## Теория вероятности и математическая статистика—1 Теоретический и задачный минимумы ФЭН НИУ ВШЭ

Винер Даниил @danya\_vin

Версия от 4 октября 2024 г.

### Содержание

1	Teo	ретический минимум	2
	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
2	Зад	ачный минимум	4
	2.1	$P(A) = 0.3, P(B) = 0.4, P(A \cap B) = 0.1 \dots \dots$	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	5
	2.4	В операционном отделе банка работает 80% опытных сотрудников и 20% неопытных	5
	2.5	Пусть случайная величина $X$ имеет таблицу распределения $\ldots$	5
	2.6	Пусть случайная величина $X$ имеет таблицу распределения $\ldots$	6
	2.7	Пусть случайная величина $X$ имеет биномиальное распределение с параметрами $n=4$ и	
		p = 0.75	6
	2.8	Пусть случайная величина $X$ имеет распределение Пуассона с параметром $\lambda=100$	6
	2.9	В лифт 10-этажного дома на первом этаже вошли 5 человек	8
	2.10	При работе некоторого устройства время от времени возникают сбои	8

#### 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

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

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

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

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

**Определение.** События  $A_1, \ldots, A_n$  попарно независимы, если:

$$\forall i \neq j \in I, \$$
где  $I$  — множество индексов :  $\mathbb{P}\left(A_i \cap A_j\right) = \mathbb{P}\left(A_i\right) \cdot \mathbb{P}\left(A_j\right)$ 

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

$$\forall i_1 < \ldots < i_k < \ldots < i_n \ \forall k = 1, \ldots, n :$$
$$P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \ldots \cap A_{i_k}) = P(A_{i_1}) \cdot P(A_{i_2}) \cdot \ldots \cdot P(A_{i_k})$$

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

$$P(A_1 \cap A_2) = P(A_1) \cdot P(A_2)$$

$$P(A_2 \cap A_3) = P(A_2) \cdot P(A_3)$$

$$P(A_1 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_3)$$

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3)$$

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

2

Пусть  $\{H_i\}$  — полная группа несовместных событий (разбиение  $\Omega$ ) Должны быть выполнены такие свойства:

- $H_i \cap H_j = \emptyset \ \forall i \neq j$  несовместность
- ullet  $\bigcup_{i=1}^n H_i = \Omega$  полнота

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

Доказательство.

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

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

Пусть  $H_1, H_2, \ldots$  — полная группа несовместных событий, для которой выполняются критерии полноты и несовместности (см. предыдущий пункт), 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

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

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

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

#### 2 Задачный минимум

Заметьте, что обозначения P(...) и  $\mathbb{P}(...)$  — это одно и то же, я просто еще не везде исправил

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

а) Найдите P(A|B)

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

**b)** 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 А и В 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  $A\cap B=\varnothing$ 

Давайте просто проверим, выполняется ли равенство  $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B)$ :

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B)$$
$$0.1 = 0.3 \cdot 0.4$$
$$0.1 \neq 0.12$$

Это неверно, поэтому события A и B зависимы

#### 2.2 Карлсон выложил кубиками слово КОМБИНАТОРИКА...

Способ №1 (С помощью формулы умножения вероятностей)

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

Пусть имеются такие события:

$$A_1 := \{$$
первая буква —  $K \}$ 

$$A_2 := \{ \text{вторая буква} - O \}$$

$$A_3 := \{$$
третья буква  $- P\}$ 

$$A_4 := \{$$
четвертая буква —  $T\}$ 

Тогда, искомая вероятность:

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3 \cap A_4) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_1 \cap A_2) \cdot P(A_4 | A_1 \cap A_2 \cap A_3)$$

$$= \frac{2}{13} \cdot \frac{2}{12} \cdot \frac{1}{11} \cdot \frac{1}{10}$$

$$= \frac{1}{4290}$$

Способ №2 (комбинаторный)

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

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

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

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

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

 $D_i := \{$ выбираем i-ю урну $\}$ , где i = 1, 2, 3 — 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
 Формуа полной вероятности

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

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

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

$$= \frac{7}{10} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{15} \cdot \frac{1}{3}$$

$$= \frac{1}{2}$$

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

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

Обозначим сотрудников так:

$$D_1 := \{$$
опытный сотрудник $\}$ 

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

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

Тогда, условия задачи можно записать так:

$$\mathbb{P}(A|D_1) = 0.01$$
$$\mathbb{P}(A|D_2) = 0.1$$

$$\mathbf{a)} \ \mathbb{P}\left(A\right) = \mathbb{P}\left(A|D_1\right) \cdot \mathbb{P}\left(D_1\right) + \mathbb{P}\left(A|D_2\right) \cdot \mathbb{P}\left(D_2\right) = 0.01 \cdot 0.8 + 0.1 \cdot 0.2 = 0.028$$

**b)** 
$$\mathbb{P}(D_2|A) = \frac{\mathbb{P}(A|D_2) \cdot \mathbb{P}(D_2)}{\mathbb{P}(A)} = 0.714$$

Если мы посчитаем по формуле Байеса  $\mathbb{P}(D_1|A)$ , то получим, что  $(D_2|A)$  и  $(D_1|A)$  образуют полную группу вероятностей, то есть

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

#### 2.5 Пусть случайная величина X имеет таблицу распределения

x	-1	0	1
$\mathbb{P}(\{X=x\})$	0.25	c	0.25

a) 
$$\Omega = \{X = -1\} + \{X = 0\} + \{X = 1\} \text{ if } 1 = \mathbb{P}(\{X = -1\}) + \mathbb{P}(\{X = 0\}) + \mathbb{P}(\{X = 1\}) \implies c = 0.5\}$$

**6)** 
$$\mathbb{P}\{X \ge 0\} = \mathbb{P}(\{X = 0\} \cup \{X = 1\}) = \mathbb{P}(\{X = 0\}) + \mathbb{P}(\{X = 1\}) = 0.75$$

в) 
$$\mathbb{P}(\{X < -3\}) = 0$$
, т.к.  $\Omega$  — дискретное простраство, или же  $\{X < -3\} = \{\omega \in \Omega : X(\omega) < -3\}$ 

г) 
$$\mathbb{P}(\{X \in [-0.5; 0.5]\}) = \mathbb{P}(\{X = 0\}) = 0.5$$
, т.к.  $\Omega$  — дискретное простраство

#### 2.6 Пусть случайная величина X имеет таблицу распределения

а) Аналогично предыдущей задаче — c=0.5

**6)** 
$$\mathbb{E}[X] = -1 \cdot 0.25 + 0 \cdot 0.5 + 1 \cdot 0.25 = 0$$

**B)** 
$$\mathbb{E}[X^2] = (-1)^2 \cdot 0.25 + (0)^2 \cdot 0.5 + (1)^2 \cdot 0.25 = 0.5$$
  $\mathbb{E}[\sin(X)] = \sin(-1) \cdot 0.25 + \sin(0) \cdot 0.5 + \sin(1) \cdot 0.25$ 

$$\mathbf{r}) \ \mathbb{D}[X] \equiv \mathbb{D}[X] := \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}^2[X]$$

д) 
$$\mathbb{E}[|X|] = |-1| \cdot 0.25 + |0| \cdot 0.25 + |1| \cdot 0.25 = 0.5$$

x	-1	0	1
$\mathbb{P}(\{\xi = x\})$	0.25	c	0.25

# **2.7** Пусть случайная величина X имеет биномиальное распределение с параметрами n=4 и p=0.75

$$X \sim \mathrm{Bi}(n=4,p=rac{3}{4})$$
. Напомним, что  $\mathbb{P}(X=k) = C_4^k (rac{3}{4})^k (rac{1}{4})^{4-k}$ 

a) 
$$\mathbb{P}(X=0) = C_4^0 \left(\frac{3}{4}\right)^0 \left(\frac{1}{4}\right)^4 = \left(\frac{1}{4}\right)^4$$

**6)** 
$$\mathbb{P}(X > 0) = 1 - \mathbb{P}(X = 0) = 1 - \left(\frac{1}{4}\right)^4$$

в)  $\mathbb{P}(X < 0) = 0$ , так как количество успехов в биномиальном распределении  $\geqslant 0$ 

r) 
$$\mathbb{E}[X] = n \cdot p = 4 \cdot \frac{3}{4} = 3$$

д) 
$$\mathbb{D}[X] = np(1-p) = \frac{3}{4}$$

е) Нужно посчитать наиболее вероятную величину. Всего есть 5 значений — 5 возможных успешных исходов

$$\mathbb{P}\left(X=0\right) = \left(\frac{1}{4}\right)^4$$

$$\mathbb{P}\left(X=1\right) = C_4^1 \cdot \frac{3}{4} \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^3$$

$$\mathbb{P}(X=2) = C_4^2 \cdot \left(\frac{3}{4}\right)^2 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2$$

$$\mathbb{P}(X=3) = C_4^3 \cdot \left(\frac{3}{4}\right)^3 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^1$$

$$\mathbb{P}\left(X=4\right) = C_4^4 \cdot \left(\frac{3}{4}\right)^4 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^0$$

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

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

**a)** 
$$\mathbb{P}(\{X=0\}) = \frac{\lambda^0}{0!}e^{-\lambda} = e^{-\lambda} = e^{-100}$$

**6)** 
$$\mathbb{P}(\{X>0\}) = 1 - \mathbb{P}(\{x=0\}) = 1 - e^{-100}$$

$$\mathbf{B}) \ \mathbb{P}\left(\left\{X<0\right\}\right) = \mathbb{P}\left(\varnothing\right) = 0$$

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

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \mathbb{P}(\{x = k\})$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

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

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

$$= \left(\sum_{l=0}^{\infty} \frac{\lambda^l}{l!}\right) \lambda e^{-\lambda}$$

$$= \lambda$$

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

$$\mathbb{E}\left[X(X-1)\right] = \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1)\mathbb{P}\left(\left\{x=k\right\}\right)$$

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

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

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{l=0}^{\infty} \frac{\lambda^l}{l!}$$

$$= \lambda$$

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

Теперь можем выразить дисперсию через известное равенство:

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

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

$$\frac{\mathbb{P}\left(\left\{X=k+1\right\}\right)}{\mathbb{P}\left(\left\{X=k\right\}\right)} = \frac{\frac{\lambda^{k+1}}{(k+1)!}e^{-\lambda}}{\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}}$$
$$= \frac{\lambda}{k+1}$$
$$= \frac{100}{k+1}$$

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

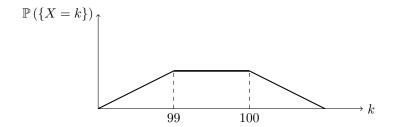
7

$$\bullet \ \frac{100}{k+1} > 1 \Longrightarrow k < 99$$

$$\bullet \ \frac{100}{k+1} < 1 \Longrightarrow k > 99$$

$$\bullet \ \frac{100}{k+1} = 1 \Longrightarrow k = 99$$

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  $\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-} \ddot{\mathbf{n}} \text{ } nacca \varkappa cup \text{ вышел на шестом этаже} \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$ . При этом  $i \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$  Тогда,  $\xi = \xi_1 + \ldots + \xi_5$  число  $nacca \varkappa cupoe$ , которые вышли на шестом этаже Заметим, что  $\xi_1, \ldots, \xi_5$  независимые, а также  $\xi_i \sim \text{Be}\left(p = \frac{1}{9}\right)$ . Тогда,  $\xi \sim \text{Bi}\left(n = 5, p = \frac{1}{9}\right)$   $\mathbb{P}\left(\{\xi > 0\}\right) = 1 \mathbb{P}\left(\{\xi = 0\}\right) = 1 \left(\frac{8}{9}\right)^5$
- **6**)  $\mathbb{P}(\{\xi=0\}) = C_n^k p^k q^{n-k} = C_5^0 \left(\frac{1}{9}\right)^0 \left(\frac{8}{9}\right)^5 = \left(\frac{8}{9}\right)^5$
- в) Пусть  $\eta_i = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-} \Bar{u} \ nacca \ nacc$

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

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

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

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:

$$\mathbb{P}(\{\xi_1 = 0\} \cap \{\xi_2 = 0\}) = \mathbb{P}(\{\xi_1 = 0\}) \cdot \mathbb{P}(\{\xi_2 = 0\})$$