

# Теория вероятностей. Лекция пятая

## Дискретные случайные величины

Дмитрий Валерьевич Хлопин  
*glukanat@mail.ru*

Институт математики и механики им. Н.Н.Красовского

02.10.2018

## Напомним марковские цепи

Последовательность  $(X_k)_{k \in \mathbb{N} \cup \{0\}}$  называется **стационарной цепью Маркова** на пространстве состояний  $\{1, \dots, n\}$ , если

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_k | X_{k-1}) &= \mathbb{P}(X_k | X_{k-1}, X_{k-2}, \dots, X_0) \quad \forall k \in \mathbb{N}, \\ \mathbb{P}(X_k = j | X_{k-1} = i) &= q_{ij}^{(k)} \quad \forall k \in \mathbb{N}\end{aligned}$$

для некоторой **матрицы переходов**  $Q = (q_{ij})_{n \times n}$ .

Зададим распределения–строки  $\mu_k \triangleq (\mathbb{P}(X_k = 1), \dots, \mathbb{P}(X_k = n))$ . По начальной строке  $\mu_0$  остальные восстанавливаются однозначно:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_n = a_n, \dots, X_0 = a_0) &= q_{a_{n-1}a_n} \cdots q_{a_1a_2} q_{a_0a_1} \mathbb{P}(X_0 = a_0), \\ \mu_1 &= \mu_0 Q, \quad \mu_n = \mu_0 Q^n.\end{aligned}$$

## Стационарное распределение

Распределение  $\mu$  называется **стационарным** (для цепи Маркова с матрицей переходов  $Q$ ), если  $\mu Q = \mu$ .

**Теорема 4.** Всякая цепь Маркова имеет хотя бы одно стационарное распределение.

Доказательство. Рассмотрим множество  $\Delta$  всевозможных строк-распределений. Отображение  $\mu \mapsto \mu Q$  является непрерывным отображением из компакта  $\Delta$  в него же. По теореме Брауэра это отображение имеет неподвижную точку  $\mu_*$ , то есть имеется распределение со свойством  $\mu_* = \mu_* Q$ .

Подумать: единственность стационарного распределения, в общем случае, никто не обещал.

## Эргодический случай

Стохастическая матрица  $Q = (q_{ij})_{n \times n}$  называется **эргодической**, если все её элементы положительны.

**Теорема 5** [без д-ва] Пусть матрица переходов  $Q$  эргодична. Тогда найдется такое стационарное распределение  $\mu_*$ , что для любого начального распределения  $\mu_0$  распределения  $\mu_n = \mu_0 Q^n$  сходятся к  $\mu_*$ .

Важный факт 1: как и в схеме независимых испытаний Бернулли, если достаточно долго подождать, то всё сойдется.

Важный факт 2: такая система забывает прошлое, знание состояния в некоторый момент времени не позволяет восстановить историю.

Подумать: условие эргодичности существенно для сходимости.

## Взгляд со стороны динамических систем

Состояние  $j$  называют **достижимым** из  $i$ , если  $(Q^k)_{ij} > 0$  для некоторого  $k > 0$  (существует ненулевая вероятность попасть в  $x_i$  из  $x_j$  за некоторое число шагов).

Состояния, достижимые друг из друга, называются **сообщающимися**.

Если  $x$  достижимо из  $y$ , но не наоборот, то  $y$  **несущественно** для  $x$ .

Множество всех существенных для друг друга состояний разбивается на непересекающиеся классы сообщающихся состояний. Если такой класс только один, цепь называется **неразложимой**.

Множество состояний **замкнуто**, если вероятность выйти из него равна нулю. Состояние  $i$  называется **возвратным**, если вероятность туда вернуться равна 1, и **поглощающим**, если  $q_{ii} = 1$ .

## Итог первой части

Задача теории вероятностей — найти вероятность **сложных** событий.  
Рецепты при обработке новой информации:

**при выполненной гипотезе** — условная вероятность;

**объединение по гипотезам** — формула полной вероятности;

**вероятность *a posteriori*** — формула Байеса;

в случае, когда настоящее не зависит от прошлого (обучения нет),  
использовать **независимость**;

в случае, когда будущее зависит только от настоящего (текущего  
состояния), но не от прошлого, использовать **марковское свойство**.

**Замечание в минус:** пока всё это работает только при конечном  
числе состояний и гипотез, время также дискретно.

**Еще одно замечание в минус:** даже такие подалгебры очень быстро  
растут со временем, нужны инструменты попроще (да и запросы тоже).

# СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Инструменты (пока лишь в дискретном случае):

- дискретное распределение;
- совместное распределение случайных величин, маргинальные распределения;
- независимость случайных величин;
- медиана, математическое ожидание;
- дисперсия, ковариация и корреляция;
- условное математическое ожидание.

## Дискретные случайные величины

В заданном измеримом пространстве  $(\Omega, \mathcal{F})$  отображение  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  называется **дискретной случайной величиной**, если найдутся не более чем счетное разбиение  $H_1, \dots, H_i, \dots \in \mathcal{F}$  множества  $\Omega$  и не более чем счетный набор чисел  $x_i$  такие, что  $\xi(\omega) = x_i$  для всех  $\omega \in H_i$ .

В заданном измеримом пространстве  $(\Omega, \mathcal{F})$  отображение  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  называется **дискретной случайной величиной**, если оно принимает не более чем счетное число значений  $x_1, \dots, x_i, \dots$ , и при этом для всякого числа  $x_i$  выполнено

$$H_i = \{\omega \in \Omega \mid \xi(\omega) = x_i\} \in \mathcal{F}.$$

Подумать: почему это одно и то же определение.



## Операции над случайными величинами

Даны две дискретные величины.

Подумать: докажите, что **сумма** этих дискретных случайных величин также является дискретной случайной величиной.

Подумать: докажите, что **произведение** этих дискретных случайных величин также является дискретной случайной величиной.

Подумать: когда можно ввести **частное** этих дискретных случайных величин?

Подумать: можно ли эти дискретные величины сравнивать, или, к примеру, определить их **максимум**?

Подумать: что такое **предел** дискретных случайных величин?

## Дискретные распределения

**Дискретным распределением** называют отображение из счетного подмножества множества  $\mathbb{R}$  в  $[0, 1]$ , сумма элементов образа которого равна единице.

Пусть вероятность  $\mathbb{P}$  также задана. Теперь каждая случайная величина задает распределение случайной величины  $\xi$ , дискретное распределение, правилом:

$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	...
$p_1 \triangleq \mathbb{P}(H_1)$	$p_2 \triangleq \mathbb{P}(H_2)$	$p_3 \triangleq \mathbb{P}(H_3)$	$p_4 \triangleq \mathbb{P}(H_4)$	...

Подумать: проверьте формулу  $p_i = (\xi \# \mathbb{P})\{x_i\}$ .

## Функции распределения

Функцией распределения дискретной случайной величины  $\xi$  называют отображение  $F_\xi : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ , заданное по правилу:

$$F_\xi(x) \triangleq \mathbb{P}\{\omega \mid \xi(\omega) \leq x\} = \sum_{x_i \leq x} p_i \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Фактически задать функцию распределения можно было и правилом  $F_\xi(x) \triangleq (\xi \# \mathbb{P})((-\infty, x])$ .

Предупреждение: функцию распределения иногда вводят иначе:

$$F_\xi(x) \triangleq \mathbb{P}\{\omega \mid \xi(\omega) < x\} = \sum_{x_i < x} p_i, \quad F_\xi(x) \triangleq (\xi \# \mathbb{P})((-\infty, x)).$$

Это схоже, но не эквивалентно, определениям выше, в ближайшее время сие различие несущественно.

## Функции распределения: подумать...

Функцией распределения дискретной случайной величины  $\xi$  называют отображение  $F_\xi : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ , заданное по правилу:

$$F_\xi(x) \triangleq \mathbb{P}\{\omega \mid \xi(\omega) \leq x\} = \sum_{x_i \leq x} p_i \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Подумать: как по функции распределения однозначно восстановить само дискретное распределение.

Подумать: как по дискретному распределению (функции распределения) найти хотя бы одну случайную величину с таким распределением (про вероятностное пространство также забывать не стоит).

Подумать: можно ли по двум дискретным распределениям найти их сумму?

## Примеры дискретных распределений: дискретное равномерное

$U\{m, n\}$ , где параметры  $m, n$  — целые числа ( $m \leq n$ ).

$m$	$m + 1$	$m + 2$	$\dots$	$n$
$\frac{1}{n - m + 1}$	$\frac{1}{n - m + 1}$	$\frac{1}{n - m + 1}$	$\dots$	$\frac{1}{n - m + 1}$

## Примеры дискретных распределений: вырожденное

Для каждого числа  $a \in \mathbb{R}$  можно ввести распределение, сосредоточенное в  $a$ :

$$\begin{array}{|c|} \hline a \\ \hline 1 \\ \hline \end{array}$$

Иногда его называют дельта-распределением, дельта-функцией Дирака, и обозначают  $\delta_a$ .

Подумать: во всяком ли вероятностном пространстве имеется случайная величина с таким распределением?

Подумать: почему теперь можно считать действительные числа дискретными распределениями? А как на них теперь умножать?

Подумать: проверьте тождество  $\xi + \xi = \delta_2 \xi$ .

## Примеры дискретных распределений: Бернулли

$Bernulli(p) = Bin(1, p)$ , где  $p \in [0, 1]$  — вероятность “успеха”.

0	1
$q \triangleq 1 - p$	$p$

Подумать: почему такое распределение иногда записывают как

$$q\delta_0 + p\delta_1?$$

## Примеры дискретных распределений: биномиальное

$B(n, p) = \text{Bin}(n, p)$ , где  $p \in [0, 1]$  — вероятность “успеха”,  $n \in \mathbb{N}$  — число испытаний.

Моделирует число успехов  $k$  за ровно  $n$  испытаний.

0	...	$k$	...	$n$
$q^n$	...	$C_n^k p^k q^{n-k}$	...	$p^n$

Подумать: почему сумма чисел в последней строке равна 1.



## Примеры дискретных распределений: геометрическое

$Geom(p)$  (где  $p \in (0, 1)$  — вероятность “успеха”) вводят по-разному.  
Иногда как “число выстрелов до первого попадания”:

1	...	$k$	...
$p$	...	$pq^{k-1}$	...

Иногда как “число промахов до первого попадания”:

0	...	$k$	...
$p$	...	$pq^k$	...

[С-но; 0,6 баллов] Каким может быть заданное на множестве всех натуральных чисел распределение случайной величины  $\xi$ , если  $\mathbb{P}(\xi > a + b | \xi > a) = \mathbb{P}(\xi > b)$  для всех натуральных  $a, b$ ?

## Примеры дискретных распределений: Пуассона

$Pois(\lambda)$  для  $\lambda > 0$ . Моделирует число успехов  $k$  за единицу времени, если в среднем за эту единицу времени происходит  $\lambda$  успехов.

0	1	2	...	$k$	...
$e^{-\lambda}$	$e^{-\lambda}\lambda$	$\frac{e^{-\lambda}\lambda^2}{2}$	...	$\frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!}$	...

Подумать: почему сумма чисел в последней строке равна 1.

## Теорема Пуассона

**Теорема.** (Теорема Пуассона, теорема о редких событиях) Пусть  $p_n$  зависит от  $n$  так, что  $\lambda_n = np_n \rightarrow \lambda > 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Пусть случайная величина  $\xi_n \in \text{Bin}(n, p_n)$  распределена по биномиальному закону с вероятностью успеха  $p_n$ . Тогда для любого  $k \in \{0, 1, 2, \dots\}$

$$P_n(\xi_n = k) = C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k} \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}.$$

К этой теореме также есть оценки точности (Le Cam's theorem): ошибка в теореме не превосходит  $2 \min(\lambda_n, 1)/n$ .

Набросок доказательства:

$$\begin{aligned} \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} \cdot \frac{(p_n n)^k}{n^k} (1-p_n)^{n-k} &\approx \\ \frac{n}{n} \cdot \frac{n-1}{n} \cdot \dots \cdot \frac{n-k+1}{n} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \left( (1-p_n)^{\frac{1}{p_n}} \right)^{p_n(n-k)} &\rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}. \end{aligned}$$

## Что будет дальше?

- распределение случайных величин
- совместное распределение случайных величин, маргинальные распределения
- независимость случайных величин
- медиана, математическое ожидание
- дисперсия, ковариация и корреляция
- условное математическое ожидание

## На пять минут...

1. А что такое  $X_k$  из определения цепи Маркова? Теперь у Вас имеются нужные определения.
2. Даны две случайные величины, распределенные по Бернулли. Найдите распределение их суммы.
3. В схеме бесконечного числа независимых испытаний Бернулли пусть  $f_k(\omega)$  — результат  $k$ -го испытания. Напишите отображение  $f_k \# \mathbb{P}$ .