

# Распределения случайных величин

Б.В. Некруткин

кафедра статистического моделирования <http://statmod.ru>, матмех СПбГУ  
Материал к практическим занятиям по теории вероятностей, 2014 г.

## 1 Случайные величины и их распределения

Рассмотрим вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ , где  $\Omega$  — пространство элементарных событий,<sup>1</sup>  $\mathcal{F}$  —  $\sigma$ -алгебра событий,<sup>2</sup>  $\mathbb{P}$  — вероятностная<sup>3</sup> мера, определенная на  $\mathcal{F}$ . Те задачи, которые мы решали до сих пор, были связаны с вычислением вероятностей  $\mathbb{P}(A)$  для различных событий  $A \in \mathcal{F}$ . Сейчас появляется новое понятие.

**Определение 1.1.** Случайной величиной  $\xi$  (со значениями в  $\mathbb{R}$ ) называется измеримое отображение  $\xi : (\Omega, \mathcal{F}) \mapsto (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ , где  $\mathcal{B}$  есть борелевская  $\sigma$ -алгебра подмножеств вещественной прямой.<sup>4</sup>

Напомним, что измеримость в данном случае означает, что соотношение

$$\{\omega \in \Omega : \xi(\omega) \in B\} = \xi^{-1}(B) \in \mathcal{F}$$

верно для любого  $B \in \mathcal{B}$ .

Понятие «случайная величина» возникает при измерении некоторой переменной, связанной со случным экспериментом. Действительно, если наш случайный эксперимент состоит в «случайном» выборе элементарного события  $\omega \in \Omega$ , то измерение, проведенное на этом случном эксперименте — это некоторая функция, сопоставляющая каждому  $\omega$  какое-то число, обозначаемое  $\xi(\omega)$ . Иначе говоря — это функция  $\xi : \Omega \mapsto \mathbb{R}$ .<sup>5</sup>

Приведем примеры.

1. Бросание трех различных игральных костей.

Здесь  $\Omega = \{(i, j, k)\}$ , где  $i, j, k \in \{1, \dots, 6\}$ . Если мы интересуемся суммой выпавших чисел, то появляется отображение  $\xi : \Omega \mapsto \mathbb{R}$ , задаваемое формулой  $\xi(i, j, k) = i + j + k$ .

2. Стрельба по мишени.

Предполагая, что стрельба ведется без промаха, а пулька представляет собой точку, получаем, что пространство элементарных событий — эта сама мишень. Если нас интересует число очков, которое мы выбили, мы имеем дело с отображением  $\xi_1$ , сопоставляющим каждой точке  $\omega \in \Omega$  целое число, то есть снова с функцией. Другая функция  $\xi_2 : \Omega \mapsto \mathbb{R}$  «отвечает» за расстояние от центра мишени до пробоины и т. д.

3. Ловля крокодилов.

Рассмотрим случайный эксперимент, состоящий в том, что мы ловим крокодила в реке Нил.

<sup>1</sup>множество элементарных, неделимых исходов случного эксперимента.

<sup>2</sup>семейство тех подмножеств  $\Omega$ , которые мы договорились считать «случайными событиями».

<sup>3</sup>нормированная на единицу.

<sup>4</sup>то есть минимальная  $\sigma$ -алгебра, содержащая все ячейки вида  $[a, b)$ .

<sup>5</sup>Такие функции (то есть случайные величины) в теории вероятностей принято обозначать греческими буквами.

Итог эксперимента — это либо пойманный (конкретный) крокодил, либо возвращение<sup>6</sup> домой с пустыми руками.

Следовательно, множеством элементарных событий естественно считать множество крокодилов, населяющих Нил, плюс особую точку  $\Delta$ , означающую неудачу мероприятия.

Вес пойманного крокодила, его длина, число зубов, стоимость — различные «измерения», связанные со случайным экспериментом.<sup>7</sup> В нашей терминологии это различные случайные величины, определенные на одном и том же пространстве элементарных событий.

Разберемся теперь, откуда появляется требование измеримости отображения  $\xi : \Omega \mapsto \mathbb{R}$ . В эксперименте с бросанием трех костей нас могут интересовать шансы выпадения большого числа очков, скажем, больше 13. На языке теории вероятностей это означает, что мы интересуемся вероятностью  $\mathbb{P}(\xi > 13)$ . Но отсюда следует, что множество  $\{\omega : \xi(\omega) > 13\}$  должно быть событием, то есть должно принадлежать  $\mathcal{F}$ .<sup>8</sup>

В примере со стрельбой по мишени нас может интересовать шансы того, что пробоина находится на расстоянии не больше 5 мм от центра мишени, и тогда мы приходим к событию  $\{\omega : \xi_2(\omega) \leq 5\}$ .

А в эксперименте с крокодилом, если нас не волнуют крокодилы-младенцы и крокодилы-старики, мы приходим к необходимости считать событием множество  $\{\omega : a < \xi(\omega) < b\}$  для некоторых  $a$  и  $b$ , где  $\xi$  — возраст пойманного крокодила.

Продолжая подобные рассуждения, мы видим, что  $\mathcal{F}$ -измеримыми должны быть всевозможные множества  $\xi^{-1}(< a, b >) = \{\omega : \xi(\omega) \in < a, b >\}$ ,<sup>9</sup> их конечные или счетные объединения, пересечения, дополнения и т.д., что и приводит к формальному требованию измеримости отображения  $\xi$ .

**Определение 1.2.** Пусть  $\xi$  является случайной величиной. Функция  $\mathcal{P}_\xi : \mathcal{B} \mapsto \mathbb{R}$ , определенная равенством  $\mathcal{P}_\xi(B) = \mathbb{P}(\xi \in B)$  называется *распределением* случайной величины  $\xi$ .

**Предложение 1.1.** *Распределение  $\mathcal{P}_\xi$  случайной величины  $\xi$  является вероятностной мерой.*

Тем самым случайная величина  $\xi$  порождает еще одно вероятностное пространство  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mathcal{P}_\xi)$ .

**Предложение 1.2.** *Какова бы ни была вероятностная мера  $\mathcal{P}$ , определенная на  $\sigma$ -алгебре  $\mathcal{B}$  борелевских подмножеств  $\mathbb{R}$ , существует такое вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  и такая случайная величина  $\xi$ , что распределение  $\xi$  равно  $\mathcal{P}$ .<sup>10</sup>*

**Замечание 1.1.** Тем самым мы можем употреблять термин *распределение*, даже если случайная величина у нас отсутствует, понимая под этим просто вероятностную меру, определенную на борелевских подмножествах прямой.

Тот факт, что случайная величина  $\xi$  имеет распределение  $\mathcal{P}$ , мы будем кратко записывать как  $\mathcal{L}(\xi) = \mathcal{P}$ . Буква  $\mathcal{L}$  расшифровывается как «Law», так как вместо «распределение» иногда говорят «закон распределения». В некоторых случаях вместо  $\mathcal{L}(\xi) = \mathcal{P}$  мы будем писать менее точное (но более краткое)  $\xi \in \mathcal{P}$ . Кроме того, для обозначения распределения случайной величины  $\xi$  будет использоваться значок  $\mathcal{P}_\xi$ .

## 2 Дискретные и абсолютно непрерывные распределения.

Если нам известно распределение  $\mathcal{P}_\xi$  случайной величины  $\xi$ , то мы имеем полную информацию о том, с какой вероятностью  $\xi$  принимает разные значения. Сам объект  $\mathcal{P}_\xi$ , однако, очень сложен

<sup>6</sup>Будем оптимистами!

<sup>7</sup>Если это необходимо, можно доопределить эти функции в точке  $\Delta$  каким-то отрицательным значением.

<sup>8</sup>По определению мы не имеем права писать  $\mathbb{P}(A)$ , если  $A \notin \mathcal{F}$ .

<sup>9</sup>Треугольные скобки  $< a, b >$  означают, что точки  $a$  и  $b$  могут принадлежать как этому интервалу, так и его дополнению.

<sup>10</sup>Идея построения следующая: нужно взять  $\Omega = \mathbb{R}$ ,  $\mathcal{F} = \mathcal{B}$ ,  $\mathbb{P} = \mathcal{P}$  и  $\xi(\omega) = \omega$ . Доказательство совсем простое.

(борелевских множеств очень много), поэтому хочется иметь более простое (но эквивалентное) описание  $\mathcal{P}_\xi$ . Особенно легко это делается в двух случаях — когда случайные величины имеют дискретное или абсолютно непрерывное распределения.

### Дискретные распределения.

**Определение 2.1.** Если существует такое конечное или счетное множество  $X$ , что  $\mathbb{P}(\xi \in X) = \mathcal{P}_\xi(X) = 1$ , то говорят, что случайная величина  $\xi$  является *дискретной* (или обладает *дискретным распределением*).

Пусть  $X = \{x_1, \dots, x_n, \dots\}$ .<sup>11</sup> Кроме этого, предположим, что  $\mathbb{P}(\xi = x_i) = p_i > 0$  (если некоторые  $p_i = 0$ , то просто исключим соответствующие  $x_i$  из рассмотрения). Очевидно,  $\sum_i p_i = 1$ . Составим таблицу<sup>12</sup>

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n & \dots \end{pmatrix} \quad (2.1)$$

Будем называть таблицу (2.1) *таблицей распределения случайной величины  $\xi$* . Очевидно, таблица распределения полностью определяет само распределение: для любого  $B \in \mathcal{B}$

$$\mathbb{P}(\xi \in B) = \mathcal{P}_\xi(B) = \sum_{i: x_i \in B} p_i$$

и поэтому для описания  $\mathcal{P}_\xi$  нам достаточно знать только эту таблицу.

В то же время распределение  $\mathcal{P}_\xi$  порождает множество таблиц этого распределения: достаточно в (2.1) переставить 2 столбца, чтобы получить новую таблицу, в то время как само распределение  $\mathcal{P}_\xi$  останется прежним. Тем не менее для краткости, рассматривая таблицу (2.1), мы будем иногда говорить о распределении  $\mathcal{P}_\xi$ , а не о конкретной таблице этого распределения.

**Основные<sup>13</sup> дискретные распределения.** Перечислим основные дискретные распределения, с которыми нам придется сталкиваться и введем соответствующие обозначения.

1. *Распределение Дирака*<sup>14</sup>  $\delta_a$ , сосредоточенное в точке  $a$ , задается простейшей таблицей

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} a \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Распределение  $\delta_a$  — это распределение случайной величины, тождественно равной  $a$ .

2. *Дискретное равномерное распределение* на множестве  $X = \{x_1, \dots, x_n\}$  имеет вид

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ n^{-1} & n^{-1} & \dots & n^{-1} \end{pmatrix}.$$

Интерпретация очевидна. Обозначение —  $\text{U}_n(X)$ .

3. *Распределение Бернулли*  $\text{Ber}(p)$  с параметром  $0 < p < 1$ . Таблица распределения:

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix}.$$

Смысл распределения — это распределение числа успехов в одном испытании Бернулли с вероятностью успеха  $p$ .

<sup>11</sup>Если  $X$  конечно, то последнего троеточия нет.

<sup>12</sup>Предполагается, что элементы множества  $X$  уже как-то упорядочены.

<sup>13</sup>В том смысле, что именно они, как правило, будут использоваться при решении задач.

<sup>14</sup>В другой терминологии — *дельта-мера*, сосредоточенная в точке  $a$ .

4. *Биномиальное распределение*  $\text{Bin}(n, p)$  с параметрами  $n \in \{1, 2, \dots\}$  и  $0 < p < 1$ . Таблица распределения:

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & n \\ p_0 & p_1 & \dots & p_n \end{pmatrix},$$

где  $p_k = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ . Интерпретация — распределение числа успехов в  $n$  испытаниях Бернулли с вероятностью успеха  $p$ . При  $n = 1$  совпадает с распределением Бернулли.

5. *Геометрическое распределение*  $\text{Geom}(p)$  с параметром  $0 < p < 1$  :

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & k & \dots \\ p_0 & p_1 & \dots & p_k & \dots \end{pmatrix},$$

где  $p_k = p(1-p)^k$ ,  $k \geq 0$ . Имеет смысл распределения числа неудач до первого успеха в испытаниях Бернулли с вероятностью  $p$ .

Иногда под геометрическим распределением подразумевают распределение полного числа испытаний до первого успеха. Тогда вероятности остаются теми же, а к значениям случайной величины прибавляется единица. У нас (по определению) геометрическое распределение всегда соответствует числу неудач.

6. Распределение Пуассона  $\Pi(\lambda)$  с параметром  $\lambda > 0$  :

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & k & \dots \\ p_0 & p_1 & \dots & p_k & \dots \end{pmatrix},$$

где  $p_k = \lambda^k e^{-\lambda} / k!$ . Это очень распространенное распределение, одна из простейших интерпретаций<sup>15</sup> — (предельное) распределение числа успехов в очень большом числе испытаний Бернулли с очень маленькой вероятностью успеха.

7. Отрицательное биномиальное распределение  $\text{NB}(m, p)$  с параметрами  $m \in \{1, 2, \dots\}$  и  $0 < p < 1$ :

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & k & \dots \\ p_0 & p_1 & \dots & p_k & \dots \end{pmatrix},$$

где  $p_k = C_{m+k-1}^k p^m (1-p)^k$ . Смысл — распределение числа неудач до достижения  $m$ -го успеха.

Обратите внимание, что в последних трех примерах число значений случайных величин бесконечно (счетно).

### Абсолютно непрерывные распределения.

**Определение 2.2.** Говорят, что случайная величина  $\xi$  имеет *абсолютно непрерывное<sup>16</sup> распределение*, если существует такая функция  $p_\xi$ , что для любого  $B \in \mathcal{B}$  выполняется равенство

$$\mathbb{P}(\xi \in B) = \mathcal{P}_\xi(B) = \int_B p_\xi(x) dx. \quad (2.2)$$

Функция  $p_\xi$  при этом называется *плотностью распределения* случайной величины  $\xi$ .<sup>17</sup> А саму случайную величину  $\xi$  для краткости тоже называют абсолютно непрерывной.

<sup>15</sup> Вспомните предельную теорему Пуассона!

<sup>16</sup> сокращенно — а.н.

<sup>17</sup> Для тех, кто знает производные Радона-Никодима: плотность  $p_\xi$  является производной Р. -Н. распределения  $\mathcal{P}_\xi$  по мере Лебега, условия существования плотности — это условия абсолютной непрерывности меры  $\mathcal{P}_\xi$  по мере Лебега.

Таким образом, в абсолютно непрерывном случае нам достаточно знать всего лишь одну функцию  $p_\xi$ , что бы иметь возможность восстановить все распределение.<sup>18</sup>

Отметим, что абсолютно непрерывное распределение не является дискретным, так как для него

$$\mathbb{P}(\xi = a) = \int_{\{a\}} p_\xi(dx) = 0$$

при любом  $a \in \mathbb{R}$ .

Перечислим общие свойства плотности.

1. Если плотность распределения существует, то она единственна с точностью до множества Лебеговой меры ноль.<sup>19</sup>
2. Плотность является п. в. (по мере Лебега) неотрицательной функцией.<sup>20</sup>
- 3.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = 1$$

(для доказательства достаточно взять в (2.2)  $B = \mathbb{R}$ ).

4. Если существует такая функция  $\varphi(x)$ , что для любых  $a < b$

$$\mathbb{P}(a < \xi < b) = \int_a^b \varphi(x)dx,$$

то  $\varphi(x)$  — плотность распределения случайной величины  $\xi$ .

5. Если существует такая функция  $\varphi(x)$ , что для любого  $y \in \mathbb{R}$

$$\mathbb{P}(\xi < y) = \int_{-\infty}^y \varphi(x)dx,$$

то  $\varphi(x)$  — плотность распределения случайной величины  $\xi$ .

**Замечание 2.1.** 1. Таким образом, у абсолютно непрерывной случайной величины существует не одна плотность распределения, а целый класс эквивалентных плотностей. При решении задач, конечно, из этого класса функций выбирается какая-то одна, наиболее удобная. Например, если существует непрерывный (или кусочно-непрерывный) вариант плотности распределения, но с ним и нужно иметь дело.

2. Последние два свойства говорят о том, что для проверки существования плотности не нужно проверять равенство (2.2) для всех борелевских множеств  $B$ . Достаточно в качестве  $B$  брать всевозможные интервалы или даже всевозможные полупрямые.

3. Пусть в нас есть неотрицательная измеримая функция  $p$ , заданная на прямой. Если при этом  $\int_{\mathbb{R}} p(x)dx = 1$ , то равенства

$$\mathcal{P}(B) = \int_B p(x)dx, \quad B \in \mathcal{B},$$

задают вероятностную меру на измеримом пространстве  $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ . Тем самым (см. Предложение 1.2 и Замечание 1.1) мы можем говорить о распределении с плотностью  $p$ , не имея в виду никакой конкретной случайной величины.<sup>21</sup>

<sup>18</sup>А в дискретном случае достаточно знать таблицу распределения.

<sup>19</sup>Свойство понятно: если изменить плотность в нескольких точках, то все интегралы (2.2) останутся теми же.

<sup>20</sup>Иначе при каком-то  $B$  интеграл в правой части (2.2) был бы отрицательным.

<sup>21</sup>На самом деле аналогичное замечание может быть сделано и о дискретных распределениях с заменой плотности распределения на его таблицу.

## Основные абсолютно непрерывные распределения.

1. *Равномерное распределение*  $U(a, b)$  на отрезке  $[a, b]$ ,  $-\infty < a < b < \infty$ . Задается плотностью

$$p_\xi(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{при } a \leq x \leq b, \\ 0 & \text{иначе.} \end{cases}$$

Смысл понятен: вероятность попасть случайной величине в отрезок длины  $\varepsilon$ , находящийся внутри  $[a, b]$ , не зависит от расположения этого отрезка (а только от его длины). Отметим, что значения плотности в точках  $a$  и  $b$  не существенны.

2. *Показательное*<sup>22</sup> распределение  $Exp(\lambda)$  с параметром  $\lambda > 0$ . Плотность имеет вид

$$p_\xi(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{иначе.} \end{cases}$$

Такое распределение часто имеют случайные величины типа «времени жизни» (в общем случае — типа «времени до наступления какого-то события»). В частности, время полного распада атома радиоактивного вещества имеет именно показательное распределение.

3. *Нормальное* (гауссовское) распределение  $N(a, \sigma^2)$  с параметрами  $a \in \mathbb{R}$  и  $\sigma^2 > 0$ . Плотность следующая.<sup>23</sup>

$$p_\xi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-a)^2/2\sigma^2}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Это очень важное и распространенное (как в теоретических, так и практических исследованиях) распределение, но о содержательном смысле его мы поговорим потом — здесь все не так просто.

Иногда для нормального распределения использую обозначение  $N(a, \sigma)$ . У нас второй параметр —  $\sigma^2$ , а не  $\sigma$ . Поэтому распределение  $N(0, 4)$  имеет плотность

$$p_\xi(x) = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/8}, \quad \text{а не} \quad p_\xi(x) = \frac{1}{4\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/32}.$$

Распределение  $N(0, 1)$  носит название *стандартного нормального*.

## 3 Функция распределения

Существует еще одна функция, полностью определяющая распределение.

**Определение 3.1.** Пусть  $\xi$  — случайная величина. Функция  $F : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ , определяемая равенством

$$F_\xi(x) = \mathbb{P}(\xi < x) = \mathbb{P}(\xi \in (-\infty, x)) = \mathcal{P}_\xi((-∞, x)) \tag{3.1}$$

называется *функцией распределения* случайной величины  $\xi$ .

Очевидно, функция распределения однозначно определяется распределением. Верно и обратное.

**Предложение 3.1.** Пусть  $\xi$  — некоторая случайная величина,  $\mathcal{P}_\xi$  — ее распределение и  $F_\xi$  — функция распределения. Тогда  $\mathcal{P}_\xi$  однозначно определяется по  $F_\xi$ .

<sup>22</sup>Другое название — *экспоненциальное*.

<sup>23</sup>Конечно, здесь  $\sigma$  — это положительный квадратный корень из  $\sigma^2$ .

Таким образом, если мы знаем функцию распределения, то мы знаем все распределение.<sup>24</sup>

**Замечание 3.1.** В некоторых книгах (например, А.Н. Ширяев, Вероятность, разные издания) функция распределения определяется равенством, аналогичным (3.1), но в правой части стоит  $\mathbb{P}(\xi \leq x)$ . Это вопрос договоренности, привычки и удобства. У нас всегда используется знак «меньше».

Важно отметить, что функция распределения определяет распределение для любого типа распределений.

*Свойства функции распределения.*

1. Общие свойства.

- $0 \leq F_\xi(x) \leq 1$ .<sup>25</sup>
- $F_\xi(x) \rightarrow 0$  при  $x \rightarrow -\infty$ ,  $F_\xi(x) \rightarrow 1$  при  $x \rightarrow +\infty$ .<sup>26</sup>
- $F_\xi$  монотонно неубывает<sup>27</sup> и непрерывна слева.<sup>28</sup>

Поэтому, если  $F_\xi(x_0) = 0$ , то  $F_\xi(x) = 0$  при любом  $x < x_0$ . Аналогично, если  $F_\xi(x_0) = 1$ , то  $F_\xi(x) = 1$  при любом  $x > x_0$ .

- $\mathbb{P}(a \leq \xi < b) = F_\xi(b) - F_\xi(a)$  и  $\mathbb{P}(\xi > a) = 1 - F_\xi(a)$ .

Отсюда следует, что если случайная величина не принимает значений на отрезке  $[a, b)$ , то функция распределения постоянна на этом отрезке. Верно и обратное.

- Поскольку функция распределения ограничена, она может иметь разрывы только первого рода. Так как она непрерывна слева, то величины таких разрывов («скачки») имеют вид  $F_\xi(x+0) - F_\xi(x)$ . Скачки функции распределения имеют вероятностный смысл: для любого  $x \in \mathbb{R}$

$$\mathbb{P}(\xi = x) = F_\xi(x+0) - F_\xi(x).$$

Таким образом,

- для того, чтобы  $\mathbb{P}(\xi = x) = 0$  необходимо и достаточно, чтобы функция распределения  $F_\xi$  была непрерывна в точке  $x$ ;
- если функция распределения  $F_\xi$  имеет скачок в точке  $x$ , то величина этого скачка равна  $\mathbb{P}(\xi = x)$ , то есть  $\xi$  принимает значение  $x$  с положительной вероятностью.

**Замечание 3.2.** Можно доказать, что любая монотонно неубывающая непрерывная слева функция  $F$ , обладающая пределами  $F(x) \rightarrow 0$  при  $x \rightarrow -\infty$  и  $F(x) \rightarrow 1$  при  $x \rightarrow +\infty$ , является функцией распределения некоторого распределения  $\mathcal{P}$  в том смысле, что  $\mathcal{P}((-\infty, x)) = F(x)$ . Поэтому (снова см. Предложение 1.2 и Замечание 1.1) мы можем говорить о любой функции, обладающей перечисленными свойствами, как о некоторой функции распределения.

Далее — более специфические свойства функций распределения.

<sup>24</sup>Снова см. Предложение 1.2 и Замечание 1.1.

<sup>25</sup>Очевидно, так как  $F_\xi(x)$  — вероятность некоторого события.

<sup>26</sup>Это следуют из непрерывности меры снизу и сверху.

<sup>27</sup>так как при  $x < y$  имеет место включение  $\{\omega : \xi(\omega) < x\} \subset \{\omega : \xi(\omega) < y\}$ .

<sup>28</sup>Снова по той же непрерывности меры сверху. Заметим, что если определять ф. р. с помощью знака  $\leq$ , то функция распределения будет непрерывна справа.

2. Функция распределения дискретных случайных величин.

Пусть распределение дискретной случайной величины задано конечной<sup>29</sup> таблицей

$$\mathcal{P}_\xi : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n \end{pmatrix}, \quad (3.2)$$

причем  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ . Обозначим  $s_i = p_1 + \dots + p_i$ . Тогда

$$F_\xi(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x \leq x_1, \\ s_i & \text{при } x_i < x \leq x_{i+1}, \quad i = 1, \dots, n-1, \\ 1 & \text{при } x > x_n. \end{cases}$$

3. Функция распределения а. н. случайных величин.

- Функция распределения выражается через плотность следующим образом:

$$F_\xi(x) = \int_{-\infty}^x p_\xi(t) dt.$$

Отсюда сразу же следует, что для а. н. распределений функция распределения является непрерывной.

- Если существует такая функция  $\varphi$ , что для любого  $x$

$$F_\xi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) dt,$$

то  $\varphi$  является плотностью распределения случайной величины  $\xi$ .<sup>30</sup>

- Так как  $\mathbb{P}(\xi = a) = \mathbb{P}(\xi = b) = 0$ , то

$$\mathbb{P}(a \leq \xi \leq b) = \mathbb{P}(a \leq \xi < b) = \mathbb{P}(a < \xi \leq b) = \mathbb{P}(a < \xi < b) = F_\xi(b) - F_\xi(a).$$

- Если  $\xi$  абсолютно непрерывна с плотностью  $p_\xi$ , то при почти всех по мере Лебега  $x \in \mathbb{R}$   $F'_\xi(x) = p_\xi(x)$ .

*Предупреждение:* можно доказать, что любая функция распределения  $F$  при почти всех  $x$  имеет производную. Иначе говоря, равенство  $F'_\xi(x) = f(x)$  для какой-то функции  $f$  и почти всех  $x$  выполняется для любой функции распределения (то есть не обязательно только для абсолютно непрерывных распределений).

Если при этом

$$\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1,$$

то у распределения с функцией распределения  $F$  есть плотность, равная  $f$ . Если интеграл в левой части последнего неравенства не равен единице,<sup>31</sup> то распределение не является абсолютно непрерывным.

---

<sup>29</sup>С бесконечными распределениями ситуация может быть более хиткой: ничего не мешает случайной величине принимать, например, все рациональные значения. У нас такой экзотики, конечно, не будет.

<sup>30</sup>Мы уже обсуждали это свойство, когда говорили об абсолютно непрерывных распределениях.

<sup>31</sup>На самом деле он всегда не превосходит 1.

## 4 Как искать распределения

### 4.1 Общие соображения

Стандартная задача, которой мы будем заниматься, может быть сформулирована следующим образом.

Пусть случайная величина  $\xi$  обладает плотностью распределения  $p_\xi$  и  $\varphi$  — некоторая измеримая функция. Найти распределение случайной величины  $\eta = \varphi(\xi)$ .

Общий (неконструктивный) ход решения следующий. Пусть  $B \in \mathcal{B}$ . Тогда

$$\mathbb{P}(\eta \in B) = \mathbb{P}(\varphi(\xi) \in B) = \mathbb{P}(\xi \in \varphi^{-1}(B)) = \int_{\varphi^{-1}(B)} p_\xi(z) dz = \int_{t: \varphi(t) \in B} p_\xi(z) dz. \quad (4.1)$$

Конечно, надеяться на вычисление правой части (4.1) для любого борелевского множества  $B$  глупо. Более разумно поступать следующим образом.

Если случайная величина  $\eta = \varphi(\xi)$  дискретна (то есть, если она принимает конечное или счетное число значений  $y_i$ ), то, взяв в (4.1) в качестве  $B$  одноточечное множество  $\{y_i\}$ , получим, что

$$\mathbb{P}(\eta = y_i) = \int_{t: \varphi(t) = y_i} p_\xi(z) dz. \quad (4.2)$$

Вычисляя такие интегралы, получим таблицу распределения случайной величины  $\eta$ .

Аналогично, для нахождения функции распределения  $F_\eta$  случайной величины  $\eta$  имеем

$$F_\eta(x) = \int_{t: \varphi(t) < x} p_\xi(z) dz, \quad (4.3)$$

то есть задача сводится к вычислению однократного интеграла, зависящего от параметра  $x$ .<sup>32</sup>

Конечно, формула (4.3) — это универсальное решение задачи о нахождении распределения случайной величины  $\eta$ . Однако, если у  $\eta$  есть плотность распределения  $p_\eta$ , то естественным ответом будет именно эта плотность. При этом возникает вопрос: если случайная величина  $\xi$  обладает плотностью распределения  $p_\xi$ , то для каких функций  $\varphi$  случайная величина  $\eta = \varphi(\xi)$  тоже будет абсолютно непрерывной?

Для решения задач нам хватит следующего достаточного условия, накладываемого на функцию  $\varphi$ .

**Предложение 4.1.** Пусть случайная величина  $\xi$  обладает плотностью  $p_\xi$ . Предположим, что существуют такие числа  $-\infty < a_1 < \dots < a_n < \infty$ , что на любом промежутке  $(a_i, a_{i+1})$ , включая бесконечные промежутки  $(-\infty, a_1)$  и  $(a_n, \infty)$ , функция  $\varphi$  обратима и непрерывно дифференцируема. Тогда случайная величина  $\eta = \varphi(\xi)$  является абсолютно непрерывной.

Грубо говоря, условие Предложения 4.1 говорит, что функция  $\varphi$  должна быть кусочно гладкой и не должна иметь ступенек.<sup>33</sup> В этих условиях нахождение плотности случайной величины  $\eta$  может быть осуществлено вычислением  $F_\eta(x)$  с последующим дифференцированием. Можно также попытаться непосредственно продифференцировать правую часть (4.3), используя аналог формулы Барроу.

Приведем простейший пример.

<sup>32</sup>Конечно, формула (4.3) годится и для дискретной случайной величины  $\eta$ . Однако при решении задач (4.2) для этого случая гораздо предпочтительней. Во-первых, для дискретных случайных величин таблица распределения — гораздо более наглядный объект, определяющий само распределение, чем функция распределения — в таблице прямо указано, какие значения и с какими вероятностями принимает случайная величина  $\eta$ . Во-вторых, поскольку интегралы (4.3) должны быть сосчитаны при всех  $x$ , это может быть источником никому не нужных ошибок.

<sup>33</sup>Если  $\varphi(x) = c$  при  $a < x < b$ , то  $\mathbb{P}(\eta = c) \geq \mathbb{P}(a < \xi < b)$ , а последняя вероятность будет положительна, если только  $p_\xi$  не является почти всюду тождественным нулем на  $(a, b)$ .

**Пример 4.1.** Случайная величина  $\xi$  имеет плотность  $p_\xi(x)$ . Найти распределение случайной величины  $\eta = a\xi + b$ ,  $a > 0$ .

*Решение.* Найдем сначала функцию распределения случайной величины  $\xi$ . Это легко:

$$F_\eta(x) = \mathbb{P}(\eta < x) = \mathbb{P}(a\xi + b < x) = \mathbb{P}(\xi < (x - b)/a) = F_\xi((x - b)/a).$$

В терминах функций распределения задача решена: неизвестную функцию распределения  $F_\eta$  выразили через известную  $F_\xi$ , при этом существование плотности  $p_\xi$  нам не потребовалось. Но, согласно Предложению 4.1, у случайной величины  $\eta$  есть плотность распределения. Поэтому

$$p_\eta(x) = \frac{d}{dx} F_\eta(x) = \frac{d}{dx} F_\xi\left(\frac{x - b}{a}\right) = \frac{1}{a} p_\xi\left(\frac{x - b}{a}\right).$$

А можно и не пользоваться Предложением 4.1. Действительно, сделав замену переменных  $t = (s - b)/a$ , получим, что

$$F_\eta(x) = F_\xi((x - b)/a) = \int_{-\infty}^{(x-b)/a} p_\xi(t)dt = \frac{1}{a} \int_{-\infty}^x p_\xi((s - b)/a)ds.$$

Следовательно (см. свойства плотности) функция  $p_\eta(s) = a^{-1}p_\xi((s - b)/a)$  является плотностью распределения случайной величины  $\eta$ .

Конечно, эта задача оказалась столь простой только потому, что линейная функция  $\phi(x) = ax + b$  является обратимой и обратная к ней является очень простой. Если это не так, то все вычисления оказываются более сложными.

## 4.2 Некоторые приемы

Перечислим некоторые приемы, облегчающие задачу нахождения распределения случайной величины  $\eta = \varphi(\xi)$  в случае, когда  $\xi$  имеет плотность распределения  $p_\xi$ . Еще раз отметим, что слова «найти распределение случайной величины  $\eta$ » означают для нас, что ответ выдается в виде таблицы распределения, если  $\eta$  дискретна, в виде плотности распределения  $p_\eta$ , если  $\eta$  абсолютно непрерывна (это желательно), и в общем случае — в виде функции распределения  $F_\eta$ .

- Если случайная величина  $\eta$  принимает конечное или счетное число значений  $t_i$ , то нужно решать уравнения  $\varphi(z) = t_i$  и, получив ответ в виде некоторых подмножеств  $z \in D_i \subset \mathbb{R}$ , вычислить вероятности

$$p_i = \mathbb{P}(\xi \in D_i) = \int_{D_i} p_\xi(z)dz.$$

- В остальных случаях считается функция распределения. Для этого нужно решить при всех  $x$  неравенство  $\varphi(z) < x$ , получить ответ в виде подмножеств  $z \in B_x \subset \mathbb{R}$  и проинтегрировать плотность  $p_\eta$  по этим множествам:<sup>34</sup>

$$F_\eta(x) = \mathbb{P}(B_x) = \int_{B_x} p_\xi(z)dz.$$

Здесь могут помочь следующие соображения.

- Полезно определить сначала, какие значения принимает случайная величина  $\eta$ . Если, например,  $a < \eta < b$ , то автоматически  $F_\eta(x) = 0$  при  $x \leq a$  и  $F_\eta(x) = 1$  при  $x > b$ . Значит, решать неравенства  $\varphi(z) < x$  при таких  $x$  не нужно.

<sup>34</sup>В принципе, такие интегралы могут и не считаться в явном виде.

- Решение неравенств  $\varphi(z) < x$  можно контролировать графически: если найти решения уравнения  $\varphi(z) = x$ , то, используя график функции  $\varphi$ , несложно понять структуру множества  $B_x$ .
- После того, как функция распределения вычислена, следует проверить результат на правдоподобность. А именно, нужно проверить, удовлетворяет ли Ваш ответ основным свойствам функции распределения:
  - a) лежат ли значения  $F_\eta$  между нулем и единицей?
  - b) какие значения  $F_\eta$  принимает (в пределе) на  $\pm\infty$ ?
  - c) является ли  $F_\eta$  монотонно неубывающей?
  - d) должны ли у этой функции быть скачки? Если «да», то правильно ли сосчитаны их значения и там ли они находятся, где нужно? Нет ли у Вашей функции распределения лишних скачков? Является ли Ваша функция распределения непрерывной именно слева в точках этих скачков?
  - e) там, где случайная величина  $\eta$  не принимает значений, ее функция распределения должна быть постоянной. Выполнено ли у Вас это свойство?

Такая проверка на правдоподобность почти гарантирует правильность ответа.

- Наконец, когда функция распределения найдена, нужно найти плотность распределения, если, конечно, она существует.