

---

## Производящая функция дискретной случайной величины. Характеристическая функция случайной величины. Семинар 9. 30 октября 2018 г.

---

Подготовил: Горбунов Э.

**Источники:** [НатанТВ, Гл. 7], [Ширяев, Гл. 2 §12], [Боровков, Гл. 7 §1-3, 6, 8], [Гнеденко, Гл. 7 §32-37]

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** ПРОИЗВОДЯЩАЯ ФУНКЦИЯ ДИСКРЕТНОЙ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ, ХАРАКТЕРИСТИЧЕСКАЯ ФУНКЦИЯ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ И СЛУЧАЙНОГО ВЕКТОРА, МНОГОМЕРНОЕ НОРМАЛЬНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ

### Производящая функция дискретной случайной величины

Рассмотрим вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  и дискретную случайную величину  $\xi$ , принимающую целые неотрицательные значения с вероятностями  $\mathbb{P}\{\xi = n\} = p_n$ .

**Определение 1.** Производящей функцией целочисленной неотрицательной случайной величины  $\xi$  называется функция комплексного аргумента

$$g_\xi(z) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[z^\xi] = \sum_{n=0}^{\infty} p_n z^n, \quad z \in \mathbb{C}.$$

В силу  $\sum_{n=0}^{\infty} p_n = 1$  имеем:  $g_\xi(1) = 1$ . Следовательно, радиус сходимости не меньше единицы.

Перечислим некоторые важные свойства производящей функции дискретной случайной величины.

1.  $g_\xi(0) = p_0, g_\xi(1) = 1$ .
2.  $g_\xi^{(k)}(0) = k!p_k$ .
3. Производящая функция однозначно определяет распределение дискретной случайной величины, т. е.  $g_\xi(z) \equiv g_\eta(z)$  тогда и только тогда, когда  $\xi$  и  $\eta$  имеют одинаковые распределения.
4.  $\mathbb{E}\xi = g'_\xi(1)$  и  $\mathbb{D}\xi = g''_\xi(1) + g'_\xi(1) - (g'_\xi(1))^2$ .
5. Если  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  — независимые в совокупности случайные величины, то для случайной величины  $\eta_n = \sum_{k=1}^n \xi_k$  производящая функция равна

$$g_{\eta_n}(z) = \prod_{k=1}^n g_{\xi_k}(z).$$

**Упражнение 1.** Найдите производящую функцию случайной величины  $\xi$  такой, что:

- a)  $\xi \sim \text{Be}(p)$ ;
- b)  $\xi \sim \text{Binom}(n, p)$ ;
- c)  $\xi \sim \text{Poisson}(\lambda)$ ;
- d)  $\xi \sim \text{Geom}(p)$ ;
- e)  $\xi \sim \text{NB}(n, p)$ .

**Упражнение 2.** Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  — одинаково распределённые случайные величины, независимые вместе со случайной величиной  $N$  (все величины целочисленные). Пусть  $\eta = \sum_{k=1}^N \xi_k$ . Найдите производящую функцию  $\eta$ . Рассмотрите случай, когда  $N \sim \text{Poisson}(\lambda), \xi_i \sim \text{Be}(p)$  (*прореживание пуассоновского процесса*).

### Характеристическая функция случайной величины

До этого момента полное описание свойств случайной величины мы могли получить из функции распределения. Оказывается, существует и другой способ не менее полного описания свойств случайной величины, который опирается на *характеристическую функцию* случайной величины.

Для начала нужно договориться, что под **комплекснозначной случайной величиной**  $x$  мы будем понимать такой случайный объект  $\xi$ , что  $\xi = \xi_1 + i\xi_2$ , где  $\xi_1, \xi_2$  — случайные величины. Естественно положить  $\mathbb{E}[\xi] = \mathbb{E}\xi_1 + i\mathbb{E}\xi_2$ . Комплекснозначные величины  $\xi = \xi_1 + i\xi_2$  и  $\eta = \eta_1 + i\eta_2$  называются **независимыми**, если  $\sigma$ -алгебры  $\sigma(\xi_1, \xi_2)$  и  $\sigma(\eta_1, \eta_2)$ , порождённые случайными векторами  $(\xi_1, \xi_2)^\top$  и  $(\eta_1, \eta_2)^\top$ , являются независимыми.

**Определение 2.** Характеристической функцией вещественной случайной величины  $\xi$  называется комплекснозначная функция действительного аргумента  $t \in \mathbb{R}$ :

$$\varphi_\xi(t) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[e^{it\xi}] = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dF(x),$$

где интеграл справа называется интегралом Фурье-Стилтьеса.

**Замечание 1.** Заметим, что характеристическая функция существует для любой случайной величины  $\xi$ , т. к. всегда существует соответствующий интеграл, что следует из простой выкладки:

$$|\varphi_\xi(t)| = \left| \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dF(x) \right| \leq \int_{\mathbb{R}} |e^{itx}| dF(x) = \int_{\mathbb{R}} dF(x) = 1.$$

**Замечание 2.** Если случайная величина  $\xi$  имеет дискретное распределение, то

$$\varphi_\xi(t) = \sum_k e^{itx_k} \mathbb{P}\{\xi = x_k\},$$

где  $x_1, x_2, \dots$  — не более чем счётный набор значений, которые принимает случайная величина  $\xi$ . Заметим, что в случае целочисленно случайной величины характеристическая функция связана с производящей функцией формулой:

$$\varphi_\xi(t) = \sum_{n=0}^{\infty} e^{it \cdot n} \mathbb{P}\{\xi = n\} = g_\xi(e^{it}).$$

**Замечание 3.** Если случайная величина  $\xi$  имеет абсолютно непрерывное распределение с плотностью  $f(x)$ , то

$$\varphi_\xi(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} f(x) dx,$$

то есть характеристическая функция есть (обратное) преобразование Фурье функции  $f(x)$ .

Из определения случайной величины видно, что она однозначно определяется функцией распределения. Оказывается, верно и обратное.

**Теорема 1. (Теорема единственности).** Характеристическая функция  $\varphi_\xi(t)$  случайной величины  $\xi$  однозначно определяет её функцию распределения  $F_\xi(x)$ . Кроме того, верна **формула обращения**: для любых точек непрерывности  $x$  и  $y$  функции  $F_\xi(x)$  выполняется

$$F(y) - F(x) = \frac{1}{2\pi} \lim_{\sigma \rightarrow 0} \int_{\mathbb{R}} \frac{e^{-itx} - e^{-ity}}{it} \varphi_\xi(t) e^{-t^2 \sigma^2} dt.$$

Если функция  $\frac{\varphi_\xi(t)}{t}$  интегрируема на бесконечности, то становится законным предельный переход под знаком интеграла, и можно записать

$$F(y) - F(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \frac{e^{-itx} - e^{-ity}}{it} \varphi_\xi(t) dt.$$

Характеристические функции очень удобны для исследования свойств сумм случайных величин.

Перечислим важнейшие свойства характеристических функций.

1.  $\varphi_\xi(0) = 0$  и  $|\varphi_\xi(t)| \leq 1$  для всех  $t \in \mathbb{R}$ .
2.  $\varphi_{a\xi+b}(t) = e^{itb} \varphi_\xi(ta)$ , где  $a, b \in \mathbb{R}$  — константы.
3. Если  $\xi_1, \dots, \xi_n$  — независимые случайные величины, то характеристическая функция суммы  $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$  равна

$$\varphi_{S_n}(t) = \prod_{k=1}^n \varphi_{\xi_k}(t).$$

4. Характеристическая функция равномерна непрерывна на всей прямой.
5. Если существует абсолютный момент  $n$ -го порядка  $\mathbb{E}[|\xi|^n] < \infty, n \geq 1$ , то существует непрерывная  $n$ -я производная функции  $\varphi_\xi(t)$  и  $\varphi_\xi^{(n)}(0) = i^n \mathbb{E}[\xi^n]$ .
6.  $\overline{\varphi_\xi}(t) = \varphi_\xi(-t) = \varphi_{-\xi}(t)$ .

**Пример 1.** Пусть  $\xi \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ . Покажите, что  $\varphi_\xi(t) = e^{it\mu - \frac{t^2\sigma^2}{2}}$ .

**Пример 2.** Пусть  $\xi \sim \text{Poisson}(\lambda)$ . Докажите, что  $\varphi_\xi(t) = \exp(\lambda(e^{it} - 1))$ .

Как ответить на вопрос является ли та или иная функция характеристической? Иногда это можно сделать с помощью перечисленных нами свойств.

**Упражнение 3.** Может ли функция  $\varphi(t)$  быть характеристической функцией некоторой случайной величины, если

- 1)  $\varphi(t) = \frac{1}{1+t}$ ;
- 2)  $\varphi(t) = 1+t$ ;
- 3)  $\varphi(t) = \sin t$ ;
- 4)  $\varphi(t) = \cos t$ ?

В общем случае ответ на вопрос, является ли та или иная функция характеристической, достаточно сложен. Следующая теорема даёт критерий того, является ли функция характеристической для некоторой случайной величины.

**Теорема 2. Теорема Бохнера-Хинчина.** Для того, чтобы непрерывная функция  $\varphi(t)$ , обладающая свойством  $\varphi(0) = 1$ , была характеристической, необходимо и достаточно, чтобы она была **неотрицательно определённой**, т. е. чтобы для любого  $n \in \mathbb{N}$  для любых действительных  $t_1, \dots, t_n$  и любых комплексных чисел  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$  выполнялось

$$\sum_{k,j=1}^n \varphi(t_k - t_j) \lambda_k \overline{\lambda_j} \geq 0.$$

**Теорема 3. (Теорема непрерывности).** Пусть  $\varphi_n(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dF_n(x)$  есть последовательность характеристических функций и  $\varphi_n(t) \rightarrow \varphi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$  и при каждом  $t$ . Тогда следующие условия эквивалентны:

- а)  $\varphi(t)$  является характеристической функцией,

b)  $\varphi(t)$  непрерывна в точке  $t = 0$ ,

c) существует такая функция распределения  $F(x)$ , что во всех её точках непрерывности  $F_n(x) \rightarrow F(x)$  при  $n \rightarrow \infty$ .

Часто теоремой непрерывности называют следующий факт, вытекающий из сформулированной выше теоремы.

**Следствие 1.** Для сходимости  $F_n(x)$  к  $F(x)$  во всех точках непрерывности  $F(x)$  необходимо и достаточно, чтобы  $\varphi_n(t) \rightarrow \varphi(t)$  при каждом  $t$ , где  $\varphi(t)$  — характеристическая функция, соответствующая  $F$ .

**Пример 3.** Пусть  $\{\xi_n\}_{n=1}^\infty$  — последовательность случайных величин таких, что  $\xi_n \sim \mathcal{U}[-n, n]$ . Показать, что последовательность их характеристических функций сходится к разрывной в нуле функции.

## Многомерное нормальное распределение

**Определение 3.** Характеристической функцией случайного вектора  $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)^\top$  называется комплекснозначная функция от вещественного вектора  $t = (t_1, \dots, t_n)^\top$ , равная

$$\varphi_\xi(t) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E} \left[ e^{it^\top \xi} \right] = \mathbb{E} \left[ \exp \left( i \sum_{k=1}^n t_k \xi_k \right) \right] = \int_{\mathbb{R}^n} \exp \left( i \sum_{k=1}^n t_k x_k \right) d\mathbb{P}_{\xi_1, \dots, \xi_n}(x_1, \dots, x_n).$$

Характеристические функции случайных векторов обладают всеми свойствами (с некоторыми несложными изменениями в формулировках), которые были получены для характеристических функций случайных величин (более подробно см. в [Боровков, Гл. 7, §6] и [Гнеденко, Гл. 7, §37]).

Если существует смешанный момент  $\mathbb{E} \left[ \xi_1^{k_1} \dots \xi_n^{k_n} \right]$ , то  $\varphi_\xi(t)$  имеет производную порядка  $k_1 + \dots + k_n$ :

$$\frac{\partial \varphi_\xi^{k_1 + \dots + k_n}(t)}{\partial t_1^{k_1} \dots \partial t_n^{k_n}} \Big|_{t=0} = i^{k_1 + \dots + k_n} \mathbb{E} \left[ \xi_1^{k_1} \dots \xi_n^{k_n} \right].$$

**Определение 4.** Нормальным случайным вектором  $\xi \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$  будем называть случайный вектор, имеющий характеристическую функцию

$$\varphi_\xi(t) = e^{it^\top \mu - \frac{1}{2} t^\top \Sigma t}.$$

Пусть случайные векторы  $\xi \in \mathbb{R}^{d_1}$  и  $\eta \in \mathbb{R}^{d_2}$  имеют совместное нормальное распределение

$$(\xi, \eta) \sim \mathcal{N} \left( \begin{pmatrix} \mu_\xi \\ \mu_\eta \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{\xi\xi} & \Sigma_{\xi\eta} \\ \Sigma_{\eta\xi} & \Sigma_{\eta\eta} \end{pmatrix} \right),$$

где  $\mu_\xi \in \mathbb{R}^{d_1}$ ,  $\mu_\eta \in \mathbb{R}^{d_2}$ ,  $\Sigma_{\xi\xi} \in \mathbb{R}^{d_1 \times d_1}$ ,  $\Sigma_{\xi\eta} = \Sigma_{\eta\xi}^\top \in \mathbb{R}^{d_1 \times d_2}$ ,  $\Sigma_{\eta\eta} \in \mathbb{R}^{d_2 \times d_2}$ .

Тогда

$$\xi \sim \mathcal{N}(\mu_\xi, \Sigma_{\xi\xi}).$$

Если  $\Sigma_{\xi\xi}$  — невырожденная матрица, то

$$(\eta | \xi = x) \sim \mathcal{N} \left( \mu_\eta + \Sigma_{\eta\xi} \Sigma_{\xi\xi}^{-1} (x - \mu_\xi), \Sigma_{\eta\eta} - \Sigma_{\eta\xi} \Sigma_{\xi\xi}^{-1} \Sigma_{\xi\eta} \right).$$