

# Теория вероятности и математическая статистика—1

## Теоретический и задачный минимумы

### ФЭН НИУ ВШЭ

Винер Даниил [@danya\\_vin](#)

Версия от 27 сентября 2024 г.

## Содержание

<b>1</b>	<b>Теоретический минимум</b>	<b>2</b>
1.1	Сформулируйте классическое определение вероятности . . . . .	2
1.2	Выпишите формулу условной вероятности . . . . .	2
1.3	Дайте определение независимости (попарной и в совокупности) для $n$ случайных событий . . . . .	2
1.4	Выпишите формулу полной вероятности, указав условия её применимости . . . . .	2
1.5	Выпишите формулу Байеса, указав условия её применимости . . . . .	3
<b>2</b>	<b>Задачный минимум</b>	<b>4</b>
2.1	$P(A) = 0.3, P(B) = 0.4, P(A \cap B) = 0.1$ . . . . .	4
2.2	Карлсон выложил кубиками слово КОМБИНАТОРИКА... . . . .	4
2.3	В первой урне 7 белых и 3 черных шара, во второй — 8 белых и 4 черных шара, в третьей — 2 белых и 13 черных шаров . . . . .	4
2.4	В операционном отделе банка работает 80% опытных сотрудников и 20% неопытных . . . . .	5
2.5	ТВА . . . . .	5
2.6	ТВА . . . . .	5
2.7	ТВА . . . . .	5
2.8	Пусть случайная величина $X$ имеет распределение Пуассона с параметром $\lambda = 100$ . . . . .	5
2.9	В лифт 10-этажного дома на первом этаже вошли 5 человек . . . . .	7
2.10	При работе некоторого устройства время от времени возникают сбои . . . . .	7

# 1 Теоретический минимум

## 1.1 Сформулируйте классическое определение вероятности

Имеет место, когда исходы равновероятны

**Определение.**

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

**Определение.**  $P(A) = \sum_{\omega_i \in A} p(\omega_i)$

## 1.2 Выпишите формулу условной вероятности

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \quad \forall B : P(B) > 0$$

## 1.3 Дайте определение независимости (попарной и в совокупности) для $n$ случайных событий

**Определение.** События  $A$  и  $B$  называются **попарно независимыми**, если:

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= P(A) \cdot P(B) \\ P(A|B)P(B) &= P(A) \cdot P(B) \text{ — вытекает интуитивное определение} \end{aligned}$$

**Определение.** События  $A_1, \dots, A_n$  независимы в совокупности, если:

$$\begin{aligned} \forall i_1 < \dots < i_k < \dots < i_n \quad \forall k = 1, \dots, n : \\ P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}) &= P(A_{i_1}) \cdot P(A_{i_2}) \cdot \dots \cdot P(A_{i_k}) \end{aligned}$$

**Примечание.** Для  $A_1, A_2, A_3$ :

$$\begin{aligned} P(A_1 \cap A_2) &= P(A_1) \cdot P(A_2) \\ P(A_2 \cap A_3) &= P(A_2) \cdot P(A_3) \\ P(A_1 \cap A_3) &= P(A_1) \cdot P(A_3) \\ P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) &= P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3) \end{aligned}$$

## 1.4 Выпишите формулу полной вероятности, указав условия её применимости

Пусть  $\{H_i\}$  — полная группа несовместных событий (разбиение  $\Omega$ )

Должны быть выполнены такие свойства:

•  $H_i \cap H_j = \emptyset \quad \forall i \neq j$  — несовместность

•  $\bigcup_{i=1}^n H_i = \Omega$  — полнота

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

**Доказательство.**

$$\begin{aligned} P(A) &= P\left(\bigcup_{i=1}^n (A \cap H_i)\right) \\ &= \sum_{i=1}^n P(A \cap H_i) \\ &= \sum_{i=1}^n P(A|H_i) \cdot P(H_i) \end{aligned}$$

□

### 1.5 Выпишите формулу Байеса, указав условия её применимости

Пусть  $H_1, H_2, \dots$  — полная группа событий, и  $A$  — некоторое событие, вероятность которого положительна. Тогда условная вероятность того, что имело место событие  $H_k$ , если в результате эксперимента наблюдалось событие  $A$ , может быть вычислена по формуле

$$\begin{aligned} P(H_k|A) &= \frac{P(A|H_k) \cdot P(H_k)}{P(A)} \\ &= \frac{P(H_k \cap A)}{P(A)} \\ &= \frac{P(A|H_k) \cdot P(H_k)}{\sum_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)} \end{aligned}$$

## 2 Задачный минимум

2.1  $P(A) = 0.3, P(B) = 0.4, P(A \cap B) = 0.1$

а) Найдите  $P(A|B)$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{0.1}{0.4} = 0.25$$

б) Найдите  $P(A \cup B)$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 0.3 + 0.4 - 0.1 = 0.6$$

с) Являются ли события  $A$  и  $B$  независимыми?

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

**Определение.** События  $A$  и  $B$  называются несовместными, если  $A \cap B = \emptyset$

Пусть  $P(A) \neq 0, P(B) \neq 0$ . Тогда,  $A$  и  $B$  несовместны, то  $A$  и  $B$  зависимы

$$0 = P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) \neq 0 \implies A \text{ и } B \text{ зависимы}$$

## 2.2 Карлсон выложил кубиками слово КОМБИНАТОРИКА...

Способ №1 (С помощью формулы умножения вероятностей)

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

Пусть имеются такие события:

$$A_1 := \{\text{первая буква — К}\}$$

$$A_2 := \{\text{вторая буква — О}\}$$

$$A_3 := \{\text{третья буква — Р}\}$$

$$A_4 := \{\text{четвертая буква — Т}\}$$

Тогда, искомая вероятность:

$$\begin{aligned} P(A_1 \cap A_2 \cap A_3 \cap A_4) &= P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) \cdot P(A_3|A_1 \cap A_2) \cdot P(A_4|A_1 \cap A_2 \cap A_3) \\ &= \frac{2}{13} \cdot \frac{2}{12} \cdot \frac{1}{11} \cdot \frac{1}{10} \\ &= \frac{1}{4290} \end{aligned}$$

Способ №2 (комбинаторный)

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}, \quad \Omega = \{(a_1, a_2, a_3, a_4) : a_1 \in L, a_2 \in L, a_3 \in L, a_4 \in L, a_i \neq a_j \text{ при } i \neq j\}$$

$$|\Omega| = \frac{13!}{9!} = 17160$$

$$A = \{(K_1, O_1, P_1, T_1), (K_2, O_1, P_1, T_1), (K_1, O_2, P_1, T_1), (K_2, O_2, P_1, T_1)\} \longrightarrow 4 \text{ исхода}$$

Индекс у букв означают какой по счету встретилась буква в слове «КОМБИНАТОРИКА»

$$\text{Тогда, искомая вероятность} = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{4}{17160} = \frac{1}{4290}$$

## 2.3 В первой урне 7 белых и 3 черных шара, во второй — 8 белых и 4 черных шара, в третьей — 2 белых и 13 черных шаров

$$D_i := \{\text{выбираем } i\text{-ю урну}\}, \text{ где } i = 1, 2, 3 \text{ — разбиение } \Omega$$

Заметим, что урну мы выбираем равновероятно, то есть  $P(D_1) = P(D_2) = P(D_3) = \frac{1}{3}$

- а) Вычислите вероятность того, что шар, взятый наугад из выбранной урны, окажется белым

**Формула полной вероятности**

$$P(A) = P(A|D_1) \cdot P(D_1) + \dots + P(A|D_n) \cdot P(D_n)$$

В нашем случае, формула будет иметь вид

$$P(A) = P(A|D_1) \cdot P(D_1) + P(A|D_2) \cdot P(D_2) + P(A|D_3) \cdot P(D_3)$$

$A := \{\text{шар оказался белым}\}$

Заметим, что  $P(A|D_1) = \frac{7}{10}$ ,  $P(A|D_2) = \frac{2}{3}$ ,  $P(A|D_3) = \frac{2}{15}$ , тогда

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A|D_1) \cdot P(D_1) + P(A|D_2) \cdot P(D_2) + P(A|D_3) \cdot P(D_3) \\ &= \frac{7}{10} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{15} \cdot \frac{1}{3} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

$$\text{б) } P(D_1|A) = \frac{P(A|D_1) \cdot P(D_1)}{P(A|D_1)P(D_1) + P(A|D_2)P(D_2) + P(A|D_3)P(D_3)} = \frac{7}{15}$$

## 2.4 В операционном отделе банка работает 80% опытных сотрудников и 20% неопытных

Обозначим сотрудников так:

$D_1 := \{\text{опытный сотрудник}\}$

$D_2 := \{\text{неопытный сотрудник}\}$

Пусть  $A := \{\text{совершена ошибка}\}$

Тогда, условия задачи можно записать так:

$$P(A|D_1) = 0.01$$

$$P(A|D_2) = 0.1$$

$$\text{а) } P(A) = P(A|D_1) \cdot P(D_1) + P(A|D_2) \cdot P(D_2) = 0.01 \cdot 0.8 + 0.1 \cdot 0.2 = 0.028$$

$$\text{б) } P(D_2|A) = \frac{P(A|D_2) \cdot P(D_2)}{P(A)} = 0.714$$

Заметим, что события  $(D_2|A)$  и  $(D_1|A)$  образуют полную группу вероятностей, то есть

$$P(D_2|A) + P(D_1|A) = 1 \implies P(D_1|A) = 0.286$$

## 2.5 ТВА

## 2.6 ТВА

## 2.7 ТВА

## 2.8 Пусть случайная величина $X$ имеет распределение Пуассона с параметром $\lambda = 100$

Имеется случайная величина  $X \sim \text{Pois}(\lambda = 100)$

$$\text{а) } \mathbb{P}(\{x = 0\}) = \frac{\lambda^0}{0!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} = e^{-100}$$

$$\text{б) } \mathbb{P}(\{x > 0\}) = 1 - \mathbb{P}(\{x = 0\}) = 1 - e^{-100}$$

$$\text{в) } \mathbb{P}(\{x < 0\}) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$$

г) По определению,  $\mathbb{E}[\xi] = \lambda$ . Докажем

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\xi] &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \mathbb{P}(\{x = k\}) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{(k-1)!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \\ &= \left( \sum_{l=0}^{\infty} \frac{\lambda^l}{l!} \right) \lambda e^{-\lambda} \\ &= \lambda\end{aligned}$$

д) Для того, чтобы посчитать дисперсию  $X$  сначала посчитаем мат.ожидание  $X^2$ , а для этого посчитаем  $\mathbb{E}[X(X-1)]$ :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X(X-1)] &= \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \mathbb{P}(\{x = k\}) \\ &= \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{l=0}^{\infty} \frac{\lambda^l}{l!} \\ &= \lambda\end{aligned}$$

Тогда,  $\lambda^2 = \mathbb{E}[X(X-1)] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X] \implies \mathbb{E}[X^2] = \lambda + \lambda^2$

Теперь можем выразить дисперсию через известное равенство:

$$\mathbb{D}[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \lambda + \lambda^2 - \lambda^2 = \lambda$$

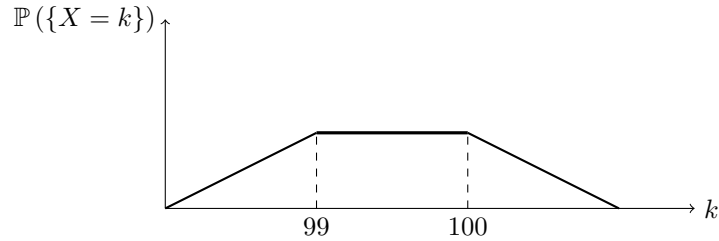
е) Предположим, что  $X = k$  и есть наиболее вероятное значение, принимаемое  $X$ . При этом,  $k \in \{0, 1, 2, \dots\}$ . Так как  $k$  — дискретная, то дифференцированием мы воспользоваться не можем, тогда посчитаем  $\frac{\mathbb{P}(\{X = k+1\})}{\mathbb{P}(\{X = k\})}$ :

$$\begin{aligned}\frac{\mathbb{P}(\{X = k+1\})}{\mathbb{P}(\{X = k\})} &= \frac{\frac{\lambda^{k+1}}{(k+1)!} e^{-\lambda}}{\frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}} \\ &= \frac{\lambda}{k+1} \\ &= \frac{100}{k+1}\end{aligned}$$

Теперь проанализируем при каких  $k$  это отношение будет больше, меньше или равно 1:

- $\frac{100}{k+1} > 1 \implies k < 99$
- $\frac{100}{k+1} < 1 \implies k > 99$
- $\frac{100}{k+1} = 1 \implies k = 99$

Значит, 99 и 100 — наиболее вероятные значения, принимаемые случайной величиной  $X$



## 2.9 В лифт 10-этажного дома на первом этаже вошли 5 человек

- а) Пусть  $\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-й пассажир вышел на шестом этаже} \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$ . При этом  $i \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$

Тогда,  $\xi = \xi_1 + \dots + \xi_5$  — число *пассажиров*, которые вышли на шестом этаже

Заметим, что  $\xi_1, \dots, \xi_5$  — независимые, а также  $\xi_i \sim \text{Be}(p = \frac{1}{9})$ . Тогда,  $\xi \sim \text{Bi}(n = 5, p = \frac{1}{9})$

$$\mathbb{P}(\{\xi > 0\}) = 1 - \mathbb{P}(\{\xi = 0\}) = 1 - \left(\frac{8}{9}\right)^5$$

б)  $\mathbb{P}(\{\xi = 0\}) = C_n^k p^k q^{n-k} = C_5^0 \left(\frac{1}{9}\right)^0 \left(\frac{8}{9}\right)^5 = \left(\frac{8}{9}\right)^5$

- в) Пусть  $\eta_i = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-й пассажир вышел на 6 этаже или выше} \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$ . При этом  $i \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$

Тогда,  $\eta = \eta_1 + \dots + \eta_5$  — число *пассажиров*, которые вышли на шестом этаже и выше

Заметим, что  $\eta_1, \dots, \eta_5$  — независимые, а также  $\eta_i \sim \text{Be}(p = \frac{5}{9})$ . Тогда,  $\eta \sim \text{Bi}(n = 5, p_1 = \frac{5}{9})$

$$\mathbb{P}(\{\eta = 5\}) = C_5^5 \cdot p_1^5 \cdot q^0 = \left(\frac{5}{9}\right)^5$$

## 2.10 При работе некоторого устройства время от времени возникают сбои

$\xi_i \sim \text{Pois}(\lambda = 3)$  — число сбоев за  $i$ -е сутки

а)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{\xi_i > 0\}) &= 1 - \mathbb{P}(\{\xi_i = 0\}) \\ &= 1 - \frac{\lambda^0}{0!} e^{-\lambda} \\ &= 1 - e^{-3} \end{aligned}$$

- б) Требуется вычислить вероятность того, что за двое суток не произойдет ни одного сбоя. То есть нужно найти вероятность двух событий:  $\{\xi_1 = 0\}$  и  $\{\xi_2 = 0\}$ . Заметим, что эти события независимы. Формально:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{\xi_1 = 0\} \cap \{\xi_2 = 0\}) &= \mathbb{P}(\{\xi_1 = 0\}) \cdot \mathbb{P}(\{\xi_2 = 0\}) \\ &= e^{-3} \cdot e^{-3} \end{aligned}$$