осуществляется
одного из них никак не влияет на вер-е

• Осущ-е другого). Однако это уст-е
"раздражает" лишь где $P(B) > 0$ (или $P(A) > 0$),
в то время как использованное выше уст-е
 $P(AB) = P(A)P(B)$, раздражает всегда ит

Пр У кого-то в шк. карт сур. одн. увлекают 2 картины
 $A = \{\text{увлеч. картинка}\}$

$B = \{\text{увлеч. картина красной маски}\}$

Явн. A, B неявие?

Реш-е: 1) $P(A) = \frac{16}{36} = \frac{4}{9}$

$$P(B) = \frac{18}{36} = \frac{1}{2}$$

2) $P(AB) = \left\{ \begin{array}{l} AB - \text{увлеч. картинка} \\ \text{красной маски} \end{array} \right\} = \frac{8}{36} = \frac{2}{9}$

3) $P(AB) = P(A)P(B)$

$$\frac{2}{9} = \frac{4}{9} \cdot \frac{1}{2} - \text{верно} \Rightarrow A, B - \text{неявие (и)}$$

Th Несколько A, B -неявие

Тогда 1) $A \cup B$ неявие

2) $\bar{A} \cup B$ неявие

3) $\bar{A} \cup \bar{B}$ неявие

Док-во: 2) Проверим, раб-во $P(AB) = P(A)P(B)$

a) если $P(B) = 0$, то т.к. $\bar{A}B \subseteq B \Rightarrow P(\bar{A}B) \leq P(B) = 0 \Rightarrow$
 $P(\bar{A}B) = 0$.

Нр. задача \Rightarrow прав.бо верно

b) если $P(B) > 0$, то по оп-не умн-я вер-тес

$$P(\bar{A}B) = P(B) \cdot P(\bar{A}|B) = \begin{cases} \text{но обыч} \\ \text{ука. вер-тес} \end{cases} = P(B) \cdot (1 - P(A|B)) = \\ = (1 - P(A)) P(B) = P(\bar{A}) P(B)$$

$P(A), \text{т.к.}$
 A, B независимы

Прав.бо верно.

Утб-е 1) и 3) гораздо проще.

Нр События A_1, \dots, A_n называются независимыми, если

события независимы, если для каждого подсобытия

i, \dots, k справедливо $P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k})$

- независимые, например, если $\forall i, j : 1 \leq i < j \leq n$

$$P(A_i A_j) = P(A_i) P(A_j)$$

Задача 1) если события A_1, \dots, A_n независимы. В сб-ти, то они независимы. Обратное

неверно. Но показывается след. пример.

Нр (пример Вернигейна) Рассмотрим тетраэдр (правильный)

на односторонней грани нарисовано "1"

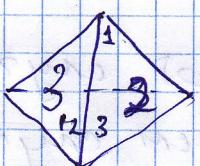
на другой стороне грани нарисовано "2"

третий

четвертый

"3"

"1, 2, 3"



Тетраэдр подкрасился и сторожит нарисованные на нем цифры.

$$A_1 = \{ \text{на 1-м и 2-м} \text{ гранях есть единица} \}$$

$$A_2 = \{ \text{на 1-м и 3-м} \text{ гранях есть единица} \}$$

$$A_3 = \{ \text{на 2-м и 3-м} \text{ гранях есть единица} \}$$

Нак. 2-го сорта A_1, A_2, A_3 являются непарно неявные, а не 2-х. неявные. В сор. - ГУ.

а) непарно неяв:

$$P(A_1 A_2) = P(A_1 \cdot A_2) = \left\{ \begin{array}{l} \text{на 1-м и 2-м} \\ \text{гранях есть} \end{array} \right\} = \frac{1}{4}$$

$$P(A_1 A_3) = P(A_2 A_3) = \frac{1}{4}$$

$$P(A_1) = \left\{ \begin{array}{l} \text{на 1-м и 2-м} \\ \text{гранях есть} \end{array} \right\} = \frac{1}{2}$$

$$P(A_2) = P(A_3) = \frac{1}{2}$$

$$P(A_1 A_2) = P(A_1) P(A_2)$$

$$P(A_1 A_3) = P(A_1) P(A_3) \Rightarrow A_1, A_2, A_3 \text{ непарные}$$

$$P(A_2 A_3) = P(A_2) P(A_3) \quad \text{неявные}$$

б) проверим нея-рн в сор-ти

$$P(A_1 A_2 A_3) = \left\{ \begin{array}{l} \text{на 1-м, 2-м, 3-м} \\ \text{гранях есть} \end{array} \right\} = \frac{1}{4}$$

$$P(A_1) P(A_2) P(A_3) = \left(\frac{1}{2}\right)^3 = \frac{1}{8} + \frac{1}{4} = P(A_1 A_2 A_3)$$

т.о. A_1, A_2, A_3 не 2-х. неявные в сор-ти (ч)

Замеч Можно показать, что если сорта A_1, \dots, A_n неявные в сор-ти, то и сорта $\bar{A}_1, \dots, \bar{A}_n$ неявные в сор-ти. ч)

④ Решение полной вероятности

Несколько -уп-бо элем. исходов некот. слу. эксп-ти $H_1, \dots, H_n \subseteq \Omega$ - сорта, связанные с другим слу. эксп-ти

Оп будем говорить, что сорта H_1, \dots, H_n однозначно определяют некоторую группу состояний, если

$$1) H_1 + \dots + H_n = \Omega$$

$$2) H_i \cap H_j = \emptyset \text{ при } i \neq j$$

$$3) P(H_i) > 0, i = 1, n$$



Задача Состои H_1, \dots, H_n , входящие в некоторую группу событий, так что they-т генерируют

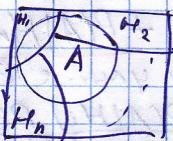
Th Рассл 1) H_1, \dots, H_n образуют некоторую группу событий

$$2) A \subseteq \Omega - \text{событие}$$

Тогда: $P(A) = P(A|H_1)P(H_1) + \dots + P(A|H_n)P(H_n)$

п-ка помнит б-р-к

Док-во: $P(A) = P(A|\Omega) = P(A(H_1 + \dots + H_n)) =$
 $= P(AH_1 + \dots + AH_n) = \left\{ \begin{array}{l} H_i \cap H_j = \emptyset \Rightarrow (AH_i) \cap (AH_j) = \emptyset \end{array} \right\} \quad \text{□}$



$\text{□} \quad P(AH_1) + \dots + P(AH_n) = \left\{ \begin{array}{l} P(AB) = P(A|B)P(B) \\ \text{п-ка умножим б-р-к} \end{array} \right\} =$
 $= P(A|H_1)P(H_1) + \dots + P(A|H_n)P(H_n) \quad \text{□}$

Нр В магазине продаются генетизированные 3-х фрукты
 30% этих фруктов при-тве 1-й фруктовой

$$50\% - 1 - 1$$

$$\text{2-й} - 1 - 1$$

$$20\% - 1 - 1$$

$$3\bar{\epsilon} - 1 - 1$$

Каждый фрукт, 250

продукующий 1-й фрукт се-т 7% фрукта

$$- 1 - 2\bar{\epsilon}$$

$$- 1 - 1 \quad 5\% \text{ фрукта}$$

$$- 1 - 3\bar{\epsilon}$$

$$- 1 - 1 \quad 10\% \text{ фрукта}$$

Нашли б-р-к 2020, 250 случайно

возвращаются генетизированные

брюховатыми.

$A = \{$ снг². вдп. ген-р драковатного

Рассм. попутно кр. соотн-ий:

$$H_1 = \{ \text{беспроблемный ген-р кр-к и снг фильтрован}\}$$

$$H_2 = \{ \quad - \quad - \quad - \quad \}$$

$$H_3 = \{ \quad - \quad - \quad / \quad \}$$

$$3G \quad - \quad - \quad - \quad \}$$

П-на попутн. б-р \rightarrow

$$P(A) = \boxed{\frac{P(A|H_1)}{0,07} \cdot P(H_1)} + \boxed{\frac{P(A|H_2)}{0,05} \cdot P(H_2)} + \boxed{\frac{P(A|H_3)}{0,1} \cdot P(H_3)} = 0,066$$

⑤ Формула Байеса

Th Пуск 1) вероятн. ука-е б-р о п-не попутн. б-р \rightarrow

2) $P(A) > 0$

Тогда
$$\boxed{P(H_i|A) = \frac{P(A|H_i) P(H_i)}{P(A|H_1) P(H_1) + \dots + P(A|H_n) P(H_n)}} \quad \text{п-на Байеса}$$

Док б-р:
$$\boxed{P(H_i|A) = \frac{P(A|H_i)}{P(A)}} = \frac{\frac{P(A|H_i) P(H_i)}{P(A|H_1) P(H_1) + \dots + P(A|H_n) P(H_n)}}{P(A|H_1) P(H_1) + \dots + P(A|H_n) P(H_n)}$$

$\uparrow \text{п-на ука-е б-р рез.}$
 $\uparrow \text{оп-е ука. б-р } \rightarrow \text{п-на попутн. б-р}$

Нп рассм. предыд. пример с покупкой телефончика

Пуск известно, что снг². вдп. ген-р оказались драковатными (т.е. соотн-е A наступило)

Какой фильтр оцн вероятн. того что он произведен?

Реш-е: Найди б-р \rightarrow

$$\underbrace{P(H_1|A)}_{\substack{\text{б-р } \rightarrow \\ \text{ФОТО, ИМ}}} = \{ \text{п-на Байеса} \} = \frac{P(A|H_1) P(H_1)}{P(A)} = \frac{0,07 \cdot 0,3}{0,066} = \frac{0,021}{0,066}$$

$$P(H_2|A) = \frac{P(A|H_2) P(H_2)}{P(A)} = \frac{0,05 \cdot 0,5}{0,066} = \boxed{\frac{0,025}{0,066}}^{\max}$$

$$P(H_3|A) = \frac{P(A|H_3) P(H_3)}{P(A)} = \frac{0,1 \cdot 0,2}{0,066} = \frac{0,02}{0,066}$$

Опб. вероятнее всего этот образ ген-р пр-к 2-го физика

Задача. Вер-тн $P(M_i)$, $i=1, n$ нау. аппроксимации
(т. к. они известны до опыта)

Вер-тн $P(M_i | A)$; $i=1, n$, нау-се аппроксимации
(т. к. они становятся известными после опыта) (4)

⑥ Схема Бернулли

Рассея. случайностей эксп-р. В ре-те некоторого
имеет прошущий один из двух элем. исходов,
 $\text{т. е. } |S| = 2$

Одно из этих исходов нау. условие "успехом",
вер-тн его осущ-е однин. р. Другой исход
нау. "неудачей", вер-тн его осущ-е однодиагонально
 $q = 1 - p$.

Опр Последовательность однодиагональных испытаний
указанного вида нау-се схемой испытаний
Бернулли (диагональной схемой), если
отделенное испытание не зависит от
 i -и испыт. вер-тн осущ-вленной "успеха"
не зависит от рез-тов первых $i-1$ испытаний

Нр 1) в раз неподобрано может
"успех" - всплнг-е герда
"неудача" - всплн-е ремня. $p = \frac{1}{2}$
 $q = \frac{1}{2}$

Все серые из n испыт. укладываются в склону
Берн.

2) в раз неподобрано. испыт. кости.
"успех" - всплнг-е "6"
"неудача" - всплнг-е "1", ..., "5"

$$P = \frac{1}{6}; q = \frac{5}{6}$$

3) Покупают и потребляют блюда из мяса. Гурами

Это серия испытаний не удаляется испыт. потому что серия испытаний не удаляется. т.к. отдельное испытание не является независимым.

Следовательно, если в первых кумулятивных блюдах оказались воспринятыми, то вероятность, что и в следующем будет воспринято уменьшается, но сравнив это с первыми испытаниями (всего воспринятых блюдах к началу $i+1$ -го испыт. стало меньше, однако, если однажды Гурами, то сх. Берн. удаляется. отмечается факт засчет \rightarrow (4))

Одном $P_n(k)$ - вероятность, что в серии из n по сх. Берн. испытаний произошло ровно k успехов.

Их Рассмотрим 1) p - вероятность "успеха" в отдельном испыт.

2) $q = 1 - p$ - вероятность "неудачи"

$$\text{Формула } P_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}, \text{ где } C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!} \text{ - коэффициент}$$

Доказательство: 1) Доказательство первого из n испытаний с конечной корректурой (x_1, \dots, x_n) , где

$$x_i = \begin{cases} 1, & \text{если в } i\text{-ом испыт. произошел "успех"} \\ 0, & \text{если в } i\text{-ом испыт. произошел "неудача"} \end{cases}$$

$A = \{ \text{в серии из } n \text{ испыт. имели место ровно } k \text{ успехов} \}$

$$= \{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i = k \} = \{ (x_1, \dots, x_n) : \text{результат корректуре равен } k \}$$

Всего в совокупности A содержится C_n^k таких корректур (каждая из которых корректуре отвечает определенное количество успехов, в k -том случае единиц).

Всегда к таким позициям у нас имеются следующие результаты (в способы)

1) Для простейшего кортежа $w = (x_1, \dots, x_n) \in A$

$$P\{w\} = P\left\{\left\{B \text{ 1-м исполн. произошло } x_1\right\} \cdot \left\{B \text{ 2-м исполн. произошло } x_2\right\} \cdot \dots \cdot \left\{B \text{ n-м исполн. произошло } x_n\right\}\right\} = \\ = \left\{ \text{р.к. огн. исполн. - я неудаче } \right\} = \underbrace{P\{B \text{ 1-м исп. нр-юх}\}}_{\text{р.к. 1-го исп. нр-юх}}$$

$$\dots \cdot P\{B \text{ n-м исп. нр-юх } x_n\} = P^k q^{n-k}$$

Робко k раз "успех", т.е. робко k соки-ней равни p "успеха", имена нееско $n-k$ раз, т.е. робко $n-k$ соки-ней равни q

3) Т. к. все кортежи делятся на A , находящееся в \bar{A} , однажды несовместное со A , то

$$P(A) = P\left(\sum_{w \in A} w\right) = \left\{ \text{нееско } \right\} = \sum_{w \in A} P(w) = C_n^k p^k q^{n-k} \blacksquare$$

Следствие Вер. в n исп., что в серии из n исп.

но ск. вероятности B с вер. успеха p число успехов $\geq k_1$ и $\leq k_2$ будет равно

$$P_n(K_1 \leq K \leq K_2) = \sum_{k=k_1}^{k_2} C_n^k p^k q^{n-k}$$

Док-во: $A = \{ \text{число } k \text{ успехов } \geq k_1 \text{ и } \leq k_2 \}$

$$A_{k_1} = \{ \text{число } k \text{ успехов } = k_1 \}$$

$$A_{k_1+1} = \{ \dots \text{ и } \dots = k_1+1 \}$$

$$A_{k_2} = \{ \dots \text{ и } \dots = k_2 \}$$

$$\text{Тогда } A = \sum_{i=k_1}^{k_2} A_i$$

$$P_n(K_1 \leq K \leq K_2) = P(A) = P\left(\sum_{i=k_1}^{k_2} A_i\right) = \left\{ \begin{array}{l} A_i \text{ нонарено} \\ A_i \text{ нееско} \end{array} \right\} = \\ = \sum_{i=k_1}^{k_2} P(A_i) = \sum_{i=k_1}^{k_2} C_n^i p^i q^{n-i} \blacksquare$$

Следствие 2 Вер. в n исп., что в серии из n исп.

но ск. вероят. произойдет хотя бы 1 успех!

$$P_n(K \geq 1) = 1 - q^n, \quad q = 1 - p$$

Def. 60: $A = \{ \text{произошел хотя бы 1 успех} \}$

Тогда $P(A) = 1 - P(\bar{A}) = \left\{ \begin{array}{l} \bar{A} = \{ \text{не произошло ни} \\ \text{одного успеха} \} \end{array} \right\} =$
 $= 1 - P_n(0) = 1 - C_n^0 p^0 q^{n-0} = 1 - q^n$

24.10.17

Модуль 2. СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Основное понятие

① Понятие случайной величиной

Опн (многород)

Пусть исход слу. эксп-та некоторо описан членом X . Тогда X - слу. величина.

Пр: 1) Бросают игральную кость

$X \in \{1, \dots, 6\}$ - число выпавших очков

2) Бросают кость до 1-го появления неспарки

X - сумма выпавших очков во всех бросках $X \in N$

3) Бросают симм. монету до 1-го появления герба. X - число бросков - $X \in N$

4) Измеряют температуру тела у случайно выбранного пациента больницы

$X \in [34; 41]$

5) Производят стрельбу по круглой мишени.

X - расстояние от точки попадания пули до центра мишени. $X \in [0; +\infty)$

Пусть (Ω, \mathcal{B}, P) - вероятное пр-во

Опн (сврогое)

Случайной величиной наз-т отображение

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$,

$\{X: \omega \in \Omega \mapsto X(\omega) \in \mathbb{R}\}$