

3.3. Стандартная гауссовская случайная величина. Функция $\varphi(x) = (2\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2}$ называется *стандартной гауссовской плотностью*. Эта функция уже встретилась нам в теореме Муавра–Лапласа (теорема 4.3). В лекции 15 мы докажем, что $\varphi(x)$ действительно является плотностью распределения, а сейчас вычислим математическое ожидание:

$$(5) \quad E[\xi] = \int_{-\infty}^{\infty} x\varphi(x) dx \stackrel{\textcircled{5}}{=} 0$$

поскольку φ — четная функция, а интеграл для четной функции по симметричному промежутку равен 0. $\textcircled{6}$

3.4. Случайная величина Коши. (см. определение 11.2). Плотность распределения Коши задается формулой (11.5). Поэтому

$$E[\xi] = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} \frac{x}{1+x^2} dx = \left[\begin{array}{c} \text{Замена:} \\ x^2=t \end{array} \right] = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \frac{dt}{1+t} \stackrel{\textcircled{7}}{=} \infty.$$

Для случайной величины Коши математическое ожидание не существует.

Пример 2 (продолжение примера 11.1). Покажем, как вычисляется математическое ожидание случайной величины, которая не является ни дискретной, ни абсолютно непрерывной.

Напомним условия стохастического эксперимента из примера 11.1: подбрасывается симметричная монета. Если выпала “*решка*”, то производится еще одно действие: точка бросается на отрезок $[0, 1]$. Определим случайную величину ξ равной -1 , если выпал “*герб*”; если же выпала “*решка*” и координата брошенной точки равна x , положим $\xi = x$. В примере 11.2 мы установили, что $F = \frac{1}{2}F_d + \frac{1}{2}F_c$, где F — функция распределения случайной величины ξ , а F_d и F_c — это дискретная и абсолютно непрерывная функции распределения, графики которых изображены на рис. 11.2 и 11.3.

Согласно определению (2)

$$E[\xi] = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x dF_d + \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x dF_c = (-1) \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = -\frac{1}{4}.$$

Тут мы воспользовались аддитивностью интеграла Стильтьеса, эквивалентностью определений 12.1 и 12.4 для дискретных величин и равенством (3).

4. СВОЙСТВА МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ АБСОЛЮТНО НЕПРЕРЫВНЫХ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Математическое ожидание для абсолютно непрерывных случайных величин имеет те же свойства, что и для дискретных. Исключение составляет свойство (E_1) , поскольку константа не является абсолютно непрерывной случайной величиной. $\textcircled{8}$

Теорема 1. Пусть ξ и η — абсолютно непрерывные случайные величины. Тогда выполнены свойства (E_2) – (E_5) (лекция 12, стр. 89).

Перед доказательством этой теоремы мы приведем несколько вспомогательных результатов, которые встречаются и в других вычислениях математических ожиданий.

4.1. Вспомогательные результаты.

Лемма 1. Если случайная величина ξ абсолютно непрерывна и $a \neq 0$, то $a\xi$ также абсолютно непрерывная случайная величина, причем $f_{a\xi}(x) = f_\xi(x/a)/|a|$.

Доказательство леммы 1. Согласно условию леммы $F_\xi(x) = \int_{-\infty}^x f_\xi(t) dt$ для любого $x \in \mathbf{R}$. Положим $\eta = a\xi$. В случае $a > 0$ имеем $F_\eta(x) = P(\eta < x) = P(\xi < x/a) = F_\xi(x/a)$ и поэтому

$$F_\eta(x) = F_\xi\left(\frac{x}{a}\right) = \int_{-\infty}^{x/a} f_\xi(t) dt = \left[\begin{array}{l} \text{Замена:} \\ at=s \end{array} \right] = \int_{-\infty}^x \frac{f_\xi(s/a)}{a} ds,$$

то есть $\frac{1}{a}f_\xi(s/a)$ является плотностью случайной величины η .

Если же $a < 0$, то $F_\eta(x) \stackrel{\text{⑨}}{=} P(\xi > x/a) \stackrel{\text{⑨}}{=} 1 - P(\xi \leq x/a) = 1 - P(\xi < x/a)$ в силу свойства (f_6) теоремы 11.2. Поэтому из свойства (f_2) теоремы 11.1 вытекает

$$\begin{aligned} F_\eta(x) &= 1 - F_\xi\left(\frac{x}{a}\right) = 1 - \int_{-\infty}^{x/a} f_\xi(t) dt = \int_{x/a}^{\infty} f_\xi(t) dt = \int_{-x/|a|}^{\infty} f_\xi(t) dt \\ &= \left[\begin{array}{l} \text{Замена:} \\ |a|t=s \end{array} \right] = \int_{-x}^{\infty} \frac{f_\xi(s/|a|)}{|a|} ds = \left[\begin{array}{l} \text{Замена:} \\ s=-v \end{array} \right] \stackrel{\text{⑩}}{=} \int_{-\infty}^x \frac{f_\xi(-s/|a|)}{|a|} ds. \end{aligned}$$

Значит и в этом случае $\frac{1}{|a|}f(s/a) = \frac{1}{|a|}f(-s/|a|)$ является плотностью случайной величины η . \square

Лемма 2. Каждая неотрицательная абсолютно непрерывная случайная величина ξ обладает версией плотности f^* , для которой $f^*(x) = 0, x \leq 0$.

Доказательство леммы 2. Пусть F и f — функция распределения и плотность случайной величины ξ . Тогда $F(x) \stackrel{\text{⑪}}{=} 0$ для $x \leq 0$ в силу неотрицательности ξ и поэтому $\int_{-\infty}^x f(t) dt = 0$ для $x \leq 0$. В частности, $\int_{-\infty}^0 f(t) dt = 0$. Рассмотрим теперь функцию

$$f^*(t) = \begin{cases} f(t), & t > 0, \\ 0, & t \leq 0. \end{cases}$$

Тогда $F(x) \stackrel{\text{⑫}}{=} \int_{-\infty}^x f^*(t) dt$ для $x \leq 0$. Кроме того, для $x > 0$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 f(t) dt + \int_0^x f(t) dt = \int_0^x f^*(t) dt = \int_{-\infty}^x f^*(t) dt,$$

то есть f^* действительно является плотностью величины ξ в этом случае. \square

Лемма 3. Пусть ξ абсолютно непрерывная случайная величина. Тогда $|\xi|$ также абсолютно непрерывная случайная величина, причем

$$(6) \quad f_{|\xi|}(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0, \\ f_\xi(x) + f_\xi(-x), & x > 0. \end{cases}$$

Доказательство леммы 3. Через $g(x)$ обозначим функцию, которая определяется правой частью (6). Понятно, что $F_{|\xi|}(x) \stackrel{\textcircled{13}}{=} \int_{-\infty}^0 g(t) dt$ для $x \leq 0$. Для $x > 0$ имеем

$$F_{|\xi|}(x) = \mathbf{P}(|\xi| < x) \stackrel{\textcircled{14}}{=} \mathbf{P}(-x < \xi < x) \stackrel{\textcircled{14}}{=} \mathbf{P}(-x \leq \xi < x) = \int_{-x}^x f_{\xi}(t) dt$$

в силу свойств (f_5) и (f_6) теоремы 11.2. Поэтому

$$\begin{aligned} F_{|\xi|}(x) &= \int_{-x}^0 f_{\xi}(t) dt + \int_0^x f_{\xi}(t) dt = \int_0^x f_{\xi}(-t) dt + \int_0^x f_{\xi}(t) dt \\ &\stackrel{\textcircled{15}}{=} \int_0^x g(t) dt = \int_{-\infty}^x g(t) dt, \end{aligned}$$

то есть $|\xi|$ — действительно абсолютно непрерывная случайная величина, а $g(t)$ — ее плотность. \square

Доказательство теоремы 1. Докажем свойство (E_2) . Если $a = 0$, то $a\xi$ является константой и (E_2) вытекает из свойства (E_1) для дискретных случайных величин (раздел 12.3). В случае $a \neq 0$ воспользуемся определением (1) и леммой 1:

$$\mathbf{E}[a\xi] = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f_{\xi}(x/a)}{|a|} dx.$$

Если $a > 0$, то

$$\int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f_{\xi}(x/a)}{|a|} dx = \left[\begin{array}{c} \text{Замена:} \\ x=av \end{array} \right] = a \int_{-\infty}^{\infty} v f_{\xi}(v) dv = a\mathbf{E}[\xi].$$

Если же $a < 0$, то

$$\int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f_{\xi}(x/a)}{|a|} dx = \left[\begin{array}{c} \text{Замена:} \\ x=av \end{array} \right] = \frac{a^2}{|a|} \int_{\infty}^{-\infty} v f_{\xi}(v) dv = a\mathbf{E}[\xi].$$

Докажем теперь свойство (E_3) . Выберем такую же версию f^* плотности случайной величины ξ , как в лемме 2. Тогда

$$\mathbf{E}[\xi] = \int_{-\infty}^{\infty} t f_{\xi}^*(t) dt = \int_0^{\infty} t f_{\xi}^*(t) dt \geq 0,$$

так как $f^*(t) \geq 0$ в силу свойства (f_1) теоремы 11.1.

Докажем (E_4) . В силу свойств интеграла Римана

$$\begin{aligned} (7) \quad |\mathbf{E}[\xi]| &= \left| \int_{-\infty}^{\infty} t f_{\xi}(t) dt \right| \leq \int_{-\infty}^{\infty} |t| f_{\xi}(t) dt = - \int_{-\infty}^0 t f_{\xi}(t) dt + \int_0^{\infty} t f_{\xi}(t) dt \\ &\stackrel{\textcircled{16}}{=} \int_0^{\infty} t f_{\xi}(-t) dt + \int_0^{\infty} t f_{\xi}(t) dt = \int_0^{\infty} t (f_{\xi}(t) + f_{\xi}(-t)) dt. \end{aligned}$$

Из леммы 3 вытекает, что правая часть (7) равна $\mathbf{E}[|\xi|]$, что и доказывает (E_4) .

Свойство (E_5) мы докажем для общих случайных величин в теореме 2, свойство (E_5^*) (см. также теорему 19.2). \square

5. СВОЙСТВА МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОЖИДАНИЯ В ОБЩЕМ СЛУЧАЕ

Все свойства (E_1) – (E_5) справедливы не только для дискретных или абсолютно непрерывных случайных величин, но и в общем случае. Доказательства в общем случае основаны на свойствах интеграла Стильтьеса.

Теорема 2. Пусть ξ — случайная величина. Предположим, что математическое ожидание $E[\xi]$ существует в смысле определения 2.

(E_0) Имеет место равенство

$$(8) \quad E[\xi] = - \int_{-\infty}^0 F_{\xi}(x) dx + \int_0^{\infty} (1 - F_{\xi}(x)) dx.$$

(E_{12}) Математическое ожидание $E[a\xi + b]$ существует для любых $a, b \in \mathbf{R}$, причем $E[a\xi + b] = aE[\xi] + b$.

(E_3^*) Пусть η — случайная величина, причем $\xi \leq \eta$. Если математическое ожидание $E[\eta]$ существует, то $E[\xi] \leq E[\eta]$.

(E_4) $|E[\xi]| \leq E[|\xi|]$.

(E_5^*) Пусть η — случайная величина, причем математическое ожидание $E[\eta]$ существует. Тогда $E[\xi + \eta]$ также существует, причем

$$(9) \quad E[\xi + \eta] = E[\xi] + E[\eta].$$

Доказательство свойства (E_0) . Определение (2) можно переписать в следующем виде

$$(10) \quad E[\xi] \stackrel{\textcircled{17}}{=} \int_{-\infty}^0 x dF_{\xi} - \int_0^{\infty} x d(1 - F_{\xi}).$$

Каждый из интегралов в правой части сходится абсолютно, так как абсолютно сходится интеграл $\int_{-\infty}^{\infty} x dF_{\xi}$. Интегрируя по частям каждый из них (Фихтенгольц, т. III, глава XV, § 577, стр. 97), доказываем свойство (E_0) . Например, для первого интеграла в (10) рассуждаем следующим образом:

$$\int_{-\infty}^0 x dF_{\xi} = xF_{\xi}(x) \Big|_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 F_{\xi}(x) dx = - \int_{-\infty}^0 F_{\xi}(x) dx,$$

так как $xF_{\xi}(x) \rightarrow 0, x \rightarrow -\infty$. Последнее свойство выполнено в силу

$$0 \leq |x|F_{\xi}(x) \leq \int_{-\infty}^x |t| dF_{\xi} \xrightarrow{x \rightarrow -\infty} 0.$$

Рассуждение для второго интеграла в (10) аналогично. $\textcircled{18}$ \square

Доказательство свойства (E_{12}) . Достаточно доказать, что $E[\xi + b] = E[\xi] + b$ и $E[a\xi] = aE[\xi]$. $\textcircled{19}$ Для доказательства первого из этих равенств заметим, что $F_{\xi+b}(x) = F_{\xi}(x - b)$. Поэтому

$$E[\xi] = \int_{-\infty}^{\infty} x dF_{\xi+b}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x dF_{\xi}(x - b) = \int_{-\infty}^{\infty} (x + b) dF_{\xi}(x) = E[\xi] + b$$

в силу линейности интеграла Стильтьеса и теоремы 11.3.

Докажем теперь равенство $E[a\xi] = aE[\xi]$. Если $a = 0$, то это свойство вытекает из (E_1) (лекция 12, стр. 89). Если $a < 0$, то $F_{a\xi}(x) = P(\xi > \frac{x}{a})$ и из (E_0) вытекает, что

$$\begin{aligned} E[a\xi] &= \int_{-\infty}^{\infty} x dF_{a\xi}(x) = - \int_{-\infty}^0 F_{a\xi}(x) dx + \int_0^{\infty} (1 - F_{a\xi}(x)) dx \\ &= - \int_{-\infty}^0 P\left(\xi > \frac{x}{a}\right) dx + \int_0^{\infty} P\left(\xi \leq \frac{x}{a}\right) dx \\ &= -a \int_{-\infty}^0 P(\xi > v) dv + a \int_0^{\infty} P(\xi \leq v) dv \\ &= a \left[\int_0^{\infty} P(\xi > v) dv - \int_{-\infty}^0 P(\xi \leq v) dv \right] \\ &= a \left[\int_0^{\infty} P(\xi \geq v) dv - \int_0^{\infty} P(\xi = v) dv \right. \\ &\quad \left. - \int_{-\infty}^0 P(\xi < v) dv - \int_{-\infty}^0 P(\xi = v) dv \right]. \end{aligned}$$

Сумма первого и третьего интегралов в правой части равна $E[\xi]$ согласно свойству (E_0) . Поэтому

$$(11) \quad E[a\xi] = a \left[E[\xi] - \int_{-\infty}^{\infty} P(\xi = v) dv \right].$$

Последний интеграл равен 0, ²⁰ так как $P(\xi = v)$ — это скачок функции распределения в точке v (см. свойство (PF_5) в теореме 10.7), а множество скачков функция распределения не более, чем счетно (см. теорему 10.6). ²¹ Случай $a > 0$ рассматривается аналогично, но проще. ²² \square

Доказательство свойства (E_3^) .* Поскольку $\xi \leq \eta$, то

$$(12) \quad P(\xi < x) \stackrel{23}{\geq} P(\eta < x) \quad \text{и} \quad P(\xi \geq x) \stackrel{23}{\leq} P(\eta \geq x)$$

для всех $x \in \mathbf{R}$. Поэтому (E_3^*) вытекает из (E_0) . ²⁴ \square

Доказательство свойства (E_4) . Так как $\xi \leq |\xi|$ и $-\xi \leq |\xi|$, то (E_3^*) влечет $E[\xi] \leq E[|\xi|]$ и $E[-\xi] \leq E[|\xi|]$. Согласно свойству (E_{12}) с $a = -1$ и $b = 0$ из последнего неравенства вытекает $-E[\xi] \leq E[|\xi|]$. Следовательно,

$$|E[\xi]| = \max\{-E[\xi], E[\xi]\} \leq E[|\xi|].$$

\square

Доказательство свойства (E_5^) .* Зафиксируем $\delta > 0$ и рассмотрим интервалы $I_k \stackrel{\text{def}}{=} [(k-1)\delta, k\delta)$, $-\infty < k < \infty$. Введем случайные величины

$$\xi' = \sum_{k=-\infty}^{\infty} (k-1) \mathbb{I}_{\{\xi \in I_k\}}, \quad \eta' = \sum_{k=-\infty}^{\infty} (k-1) \mathbb{I}_{\{\eta \in I_k\}}.$$

Непосредственно из этого определения вытекает, что

$$\xi' = (k-1)\delta, \quad \text{если } \xi \in I_k; \quad \eta' = (k-1)\delta, \quad \text{если } \eta \in I_k.$$

Ясно, что $\xi' \leq \xi \leq \xi' + \delta$ и $\eta' \leq \eta \leq \eta' + \delta$. Поэтому математические ожидания $E[\xi']$ и $E[\eta']$ существуют в силу свойства (E_3^*) , причем $E[\xi'] \leq E[\xi]$ и $E[\eta'] \leq E[\eta]$. Из свойства (E_{12}) теперь вытекает, что математические ожидания $E[\xi' + \delta]$ и $E[\eta' + \delta]$ также существуют, причем $E[\xi'] \geq E[\xi] - \delta$ и $E[\eta'] \geq E[\eta] - \delta$.

Кроме того, случайные величины ξ' и η' дискретные, поэтому для них выполнено свойство (E_5) (лекция 12, стр. 89), то есть $E[\xi' + \eta']$ существует и равно $E[\xi'] + E[\eta']$. Аналогичные рассуждения справедливы и для случайных величин $\xi' + \delta$ и $\eta' + \delta$. Таким образом

$$\begin{aligned} E[\xi'] + E[\eta'] &= E[\xi' + \eta'] \leq E[\xi + \eta], \\ E[\xi + \eta] &\leq E[\xi' + \eta' + 2\delta] = E[\xi'] + E[\eta'] + 2\delta. \end{aligned}$$

Используя соотношения между $E[\xi']$ и $E[\xi]$, а также между $E[\eta']$ и $E[\eta]$, получаем

$$(13) \quad E[\xi] + E[\eta] - 2\delta \leq E[\xi + \eta] \leq E[\xi] + E[\eta] + 2\delta.$$

Поскольку δ произвольно, то (E_5^*) доказано. \square

КОНТРОЛЬНЫЕ ВОПРОСЫ

Вопрос 1. Почему справедливо равенство $P(\xi > b-x) = P(\xi \geq b-x)$, которое использовано в примере 1?

Вопрос 2. Почему справедливо равенство $\int_{-\infty}^{\infty} (x-a) dF_{\xi}(x) = \frac{a+b}{2} - a$, которое использовано в примере 1?

Вопрос 3. Почему справедливо равенство $\int_{-\infty}^{\infty} x d[1 - F_{\xi}(b-x)] = -\int_{-\infty}^{\infty} (b-x) dF_{\xi}(x)$, которое использовано в примере 1?

Вопрос 4. Почему справедливо равенство $-xe^{-\lambda x} \Big|_{x=0}^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$, которое использовано в примере 1?

Вопрос 5. Объяснить равенство $\int_{-\infty}^{\infty} x\varphi(x) dx = 0$ в разделе §3.3.

Вопрос 6. Доказать, что интеграл в (5) сходится абсолютно.

Вопрос 7. Объяснить равенство $\int_0^{\infty} \frac{dt}{1+t} = \infty$ в разделе §3.4.

Вопрос 8. В разделе 4 утверждается, что константа не является абсолютно непрерывной случайной величиной. Почему это так?

Вопрос 9. Почему справедливы равенства $P(\xi > x/a) = 1 - P(\xi \leq x/a) = 1 - P(\xi < x/a)$, которые мы использовали в доказательстве леммы 1 при $a < 0$.

Вопрос 10. Почему справедливо равенство $\int_{-x}^{\infty} \frac{1}{|a|} f_{\xi}(s/|a|) ds = \int_{-\infty}^x \frac{1}{|a|} f_{\xi}(-s/|a|) ds$, которое мы использовали в доказательстве леммы 1 при $a < 0$.

Вопрос 11. В доказательстве леммы 2 утверждается, что $F(x) = 0$ для $x \leq 0$. Почему это так?

Вопрос 12. В доказательстве леммы 2 утверждается, что $F(x) = \int_{-\infty}^x f^*(t) dt$. Почему это так?