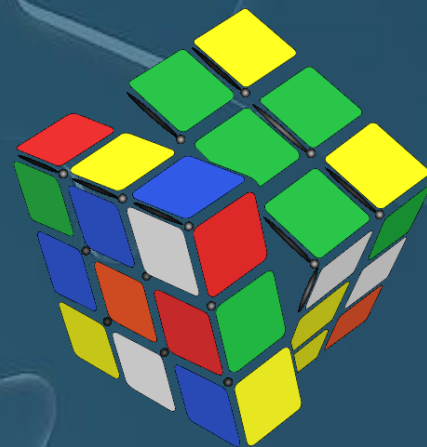


# Аксиомы, теоремы и формулы теории вероятностей

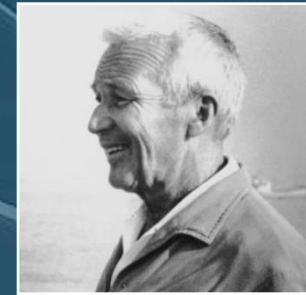


{  $\sigma$ -алгебра - поле случайных событий - первая группа аксиом Колмогорова - вторая группа аксиом Колмогорова - основные формулы теории вероятностей - теорема сложения вероятностей - условная вероятность и теорема умножения – примеры – независимые события – формула полной вероятности – формула Байеса }



# Аксиоматика Колмогорова

Колмогоров А. Н. Основные понятия теории вероятностей. М., ГИИТ, 1936.



Колмогоров Андрей Николаевич (1903-1987)

- Пусть  $\Omega$  — пространство элементарных исходов некоторого случайного эксперимента. Набор подмножеств  $\Omega$  будет называться событиями. Задается вероятность - как функция, определенная только на множестве событий.
- Событиями будем называть не любые подмножества  $\Omega$ , а лишь подмножества из некоторого «множества подмножеств»  $\Psi$ .
- Множество  $\Psi$  подмножеств  $\Omega$  должно быть замкнуто относительно операций над событиями, то есть чтобы объединение, пересечение, дополнение событий (элементов  $\Psi$ ) снова давало событие (элемент  $\Psi$ ).



- Множество  $\Psi$ , состоящее из подмножеств множества  $\Omega$ , называется  **$\sigma$  - алгеброй событий**, если выполнены следующие условия :

## Первая группа аксиом Колмогорова

### Аксиома 1

$\Omega \in \Psi$  ( $\sigma$  -алгебра событий содержит достоверное событие)

### Аксиома 2

Если  $A \in \Psi$ , то  $\bar{A} \in \Psi$  (вместе с любым событием  $\sigma$  -алгебра содержит противоположное событие)

### Аксиома 3

Если  $A_1, A_2, A_3, \dots \in \Psi$ , то  $\bigcup_{i=1}^{\infty} \bar{A}_i \in \Psi$  (вместе с любым конечным или счетным набором событий  $\sigma$  -алгебра содержит их объединение)



# Первая группа аксиом Колмогорова

Этого набора аксиом достаточно для замкнутости множества  $\Psi$  относительно других операций над событиями.

## Свойство 1

$\Omega \in \Psi$  ( $\sigma$ -алгебра событий содержит невозможное событие)

Доказательство

$$A1: \Omega \in \Psi \Rightarrow \emptyset \in \Omega \setminus \Omega = \neg \Omega \in \Psi \quad \text{в силу A2}$$

## Свойство 2

При выполнении (A1),(A2) свойство (A3) эквивалентно (A4)

$\bigcap_{i=1}^{\infty} \bar{A}_i \in \Psi$  (вместе с любым конечным или счетным набором событий  $\sigma$ -алгебра содержит их пересечение).

## Свойство 3

Если  $A, B \in \Psi$ , то  $A \setminus B \in \Psi$



@ Пусть  $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$  - пространство элементарных исходов (например, число выпавших очков при бросании игрального кубика) .

Доказать, что следующие наборы подмножеств  $\Omega$  являются  $\sigma$ -алгебрами :

$$\Psi = \{\Omega, \emptyset\} = \{\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, \emptyset\}$$

$$\Psi = \{\Omega, \emptyset, \{1\}, \neg\{1\}\} = \{\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, \emptyset, \{1\}, \{2, 3, 4, 5, 6\}\}$$

$$\Psi = \{\Omega, A, \neg A\} = \{\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, \emptyset, A, \neg A\}$$



# Вторая группа аксиом Колмогорова

- Пусть  $\Omega$  - пространство элементарных исходов и  $\Psi$  -  $\sigma$ -алгебра его подмножеств (событий).

**Вероятностью  $P$**  или **вероятностной мерой  $\mu$**  на  $(\Omega, \Psi)$ , называется функция  $P: \Psi \rightarrow \mathcal{R}$ , удовлетворяющая аксиомам:

Аксиома 1

Для любого события  $A \in \Psi$  его вероятностная мера неотрицательна:

$$P(A) \geq 0$$

Аксиома 2 (аксиома сложения вероятностей)

Для любого счетного набора попарно непересекающихся событий  $A_1, A_2, \dots \in \Psi$  вероятностная мера их объединения равна сумме их мер:

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

Аксиома 3

Вероятностная мера  $\mu: \Psi \rightarrow \mathcal{R}$  называется **нормированной**, если  $\mu(\Omega) = 1$ .

Вероятность достоверного события  $P(\Omega) = 1$ .



# Основные формулы теории вероятностей

- Тройка  $(\Omega, \Psi, P)$ , в которой  $\Omega$  - пространство элементарных исходов,  $\Psi$  -  $\sigma$ -алгебра его подмножеств и  $P$  - вероятностная мера на  $\Psi$ , называется **вероятностным пространством**.

Свойства и основные соотношения для вероятности:

- Вероятность невозможного события равна нулю:  $P(\emptyset) = 0$

Доказательство

$$\Omega = \Omega + \emptyset \quad \Omega \cap \emptyset = \emptyset \quad \Rightarrow \text{ по аксиоме 2 второй группы } \Rightarrow$$

$$P(\Omega) = P(\Omega) + P(\emptyset) \Rightarrow \text{ используя аксиому 3 второй группы}$$

$$\Rightarrow P(\emptyset) = 0$$



# Основные формулы теории вероятностей

- Вероятность противоположного случайного события определяется как :

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

Доказательство

$$A + \bar{A} = \Omega \Rightarrow \text{по аксиомам 2,3 второй группы} \Rightarrow$$

$$P(A + \bar{A}) = P(A) + P(\bar{A}) = 1 \Rightarrow P(\bar{A}) = 1 - P(A) \quad \square$$

- Вероятность всякого события заключена между нулем и единицей

Доказательство

$$0 \leq P(\bar{A}) \leq 1$$

$$\text{По аксиоме 1 второй группы } P(A) \geq 0 \Rightarrow P(\bar{A}) = 1 - P(A) \Rightarrow$$

$$P(A) \geq 0 \quad P(\bar{A}) \geq 0 \Rightarrow 1 - P(\bar{A}) \leq 1 \Rightarrow P(A) \leq 1 \Rightarrow$$

$$0 \leq P(\bar{A}) \leq 1 \quad \square$$





# Основные формулы теории вероятностей

- Если событие  $A$  влечет за собой событие  $B$  ( $A \subseteq B$ ), то :  $P(A) \leq P(B)$

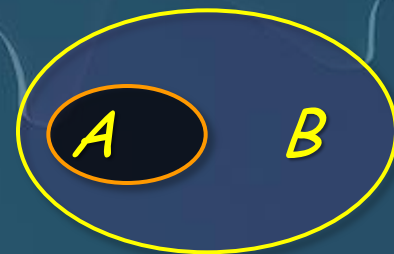
$A \subseteq B$  - на языке теории множеств это означает, что любой элементарный исход, входящий в  $A$ , является частью множества  $B$ .

Доказательство

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

так как  $A \cap (B \setminus A) = \emptyset$  то по аксиоме 2 второй группы  $\Rightarrow$

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



# Основные формулы теории вероятностей

- События  $A$  и  $B$  равносильны ( $A \equiv B$ ), если  $A$  влечет за собой  $B$  и наоборот:  $A \subseteq B \mid B \subseteq A$

Доказательство

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

$$A \subseteq B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$$

$$B \subseteq A \Rightarrow P(B) \leq P(A)$$

$$A \equiv B$$



@ Из колоды (52 карты) вынули 10 карт. Найти вероятность того, что выбран хотя бы один туз.

Решение

$$P(A) = \frac{m}{n}$$

Событие  $A$ : тузов в выборке нет

Событие  $B$ : есть хотя бы один туз  $B = \bar{A}$

10 карт можно выбрать  $n = C_{52}^{10}$  числом способов.

Число выборок без тузов:  $m = C_{48}^{10}$ .

$$P(A) = \frac{C_{48}^{10}}{C_{52}^{10}} \quad P(A) = \frac{48!42!}{38!52!} = \frac{42 \cdot 41 \cdot 40 \cdot 39}{49 \cdot 50 \cdot 51 \cdot 52} = 0.413$$

$$P(B) = P(\bar{A}) = 1 - P(A) = 1 - 0.413 = 0.587$$

# Теорема сложения вероятностей

Вероятность суммы событий  $A$  и  $B$ , находится по формуле:

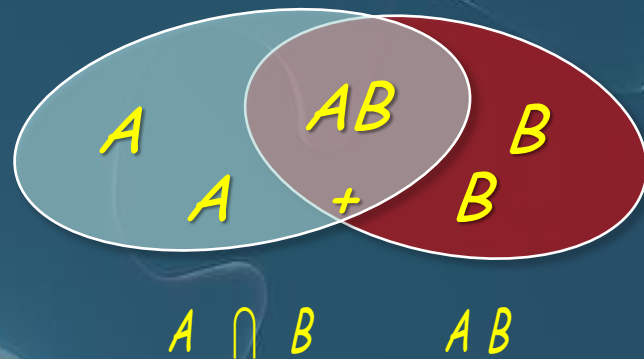
$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

Доказательство

$$A \cup B \quad A + B$$

$$\begin{cases} A \cup B = A \cup (B \setminus AB) \\ P(A \cup B) = P(A) + P(B \setminus AB) \end{cases}$$

$$\begin{cases} B = (B \setminus AB) \cup AB \\ P(B) = P(B \setminus AB) + P(AB) \end{cases}$$



$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(AB) \quad \square$$

# Теорема сложения вероятностей

- Вероятность суммы событий  $A_1, A_2, \dots, A_n$ , находится по формуле:

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i < j} P(A_i \cap A_j) + \\ + \sum_{i < j < m} P(A_i \cap A_j \cap A_m) - \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 \cap \dots \cap A_n)$$



# Условная вероятность и теорема умножения

- Условной вероятностью события  $A$ , при условии, что произошло событие  $B$ , называется число

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \quad P(B) \neq 0$$

Теорема умножения

- $P(A \cap B) = P(B)P(A|B) = P(A)P(B|A)$ , если соответствующие условные вероятности определены (то есть если  $P(B) > 0$ ,  $P(A) > 0$ ).

$P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 \cap A_2) \dots P(A_n|A_1 \cap \dots \cap A_{n-1})$  если соответствующие условные вероятности определены.

- События  $A$  и  $B$  называются *независимыми*, если  $P(A \cap B) = P(A)P(B)$ .



@ Кубик подбрасывается один раз. Известно, что выпало более трех очков. Какова при этом вероятность того, что выпало четное число очков?

## Решение

Пространство элементарных исходов : “выпало более трех очков”

$$B = \{4, 5, 6\}$$

Событие : “выпало четное число очков”  $A | B = \{4, 6\}$

$$P(A|B) = \frac{|A|B|}{|B|} = \frac{2}{3} \quad \Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\} \quad B = \{4, 5, 6\}$$

$$A|B = \{4, 6\}$$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{1/3}{1/2} = \frac{2}{3}$$



# Независимые события и теорема умножения

- События  $A$  и  $B$  называются *независимыми*, если  $P(A \cap B) = P(A)P(B)$ .

Если события  $A$  и  $B$  несовместны, то они независимы, если и только если  $P(A) = 0$  или  $P(B) = 0$ .

Если  $P(B) > 0$ , то события  $A$  и  $B$  независимы  $P(A | B) = P(A)$ .

Если  $P(A) > 0$ , то события  $A$  и  $B$  независимы  $P(B | A) = P(B)$ .

Если события  $A$  и  $B$  независимы, то независимы события:  $A\bar{B}$ ,  $\bar{A}B$ ,  $\bar{A}\bar{B}$

- События  $A_1, A_2, \dots, A_n$  называются *независимыми* в совокупности, если для любого набора  $1 \leq i_1, i_2, \dots, i_k \leq n$

$$P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}) = P(A_{i_1}) \cdot \dots \cdot P(A_{i_k})$$

Если события  $A_1, A_2, \dots, A_n$  независимы в совокупности, то они попарно независимы, то есть любые два события  $A_i, A_j$  независимы.

Обратное неверно.





# Формула полной вероятности

- **Полной группой событий** или разбиением пространства  $\Omega$  называют набор попарно несовместных событий  $H_1, H_2, \dots$ , таких, что  $P(H_i) > 0$  для всех  $i$  и  $\bigcup_{i=1}^n H_i = \Omega$ .

События  $H_1, H_2, \dots$ , образующие полную группу событий, часто называют **гипотезами**. При подходящем выборе гипотез для произвольного события  $A$  могут быть сравнительно просто вычислены  $P(A | H_i)$  (вероятность событию  $A$  произойти при выполнении «гипотезы»  $H_i$ ) и собственно  $P(H_i)$  (вероятность выполнения «гипотезы»  $H_i$ ).

$$H_i \cap H_j = \emptyset, \quad i \neq j$$



# Формула полной вероятности

- Пусть  $H_1, H_2, \dots$  - полная группа событий. Тогда вероятность любого события  $A$  может быть вычислена по формуле:

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

Доказательство

По условию:  $H_i \cap H_j = \emptyset, i \neq j$       $A = AH_1 \cup AH_2 \cup AH_3 \dots$

По аксиоме сложения:  $P(A) = P(AH_1 + AH_2 + \dots + AH_n) = \sum_{i=1}^n P(AH_i)$

По теореме умножения:  $P(AH_i) = P(H_i)P(A|H_i)$

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



@ Имеется три партии деталей. Процент годных составляет соответственно 89 %, 92% и 97% . Общее количество деталей в партиях относится как 1:2:3. Определить вероятность случайного выбора непригодной детали из всех трех партий .

## Решение

$H_1, H_2, H_3$  события, заключающиеся в том, что деталь относится к первой, второй или третьей партии.

$$H_1 + H_2 + H_3 = \Omega \quad P(H_1) + P(H_2) + P(H_3) = P(\Omega) = 1$$

Общее количество деталей в партиях относится как 1:2:3

$$\text{Следовательно: } P(H_1) = \frac{1}{6} \quad P(H_2) = \frac{1}{3} \quad P(H_3) = \frac{1}{2}$$

$$\text{Условные вероятности: } P(A|H_1) = 0.11 \quad P(A|H_2) = 0.08 \quad P(A|H_3) = 0.03$$

$$P(A) = P(H_1)P(A|H_1) + P(H_2)P(A|H_2) + P(H_3)P(A|H_3)$$

$$P(A) = \frac{1}{6} \cdot 0.11 + \frac{1}{3} \cdot 0.08 + \frac{1}{2} \cdot 0.03 = 0.06$$



@ В урну, содержащую  $n$  шаров, опущен белый шар, после чего наудачу извлечен один шар (событие  $A$ ). Найти вероятность того, что этот шар белый. Все предположения о первоначальном составе шаров в урне равновозможные.

## Решение

Выдвигаем гипотезы  $H_1, H_2, \dots, H_{n+1}$ .  $H_1$  – “нет белых шаров”,  $H_2$  – “один белый шар”,  $H_3$  – “два белых шара”, ..... ,  $H_{n+1}$  – “в урне  $n$  белых шаров”.

Вероятности гипотез:  $P(H_1) = P(H_2) = \dots = P(H_{n+1}) = 1/(n+1)$ .

Опущен белый шар !

Условные вероятности:  $P(A|H_1) = \frac{1}{n+1}$ ,  $P(A|H_2) = \frac{2}{n+1}$ , ..... ,  $P(A|H_n) = \frac{n}{n+1}$ ,  $P(A|H_{n+1}) = \frac{n+1}{n+1}$

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

\*\*\*\*\* Сумма арифметической прогрессии

$$= \frac{1}{n+1} \left( \frac{1}{n+1} + \frac{2}{n+1} + \dots + \frac{n}{n+1} + \frac{n+1}{n+1} \right) = \frac{1}{n+1} \left( \frac{(n+1)(n+2)}{2(n+1)} \right) = \frac{n+2}{2(n+1)}$$



# Апостериорная вероятность. Формула Байеса.

Важное значение в теории вероятностей имеет формула Байеса.

● Формула Байеса 
$$P(H_k|A) = \frac{P(H_k)P(A|H_k)}{\sum_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)}$$

На основании коммутативности операции пересечения множеств  $A \cap H = H \cap A$  можно записать:  $P(A \cap H) = P(H \cap A)$  или

$$P(A)P(H|A) = P(H)P(A|H)$$

Это соотношение справедливо, если  $H$  есть также некоторое событие  $H_k$  из полной группы событий  $H_1, H_2, \dots$ .

$$P(H_k|A) = \frac{P(H_k)P(A|H_k)}{P(A)}$$



@ Два стрелка выстрелили по одной мишени. Вероятность попадания в мишень первым стрелком – 1.0, вторым – 0.004. После выстрела в мишени обнаружена пробоина. Какова вероятность, что мишень поражена первым стрелком (вторым стрелком) ?

## Решение

$A$  – событие “поражение мишени”.

$H_1$  - выбор первого стрелка  $P(H_1) = 0.5$

$H_2$  - выбор второго стрелка  $P(H_2) = 0.5$

Условные вероятности:  $P(A|H_1) = 1$        $P(A|H_2) = 0.004$

$$P(H_1|A) = \frac{0.5 \cdot 1.0}{0.5 \cdot 1.0 + 0.5 \cdot 0.004} = \frac{1}{1.004} = 0,996016 \quad P(H_2|A) = 0,003984$$

Апостериорная вероятность - a' posteriori - «после опыта»

