

Алгоритмы и структуры данных

Конспекты лекций

ЛЕКТОР: Г.О. ЕВСТРОПОВ

Под редакцией Валерии Маликовой и Глеба Новикова

НИУ ВШЭ, 2016-2017

Немного теории вероятностей

Disclaimer 1. Это первая из двух глав теории вероятностей. В них мы будем говорить исключительно о дискретной (с конечными вероятностными пространствами) вероятности, так как в алгоритмах ничего другого особо не понадобится. Кроме того, эти две главы не заслуживают даже названия «Начала теории вероятностей», так как являются совсем частным случаем общей теории вероятностей. Несмотря на это, изложенный в них кусочек начала теорвера достаточен для того, чтобы понимать, что происходит.

Disclaimer 2. Иногда (примерно всегда) мы будем ставить знак « $=$ » между числами тогда, когда его ставить в строгом смысле не очень честно. Однако, поскольку нас всюду интересует асимптотическое поведение величин, то этот знак будет стоять вполне себе честно.

Определение 1.1. Вероятностное пространство $(\Omega, 2^\Omega, P)$ – структура, состоящая из:

- Ω – множество элементарных исходов (конечное);
- 2^Ω – множество всевозможных событий (наборов исходов);
- P – функция вероятности $P : 2^\Omega \rightarrow [0, 1]$ такая, что $P(\Omega) = 1$.

Теперь договоримся о некоторых обозначениях и лексике. Вместо $P(\{\omega\})$ мы всегда будем писать $P(\omega)$ и называть это *вероятностью исхода* ω . Если вероятность какого-то события $B \in 2^\Omega$ равна нулю, то есть $P(B) = 0$, то событие B называется *невозможным*. Если же $P(B) = 1$, то B называется *достоверным* событием.

Через $P(A|B)$ будем обозначать вероятность события при условии наступления события B . Такая вероятность считается по формуле

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

Определение 1.2. Независимыми называются события A и B , если $P(A|B) = P(A)$ или $P(A) \cdot P(B) = P(A \cap B)$.

Несовместными называются события, для которых $P(A|B) = 0$.

Определение 1.3. A_1, \dots, A_n – множество попарно несовместных событий, то есть $\forall i, j \ P(A_i|A_j) = 0$. Если $P(\bigcup_{i=1}^n A_i) = 1$, тогда набор $\{A_i\}_{i=1}^n$ называется *полной группой событий*.

Тогда если есть событие B и полная группа событий $\{A_i\}_{i=1}^n$, тогда $B = \bigcup_{i=1}^n B \cap A_i$ и

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P(B \cap A_i) = \sum_{i=1}^n P(B|A_i) \cdot P(A_i)$$

Больше теории вероятностей

Рассмотрим функцию ξ , определенную на вероятностном пространстве Ω :

$$\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$$

Математическим ожиданием ξ называется такая величина:

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

Пример 2.1. Пусть вы - опытный продавец мороженого. Вам нужно заранее забронировать место в парке развлечений, поэтому вы хотите узнать, в какие дни стоит это делать. Вам известен прогноз погоды и то, сколько вы зарабатываете за сутки в определенную погоду.

Вероятностное пространство событий: $\Omega = \{\text{жара, облачно, дождь, ураган}\}$.

$$\xi(\text{жара}) = 100\$, \xi(\text{облачно}) = 50\$, \xi(\text{дождь}) = 10\$, \xi(\text{ураган}) = 1\$.$$

Аренда места обходится в 50\$ за сутки.

Пусть будет жарко с вероятностью 0.9 и облачно с вероятностью 0.1. Тогда:

$$E\xi = 0,9 \cdot 100\$ + 0,1 \cdot 50\$ - 50\$ = 45\$$$

Если все исходы равновероятны, то:

$$E\xi = 100 \cdot 0,25 + 50 \cdot 0,25 + 10 \cdot 0,25 + 1 \cdot 0,25 = 50\$$$

Введем определение индикаторной случайной величины.

Определение 2.2. Индикаторная случайная величина I_A события A - величина, принимающая значение 1, если событие A произошло, и 0 в обратном случае.

$$I_A = \begin{cases} 1, & P(A) \\ 0, & 1 - P(A) \end{cases}$$

Тогда $E I_A = P(A)$.

Заметим, что для любого $r \subset R$ верно, что $P(\xi \in r) = \sum_{\xi(\omega) \in r} P(\omega)$.

Мы уже знакомы с понятием «независимые события». Теперь мы хотим понять, какие случайные величины являются независимыми.

Определение 2.3. Случайные величины ξ и ψ независимы, если для любых $r_1 \in N(\xi)$ и $r_2 \in N(\psi)$, где $N(\dots)$ - область значений величины, верно:

$$\begin{cases} A = \xi \in r_1 \\ B = \psi \in r_2 \end{cases} \Rightarrow P(A) P(B) = P(A \cap B)$$

Определение 2.4. Случайные величины ξ и ψ независимы, если для $\forall x, y \in \mathbb{R}$, верно:

$$\begin{cases} A = (\xi \equiv x) \\ B = (\psi \equiv y) \end{cases} \Rightarrow P(A) P(B) = P(A \cap B)$$

Докажем, что эти определения эквивалентны.

Доказательство. Пусть $A_1 \dots A_n$, где n - число элементов в r_1 . $A_i = (\xi = x_i), x_i \in r_1$.

$$P(A) = P(A_1) + \dots + P(A_n) \qquad P(B) = P(B_1) + \dots + P(B_m)$$

$$\begin{aligned} & (P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n))(P(B_1) + P(B_2) + \dots + P(B_m)) = \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P(A_i) P(B_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P(A_i \cap B_j) = P(A \cap B) \end{aligned}$$

□

Теперь рассмотрим самое главное свойство случайной величины. Мы будем использовать это свойство на протяжении всего курса алгоритмов.

Теорема 2.5.

$$E(\alpha\xi + \beta\psi) = \alpha E\xi + \beta E\psi$$

Доказательство. $E(\alpha\xi + \beta\psi) = \sum_{\omega \in \Omega} (\alpha\xi(\omega) + \beta\psi(\omega)) P(\omega) = \alpha \sum \xi(\omega) P(\omega) + \beta \sum \psi(\omega) P(\omega) = \alpha E\xi + \beta E\psi$ □

Пример 2.6. Найти математическое ожидание количества статичных точек ($p_i = i$) в перестановке из n элементов.

$$E\xi = E(I_1 + \dots + I_n) = \sum_{i=1}^n EI_i = \sum_{i=1}^n P(I_i) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} = 1$$

Мы теперь знаем, что $E(\xi + \psi) = E\xi + E\psi$. Верно ли, что $E(\xi\psi) = E(\xi)E(\psi)$?

Теорема. Если ξ и ψ - независимые, то $E(\xi\psi) = E(\xi)E(\psi)$.

Доказательство.

$$\begin{aligned} E\xi &= \sum_{\omega \in \Omega} \xi(\omega) P(\omega) = \sum_{x \in N(\xi)} x P(\xi = x) \\ E(\xi\psi) &= \sum z(\xi\psi = z) = \sum_{x \in N(\xi)} \sum_{y \in N(\psi)} P((\xi = x) \cap (\psi = y)) = \\ &= \sum_x \sum_y xy P(\xi = x) P(\psi = y) = \sum_x x P(\xi = x) \sum_y y P(\psi = y) = E(\xi)E(\psi) \end{aligned}$$

□

Определение 2.7. Дисперсией ξ называют такую величину $D\xi$, что $D\xi = E(\xi - E\xi)^2 = E\xi^2 - (E\xi)^2$

Теорема 2.8. Неравенство Маркова (без дока-ва)

$$\xi > 0, P(\xi \geq a) \leq \frac{E\xi}{a}$$

Теорема 2.9. Неравенство Чебышёва (без дока-ва)

$$P(|\xi - E\xi| \geq a) \leq \frac{D\xi}{a^2}$$

Пример 2.10. Найти максимальную возрастающую подпоследовательность в случайной перестановке $a_1 \dots a_n$, то есть найти j_1, j_k такие, что $a_{j_1} < a_{j_2} < \dots < a_{j_k}$.

```

cur ← -1
for i : 1 → n do
  if  $a_i > cur$  then
    cur ←  $a_i$ 

```

$$E\xi = E(I_1 + \dots + I_n) = \sum EI_k = \sum P(A_k) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = \log n$$

Пример 2.11. Дан взвешенный граф $G(V, E)$, $w(e) \geq 0$. Найти максимальный разрез. (разрез в графе – нетривиальное подмножество $A \subset V$ его вершин, величина разреза – сумма весов ребер, один конец которых лежит в A , другой – в \bar{A}).

Тогда величина разреза $w(A) = \sum_{u \in A, v \in \bar{A}} s(uv)$.

U_A – множество ребер, лежащих на разрезе, индуцированном множеством A .

Решим задачу таким алгоритмом: переберем все вершины, будем добавлять каждую из них в A с вероятностью $\frac{1}{2}$. Докажем, что математическое ожидание величины $w(A)$ это хотя бы половина оптимального ответа.

Вероятность того, что ребро лежит на оптимальном разрезе – $\frac{1}{2}$, потому либо оба конца лежат в A или \bar{A} , либо один из концов лежит в A , другой – в \bar{A} .

$$E\xi = \sum EI(e \in U_A)w(e) = \sum w(e) P(e \in U_A) = \sum \frac{1}{2}w(e) = \frac{1}{2} \sum w(e)$$

Пример 2.12. Приведем пример алгоритма построения случайного дерева. Пусть 1-я вершина – это корень.

```

for i : 2 → n do
  if  $a_i > cur$  then
    parent(i) ← rand(1, i - 1)

```

Докажем, что $\forall u, v \ E g(v, u) = O(\log n)$.

$$Eg(v, u) \leq E(d(v) + d(u)) = Ed(v) + Ed(u)$$

$$Ed(i) = \log i \ (i \geq 2, d(1) = 0)$$

$$Ed(i) = 1 + \sum_{j=1, i-1} Ed(j) \frac{1}{i-1}$$

$$\exists c : Ed(i) \leq c \log n$$

$$Ed(i) \leq 1 + \frac{1}{i-1} \sum c \log j =$$

$$= 1 + \frac{\sum_{j=1}^{\frac{i}{2}} c \log j}{i-1} + \frac{\sum_{j=\frac{i}{2}+1}^i c \log j}{i-1}$$

$$Ed(i) \leq 1 + \frac{1}{i-1} \sum c \log(i-1) + \frac{1}{i-1} \sum c \log i = 1 + \frac{1}{i-1} \sum c \log i$$