На этом семинаре мы рассмотрим модели, формализующие случайность в теории сложности.

Вероятностые классы сложности

Вероятностная машина Тьюринга (ВМТ) представляет собой обычную МТ, которой в некоторых состояниях разрешено совершать переходы в зависимости от бросания монеты. В отличие от HМТ, можно довольно легко представить практическую реализацию такой конструкции. Как и в случае НМТ, мы можем избавиться от всякого индетерминизма, если будем считать, что кто-то уже совершил все броски монеты заранее и любезно предоставил нам слово r из случайных бит.

Определение 1. Язык L принимается BMT в слабом смысле (стандарт Монте-Карло) если для любого $x \in \Sigma^*$ вероятность получения ошибочного ответа на вопрос $x \in \Sigma^*$ вероятность получения ошибочного ответа на вопрос $x \in \Sigma^*$ не больше 1/3.

Определение 2. Язык L принимается BMT в сильном смысле (стандарт Лас-Вегас) если для любого $x \in \Sigma^*$ вероятность получения ошибочного ответа на вопрос $x \in L$ равна 0.

Определение 3. Языки, принимаемые BMT в слабом смысле за полиномиальное в среднем время образуют класс **BPP** (bounded-error probabilistic polynomial).

$$L \in \mathbf{BPP} \iff \exists \mathcal{A}(\cdot,\cdot), \exists c \in \mathbb{N} : \forall w \in \Sigma^* \hookrightarrow \underset{r}{\mathbb{E}} T_{\mathcal{A}}(w,r) = O(|w|^c) \ u \ \underset{r}{\mathbb{P}} (\mathcal{A}(w,r) = L(w)) \geq 2/3$$

Определение 4. Языки, принимаемые BMT в сильном смысле за полиномиальное в среднем время образуют класс \mathbf{ZPP} (zero-error probabilistic polynomial).

$$L \in \mathbf{ZPP} \iff \exists \mathcal{A}(\cdot,\cdot), \exists c \in \mathbb{N} : \forall w \in \Sigma^* \hookrightarrow \underset{r}{\mathbb{E}} T_{\mathcal{A}}(w,r) = O(|w|^c) \ u \ \underset{r}{\mathbb{P}} (\mathcal{A}(w,r) = L(w)) = 1$$

Определение 5. Языки, для которых можно построить BMT, которая за полиномиальное в среднем время принимает каждое слово из языка с вероятностью не меньше 1/2 и отвергает любое слово, не входящее в язык, образуют промежуточный класс \mathbf{RP} (randomized polynomial).

$$L \in \mathbf{RP} \iff \exists \mathcal{A}(\cdot, \cdot), \exists c \in \mathbb{N} : \forall w \in \Sigma^* \hookrightarrow \mathbb{E}T_{\mathcal{A}}(w, r) = O(|w|^c) \ u \ \mathbb{P}(\mathcal{A}(w, r) = L(w)) \geq (1/2)^{L(w)}$$

Про эти классы известно, что они вложены следующим образом:

$$P\subset ZPP\subset RP\subset BPP$$

- 1. (16) Покажите, что $RP \cap co RP = ZPP$.
- 2. (26) Покажите, что класс ВРР не изменится если:
 - 1. В определении константу 1/3 заменить на ε такой что $0 < \varepsilon < 1/2$.
 - 2. Полиномиальное в среднем число шагов заменить на полиномиальное число шагов.
- **3.** (46) Рассмотрим числа $p, q \in \mathbb{Q} \cap (0, 1)$. Имеется генератор случайных чисел, который выдаёт 1 с вероятностью p и 0 с вероятностью 1-p. Предложите алгоритм, который, используя данный генератор, будет возвращать 1 с вероятностью q и 0 с вероятностью 1-q для:
 - 1. p = 1/2, q = 1/3. Алгоритм должен работать за O(1) в среднем.
 - 2. p = 1/3, q = 1/2. Алгоритм должен работать за O(1) в среднем.
 - 3. p = a/b, q = c/d. Алгоритм должен работать за $O(\log abcd)$ в среднем.

Пример 1. Одной из известных задач, лежащих в классе **BPP**, о принадлежности классу **P** которой ничего известно не было, была задача проверки числа на простоту. Для этой задачи существовало множество полиномиальных тестов, таких как тест Миллера-Рабина, но только в 2002 году появился детерминированный полиномиальный алгоритм AKS, предложенный индийскими математиками Agrawal, Kayan и Saxena.

Пример 2. Пусть $f(x_1, \ldots, x_n)$ – полиномиальное выражение с n переменными. Нужно проверить, что это выражение является тождественным нулём. Например, $x^2 - y^2 + (y - x)(x - y)$ – тождественный нуль, а $x^2 + y^2$ – нет. Вероятностное решение – подставить произвольный набор x_1, \ldots, x_n и проверить, что получился нуль показывает, что язык таких выражений лежит в $\mathbf{co} - \mathbf{RP}$, что обосновывается следующей леммой:

Вероятностная проверка равенств

Лемма 1 (Шварца-Зиппеля). Пусть $f(x_1, \ldots, x_n)$ – не равный тождественно нулю многочлен степени не выше k и пусть случайные величины ξ_1, \ldots, ξ_n независимо и равномерно распределены на [0, N). Тогда $\mathbb{P}(f(\xi_1, \ldots, \xi_n) = 0) \leq \frac{kn}{N}$.

Доказательство. Утверждение верно для n=1, так как нетривиальный многочлен степени n имеет не больше n корней. Пусть n>1, разложим многочлен по x_1 :

$$f(x_1,\ldots,x_n) = f_0 + f_1x_1 + f_2x_1^2 + \cdots + f_tx_1^t$$

Многочлены f_0, \ldots, f_t не зависят от x_1 , а f_t не равен нулю тождественно. Поэтому:

$$\mathbb{P}(f=0) = \mathbb{P}(f=0|f_t=0)\mathbb{P}(f_t=0) + \mathbb{P}(f=0|f_t\neq 0)\mathbb{P}(f_t\neq 0) \leq \mathbb{P}(f_t=0) + \mathbb{P}(f=0|f_t\neq 0)$$

По индукции $\mathbb{P}(f_t=0)$ не больше $\frac{t(n-1)}{N}$, а $\mathbb{P}(f=0|f_t\neq 0)$ не больше $\frac{t}{N}$, так как в каждом рассматриваемом элементарном исходе f будет нетривиальным многочленом от x_1 и применим случай n=1. Итого получаем оценку в $\frac{tn}{N} \leq \frac{kn}{N}$.

Пример 3. Рассмотрим матричное равенство C = AB. Научимся рандомизированно проверять его. Пусть x — случайный n-мерный вектор c компонентами из $\mathbb{Z} \cap [0,N)$. Для проверки равенства сравним векторы A(Bx) и Cx. Это можно сделать за $O(n^2)$ арифметических операций над числами, длина записи которых составляет $O(\log nh)$, где n — порядок матрицы, n — размер наибольшего из чисел в матрице. Если равенство не выполнено, то сигнализируем об ошибке, в противном случае либо оно верно, либо мы подобрали плохой вектор x.

- 4. (46) Рассмотрим этот пример подробнее.
 - 1. Принадлежность к какому классу сложности показывает описанный алгоритм?
 - 2. Оцените вероятность того, что равенство не выполнено в случае A(Bx) = Cx.
 - 3. Каким нужно выбрать N, чтобы гарантировать вероятность ошибки меньше p?
 - 4. Тот же вопрос если можно провести проверку несколько раз и нужно минимизировать общую *битовую* сложность вычислений, сохранив ограничение вероятности в *p*.

Пример 4. Рассмотрим двудольный граф, в каждой доле которого по п вершин. Научимся рандомизированно проверять, есть ли в нём полное паросочетание. Сопоставим этому графу матрицу, такую что a_{ij} равно 1 если между вершиной і первой доли и вершиной ј второй доли есть ребро и 0 в противном случае. Такая матрица называется матрицей Эдмондса. Её перманент матрицы равен количеству полных паросочетаний в графе. Но задача вычисления перманента очень сложна, она является $\#\mathbf{P}$ -полной¹.

Тем не менее если нам нужно только проверить, что перманент не равен 0 мы можем использовать следующий подход: Заменим a_{ij} равные единице на независимые переменные x_{ij} , а остальные оставим нулями. Тогда перманент матрицы равен нулю тогда и только тогда когда определитель матрицы как многочлен от x_{ij} равен 0 тождественно. Поэтому мы можем подставлять вместо x_{ij} случайные числа из $\mathbb{Z} \cap [0,N)$ и считать многочлен в этих точках.

 $^{^1}$ Класс #**P** образуют перечислительные задачи, ассоциированные с задачами класса **NP**. Например, "сколько в графе есть различных гамильтоновых путей?". Формально можно сказать, что если $\mathcal{A}(\cdot,\cdot)$ – верификатор для задачи из **NP**, то порождаемая им задача в классе #**P** формулируется как "сколько существует слов s для данного слова w таких что $\mathcal{A}(w,s)=1$?". В отличие от рассматриваемых нами классов это класс функциональных задач.

- 5. (6б) Рассмотрим этот пример подробнее.
 - 1. Докажите, что перманент равен $0 \iff$ детерминант как многочлен от x_{ij} равен 0.
 - 2. Оцените вероятность ошибки алгоритма и битовую сложность его работы.
 - 3. Предложите полиномиальный в среднем алгоритм, который не только проверит, есть ли полное паросочетание в графе, но и найдёт его в случае положительного ответа.
- **1*.** (36) Предложите рандомизированный полиномиальный алгоритм проверки того, что во взвешенном двудольном графе есть полное паросочетание, вес которого делится на заданное число k = const.

Тест Ферма

Напомним следующее утверждение, называемое малой теоремой Ферма:

Лемма 2. Пусть p – простое число, тогда для любого целого числа $a \in [1; m)$ верно:

$$a^{p-1} \equiv 1 \pmod{p}$$

Из этой теоремы естественным будет предложить следующий тест – возьмём произвольное число a от 1 до m-1 и проверим, что $a^{m-1} \equiv 1 \pmod m$. Эффективность такого теста можно оценить следующим утверждением:

Пемма 3. Пусть есть хотя бы одно b взаимно простое c m такое что $b^{m-1} \not\equiv 1 \pmod{m}$. Тогда хотя бы половина чисел от 1 до m-1 обладают этим свойством.

6. (26) Докажите это.

Этот результат значит, что на большинстве составных чисел один запуск теста Ферма покажет, что число составное с вероятностью хотя бы 50%, то есть, 10 безрезультатных запусков дало бы гарантию в $\approx 99.94\%$, что число действительно простое.

К сожалению, это утверждение верно только если хотя бы одно такое число b есть, на деле же существуют так называемые *числа Кармайкла*, являющиеся составными, но для всех взаимно простых с ними числами выполнена теорема Ферма. Наименьшее из чисел Кармайкла – 561.

2*. (16) Покажите, что чисел Кармайкла бесконечно много.

Тест Миллера-Рабина

К счастью, теорему Ферма можно усилить до следующего утверждения:

Пемма 4. Пусть m – простое число и $m-1=2^sd$, где d – нечётно. Тогда для любого целого числа $a \in [1;m)$ выполнено хотя бы одно из следующих условий:

- 1. $a^d \equiv 1 \pmod{m}$
- 2. Существует целое $r \in [0;s)$ такое что $a^{2^rd} \equiv -1 \pmod m$
- **7. (26)** Докажите это.

По теореме Рабина у любого нечётного составного числа n не больше $\frac{\varphi(n)}{4}$ свидетелей простоты (чисел a, для которых выполнены условия леммы). Значит, если мы проверили k чисел и все они оказались свидетелями простоты, то вероятность того, что число на самом деле составное не больше 4^{-k} . Кроме того, для большинства чисел эта оценка будет составлять 8^{-k} . Реализация:

```
1
   bool miller_rabin(int m) {
2
     int s = 0, d = m - 1;
3
     while(d \% 2 == 0) {
4
       s++, d /= 2;
5
6
     int a = 1 + rand() % (m - 1);
7
     int x = powmod(a, d, m);
8
     if(x == 1) {
9
       return true;
10
     for(int r = 0; r < s; r++) {
11
12
       if(x == m - 1) {
13
         return true;
14
15
       x = x * x % m;
16
17
     return false;
18
```

Одна итерация теста требует $\log m$ умножений, соответственно время работы одной итерации на стандартных типах данных будет равно $O(\log m)$, а на длинных числах $O\left(\frac{\log^3 m}{\log\log m}\right)$ в случае умножения "в столбик" или $O\left(\log^2 m\right)$ в случае использования быстрого преобразования Фурье.

3*. (26) Докажите теорему Рабина. Оценка в $\frac{\varphi(n)}{2}$ оценивается в 1 балл.

Рандомизированная факторизации

Прежде, чем говорить о факторизацию рассмотрим, казалось бы, не связанную с ней задачу.

Нахождение цикла

Рассмотрим функцию f(x), отображающую конечное множество в себя и последовательность чисел $x_0 = \text{const}, \ x_k = f(x_{k-1})$. В какой-то момент найдутся i и j такие что $x_i = x_j$ после чего числа будет повторяться с периодом |i-j|. Нужно найти период этой последовательности.

Для этого можно использовать метод двух указателей, при этом первый будет идти с шагом 1, а второй – с шагом 2. Таким образом, на каждом шаге мы будем сравнивать элементы x_i и x_{2i} расстояние между которыми будет на каждом шаге увеличиваться на единицу. В какой-то момент мы обнаружим, что $x_i = x_{2i}$, что будет означать, что настоящий период является делителем i.

ρ -метод Полларда

Пусть мы хотим факторизовать число m=pq, где p – некоторый нетривиальный делитель n. Рассмотрим некоторый многочлен g(x), с помощью которого генерируется псевдослучайная последовательность: $x_0={\rm const},\ x_k\equiv g(x_{k-1})\pmod m$. Помимо данной последовательности будем рассматривать последовательность $y_k\equiv x_k\pmod p$, которую мы не можем считать в явном виде, так как не знаем p. Тем не менее, обе последовательности будут периодическими (возможно, с предпериодом) в силу конечности множеств значений x_k и y_k .

Так как мы считаем последовательность псевдослучайной, согласно парадоксу дней рождения первое повторение в x_k случится когда у нас будет $O(\sqrt{m})$, а в y_k – ещё раньше, на индексах порядка $O(\sqrt{p})$. Когда же последовательность y_k зациклится мы, хоть и не будем в точности знать её, сможем это определить – если $y_i \equiv y_j \pmod{p}$, то $x_i - x_j \equiv y_i - y_j \equiv 0 \pmod{p}$, то есть, число $x_i - x_j$ будет делиться на p, но не на m, так как последнее значило бы, что в x_k уже случилось повторение, которое ожидается значительно позже. Из этого следует, что посчитав

 $\gcd(x_i-x_j,m)$ мы найдём некоторое число p', которое делит m и делится на p. Найдя его, мы можем рекурсивно запуститься от p' и m/p', чтобы найти все простые делители m. Само же повторение можно искать описанным выше алгоритмом. Реализация:

```
1
  int g(int x, int m) {
2
       return (x * x + 1) % m;
3
  }
4
   int rho(int m) {
       int x = 1 + rand() \% (m - 1), y = x, d = 1;
6
7
       do {
8
           x = g(x, m);
9
           y = g(g(y, m), m);
10
           d = gcd(abs(x - y), m);
       } while(d == 1);
11
12
       return d;
13 }
```

Обратите внимание, что описанные выше рассуждения предполагают, что числа \sqrt{m} и \sqrt{p} заметно отличаются, значит, подаваемые на вход алгоритму числа должны быть достаточно большими. В противном случае последовательность x_k может зациклиться одновременно с y_k , что будет означать неудачу для нас (мы вернём d=m). Рекомендуется также предварительно проверить число на наличие сравнительно небольших делителей. Если алгоритм все равно потерпел неудачу, стоит попробовать запустить его ещё раз с другим x_0 или другим g(x).

Алгоритм работает до первого повторения в последовательности y_k , что в нашей вероятностной трактовке значит $O(\sqrt{p})$, где p – наименьший простой делитель m, что эквивалентно $O(m^{1/4})$.

8. (46) Считая x_k последовательностью независимо и равномерно распределённых случайных величин из $\mathbb{Z} \cap [0, m)$, найдите вероятность неудачи ρ -метода на составном числе m.