# Дискретная математика 1 семестр ПИ, $\Pi$ екции

Собрано 27 ноября 2021 г. в 15:19

# Содержание

1. C	основы комбинаторики	1
1	.1. Множества	1
1	.2. Мощность множества	1
1	.3. Комбинаторика	2
<b>2.</b> Π	Герестановки	
2	.1. Лексикографический порядок перестановок	į
<b>3.</b> Ч	Іисла Стирлинга	4
3	.1. Числа Стирлинга	4
3	.2. Числа Белла	4
4. T	еория вероятности	6
4	.1. Основы теории вероятности	6
4	.2. Условная вероятность	Ć
4	.3. Независимость событий	Ć
4	.4. Формула полной вероятности	10
4	.5. Испытания Бернулли	11
		12
4	.7. Случайные величины	14
4	.8. Дисперсия	15
4	.9. Производящие функции	15
4	.10. Характеристические функции	16
4	.11. Нормальное распределение	16
<b>5.</b> Д	Іикбез по алгоритмам	18
5	.1. Полный перебор	18
5	.2. Линейные алгоритмы	18
5	.3. Разделяй и властвуй	19
5	.4. Жадные алгоритмы	20
5	.5. Динамическое программирование	20
6. T	еория графов	<b>2</b>
6	.1. Способы задания графов	21
6	.2. Пути в графе	22

# Раздел #1: Основы комбинаторики

#### 1.1. Множества

**Def. 1.1.1.** *Множество - совокупность объектов.* 

**Def. 1.1.2.** Покрытием множества A называется множество  $B = \{B_1, B_2, ..., B_k\} : \bigcup_i B_i \supset A$ 

**Def. 1.1.3.** Разбиением множества A называется  $\pi(X) = \{X_i\}$  :

$$X_i \neq \varnothing, \bigcup_i X_i = A, \forall i \neq j \to X_i \cap X_j = \varnothing$$

**Def. 1.1.4.** Пусть B, C – разбиения A. B называется измельчением C, если B – разбиение A и  $\forall i \; \exists j : B_i \subset C_j$ 

#### 1.2. Мощность множества

- 1.  $|\emptyset| = 0$
- 2.  $X = \{x_1, x_2, ..., x_n\} \Rightarrow |X| = n$
- 3.  $\mathbb{N}$  счётное.  $\mathbb{Z}$  тоже счётное:

$$f(x) = \begin{cases} 1, x = 0 \\ 2x, x > 0 \\ 2|x| + 1, x < 0 \end{cases}$$

- 4. [0,1]. Пусть существует  $q:\mathbb{N} \to [0,1]$ 
  - 1.  $0, a_1 a_2 ... a_k ...$
  - 2.  $0, b_1b_2...b_k...$
  - 3.  $0, c_1 c_2 \dots c_k \dots$

Рассмотрим  $\alpha=0,\alpha_1\alpha_2\alpha_3...\alpha_k...,\alpha_1\neq a_1,\alpha_2\neq b_2,\alpha_3\neq c_3$  и т.д. Таким образом, всегда найдётся не пронумерованное число.

|[0,1]| — континуум

**Def. 1.2.1.** Множество всех подмножеств A обозначается  $2^A$ 

Утверждение 1.2.2.  $|2^A| = 2^{|A|}$ 

Доказательство. База:  $A=\varnothing, |A|=0, 2^A=\{\varnothing\} \Rightarrow |2^A|=2^{|A|}=1$ 

Индукционное предположение: Пусть  $\forall A: |A| \leqslant k \to |2^A| = 2^{|A|}$ 

Индукционный переход:

Рассмотрим  $A: |A| = k+1, B_1 \in 2^{A \setminus \{x_{k+1}\}}, B = \{x_{k+1}\} \cup B_1$   $2^A = 2^{A \setminus \{x_{k+1}\}} \cup \{B\}$ 

$$\begin{cases} |2^{A \setminus \{x_{k+1}\}}| = 2^k \\ |\{B\}| = 2^k \end{cases} \Rightarrow 2^A = 2^k + 2^k = 2^{k+1} = 2^{|A|}$$

## 1.3. Комбинаторика

1.  $A, B: A \cap B = \emptyset$ 

$$|A \cup B| = |A| + |B|$$

2.  $A_1, ..., A_n, \forall i, j \rightarrow (i \neq j \Rightarrow A_i \cap A_j = \emptyset)$ 

$$|\bigcup_{i=1}^{n} A_i| = \sum_{i=1}^{n} |A_i|$$

3.  $A, B, A \cap B \neq \emptyset$ 

$$|A \cup B| = |A| + |B| - |A \cap B|$$

4.  $A_1, ..., A_n$ 

$$|\bigcup_{i=1}^{n} A_i| = \sum_{i=1}^{n} |A_i| - \sum_{i,j=1}^{n} |A_i \cap A_j| + \sum_{i,i,k=1}^{n} |A_i \cap A_j \cap A_k - \dots + (-1)^{n+1}|\bigcap_{i=1}^{n} A_i|$$

5. A, B

$$|A \times B| = |A| \cdot |B|$$

6.  $A_1, ..., A_n$ 

$$|A_1 \times A_2 \times ... \times A_n| = \prod_{i=1}^n |A_i|$$

1. Перестановки:  $\langle a_1...a_n \rangle = \overline{\langle a_1...a_n \rangle, a_n}$ . Тогда

$$|\langle 1:n\rangle| = |\langle 1:n-1\rangle \times (1:n)| = |\langle 1:n-1\rangle| \cdot n = 1 \cdot 2 \cdot \dots \cdot n = n!$$

2. Размещения.  $n \cdot (n-1) \cdot ... \cdot (n-k+1)$ 

$$A_n^k = \frac{n!}{(n-k)!}$$

3. Сочетания.

$$A_n^k = C_n^k \cdot k! \Leftrightarrow C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

4. Сочетания с повторениями. Выставим все k выбранных объектов в ряд и поставим между ними n-1 перегородку: до первой перегородки будут элементы 1-го типа, от первой до второй перегородки - 2-го типа и т.д. Таким образом, всего n+k-1 место. Нам нужно выбрать n-1 перегородку из этих n+k-1 мест

$$\overline{C}_{n}^{k} = C_{n+k-1}^{n-1} = C_{n+k-1}^{k}$$

**Def. 1.3.1.** Пусть дан выпуклый п-угольник. Найти количество способов разбить его на треугольники с непересекающимися сторонами

$$C_0 = 1, C_n = \sum_{i=0}^{n-1} C_i \cdot C_{n-i-1}$$
 — Числа Каталана

# Раздел #2: Перестановки

# 2.1. Лексикографический порядок перестановок

**Def. 2.1.1.** Пусть есть две перестановки  $X = \{x_1, x_2, ..., x_n\}, Y = \{y_1, y_2, ..., y_n\}$ . Тогда

$$X < Y \Leftrightarrow \exists k : x_i = y_i \ \forall i = 1, ..., k \land x_{k+1} < y_{k+1}$$

Алгоритм 2.1.2 (Поиск следующей перестановки). Найдем наибольший убывающий суффикс. Пусть  $k: a_{k+1} > a_{k+2} > ... > a_n$ . Тогда выберем из этого суффикса  $a_i: a_i > a_k$  и  $a_i$  минимально. После этого отсортируем получившийся суффикс. Получим перестановку:

$$\langle a_1, a_2, ..., a_i, \text{sort}[a_k, a_k + 1, ..., a_n] \rangle$$

Она и будет лексикографический следующей.

# Раздел #3: Числа Стирлинга

#### 3.1. Числа Стирлинга

**Def. 3.1.1.** Пусть  $A = \{a_1, ..., a_n\}$ . Рассмотрим разбиение этого множества мощности k,  $m.e.\ X = \{X_1, ..., X_k\}$ :

$$\forall i, j \to X_i \supset A, X_i \cap X_j = \varnothing, \bigcup_i X_i = A$$

Тогда числами Стирлинга – количество таких разбиений.

1. 
$$k=2 \Rightarrow S(n,2) = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} C_n^i}{2} = \frac{2^{n-2}}{2} = 2^{n-1} - 1$$

- 2. Общий случай.
  - ullet Если  $\{a_n\}$  элемент разбиения, то таких разбиений S(n-1,k-1)
  - $\exists i: a_n \in X_i, |X_i| > 1$ . Тогда нужно найти количество разбиений  $A \setminus \{a_n\}$  на k множеств, а потом вставить  $a_n$  в одно из этих множеств. Количество способов:

$$S(n-1,k) \cdot k$$

Тогда рекуррентная формула:

$$S(n,k) = S(n-1,k-1) + S(n-1,k) \cdot k$$

Базовые значения:

$$S(n,0) = 0 S(0,0) = 0$$
  

$$S(k,n) = 0, k > n S(n,2) = 2^{n-1} - 1$$
  

$$S(n,n-1) = C_n^2$$

#### 3.2. Числа Белла

**Def. 3.2.1.** Числа Белла – количество разбиений множества.

$$B(n) = \sum_{i=1}^{n} S(n, i)$$

**Теорема 3.2.2** (Формула чисел Белла). Рассмотрим произвольное разбиение множества A.  $\exists i: a_{n+1} \in X_i, |X_i| = j$ .

 $|A\setminus X_i|=n+1-j$ . Тогда количество способов выбрать  $X_i$  равно  $C_n^{j-1}=C_n^{n+1-j}$  Количество разбиений  $A\setminus X_i$ , в свою очередь, равно B(n+1-j). Тогда

$$B(n+1) = \sum_{j=1}^{n+1} C_n^{n+1-j} \cdot B(n+1-j) = \sum_{k=0}^{n} C_n^k B(k)$$

Теорема 3.2.3 (Формула чисел Стирлинга).

$$S(n,k) = \frac{1}{k!} \sum_{j=0}^{k} (-1)^{j} \cdot C_{k}^{j} (k-j)^{n}$$

Доказательство. Пусть  $L = \{ \rho \subseteq A \times \{1, ..., k\} | \rho$  – сюръекция $\}$ . Заметим, это множество равномощно множеству упорядоченных разбиений мощности k.

 $\{a_1,...,a_n\} \to \{1,...,k\}$ . Элементы разбиения имеют следующий вид:  $X_i = \{a_k | \rho(a_k) = i\}$ . Т.к. отображение сюръективно, то  $X_i$  непусты.

$$S(n,k) = \frac{|L|}{k!}$$

Чтобы посчитать мощность L, из общего количества отображения вычтем количество несюръективных отображений. Пусть  $P_i = \{ \rho \subset A \times \{1,...,n\} | \forall a \in A \to \rho(a) \neq i \}$ . Тогда количество несюръективных отображений равно:

$$|\bigcup_{i=1}^{k} P_{i}| = \sum_{j=1}^{k} (-1)^{j+1} \sum_{1 \leq i_{1} \leq i_{3} \leq \dots \leq i_{j} \leq k} |P_{i_{1}} \cap P_{i_{2}} \cap \dots \cap P_{i_{j}}|$$

 $|P_{i_1} \cap P_{i_2} \cap ... P_{i_j}|$  – количество отображений из A в  $\{1,...,k\} \setminus \{i_1,...,i_j\}$ 

$$|P_{i_1} \cap ... \cap P_{i_j}| = (k-j)^n$$

$$\sum_{i_1 \le i_2 \le \dots \le i_j} |P_{i_1} \cap P_{i_2} \cap \dots \cap P_{i_j}| = C_k^j (k - j)^n$$

Тогда

$$|L| = k^n - \sum_{j=1}^k (-1)^{j+1} C_k^j (k-j)^n = k^n + \sum_{j=1}^k (-1)^j C_k^j (k-j)^n = \sum_{j=0}^k (-1)^j C_k^j (k-j)^n$$

Тогда искомая формула чисел Стирлинга:

$$S(n,k) = \frac{1}{k!} \sum_{j=0}^{k} (-1)^{j} C_{k}^{j} (k-j)^{n}$$

# Раздел #4: Теория вероятности

## 4.1. Основы теории вероятности

**Def. 4.1.1.**  $\Omega = \{a_1, a_2, ..., a_n\}$  – множество всех взаимо-исключающих исходов эксперимента (пространство элементарных событий)

 $X \subseteq \Omega$  – событие

**Def. 4.1.2.** Дано  $\Omega, \mathscr{A} \subset 2^{\Omega}$ . Тогда  $\mathscr{A}$  называется алгеброй, если

- 1.  $\Omega \in \mathscr{A}$
- 2.  $A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{A} \Rightarrow A \cup B \in \mathcal{A}$
- 3.  $A \in \mathcal{A} \Rightarrow \overline{A} \in \mathcal{A}$

*Утверждение* 4.1.3. Если  $\mathscr{A}$  – алгебра, то

- 1.  $\varnothing \in \mathscr{A}$
- 2.  $A, B \in \mathcal{A} \Rightarrow A \cap B \in \mathcal{A}$
- 3.  $A, B \in \mathcal{A} \Rightarrow A \setminus B \in \mathcal{A}$
- 4.  $A_i \in \mathcal{A} \Rightarrow \bigcup A_i \in \mathcal{A}, \bigcap A_i \in \mathcal{A}$

Доказательство. 1.  $\Omega \in \mathscr{A} \Rightarrow \overline{\Omega} \in \mathscr{A} \Rightarrow \overline{\Omega} = \varnothing \Rightarrow \varnothing \in \mathscr{A}$ 

- 2.  $\overline{A\cap B}=\overline{A}\cup\overline{B}\in\mathscr{A}$ . Тогда  $\overline{\overline{A\cap B}}=A\cap B\in\mathscr{A}$
- 3.  $A \setminus B = A \cap \overline{B} \in \mathscr{A}$
- 4. Доказывается по индукции.

**Def. 4.1.4.**  $\mathscr A$  называется  $\sigma$ -алгеброй, если

- 1.  $\Omega \in \mathscr{A}$
- 2.  $A_i \in \mathcal{A}, i = 1, \dots \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$
- 3.  $A \in \mathcal{A} \Rightarrow \overline{A} \in \mathcal{A}$

**Def. 4.1.5.** Пусть есть пространство  $\Omega$ , определенная на нём  $\mathscr{A} - \sigma$ -алгебра  $u \ f : \mathscr{A} \to \mathbb{R} - \phi$ ункция над множеством. Тогда вероятностью называется функция из  $\mathscr{A} \ \varepsilon \ \mathbb{R}$  такая, что

- 1.  $P(A) \geqslant 0 \ \forall A \in \mathscr{A}$
- 2.  $P(\Omega) = 1$
- 3.  $A_1, A_2, \dots : A_i \cap A_j = \emptyset \ \forall i, j \Rightarrow P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$

Перечисленные выше свойства называются аксиомами теории вероятности  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  – вероятностное пространство.

Свойства вероятности:

1.  $P(\Omega) = 1$ 

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

3. Если  $A_1, A_2 \in \mathscr{A}, A_1 \cap A_2 = \varnothing$ , то

$$P(A_1 \cup A_2) = P(A_1) + P(A_2)$$

4. Если  $A_1,...,A_n\in\mathscr{A},A_i\cap A_j=\varnothing$   $\forall i,j,$  то

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

5.  $P(\overline{A}) = 1 - P(A)$ 

Доказательство.

$$P(\overline{A} \cup A) = P(\Omega) = P(A) + P(\overline{A})$$

6. Если  $A, B \in \mathscr{A}$ , то

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

Доказательство.

$$A \cup B = (A \setminus B) \cup (B \setminus A) \cup (A \cap B)$$

$$P(A \cup B) = P(A \setminus B) + P(B \setminus A) + P(A \cap B) = P((A \setminus B) \cup (A \cap B)) + P((B \setminus A) \cup (A \cap B)) - P(A \cap B) =$$
$$= P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

7.  $P(\bigcup_{i=1}^{n} A_i) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) - \sum_{i,j=1}^{n} (A_i \cap A_j) + \dots$ 

8.  $A_1 \subset A_2 \subset ... \subset A_n \subset ...$ 

$$\lim_{n \to \infty} P(A_n) = P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i)$$

Доказательство.  $A_{k-1} \subset A_k$ . Рассмотрим  $A_k \setminus A_{k-1}$ . Пусть  $A_0 = \emptyset$ .

$$P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{k=1}^{\infty} P(A_k \setminus A_{k-1}) = \lim_{n \to \infty} \sum_{k=1}^{n} P(A_k \setminus A_{k-1}) \lim_{n \to \infty} \sum_{k=1}^{n} P(A_k) - P(A_{k-1}) = \lim_{n \to \infty} P(A_n) - P(\emptyset) = \lim_{n \to \infty} P(A_n)$$

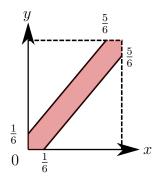
9.  $A_1\supset A_2\supset\ldots\supset A_n\supset\ldots$  Тогда

$$\lim_{n \to \infty} P(A_n) = P(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i)$$

**Пример 4.1.6.** Два человека приходят на место в промежуток от 12 до 13ч и ждут 10 минут прежде чем уйти. Найти вероятность того, что они встретятся.

**Решение 1.** Пусть  $t_1$  – время, когда приходит первый,  $t_2$  – время, когда приходит второй.

$$|t_1 - t_2 \leqslant \frac{1}{6} \Leftrightarrow \begin{cases} t_2 \geqslant t_1 - \frac{1}{6} \\ t_2 \leqslant t_1 + \frac{1}{6} \end{cases}$$



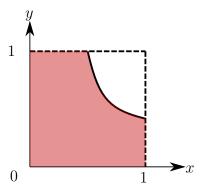
Тогда вероятность – площадь заштрихованной фигуры:

$$S = 1 - 2 \cdot \frac{\frac{5}{6} \cdot \frac{5}{6}}{2} = 1 - \frac{25}{36} = \frac{11}{36}$$

**Пример 4.1.7.** На [0,1] выбираются два числа x,y. Найти вероятность того, что их произведение меньше  $\frac{1}{2}$ 

Решение 2.

$$f(x) = \begin{cases} 1, x \leqslant \frac{1}{2}, \\ \frac{1}{2x}, x > \frac{1}{2} \end{cases}$$



Тогда искомая вероятность:

$$P(x \cdot y < \frac{1}{2}) = \int_0^1 f(x)dx = \int_0^{\frac{1}{2}} f(x)dx + \int_{\frac{1}{2}}^1 f(x)dx = \frac{1}{2} + \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{1}{2x}dx = \frac{1}{2} + \frac{\ln 2}{2}$$

#### 4.2. Условная вероятность

**Def. 4.2.1.** Вероятность события A при условии, что выполняется событие B равна

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

**Пример 4.2.2.** Есть урна, в которой лежит m белых и n черных шаров. Вытащим из неё два шара. Какова вероятность того, что они оба белые?

#### Решение 3.

$$P$$
(первый – белый) =  $\frac{m}{m+n}$ ,  $P$ (второй – белый|первый – белый) =  $\frac{m-1}{m+n-1}$   $P$ (оба белые) =  $\frac{m-1}{m+n-1} \cdot \frac{m}{m+n}$ 

Свойства условной вероятности:

- 1.  $P(\Omega|B) = 1$
- 2.  $P(\varnothing|B)0$
- 3.  $0 \le P(A|B) \le 1$
- 4.  $A \subset C \Rightarrow P(A|B) \leqslant P(C|B)$
- 5.  $P(\overline{A}|B) = 1 P(A|B)$
- 6.  $P(A \cup C|B) = P(A|B) + P(C|B) P(A \cap C|B)$
- 7.  $P(A \cap B) = P(A|B) \cdot P(B)$

$$P(A_1 \cap A_2 \cap ... \cap A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_2 \cap A_1) \cdot ... \cdot P(A_n | \bigcap_{i=1}^{n-1} A_i)$$

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

**Пример 4.2.3.** Бросаем 3 кубика. Найти вероятность того, что хотя бы на одном из них выпадет 1 при условии, что на всех выпали разные значения.

#### Решение 4.

$$P(A|B) = 1 - P(\overline{A}|B) = 1 - \frac{P(\overline{A} \cap B)}{P(B)} = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

#### 4.3. Независимость событий

**Def. 4.3.1.** A независимо от  $B(P(B) \neq \emptyset)$ , если P(A|B) = P(A)

Утверждение~4.3.2. Если A независимо от  $B \Rightarrow B$  независимо от A.

Доказательство.

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

**Def. 4.3.3.** A, B – независимые, если

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

**Def. 4.3.4.**  $A_1, ..., A_n$  – независимы в совокупности, если

$$P(\bigcap_{i=1}^{n}) = \prod_{i=1}^{n} P(A_i)$$

**Def. 4.3.5.**  $A_1, ..., A_n$  – nonapho-независимы, если

$$\forall i, j \to P(A_i \cap A_j) = P(A_i) \cdot P(A_j)$$

Замечание 4.3.6. Если  $A_1, ..., A_n$  попарно-независимы, то они необязательно независимы в совокупности.

#### 4.4. Формула полной вероятности

**Def. 4.4.1.** Пусть  $H_1, ..., H_n$  – разбиение  $\Omega$ . Тогда  $H_1 \cup ... \cup H_n = \Omega$  называется полной группой событий.

**Теорема 4.4.2.**  $H_1,...,H_n$  – полная группа событий и  $P(H_i)>0 \ \forall i=1,...,n.$  Тогда

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

Доказательство.

$$A = A \cap \Omega = A \cap (H_1 \cup ... \cup H_n) = (A \cap H_1) \cup (A \cap H_2) \cup ... \cup (A \cap H_n)$$

$$P((A \cap H_1) \cup ... \cup (A \cap H_n)) = \sum_{i=1}^n P(A \cap H_i) = \sum_{i=1}^n P(A|H_i) \cdot P(H_i)$$

**Теорема 4.4.3** (Формула Байеса). Пусть  $H_1, H_2, ..., H_n$  – полная группа событий. A – событие (считаем произошедшим). Тогда

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

Доказательство.

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

#### 4.5. Испытания Бернулли

**Def. 4.5.1.** Обозначим  $P_n(m)$  – вероятность получить m успехов за n испытаний.

**Теорема 4.5.2** (Теорема Бернулли). Рассмотрим упорядоченный набор:  $\underbrace{SSS...S}_{n}\underbrace{FFF...F}_{n-m}$ , где

S обозначает успех, а F — неудачу. В силу независимости испытаний, вероятность получить конкретный упорядоченный набор равна  $p^m(1-p)^{n-m}$ . Таких наборов, очевидно,  $C_n^m$ 

**Теорема 4.5.3.**  $0 \leqslant m_1 \leqslant m_2 \leqslant n$ .  $P_n(m_1, m_2)$  – успех наступил от  $m_1$  до  $m_2$  раз.

$$P_n(m_1, m_2) = \sum_{i=m_1}^{m_2} C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

**Def. 4.5.4.** Наивероятнейшее число событий – число событий в испытаниях Бернулли с наибольшей вероятностью.

**Теорема 4.5.5.** Наивероятнейшее число успехов в n испытаниях заключено между числами np-(1-p) и np+p

Доказательство. Рассмотрим следующее соотношение:

$$\frac{P_n(m)}{P_n(m-1)} = \frac{C_n^m p^m (1-p)^{n-m}}{C_n^{m-1} p^{m-1} (1-p)^{n-m+1}} = \frac{p}{1-p} \cdot \frac{n!(m-1)!(n-m+1)!}{n!m!(n-m)!} = \frac{p}{1-p} \cdot \frac{n-m+1}{m}$$

Отсюда очевидно, что

$$P_n(m) > P_n(m-1), m < (n+1)p$$
  
 $P_n(m) = P_n(m-1), m = (n+1)p$   
 $P_n(m) < P_n(m-1), m > (n+1)p$ 

Значит, при m < (n+1)p  $P_n(m)$  возрастает, при m > (n+1)p – убывает. Тогда несложно найти m такое, чтобы  $P_n(m)$  было наибольшим:

$$\begin{cases} P_n(m) > P_n(m-1) \\ P_n(m+1) < P_n(m) \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} m < (n+1)p \\ m+1 > (n+1)p \end{cases} \Leftrightarrow np+p-1 < m < np+p$$

#### 4.6. Предельные случаи испытаний Бернулли

Рассмотрим ситуацию, когда вероятность какого-то события уменьшается пропорционально n, т.е.  $p \sim \frac{1}{n}$ 

**Теорема 4.6.1** (Теорема Пуассона). Пусть  $np \to \lambda$ .

$$\forall m, \forall \lambda \lim_{n \to \infty} P_n(m) = \frac{\lambda^m}{m!} \cdot e^{-\lambda}$$

Доказательство.

$$P_{n}(m) = C_{n}^{m} p^{m} \cdot (1-p)^{n-m} = \frac{n!}{m!(n-m)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^{m} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-m} =$$

$$= \frac{n(n-1)...(n-m)+1}{m!} \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-m} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^{m} =$$

$$= \frac{\lambda^{m}}{m!} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n} \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) ... \left(1 - \frac{m-1}{n}\right) \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-m} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \lim_{n \to \infty} P_{n}(m) = \lim_{n \to \infty} \frac{\lambda^{m}}{m!} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n} = \frac{\lambda^{m}}{m!} \cdot e^{-\lambda}$$

**Теорема 4.6.2** (Локальная теорема Муавра-Лапласа). Пусть  $x_n = \frac{m-np}{\sqrt{np(1-p)}}$ . Предположим, что  $x_n$  ограничена при  $n \to \infty$ . Тогда

$$\sqrt{np(1-p)} \cdot P_n(m) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x_n^2}{2}}$$

Доказательство. Вспомним, что  $k! \sim \sqrt{2\pi k} \left(\frac{k}{e}\right)^k$ .  $n-m=n(1-p)-x_n\sqrt{np(1-p)}$ . Тогда

$$\begin{split} &\sqrt{np(1-p)}P_n(m) = \sqrt{np(1-p)}C_n^mp^m(1-p)^{n-m} = \frac{\sqrt{np(1-p)}\cdot n!}{m!(n-m)!}\cdot p^m\cdot (1-p)^{n-m} \\ &\approx \frac{\sqrt{np(1-p)}\cdot \sqrt{2\pi n}\left(\frac{n}{e}\right)^n}{\sqrt{2\pi m}\cdot \left(\frac{m}{e}\right)^m\cdot \sqrt{2\pi(n-m)}\cdot \left(\frac{n-m}{e}\right)^{n-m}}\cdot p^m\cdot (1-p)^{n-m} \\ &= \frac{\sqrt{np(1-p)}\cdot \sqrt{n}\cdot n^n}{\sqrt{2\pi}\cdot \sqrt{m}\cdot m^m\cdot (n-m)^{n-m}}\cdot p^m(1-p)^{n-m} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\left(\frac{np}{m}\right)^m\cdot \left(\frac{n(1-p)}{n-m}\right)^{n-m}\sqrt{\frac{np}{m}}\cdot \sqrt{\frac{n(1-p)}{n-m}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\left(\frac{np}{m}\right)^m\cdot \left(\frac{n(1-p)}{n-m}\right)^{n-m} \sqrt{\frac{np}{m}}\cdot \sqrt{\frac{n(1-p)}{n-m}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\left(\frac{np}{m}\right)^m\cdot \left(\frac{np}{m}\right)^{n-m} \sqrt{\frac{np}{m}}\cdot \sqrt{\frac{np}{m$$

$$m = np + x_n \sqrt{np(1-p)}$$

$$\frac{m}{np} = 1 + \frac{x_n\sqrt{1-p}}{\sqrt{np}} \xrightarrow[n\to\infty]{} 1$$

$$\frac{n-m}{n(1-p)} = 1 - \frac{x_n\sqrt{p}}{\sqrt{n(1-p)}} \xrightarrow[n\to\infty]{} 1$$

Пусть, для удобства,  $\exp(x) = e^x$ . Тогда

$$\sqrt{np(1-p)}P_n(m) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \left(1 + \frac{x_n\sqrt{1-p}}{\sqrt{np}}\right)^{-m} \left(1 - \frac{x_n\sqrt{p}}{\sqrt{n(1-p)}}\right)^{-(n-m)} =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-m \cdot \ln\left(1 + \frac{x_n\sqrt{1-p}}{\sqrt{np}}\right) - (n-m) \cdot \ln\left(1 - \frac{x_n\sqrt{p}}{\sqrt{n(1-p)}}\right)\right)$$

Как мы знаем (откуда?)

$$\ln(1+y) \xrightarrow{y\to 0} y - \frac{y^2}{2}(1+O(1))$$

Следовательно  $\sqrt{np(1-p)}P_n(m) =$ 

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-m\left(\frac{x_n\sqrt{1-p}}{\sqrt{np}} - \frac{x_n^2}{2np}\right)(1+O(1)) - (n-m)\left(-\frac{x_n\sqrt{p}}{\sqrt{n(1-p)}} - \frac{x_n^2p}{2n(1-p)}\right)(1+O(1))\right)$$

$$x_n \left( \frac{(n-m)\sqrt{p}}{\sqrt{n(1-p)}} - \frac{m\sqrt{1-p}}{\sqrt{np}} \right) =$$

$$= \frac{x_n}{\sqrt{np(1-p)}} \left( np(1-p) - x_n \sqrt{np(1-p)}p - n(1-p) \cdot p - x_n \sqrt{np(1-p)}(1-p) \right) =$$

$$= -x_n^2 (p + (1-p)) = -x_n^2$$

Таким образом:

$$\sqrt{np(1-p)}P_n(m) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{\left(-x_n^2 + \frac{x_n^2}{2}\right)(1+O(1))} \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x_n^2}{2}}$$

**Теорема 4.6.3** (Интегральная теорема Муавра-Лапласа).  $a_n = \frac{m_1 - np}{\sqrt{npq}}, b_n = \frac{m_2 - np}{\sqrt{npq}}, q = 1 - p.$  Пусть  $m_1 \to \infty, n \to \infty, a_n, b_n$  — ограничены. Тогда

$$\lim_{n \to \infty} \left| P_n(m_1, m_2) - \frac{1}{2\pi} \int_{a_n}^{b_n} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right| = 0$$

**Def. 4.6.4.**  $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} - \phi y н \kappa u u s \Gamma a y c c a.$   $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_0^x e^{-\frac{z^2}{2}} dz - \phi y + \kappa u u s \Lambda a n \lambda a c a.$ 

Следствие 4.6.5. По локальной теореме Муавра-Лапласа:

$$P_n(m) \sim \frac{\varphi(x)}{\sqrt{npq}}$$

По интегральной теореме Муавра-Лапласа:

$$P_n(m_1, m_2) \sim \frac{1}{2} (\Phi(b_n) - \Phi(a_n))$$

#### 4.7. Случайные величины

Пусть  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, ..., \omega_k, ...\}$ 

**Def. 4.7.1.** Функция, заданная на  $\Omega$  – случайная величина.

$$x = X(\Omega)$$

**Def. 4.7.2.** Соответствие, которое каждому  $x_i$  сопоставляет вероятность  $p_i$  – распределение (закон распределения)

3амечание 4.7.3. Если X – дискретная случайная величина, то Y=g(X) – тоже дискретная случайная величина и

$$y_i = g(x_i), p_i = P(X = x_i)$$

**Def. 4.7.4.** Определим случайную величину в более общим случае. Пусть у нас есть  $(\Omega, \mathscr{A}, P)$ . Тогда случайная величина это

$$X = X(\omega), \omega \in \Omega : \{X < x\} = \{\omega : X(\omega) < x\} \in \mathscr{A} \ \forall x$$

**Def. 4.7.5.**  $F(x) = P(X < x), x \in (-\infty, +\infty)$  – функция распределения случайной величины.

Свойства:

- 1.  $F(x_1) \leqslant F(x_2)$  если  $x_1 < x_2$
- 2.  $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$
- 3.  $P(a \le X < b) = F(b) F(a)$

**Def. 4.7.6.** Пусть P(y) – неотрицательная функция. Если  $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(y) dy$ , то P(y) – плотность распределения. В частности, P(x) = F'(x)

**Def. 4.7.7.** Есть  $P(X = x, Y = y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$ , где P(A, B) – вероятность одновременного наступления событий A и B, то X, Y – независимые случайные величины.

**Def. 4.7.8.** Пусть X – дискретная случайная величина. Тогда матожиданием называется

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^{n} x_i p_i$$

 $a \ \mathbb{E}(|X|) = \sum_{i=1}^n |x_i| p_i$  – абсолютный момент.

Свойства:

- 1.  $\mathbb{E}(aX+b) = a\mathbb{E}(x) + b$
- 2.  $\mathbb{E}(X+Y) = \mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y)$
- 3. Если X, Y независимые случайные величины, то  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X) \cdot \mathbb{E}(Y)$

## 4.8. Дисперсия

**Def. 4.8.1.**  $\mathbb{D}(X) = \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mathbb{E}(X))^2 - \partial ucnepcus.$ 

Замечание 4.8.2.  $\mathbb{D}(X) = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))^2 p_i$ 

Свойства дисперсии:

1. 
$$\mathbb{D}(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2$$

Доказательство. 
$$\mathbb{D}(X) = \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mathbb{E}(X))^2 p_i = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 p_i - \sum_{i=1}^{n} 2X_i \mathbb{E}(X) p_i + \sum_{i=1}^{n} (\mathbb{E}(X))^2 p_i = \mathbb{E}(X^2) - 2(\mathbb{E}(X))^2 + (\mathbb{E}(X))^2 \cdot 1 = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2$$

- 2.  $\mathbb{D}(aX + b) = a^2 \cdot \mathbb{D}(X)$
- 3.  $\mathbb{D}(X+Y) = \mathbb{D}(X) + \mathbb{D}(Y)$

Доказательство. 
$$\mathbb{D}(X+Y) = \mathbb{E}((X+Y)^2) - (\mathbb{E}(X+Y))^2 = \mathbb{E}(X^2) + 2\mathbb{E}(XY) + \mathbb{E}(Y^2) - (\mathbb{E}(X))^2 - 2\mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) - (\mathbb{E}(Y))^2.$$

**Def. 4.8.3.**  $m_k = \mathbb{E}(X^k) - k$ -й момент.

 $\mathbb{E}(|X|^k)$  – k-й абсолютный момент.

 $M_k = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))^k$  – центральный момент.

**Def. 4.8.4.** 
$$cov(X,Y) = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y))$$
  
 $cov(X,Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X) \cdot \mathbb{E}(Y)$ 

Замечание 4.8.5. 
$$cov(X + Z, Y) + cov(X, Y) + cov(Z, Y)$$
  
 $cov(X, Y + Z) = cov(X, Y) + cov(X, Z)$ 

**Def. 4.8.6.** Коэффициент корелляции случайных величин X и Y

$$\rho(X,Y) = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sqrt{\mathbb{D}(X) \cdot \mathbb{D}(Y)}}$$

Свойства:

1. 
$$\rho(aX + b, cY + d) = \operatorname{sign}(ac)\rho(X, Y)$$

# 4.9. Производящие функции

**Def. 4.9.1.** Пусть X – случайная величина, принимающая значения  $Z_+$  с вероятностями  $p_0, p_1, ...$ 

Paccмотрим функцию  $\psi(z)=\sum_{k=1}^{\infty}z^kp_k=\mathbb{E}(z^X), |z|\leqslant 1, z\in\mathbb{C}.$  Заметим, что

1. 
$$|\psi(z)| = |\sum_{k=1}^{\infty} z^k p_k| \leqslant \sum_{k=1}^{\infty} |z^k| p_k \leqslant \sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$$

2. 
$$p_n = \frac{1}{n!} \cdot \frac{d^n}{dz^n} \psi(z)|_{z=0}$$

3. 
$$\frac{d^n}{dz^n}\psi(z)|_{z=1} = \mathbb{E}(X(X-1)...(X-n+1))$$

Доказательство. 
$$\frac{d^n}{dz^n}\psi(z)=\sum_{k=n}^{\infty}k(k-1)...(k-n+1)\cdot z^{k-n}p_k$$
  $\mathbb{D}(X)=\mathbb{E}(X^2)-(\mathbb{E}(X))^2=\mathbb{E}(X(X-1))+\mathbb{E}(X)-(\mathbb{E}(X))^2.$  Заметим, что  $\mathbb{E}(X)=\psi'(z),\mathbb{E}(X(X-1))=\psi''(z)$ 

Пример 4.9.2. 
$$\psi = \frac{1}{4}(1+z)^2 = \frac{1}{4} + \frac{1}{2}z + \frac{1}{4}z^2$$

#### 4.10. Характеристические функции

**Def. 4.10.1.**  $\varphi(t) = \mathbb{E}(e^{itX})$ . Для дискретной случайной величины:

$$\varphi(t) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itX} p_k$$

Свойства:

- 1.  $\varphi_{aX+b}(t) = e^{itb} \cdot \varphi_X(at)$
- 2.  $\varphi_{X+Y}(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t)$
- 3.  $\mathbb{E}(X^k) = (-i)^k \frac{d^k}{dt^k} \cdot \varphi(t)|_{t=0}$

#### 4.11. Нормальное распределение

$$P(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{(X-a)^2}{\sigma^2}\right)$$

**Def. 4.11.1.**  $N(a, \sigma^2)$  – нормальное распредение. N(0, 1) – стандартное нормальное распределение.

$$\varphi(t) = \exp\left(-ita - \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right), \mathbb{E}(X) = a, \mathbb{D}(X) = \sigma^2$$

Замечание 4.11.2.  $P(|X-a| < 3\sigma) = \Phi(3) \sim 0.997$ 

 $\underline{\mathbf{Lm}}$  **4.11.3.** Пусть X – неотрицательная случайная величина. Тогда

$$\forall \varepsilon > 0 \ P(X \geqslant \varepsilon) \leqslant \frac{\mathbb{E}(X)}{\varepsilon}$$

Доказательство.  $1_{[0,\varepsilon)}(X)+1_{[\varepsilon,+\infty)}(X)=1$ , где  $1_{[a,b)}(x)=\begin{cases} 1,x\in[a,b)\\ 0,x\notin[a,b) \end{cases}$   $X\cdot 1_{[\varepsilon,+\infty)}\geqslant\varepsilon\cdot 1_{[\varepsilon,+\infty)}(X)$ 

$$\mathbb{E}(X \cdot 1_{[\varepsilon, +infty)}(X)) \geqslant \varepsilon \mathbb{E}(1_{[\varepsilon, +\infty)}(X))$$

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(X(1_{[0,\varepsilon)}(X) + 1_{[\varepsilon,+\infty)}(X)) = \mathbb{E}(X \cdot 1_{[0,\varepsilon)}(X)) + \mathbb{E}(X \cdot 1_{[\varepsilon,+\infty)}(X)) \geqslant$$
$$\geqslant \mathbb{E}(X \cdot 1_{[\varepsilon,+\infty)}(X)) \geqslant \varepsilon \mathbb{E}(1_{[\varepsilon,+\infty)}(X)) = \varepsilon P(X \geqslant \varepsilon)$$

**Теорема 4.11.4** (Неравенство Чебышева).  $\forall Y$  – случайная величина с конечным вторым моментом. Тогда

$$\forall \delta \ P(|Y - EY| \geqslant \delta) \leqslant \frac{DY}{\delta^2}$$

Доказательство. Рассмотрим  $X = |Y - EY|^2, \varepsilon = \delta^2$ 

$$P(|Y - EY| \ge \delta) = P(|Y - EY|^2 \ge \delta^2) \le \frac{\mathbb{E}(Y - EY)^2}{\delta^2} = \frac{DY}{\delta^2}$$

Замечание 4.11.5.  $P(|\sum_{i=0}^{n} K_i - \sum_{i=0}^{n} \mathbb{E} X_i| \geqslant \delta) \leqslant \frac{1}{\delta} \sum_{i=0}^{n} \mathbb{D} X_i$ 

**Def. 4.11.6.** Пусть  $X_1, X_2, ..., X_n, ...$  – последовательность случайных величин. Тогда  $X_n \xrightarrow{n \to a} X$  если  $\mathbb{E}(X_n - X)^2 \to 0$  – сходимость среднеквадратичная.

**Def. 4.11.7.**  $X_n \xrightarrow{P} X$ , если  $P(|X_n - X| \ge \mathbb{E}) \to 0$  – сходимость по вероятности.

**Def. 4.11.8.**  $X_n \xrightarrow[noчmu\ nasephoe]{} X$ , если  $P(\omega: X_n(\omega) \to X(\omega)) = 1 - сходимость "почти наверное".$ 

**Теорема 4.11.9** (Закон Больших Чисел).  $X_1, ... X_n, ... -$  последовательность одинаково распределенных независимых случайных величин. Пусть  $m = EX_i, DX_i < +\infty$ . Тогда

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow[n \to \infty]{} m$$

Доказательство. Среднекватратичная сходимость:

 $\mathbb{E}\overline{X}_n = \mathbb{E}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n EX_i = \frac{1}{n} \cdot m \cdot n = m$ 

$$\mathbb{E}(\overline{X}_n - m)^2 = \mathbb{D}(\overline{X}_n) = \mathbb{D}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2}\mathbb{D}(\sum_{i=1}^n X_i) = \frac{1}{n^2} \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{D}X_i = \frac{1}{n} \cdot \mathbb{D}(X_i) \to 0$$

Сходимость по вероятности:

$$P(|\overline{X}_n - m)| \geqslant m) = P\left(\left|\sum_{i=1}^n X_i - \sum_{i=1}^n EX_i\right| \geqslant n\varepsilon\right) \leqslant \frac{\sum_{i=1}^n \mathbb{D}X_i}{n^2\varepsilon^2} = \frac{\mathbb{D}X_i}{n\varepsilon^2} \to 0$$

**Теорема 4.11.10** (Центральная предельная теорема).  $\{X_i\}$  — независимые одинаково распределенные случайные величины,  $\mathbb{E} X_i = a, \mathbb{D} X_i, \sigma^2$ . Пусть  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i, F_n(x) = P\left(\frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} < x\right), N(X)$  — стандартное нормальное распределение. Тогда

$$\sup |F_n(x) - N(X)| \xrightarrow[n \to \infty]{} 0$$

T.e.  $S_n \to N(na, n\sigma^2)$ 

# Раздел #5: Ликбез по алгоритмам

Пример 5.0.1.  $n! = \prod_{i=1}^{n} i$ 

```
int res = 1;
for (int i = 1; i <= n; i++, res *= i);</pre>
```

Либо же можно избрать другой подход:

```
int f(int t) {
   if (n > 0)
      return f(n - 1) * n;
   return 1;
}
```

Какой из этих алгоритмов лучше? Очевидно, что оба алгоритма работают за O(n), однако на второй алгоритм требуется больше памяти, а именно O(n) памяти, а первый лишь O(1).

#### 5.1. Полный перебор

**Пример 5.1.1.**  $2x+y=100, x,y\in\mathbb{N}$ . Заметим, что  $1\leqslant x\leqslant 49, 1\leqslant y\leqslant 99$ . Тогда несложно перебрать все варианты:  $\forall (a,b)\in X\times Y$  проверяем, выполняется ли 2a+b=100. Перебор можно было урезать, например, заметив, что y<99, т.к.  $x\geqslant 1\Rightarrow 100-2x\leqslant 98$ . Также, y:2, т.к. 2x:2, 100:2. В конце концов, можно заметить, что y=100-2x, значит  $\overline{X}=\{1,...,99\}, \overline{Y}=\{100-2x\}, |X|=49, |Y|=1$ . Значит достаточно перебирать только  $b\in X$ , что сокращает перебор в 100 раз.

**Def. 5.1.2.** Будем считать перебор **оптимальным**, если множество перебираемых значений по мощности асимптотически равно размеру ответа.

**Пример 5.1.3.** Решето Эратосфена. Хотим найти все простые числа, меньшие n.

# 5.2. Линейные алгоритмы

**Пример 5.2.1.** Дана последовательность  $\{a_0,...,a_{n-1}\}$ . Хотим найти  $i,j:\sum_{k=i}^j a_k$  максимальна.

```
int max_sum = 0;
int cur_sum = 0;
for (int i = 0; i < n; i++) {
    cur_sum += a[i];
    max_sum = max(max_sum, cur_sum);
    if (cur_sum < 0)
        cur_sum = 0;
}</pre>
```

#### 5.3. Разделяй и властвуй

Идея заключается в разделении задачи на несколько подзадач того же типа и в дальнейшем слиянии получившихся результатов.

**Пример 5.3.1** (Сортировка слиянием). Имеется массив, который мы хотим отсортировать. Делим массив пополам и рекурсивно выполняем сортировку в левой и правой половинах. Слияние половинок выполняется несложно. Массив длиной 1 считаем отсортированным. Тогда получается  $\log_2 n$  уровней, на каждом из которых выполняется слияние за O(n), тогда общая асимптотика  $O(n\log n)$ 

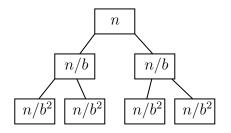
Теорема 5.3.2 (Мастер теорема). Если есть рекуррентное соотношение:

$$T(n) = \begin{cases} a \cdot T\left(\frac{n}{b}\right) + O(n^c), n > 1\\ O(1), n = 1 \end{cases}$$

где n — длина задачи, которая делится на a подзадач длины  $\frac{n}{b}$  за время  $O(n^c)$  Тогда

- 1. Если  $c > \log_b a$ , то  $T(n) = O(n^c)$
- 2. Если  $c = \log_b a$ , то  $T(n) = O(n^c \cdot \log n)$
- 3. Если  $c < \log_b a$ , то  $T(n) = O(n^{\log_b a})$

Доказательство. Рассмотрим дерево рекурсии:



№ слоя	# задач	Размер задач	Накладные расходы
0	1	n/b	$O(n^c)$
1	a	$n/b^2$	$O(n^c)$
	$a^i$	$n/b^i$	$O\left(a^{i}\left(\frac{n}{b^{i}}\right)^{c}\right) = O\left(m^{c}\cdot\left(\frac{a}{b^{c}}\right)^{i}\right)$
$\log_b n$	$a^{\log_b n}$	O(1)	1

Тогда

$$T(n) = \sum_{i=0}^{\log_b n} O\left(n^c \cdot \left(\frac{a}{b^c}\right)^i\right) = O\left(n^c \cdot \sum_{i=0}^{\log_b n} \left(\frac{a}{b^c}\right)^i\right)$$

- 1.  $c>\log_b a$ , т.е.  $\frac{a}{b^c}<1\Rightarrow\sum_{i=0}^{\log_b n}\left(\frac{a}{b^c}\right)^i$  сумма убывающей геометрической прогрессии, т.е. константа. Значит  $T(n)=O(n^c)$
- 2.  $c = \log_b a \Rightarrow T(n) = O\left(n^c \sum_{i=0}^{\log_b n} 1\right) = O(n^c \log n)$
- 3.  $c < \log_b a \Rightarrow$

$$T(n) = O\left(n^c \sum_{i=0}^{\log_b n} \left(\frac{a}{b^c}\right)^i\right) = O\left(n^c \cdot \left(\frac{a}{b^c}\right)^{\log_b n}\right) = O\left(n^c \cdot \frac{a^{\log_b n}}{b^{\log_b n \cdot c}}\right) = O(a^{\log_b n}) = O(n^{\log_b n})$$

Алгоритм 5.3.3 (Алгоритм Карацубы). Рассмотрим числа длины 2n.  $A=(A_1\cdot 10^n+A_2), B=(B_1\cdot 10^n+B_2)$ . Тогда  $A\cdot B=A_1B_1\cdot 10^{2n}+10^n(A_1B_2+A_2B_1)+A_2B_2$ . Обратимся к мастер теореме. a=4,b=2,c=1.  $\log_b a=\log_2 4=2$ . Тогда оценка сложности  $T(n)=O(n^2)$ . Рассмотрим следующую величину:  $\underbrace{(A_1+A_2)\cdot (B_1+B_2)}_{\delta}=\underbrace{A_1B_1}_{\alpha}+\underbrace{A_1B_2+A_2B_1}_{\beta}+\underbrace{A_2B_2}_{\gamma}$ . Тогда  $a=3,b=2,c=1\Rightarrow T(n)=O(n^{\log_2 3})$ 

#### 5.4. Жадные алгоритмы

**Пример 5.4.1.** Пусть имеются монетки номиналом в 1, 2, 5, 10, 50, 100. Каким наименьшим количеством монет можно разменять данную сумму?

$$x = \left(\frac{x}{100}\right) k_1 + \underbrace{x\%100}_{y_1}$$

$$y_1 = \left(\frac{y}{50}\right) k_2 + \underbrace{y_1\%50}_{y_2}$$
...
$$y_5 = \left(\frac{y_4}{1}\right) k_6 + 0$$

# 5.5. Динамическое программирование

**Def. 5.5.1.** Динамическое программирование – способ решений рекуррентных задач с помощью запоминания промежуточных результатов.

**Пример 5.5.2.**  $\varphi_n = \varphi_{n-1} + \varphi_{n-2}, \varphi_0 = \varphi_1 = 1$ . Если решать эту задачу рекурсивно, несколько значений придётся вычислять несколько раз, что неоптимально. Вместо этого можно решать итеративно, запоминая промежуточные результаты:

```
int fib[n];
fib[0] = fib[1] = 1;
for (int i = 2; i < n; i++)
    fib[i] = fib[i - 1] + fib[i - 2]</pre>
```

# Раздел #6: Теория графов

**Def. 6.0.1.** Пусть  $V = \{v_1, v_2, ..., v_n\}, E \subset V \times V$ . (V, E) = G – граф. V – множество вершин, E – множество рёбер.

**Def. 6.0.2.** Myльтиграф – **TODO**.

**Def. 6.0.3.**  $G = (V, E), v_i \in V, e_j = (v_k, v_l) \in E.$   $v_i$  **инцидентно**  $e_j$ , если  $v_k = v_i$  или  $v_l = v_i$ .

**Def. 6.0.4.** Степень вершина - число ребер, ей инцидентных.

Утверждение 6.0.5. Сумма степеней графа – четна.

Доказательство. 
$$\sum_{i=1}^{n} \deg v_i = \deg v_1 + \deg v_2 + \dots + \deg v_n = \sum_{e_i \in E} (1+1) = |E| \cdot 2$$

**Def. 6.0.6.**  $v_i, v_j \in V$ .  $v_i$  смежена  $c \ v_j$ , если  $\exists e_k = (v_i, v_j)$ 

## 6.1. Способы задания графов

1. Матрица смежности.

Очевидно, что для её хранения требуется  $O(|V|^2)$  памяти.

2. Список смежности.

$$v_1: \overbrace{v_{11}, v_{12}, \dots}^{\text{смежные c } v_i}$$
  $v_2: v_{21}, v_{22}, \dots$   $\vdots$   $v_n: v_{n1}, v_{n2}, \dots$ 

Поскольку мы храним все ребра, то нужно O(|E|) памяти.

- 3. Список ребер.
- 4. Матрица инцидентности. Матрица размера  $|V|\cdot|E|$  :

	$e_1$	$e_2$	 $e_m$	
$v_1$				$\int 0, v_i$ не инцидентно $e_j$
$v_2$				$I=MI, MI_{i,j}= egin{cases} 0, v_i &  ext{не инцидентно } 0, \ 1,  ext{иначе} \end{cases}$
$v_n$				

## 6.2. Пути в графе

**Def. 6.2.1.** Пусть в графе – последовательность вершин  $u_1, u_2, ...u_k : \forall 2 \le i \le k \to (u_{i-1}, u_i) \in E$ 

Простой путь – путь, в котором вершины не повторяются.

**Def. 6.2.2.** Наличие пути между двумя вершинами – отношение эквивалентности  $\Rightarrow$  вершины разбиваются на классы эквивалентности – компоненты связности

**Def. 6.2.3.** Цикл в графе – последовательность вершин 
$$u_1, ..., u_k : \begin{cases} \forall i \to (u_{i-1}, u_i) \in E \\ (u_k, u_1) \in E \end{cases}$$

**Def. 6.2.4.** Простой цикл – цикл без повторяющихся ребер.

**Def. 6.2.5.** *Echu*  $V_1 \subset V, E_1 \subset E, H = (V_1, E_1) - \epsilon pa\phi, moeda H - nodepa\phi G.$ 

**Def. 6.2.6.** H – остовный подграф G, если  $V_1 = V$ 

**Def. 6.2.7.** H – индуцированный подграф G, если  $\forall x, y \in V_1((x, y) \in E \Rightarrow (x, y) \in E_1)$