## Алгоритмы и модели вычислений. Домашнее задание № 8

Задача 1. Подбрасываем «честную» монету 10 раз. Подсчитайте вероятности следующих событий:

- 1. (1/6 балла) число выпавших «орлов» равно числу «решек»;
- 2. (1/6 балла) выпало больше «орлов» чем «решек»;
- 3. (1/6 балла) при  $i=1,\ldots,5$  одинаковы результаты i-го и 11-i-го бросаний;
- 4. (1/2 балла) «орел» выпал не менее четырех раз подряд.

**Решение.** Будем задавать последовательности бросков последовательностями из 0 и 1, причём число 1 на i-м месте будет означать, что на i-м броске монетки выпал «орёл» (соответственно, 0 — что «решка»).

- 1. Количество таких последовательностей из 10 элементов, в которых ровно 5 единиц, равняется  $C_{10}^5$ , всего же последовательностей из 10 элементов  $2^{10}$ . Таким образом, вероятность того, что число выпавших «орлов» равно числу «решек», равняется  $\frac{C_{10}^5}{2^{10}}$
- 2. Аналогично предыдущему пункту, только вместо ситуации с 5 единицами смотрим на количество последовательностей с 6, 7, 8, 9, 10: таких  $C_{10}^6$ ,  $C_{10}^7$ ,  $C_{10}^8$ ,  $C_{10}^9$ ,  $C_{10}^{10}$  соответственно. Таким образом, вероятность того, что число выпавших «орлов» больше числа «решек», равняется  $\frac{C_{10}^6 + C_{10}^7 + C_{10}^8 + C_{10}^9 + C_{10}^{10}}{2^{10}}.$
- 3. Количество таких последовательностей из 10 элементов, в которых при  $i=1,\dots,5$  элементы i и 11-i совпадают, равняется  $2^5-$  для каждой из пар выбирается 0 или 1. Таким образом, вероятность того, что при  $i=1,\dots,5$  одинаковы результаты i-го и 11-i-го бросаний равняется  $\frac{2^5}{2^{10}}=\frac{1}{2^5}=\frac{1}{32}$
- 4. Рассмотрим последовательности, в которых есть не менее 4x единиц подряд: будем искать ряд 1111 и смотреть на его вхождение: если последовательность начинается с этого ряда, то оставшиеся элементы выбираются  $2^6$  способами. Если последовательность не начинается с этого ряда, то имеем 6 позиций его поставить и  $2^5$  способов выбрать остальные элементы. То есть итого получаем  $2^6+6\cdot 2^5$  таких последовательностей. Однако надо заметить, что они пересекаются: последовательности 1111011110, 1111011111 и 1111001111, 11111011111 учитываются как в первом, так и во втором слагаемом нашей суммы; последовательность 0111101111 учитывается дважды во втором слагаемом. Таким образом всего искомых последовательностей  $2^6+6\cdot 2^5-5=64+6\cdot 32-5=251$ . И тогда вероятность того, что «орел» выпал не менее четырех раз подряд равняется  $\frac{251}{2^{10}}=\frac{251}{1024}$ .

- **Задача** 2. 1. Вычислите условную вероятность, что при бросаний двух игральных костей на первой выпало шесть, если сумма равна семи.
  - 2. При двух бросках игральной кости выпало  $X_1$  и  $X_2$ , соответственно. Вычислите  $\mathbb{E}\{\max\{X_1,X_2\}\}+\mathbb{E}\{\min\{X_1,X_2\}\}$ .
  - 3. Покажите, что из попарной независимости случайных величин не следует независимость в совокупности. Приведите контрпример.
  - 4. Независимы ли события: «при броске кубика выпало четное число» и «при броске кубика выпало число, кратное трём»?
  - 5. Найти вероятность, что случайно выбранный граф на n вершинах является простым циклом; найти её предел при  $n \to \infty$ .

**Решение**. 1. 
$$\mathbb{P}\left\{A|B\right\} = \frac{\mathbb{P}\left\{A\cap B\right\}}{\mathbb{P}\left\{B\right\}} = \frac{\mathbb{P}\left\{\text{на 1й кости выпало 6, сумма равна 7}\right\}}{\mathbb{P}\left\{\text{сумма равна 7}\right\}};$$

$$\frac{\mathbb{P}\left\{\text{на 1й кости выпало 6, сумма равна 7}\right\}}{\mathbb{P}\left\{\text{сумма равна 7}\right\}} = \frac{\#\{\text{на 1й кости выпало 6, сумма равна 7}\}}{\#\{\text{сумма равна 7}\}}$$

 $\#\{$ на 1й кости выпало 6, сумма равна  $7\}=1$  (на 1й выпадает 6, на 2й 1);

 $\#\{\text{сумма равна 7}\}=6$  (возможны варианты 1-6, 2-5, 3-4, 4-3, 5-2, 6-1).

Таким образом, искомая вероятность  $\mathbb{P}\left\{A|B\right\} = \frac{1}{6}$ 

2. Так как матожидание линейно, то

$$\mathbb{E}\left\{\max\{X_1, X_2\}\right\} + \mathbb{E}\left\{\min\{X_1, X_2\}\right\} = \mathbb{E}\left\{\max\{X_1, X_2\} + \min\{X_1, X_2\}\right\} = \mathbb{E}\left\{X_1 + X_2\right\} = 2\mathbb{E}\left\{X_1\right\} = 2 \cdot \left(\frac{1}{6} \cdot (1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6)\right) = 2 \cdot 3.5 = 7$$

3. Возьмём монетку, на которой выпадает либо 0, либо 1 (причём с одинаковой вероятностью), бросим её 2 раза. Тогда пространство исходов  $\Omega = \{w_1, w_2, w_3, w_4\} = \{00, 01, 10, 11\}, \mathbb{P}\{w_i\} = \frac{1}{4} \ \forall i \in \{1, 2, 3, 4\}.$  Случайные величины  $\xi, \eta$  определим как  $\xi(w_i) = w_i[0]; \eta(w_i) = w_i[1]$  (такая запись тут подразумевает, что  $\xi$  равняется первой цифре исхода, а  $\eta$  — второй). А случайную величину  $\zeta$  как  $\zeta(w_i) = (\xi(w_i) \equiv \eta(w_i))$ , то есть  $\zeta$  показывает, выпали ла ли монетка дважды одной и той же стороной.

Тогда эти случайные величины попарно независимы: рассматриваем события

$$A = \xi^{-1}(0) = \{w_1, w_2\}; B = \xi^{-1}(1) = \{w_3, w_4\}; C = \eta^{-1}(0) = \{w_1, w_3\}; D = \eta^{-1}(1) = \{w_2, w_4\}; E = \zeta^{-1}(0) = \{w_2, w_3\}; F = \zeta^{-1}(1) = \{w_1, w_4\}$$

$$\frac{1}{2} = \mathbb{P}\{A\} = \mathbb{P}\{B\} = \mathbb{P}\{C\} = \mathbb{P}\{D\} = \mathbb{P}\{E\} = \mathbb{P}\{F\}$$

$$\frac{1}{4} = \mathbb{P}\{A \cap C\} = \mathbb{P}\{A \cap D\} = \mathbb{P}\{A \cap E\} = \mathbb{P}\{A \cap F\} = \mathbb{P}\{B \cap C\} = \mathbb{P}\{B \cap D\} = \mathbb{P}\{B \cap E\} = \mathbb{P}\{B \cap F\} = \mathbb{P}\{C \cap E\} = \mathbb{P}\{D \cap E\} = \mathbb{P}\{D \cap F\}$$

$$\frac{1}{4} = \mathbb{P}\{A\} \cdot \mathbb{P}\{C\} = \mathbb{P}\{A\} \cdot \mathbb{P}\{D\} = \dots = \mathbb{P}\{D\} \cdot \mathbb{P}\{F\}$$

Таким образом случайные величины  $\xi, \eta, \zeta$  действительно являются попарно независимыми. Покажем, что, однако, они не являются независимыми в совокупности:

$$\mathbb{P}\left\{A\cap C\cap E\right\} = \mathbb{P}\left\{\varnothing\right\} = 0 \neq \frac{1}{8} = \mathbb{P}\left\{A\right\} \cdot \mathbb{P}\left\{C\right\} \cdot \mathbb{P}\left\{E\right\}$$

4. Пусть A= «при броске кубика выпало четное число», B= «при броске кубика выпало число, кратное трём». Тогда  $A=\{w_2,w_4,w_6\}, B=\{w_3,w_6\}.$ 

$$\mathbb{P}\{A \cap B\} = \mathbb{P}\{\{w_6\}\} = \frac{1}{6} = \frac{3}{6} \cdot \frac{2}{6} = \mathbb{P}\{A\} \cdot \mathbb{P}\{B\} \Rightarrow \text{события } A, B \text{ действительно }$$
 независимы.

5. Всего последовательностей из n вершин n!, но при этом есть n циклических сдвигов (и соответствующие им простые циклы совпадают) и также при ревёрсе последовательности простой цикл тоже не меняется. Таким образом мы должны разделить n! на 2n и, итого получим, что есть всего  $\frac{(n-1)!}{2}$  простых циклов на n вершинах.

Всего различных рёбер в графе на n вершинах  $C_n^2 = \frac{n(n-1)}{2} \Rightarrow$  всего различных графов на n вершинах  $2^{\frac{n(n-1)}{2}}$  (для каждой пары вершин мы выбираем, проводить ребро или нет).

Таким образом, вероятность того, что случайно выбранный граф на n вершинах является простым циклом есть  $\frac{(n-1)!}{2^{\frac{n(n-1)}{2}+1}} \longrightarrow 0$  при  $n \to \infty$ .

 $\it Sadaчa$  3. (ВТФ) Две урны содержат одинаковое количество шаров. Шары окрашены в белый и черный цвета. Из каждой урны вынимают по  $\it n$  шаров с возвращением, где  $\it n \geqslant 3$ . Найдите  $\it n$  и «состав» каждой урны, если вероятность того, что все шары, взятые из первой урны, белые, равна вероятности того, что все шары, взятые из второй урны, либо белые, либо черные.

**Решение**. Пусть  $b_1, b_2$  — количество белых шаров в 1й и 2й урнах соответственно, m — количество шаров в каждой из урн (одинаково по условию). Тогда  $p_1 = \frac{b_1}{m}, p_2 = \frac{b_2}{m}$  — вероятности вытащить белый шар из 1й и 2й урн соответственно.

Тогда:  $\mathbb{P}\left\{ \text{Все шары, вынутые из 1й урны белые} \right\} = \mathbb{P}\left\{ A \right\} = p_1^n$ 

 $\mathbb{P}\left\{\Pi$ ибо все шары, вынутые из 2й урны белые, либо все чёрные $\right\} = \mathbb{P}\left\{B\right\} = p_2^n + (1-p_2)^n$  По условию  $\mathbb{P}\left\{A\right\} = \mathbb{P}\left\{B\right\} \Rightarrow \left(\frac{b_1}{m}\right)^n = \left(\frac{b_2}{m}\right)^n + \left(\frac{m-b_2}{m}\right)^n$ 

Таким образом получаем уравнение  $b_1^n = b_2^n + (m-b_2)^n, n \geqslant 3$  — неразрешимо в ненулевых целых числах по Великой теореме Ферма  $\Rightarrow$  по крайней мере одно из чисел обращается в 0. Заметим, что  $b_2^n + (m-b_2)^n > 0$ , так как  $m \geqslant b_2^n, m \neq 0$ , то есть  $b_1 \neq 0$  и остаются лишь 2 возможных варианта:

- $b_2 = 0 \Rightarrow b_1 = m$ , при этом n любое (то есть первая урна состоит полностью из белых шаров, а вторая полностью из чёрных).
- $(m b_2) = 0 \Rightarrow b_2 = m, b_1 = m$ , при этом n любое (то есть первая урна состоит полностью из белых шаров, равно как и вторая; чёрных шаров в урнах нет в принципе).

Задача 4. Симметричную монетку бросают неограниченное число раз. Какая из последовательностей встретится раньше с большей вероятностью: POP или PPO?

**Решение.** Рассмотрим последовательность в алфавите  $\Sigma = \{P,O\}$  и найдём, какая из подпоследовательностей u = POP или v = PPO встречается первой с большей вероятностью. u[1] = v[1] = P, обе подпоследовательности начинаются с P, поэтому не будем обращать внимание на ведущие O и обратимся к первому вхождению P: после него в u осталось добрать OP, в v = PO, рассмотрим следующий символ последовательности.

С вероятностью  $\frac{1}{2}$  это Р. Заметим, что в этом случае уже можно сказать, что v встретится раньше: в u осталось добрать ОР, в v — О, то есть если следующим входит О, то v уже встретилась раньше, а иначе мы остаёмся в ровно этой же позиции. Таким образом, выход из этого случая ровно один — v = PPO встретится раньше.

Таким образом мы уже поняли, что v встречается раньше с вероятностью  $\geqslant \frac{1}{2}$ , а тогда u встречается раньше с вероятностью  $\leqslant \frac{1}{2}$ . Предъявим последовательность, которая не удовлетворяет предыдущему пункту, но после которой всё равно v снова встретится раньше и таким образом докажем, что вероятность v встретиться раньше строго больше, нежели у u. Выпадает О (чтобы не попасть под условия первого пункта), после чего в u осталось добрать P, в v-PPO, но тогда возьмём ещё О (тем самым в u и v снова надо добрать начальные POP и PPO), после чего просто берём PPO и получаем, что v снова встретилось раньше. Таким образом мы получили, что v встречается раньше v с вероятностью v0, то есть последовательность v1, то есть последовательность v2.

- ${\it 3adaua}$  5. 1. Найти мат. ожидание числа простых циклов длины r в случайном графе на n вершинах. Любое из  $C_n^2$  рёбер генерируется независимо от других с вероятностью p.
  - 2. Найти мат. ожидание числа простых циклов длины r в случайной перестановке n элементов в предположении, что все перестановки  $\pi \in S_n$  равновероятны.

**Решение**. 1. Пусть  $\xi$  — искомое матожидание,  $\xi = \sum_{i=1}^{N} \xi_{i}$ , где  $\xi_{i} = 1 \Leftrightarrow i$ -й простой цикл присутствует в графе (иначе  $\xi_{i} = 0$ ).

Так как количество способов выбрать r вершин из n есть  $C_n^r$ , а количество простых циклов на r вершинах было посчитано в задаче номер 2, оно равняется  $\frac{(r-1)!}{2}$ , то  $N=C_n^r\cdot\frac{(r-1)!}{2}$ .

Тогда в силу линейности матожидания  $\mathbb{E}\left\{\xi\right\} = \sum_{i=1}^{N} \mathbb{E}\left\{\xi_{i}\right\} = N \cdot \mathbb{P}\left\{\text{простой цикл был сгенерирован}\right\} = N \cdot p^{r} = C_{n}^{r} \cdot p^{r} \cdot \frac{(r-1)!}{2}.$ 

2. Пусть  $\xi$  — искомое матожидание,  $\xi = \sum_{i=1}^N \xi_i$ , где  $\xi_i = 1 \Leftrightarrow i$ -й простой цикл присутствует в перестановке (иначе  $\xi_i = 0$ ).

Так как количество способов выбрать r элементов из n есть  $C_n^r$ , а количество простых циклов на r элементах равняется (r-1)! (аналогично прошлой задаче, только теперь порядок важен, поэтому мы не делим на 2), тогда  $N = C_n^r \cdot (r-1)! = \frac{n!}{r! \cdot (n-r)!} \cdot (r-1)! = \frac{n!}{r \cdot (n-r)!}$ 

Так как всего перестановок n!, r элементов в цикле фиксируются, то матожидание каждого цикла находится как  $\mathbb{E}\left\{\xi_i\right\} = \frac{(n-r)!}{n!}$ 

Тогда в силу линейности матожидания  $\mathbb{E}\left\{\xi\right\} = \sum_{i=1}^{N} \mathbb{E}\left\{\xi_{i}\right\} = N \cdot \mathbb{E}\left\{\xi_{i}\right\} = \frac{n!}{r \cdot (n-r)!} \cdot \frac{(n-r)!}{n!} = \frac{1}{r}.$ 

- Задача 6. 1. Имеется генератор случайных битов, выдающий 0 и 1 с вероятностью 1/2. Предложите алгоритм, использующий этот генератор и выдающий 0 с вероятностью 1/3 и 1 с вероятностью 2/3. Оцените его время работы в лучшем и в худшем случае.
  - 2. Обратно: из генератора (1/3; 2/3) получите (1/2).
- **Решение.** 1. Прогоним исходный генератор 2 раза, будем интерпретировать его результаты следующим образом:  $00 \longrightarrow 0, 10 \longrightarrow 1, 11 \longrightarrow 1$ , причём значению 01 не будем сопоставлять ничего в таком случае наш алгоритм просто не завершит свою работу (так что время работы неограниченно, в худшем случае алгоритм не останавливается вообще)

Исходный генератор выдавал биты равновероятно, так что значения 00, 10 и 11 также равновероятны, а поэтому наш алгоритм выдаёт 0 с вероятностью 1/3 и 1 с вероятностью 2/3.

В лучшем случае алгоритм работает за 2 прогона нашего исходного генератора.

2. Прогоним исходный генератор 2 раза, будем интерпретировать его результаты следующим образом: 01 → 0, 10 → 1, причём значениям 00 и 11 не будем сопоставлять ничего — в таком случае наш алгоритм просто не завершит свою работу (так что время работы неограниченно, в худшем случае алгоритм не останавливается вообще)

Исходный генератор выдавал бит 0 с вероятностью 1/3, 1 с вероятностью 2/3. Таким образом  $\mathbb{P}\left\{01\right\} = \mathbb{P}\left\{0\right\} \cdot \mathbb{P}\left\{1\right\} = \mathbb{P}\left\{1\right\} \cdot \mathbb{P}\left\{0\right\} = \mathbb{P}\left\{10\right\}$ , так что наш алгоритм выдаёт 0 и 1 с одинаковой вероятностью.

В лучшем случае алгоритм работает за 2 прогона нашего исходного генератора.

- 3adaua 7. 1. Найти мат. ожидание количества неподвижных элементов в случайно выбранной из  $S_n$  перестановке.
  - 2. Найти математическое ожидание числа бросаний кости до первого выпадения двух шестерок подряд.

**Решение**. 1. Пусть  $\xi$  — искомое матожидание,  $\xi = \sum_{i=1}^n \xi_i$ , где  $\xi_i = 1 \Leftrightarrow n$ -й элемент является неподвижным (иначе  $\xi_i = 0$ ).

Так как всего перестановок n!, 1 неподвижный элемент фиксируются, то матожидание того, что i-й элемент неподвижен находится как  $\mathbb{E}\left\{\xi_i\right\} = \frac{(n-1)!}{n!} = \frac{1}{n}$ .

Тогда в силу линейности матожидания  $\mathbb{E}\left\{\xi\right\}=\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}\left\{\xi_{i}\right\}=n\cdot\mathbb{E}\left\{\xi_{i}\right\}=n\cdot\frac{1}{n}=1.$ 

Задача 8. В экзаменационной программе обычного экзамена 25 билетов, из которых 5 простые, а вытянув любой из остальных, всякий студент точно завалит экзамен. Подряд заходят два студента. Какой из них с большей вероятностью вытянет простой билет?

**Решение**. Первый студент вытягивает простой билет с вероятностью  $\mathbb{P}\{easy1\} = \frac{5}{25} = \frac{1}{5}$ . Посчитаем по формуле полной вероятности для второго студента:  $\mathbb{P}\{easy2\} = \mathbb{P}\{easy2|hard1\} \cdot \mathbb{P}\{hard1\} + \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy1\} = \frac{5}{24} \cdot \frac{20}{25} + \frac{4}{24} \cdot \frac{5}{25} = \frac{1}{5} = \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy1\} = \frac{5}{24} \cdot \frac{20}{25} + \frac{4}{24} \cdot \frac{5}{25} = \frac{1}{5} = \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy1\} = \frac{5}{24} \cdot \frac{20}{25} + \frac{4}{24} \cdot \frac{5}{25} = \frac{1}{5} = \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy1\} = \frac{5}{24} \cdot \frac{20}{25} + \frac{4}{24} \cdot \frac{5}{25} = \frac{1}{5} = \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy1\} = \frac{5}{24} \cdot \frac{20}{25} + \frac{4}{24} \cdot \frac{5}{25} = \frac{1}{5} = \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy2|easy1\} = \frac{5}{24} \cdot \frac{20}{25} + \frac{4}{24} \cdot \frac{5}{25} = \frac{1}{5} = \mathbb{P}\{easy2|easy1\} \cdot \mathbb{P}\{easy2|easy1\} = \mathbb{P}\{easy2|$ 

Таким образом оба студента вытягивают простой билет с равной вероятностью.

 $= \mathbb{P} \{easy1\}$