

# Лекция 11. Основы теории вероятностей.

## Хеширование. Хеш-таблицы.

#вспи

#аисд

#теория

#структуры\_данных

Автор конспекта: Гридчин Михаил

## Вероятностное пространство

**Def.** *Вероятностное пространство событий*  $\Omega$  - некоторое конечное множество.

**Def.**  $\mathcal{P}$  - *вероятностная мера* — некоторая функция из  $2^\Omega$  в  $[0, 1]$

такая, что:

1.  $\mathcal{P}(\emptyset) = 0, \mathcal{P}(\Omega) = 1$

2. Пусть  $A, B \in 2^\Omega$  и  $A \cap B = \emptyset$ , тогда  $\mathcal{P}(A \cap B) = \mathcal{P}(a) \cdot \mathcal{P}(b)$  и  $\mathcal{P}(A \cup B) = \mathcal{P}(A) + \mathcal{P}(b)$ .

**Def.** *Вероятностное пространство* - тройка  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{P})$ , где  $\Omega$  - пространство событий,  $\mathcal{F} = 2^\Omega$ ,  $\mathcal{P}$  - вероятностная мера на  $\Omega$ .

**Пример.** Рассмотрим классический шестигранный кубик. Пусть  $\omega_i$  — событие, что на кубике выпало  $i$ . Соответственно  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_6\}$ . Пусть кубик справедливый, то есть вероятность выпадения всех граней одинакова. Тогда  $\mathcal{P}(\omega_i) = \frac{1}{6}$ . Таким образом, корректно определены вероятности, например,  
 $\mathcal{P}(\text{выпало простое число}) = \mathcal{P}(\omega_2) + \mathcal{P}(\omega_3) + \mathcal{P}(\omega_5) = \frac{1}{2}$ .

## Определение случайное величины

**Def.** *Случайная величина* - функция  $\Omega$  в  $\mathbb{R}$ .

**Пример.** Рассмотрим все тот же кубик и пусть  $\xi(\omega_i) = i^2$ . То есть функция, которая берёт количество точек на грани кубика и возводит в квадрат. Надо посчитать  $\mathcal{P}(\xi < 30)$ .

$\mathcal{P}(\xi < 30) = 1 - \mathcal{P}(\xi \geq 30) = 1 - \mathcal{P}(\omega_i \geq \sqrt{30}) = 1 - \mathcal{P}(\omega_6) = \frac{5}{6}$ . Действительно, не подходит только 6, поэтому ответ  $\frac{5}{6}$ .

## Независимость

**Def.** *Две случайные величины*  $\xi, \eta$  *независимы*, если

$$\forall x, y \in \mathbb{R} \Rightarrow \mathcal{P}(\xi = x, \eta = y) = \mathcal{P}(\xi = x) \cdot \mathcal{P}(\eta = y).$$

**Пример.** Независимо друг от друга бросаются два кубика. Надо посчитать вероятность того, что сумма квадратов выпавших значений больше 9. Пусть  $\xi$  - бросок первого, а  $\eta$  - бросок второго. Тогда надо посчитать вероятность того, что  $\mathcal{P}(\xi^2 + \eta^2 > 9)$ . Будем считать вероятность дополнения.  $\mathcal{P}(\xi^2 + \eta^2 > 9) = 1 - \mathcal{P}(\xi^2 + \eta^2 \leq 9)$ . Вспомним, что значения

квадратов: 1, 4, 9, 16, 25, 36, то есть  
устраивают только пары (1, 1), (1, 4), (4, 1), (4, 4).

$$\mathcal{P}(\xi^2 + \eta^2 > 9) = 1 - \mathcal{P}(\xi^2 + \eta^2 \leq 9) = 1 - 4 \cdot \frac{1}{36} = 1 - \frac{1}{9} = \frac{8}{9}$$

Можно рассмотреть другую вероятностную модель

$$\Omega_1 = \{(i, j) \mid i, j \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}\}$$

$$\Omega_2 = \{(i, j) \mid 1 \leq i \leq j \leq 6\}$$

В зависимости от вероятностного пространства получатся разные результаты, поэтому договариваться о выборе вероятностной модели нужно заранее.

## Матожидание

**Def.** Матожиданием случайной величины  $\xi$  называют величину

$$\mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega)P(\omega)$$

**Пример.** Все ещё честный шестигранный кубик. Надо посчитать матожидание квадрата выпавших точек.

$$\mathbb{E}\xi = \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega)P(\omega) = \sum_{i=1}^6 i^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{91}{6}$$

**Свойства матожидания:**

1. Пусть  $c$  - константа, тогда  $\mathbb{E}c = c$ .
2. Пусть  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$ ,  $\xi, \eta$  - случайные величины. Тогда
3.  $\mathbb{E}(\alpha \cdot \xi + \beta \cdot \eta) = \alpha \cdot \mathbb{E}\xi + \beta \cdot \mathbb{E}\eta$ .
4. Пусть  $\xi, \eta$  независимы. Тогда  $\mathbb{E}(\xi\eta) = \mathbb{E}\xi \cdot \mathbb{E}\eta$ .
5.  $|\mathbb{E}\xi| \leq \mathbb{E}|\xi|$ .
6.  $\mathbb{E}^2\xi \leq \mathbb{E}\xi^2$

## Дисперсия

**Def.** Дисперсия случайной величины  $\mathbb{D}\xi = \mathbb{E}[(\xi - \mathbb{E}\xi)^2]$ .

**Утверждение.**  $\mathbb{D}\xi = \mathbb{E}\xi^2 - \mathbb{E}^2\xi$ .

□

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

■

## Direct addressing

---

**Def.** Пусть  $U$  - множество рассматриваемых объектов (например, все строки), тогда  $h : U \rightarrow \{0, 1, \dots, k - 1\}$  называется *хеш-функцией*.

**Def.** Элементы  $x, y \in U$ , где  $x \neq y$  образуют *коллизия*, если  $h(x) = h(y)$ . Введем массив размера  $|h(U)|$  и будем класть булев флаг в ячейку  $h(x)$ , если элемент там есть.

**Проблема:** огромная память и коллизии.

Заведем массив определенного небольшого размера  $m$  и кладем элемент по индексу  $h(x) \% m$ .

**Проблема:** всё ещё коллизии.

Давайте хранить по индексу не элемент, а цепочку из данных.

**Проблема:** поиск в цепочке работает за линейное время.

**Def.** *Бакетом (bucket)* называют нечто, хранящее все элементы, образующие коллизия.

## Simple Uniform hashing

---

Хочется как-то минимизировать максимальную длину цепочки, то есть добиться того, чтобы хеш-функция примерно равномерно раскидывала ключи по бакетам.

Пусть  $\mathcal{H} = \{h : U \rightarrow \{0, 1, \dots, k - 1\}\}$  - наше множество хеш-функций, и мы хотим уметь выбирать случайную хеш-функцию из него.

**Note.** Далее для анализа нам важно, что  $U \subset \mathbb{N}$  и  $|U| < \infty$ , то есть  $U = \{0, 1, \dots, n - 1\}$ .

В таких предположениях на самом деле можно сказать, что хеш-функция - отображение  $\{0, 1, \dots, n - 1\} \rightarrow \{0, 1, \dots, k - 1\}$ . Тогда мы можем определить случайную хеш-функцию как то, что образ для каждого ключа это случайный элемент из множества  $\{0, 1, \dots, k - 1\}$ .

**Проблема:** Требуется  $O(|U| \log |h(U)|)$  памяти на хранение такого отображения, поэтому это неприменимо на практике.

**Def.** Модель, описанная выше, называется *простое равномерное хеширование (simple uniform hashing)*.

Рассмотрим величину  $L_q$  - длина цепочки, отвечающая ключу  $q$ . Пусть таблица построена для различных ключей  $k_1, \dots, k_n$ , тогда:

$$L_q = \sum_i l(h(q) = h(k_i))$$

Посчитаем матожидание длины цепочки.

$$\mathbb{E}L_q = \mathbb{E} \sum_i l(h(q) = h(k_i)) = \sum_i P(h(q) = h(k_i))$$

Посчитаем вероятность выше.

$$P(h(x) = h(y)) = \begin{cases} 1, & x = y \\ \frac{1}{k}, & x \neq y \end{cases}$$

С учетом того, что все ключи  $k_i$  выше различны, получаем, что

$$\mathbb{E}L_q = \mathbb{E} \sum_i l(h(q) = h(k_i)) = \sum_i P(h(q) = h(k_i)) \leq 1 + \frac{n-1}{k} \leq 1 + \frac{n}{k}$$

**Def.** Коэффициентом загрузки (load factor) называют величину  $\alpha = \frac{n}{k}$ .

**Note.** Из оценок выше мы для хеш-таблицы заведомо задаем какую-то константу  $C$  такую, что всегда  $\alpha < C$ . Тогда в среднем сложность операций выше составит  $O(1)$ .

Заметим, что в ходе обсуждения мы уже получили хеш-таблицу. А именно, это будет массив цепочек, где все операции работают за длину цепочки. Если соблюдать ограничение на load factor, то сложность всех операций составит  $O(1)$  в среднем. То есть получаем контейнер, способный делать вставку, удаление и поиск в среднем за  $O(1)$ .

**Теорема**(б/д). Семейство хеш-функций  $\mathcal{H}_{\alpha, \beta}$ :

$$H = (\alpha x + \beta) \pmod{p}, \alpha \in \{1, \dots, n-1\}, \beta \in \{0, \dots, n-1\}, p - \text{простое}, p > n$$

Гарантирует матожидание длины цепочки в хеш-таблице  $O(1)$ .

□

Пусть хеш-таблица имеет размер  $m = n$ . Тогда хеш-функция для ключа  $x$  определена как  $h(x) = ((\alpha x + \beta) \pmod{p}) \pmod{m}$ , где  $\alpha, \beta, p$  - из условия теоремы.

Для двух различных ключей  $x \neq y$  коллизия происходит, если

$$\begin{aligned} (\alpha x + \beta) \pmod{p} \pmod{m} &= ((\alpha y + \beta) \pmod{p}) \pmod{m} \\ (\alpha(x - y)) \pmod{p} &\equiv 0 \pmod{m} \end{aligned}$$

Обозначим  $d = x - y \pmod{p}$ , где  $d \neq 0$  (так как  $x \neq y$  и  $p > n$ ). Тогда коллизия возникает, если

$$\alpha d \pmod{p} = km \quad \text{для некоторого целого } k$$

Поскольку  $(m, p) = 1$ , то  $ad \equiv km \pmod{p}$  имеет ровно одно решение  $\alpha \in \mathbb{Z}_p$  для каждого  $k$ . Количество подходящих  $k$ , для которых  $km < p$  равно  $t = \lfloor \frac{p-1}{m} \rfloor$ . Таким образом, существует  $t$  возможных значений  $k$ , каждому из которых соответствует ровно одно  $\alpha \in \mathbb{Z}_p$ . Но  $\alpha \in \{1, \dots, n-1\}$ , а не  $\mathbb{Z}_p$ . Обозначим через  $s$  количество таких  $\alpha$ , которые удовлетворяют условию коллизии. Вероятность коллизии равна:

$$\mathcal{P} = \frac{s}{|\mathcal{H}|} = \frac{s}{n \cdot (n-1)}$$

Но поскольку коллизия не зависит от  $\beta$ , количество пар  $(\alpha, \beta)$ , приводящих к коллизии, равно  $s \cdot n$ . Тогда вероятность коллизии:

$$P = \frac{s}{n-1}$$

Оценим  $s$ . Так как  $p > m$  и  $p < 2m$ , то  $t = \lfloor \frac{p-1}{m} \rfloor < 2$ . Это означает, что  $s \leq 2$ , так как каждое  $k$  даёт ровно одно  $\alpha$ , и интервал  $[1, n-1]$  содержит не более двух подходящих значений. Поэтому:

$$P \leq \frac{2}{n-1} \leq \frac{2}{n}$$

Матожидание длины цепочки равно

$$\mathbb{E}L = 1 + (n-1) \cdot P < 1 + (n-1) \cdot \frac{2}{n} < 3$$

Таким образом, математическое ожидание длины цепочки ограничено константой 3, то есть  $O(1)$ .

■