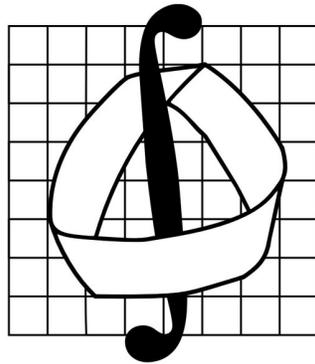


Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова  
механико-математический факультет  
кафедра математической статистики и случайных процессов



**Дополнительные главы теории вероятностей,  
вторая часть**

Москва, 2020



# Оглавление

<b>1</b>	<b>Сходимость основных объектов</b>	<b>5</b>
1.1	Сходимость распределений и характеристических функций . . . . .	5
1.1.1	Решётчатый случай . . . . .	5
1.1.2	Общий случай . . . . .	7
1.2	Сглаживание функции распределения . . . . .	14
1.2.1	Характеристическая функция с компактным носителем . . . . .	14
1.2.2	Приближение последовательностью с абсолютно непрерывными распределениями . . . . .	15
1.2.3	Равенство Парсевала . . . . .	18
1.3	Сходимость конечных мер . . . . .	19
1.3.1	Виды сходимостей, плотность мер . . . . .	19
1.3.2	Относительная компактность . . . . .	21
<b>2</b>	<b>Безгранично делимые распределения</b>	<b>25</b>
2.1	Определение и примеры . . . . .	25
2.2	Преобразование Колмогорова и обобщённые пуассоновские величины . . . . .	26
2.2.1	Безграничная делимость обобщённых пуассоновских . . . . .	27
2.2.2	Безграничная делимость преобразования Колмогорова . . . . .	28
2.2.3	Приближение безгранично делимого распределения обобщёнными пуассоновскими . . . . .	30
2.3	Схема серий с ограниченными дисперсиями . . . . .	33
2.3.1	Определение и примеры . . . . .	34
2.3.2	Безграничная делимость предела . . . . .	34
2.3.3	Условия нормальности предела . . . . .	41
2.3.4	Схема нарастающих сумм . . . . .	42
2.4	Представление Леви – Хинчина . . . . .	43
2.4.1	Преобразование Хинчина . . . . .	43
2.4.2	Представление Хинчина безгранично делимого закона . . . . .	49
2.4.3	Общая нулевая схема серий . . . . .	50
2.5	Устойчивые распределения . . . . .	54
2.5.1	Определение и эквивалентные условия . . . . .	54
2.5.2	Сходимость в схеме нарастающих сумм к невырожденному пределу . . . . .	55

<b>3</b>	<b>Уточнение приближения в центральной предельной теореме</b>	<b>59</b>
3.1	Локализация ЦПТ . . . . .	59
3.1.1	Локальная предельная теорема для арифметического случая . . .	59
3.1.2	Локальная предельная теорема для плотностей . . . . .	61
3.2	Асимптотические разложения . . . . .	64
3.2.1	Асимптотическое разложение для плотностей . . . . .	64
3.2.2	Асимптотическое разложение для функции распределения . . . .	64
3.2.3	Неравенство Берри-Эссеена . . . . .	64
<b>4</b>	<b>Вопросы к экзамену</b>	<b>65</b>

# Глава 1

## СХОДИМОСТЬ ОСНОВНЫХ ОБЪЕКТОВ

### 1.1 Сходимость распределений и характеристических функций

В этом разделе мы рассмотрим слабую сходимость, её связь со сходимостью характеристических функций. При определённых условиях мы докажем теорему обращения для характеристических функций.

#### 1.1.1 Решётчатый случай

**Определение 1.1.1.** Распределение случайной величины  $\xi$  называется решётчатым, если существуют числа  $a$  и  $T > 0$  такие, что  $\xi$  лежит на решётке  $a + T\mathbb{Z}$  почти наверное.

В дальнейшем ради простоты изложения мы будем рассматривать случай  $a = 0, T = 1$ . При этом распределение  $\xi$  будет задаваться набором вероятностей  $p_k := \mathbb{P}(\xi = k)$ , а характеристическая функция имеет более простой вид:

$$\varphi(t) = \mathbb{E}e^{it\xi} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \mathbb{P}_\xi(dx) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} e^{itk} p_k. \quad (1.1)$$

Напомним, что вероятности атомов также выражаются через обратное преобразование Фурье

$$p_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} e^{-itk} \varphi(t) dt. \quad (1.2)$$

**Теорема 1.1.1** (единственности). *Между классами решётчатых распределений и характеристических функций существует взаимнооднозначное соответствие.*

*Доказательство.* С одной стороны, по определению (1.1) набору вероятностей сопоставляется характеристическая функция. С другой стороны, в силу соотношения (1.2) характеристической функции сопоставляется набор вероятностей.  $\square$

В общем случае, слабую сходимость  $\xi_n$  к  $\xi$  мы определяли как сходимость функций распределения  $F_n(x)$  к  $F(x)$  для любой точки непрерывности  $F$ . В нашем частном случае это определение эквивалентно тому, что  $p_k^{(n)}$  стремятся к  $p_k$  для любого  $k$ .

**Теорема 1.1.2** (непрерывности). *Следующие условия эквивалентны:*

1.  $p_k^{(n)}$  стремятся к  $p_k$  для любого  $k$ ;
2.  $\varphi_n(t)$  стремится к  $\varphi(t)$  для любого вещественного  $t$ .

Пусть условие 1 верно. Оценим разность характеристических функций. Зафиксируем положительный  $\varepsilon$ . Тогда

$$|\varphi_n(t) - \varphi(t)| \leq \left| \sum_{|k| < N} e^{itk} (p_k^{(n)} - p_k) \right| + \sum_{|k| \geq N} p_k^{(n)} + \sum_{|k| \geq N} p_k \leq \sum_{|k| < N} |p_k^{(n)} - p_k| + \sum_{|k| \geq N} p_k^{(n)} + \sum_{|k| \geq N} p_k, \quad (1.3)$$

где  $N = N(\varepsilon)$  можно выбрать таким, что третье слагаемое (1.3) будет меньше  $\varepsilon$ . Существует  $M = M(\varepsilon)$  такой, что для любых  $n > M$

$$\sum_{|k| < N} |p_k^{(n)} - p_k| < \varepsilon.$$

Собирая все наши оценки, имеем

$$\begin{aligned} |\varphi_n(t) - \varphi(t)| &\leq \sum_{|k| < N} |p_k^{(n)} - p_k| + 1 - \sum_{|k| < N} p_k^{(n)} + \sum_{|k| \geq N} p_k \leq \\ &2 \sum_{|k| < N} |p_k^{(n)} - p_k| + 1 - \sum_{|k| < N} p_k + \sum_{|k| \geq N} p_k = 2 \sum_{|k| < N} |p_k^{(n)} - p_k| + 2 \sum_{|k| \geq N} p_k \leq 4\varepsilon. \end{aligned}$$

Поэтому выполнено условие 2.

Предположим, что теперь верно 2. Запишем разность вероятностей атомов

$$p_k^{(n)} - p_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} e^{-itk} (\varphi_n(t) - \varphi(t)) dt.$$

Подынтегральная функция ограничена числом 2, поэтому по теореме Лебега о мажорируемой сходимости интеграл сходится к 0 при  $n \rightarrow \infty$ .

**Упражнение 1.1.1.** Докажите, что сходимость характеристических функций в теореме 1.1.2 непрерывности является равномерной.

**Упражнение 1.1.2.** Пользуясь теоремой 1.1.2 непрерывности докажите предельную теорему Пуассона.

### 1.1.2 Общий случай

**Лемма 1.1.1.** Пусть  $\{P_n\}_{n=1}^{\infty}$ ,  $P$  – вероятностные меры. Если для любых  $a < b$  таких, что  $P(\{a\}) = P(\{b\}) = 0$ , верно

$$P_n([a, b]) \rightarrow P([a, b]), \quad n \rightarrow \infty,$$

то  $P_n$  слабо сходится к  $P$ .

*Доказательство.* Пусть  $a < b$  – точки непрерывности  $F(x) = P((-\infty, x])$ , что в силу непрерывности вероятностной меры эквивалентно условию  $P(\{a\}) = P(\{b\}) = 0$ . В силу аддитивности вероятностной меры имеем

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, b]) \leq \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, a)) + P([a, b]), \quad (1.4)$$

$$\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, b]) \geq P([a, b]). \quad (1.5)$$

Для любой  $c$  – точки непрерывности  $F$ ,  $c > a$ , имеем

$$P_n((-\infty, a)) + P_n([a, c]) \leq 1, \quad P_n((-\infty, a)) \leq 1 - P_n([a, c]),$$

откуда

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, a)) \leq 1 - P([a, c]). \quad (1.6)$$

Левая часть неравенства (1.6) не зависит от  $c$ , поэтому в правой можно перейти к пределу по  $c \rightarrow +\infty$  (такую последовательность  $c = c_n$  можно выбрать, так как точек разрывов монотонной  $F$  не более чем счётно), откуда

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, a)) \leq 1 - P([a, +\infty)) = P((-\infty, a)).$$

Устремив  $a$  к  $-\infty$ , получим из неравенств (1.4) и (1.5)

$$P((-\infty, b]) \leq \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, b]) \leq \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} P_n((-\infty, b]) \leq P((-\infty, b]).$$

Закключаем, что в любой точке  $b$  непрерывности функции распределения  $F$  последовательность  $F_n(b)$  стремится к  $F(b)$ .  $\square$

**Следствие 1.1.1.** Пусть  $\{P_n\}_{n=1}^{\infty}$ ,  $P$  – вероятностные меры. Следующие условия эквивалентны:

1.  $P_n$  слабо сходится к  $P$ ;
2. для любых  $a < b$  таких, что  $P(\{a\}) = P(\{b\}) = 0$ , верно

$$P_n([a, b]) \rightarrow P([a, b]), n \rightarrow \infty.$$

**Теорема 1.1.3.** Пусть последовательность вероятностных мер  $P_n$  слабо сходится к  $P$ , и  $f$  – непрерывная ограниченная функция. Тогда

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P(dx), n \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* Зафиксируем  $\varepsilon > 0$ . Пусть  $x_0 < x_N$  такие, что  $P(\{x_0\}) = P(\{x_N\}) = 0$ . Тогда разность интегралов из утверждения теоремы 1.1.3 оценивается как

$$\left| \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P_n(dx) - \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P(dx) \right| \leq \left| \int_{(x_0, x_N]} f(x)P_n(dx) - \int_{(x_0, x_N]} f(x)P(dx) \right| + \int_{\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]} |f(x)|P_n(dx) + \int_{\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]} |f(x)|P(dx). \quad (1.7)$$

В силу ограниченности  $f$  и непрерывности вероятностной меры можно выбрать  $x_0$  настолько малым, а  $x_N$  настолько большим, что третий интеграл в оценке (1.7) будет меньше  $\varepsilon$ . Так как имеет место слабая сходимость вероятностных мер, то существует  $M_1$  такой, что для любых  $n > M_1$  будет справедливо

$$P_n(\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]) \leq P(\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]) + \varepsilon,$$

поэтому второй интеграл в оценке (1.7) оценится как

$$\int_{\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]} |f(x)|P_n(dx) \leq \sup_{\mathbb{R}} |f| \int_{\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]} P_n(dx) = \sup_{\mathbb{R}} |f| P_n(\mathbb{R} \setminus (x_0, x_N]) \leq \sup_{\mathbb{R}} |f| + \varepsilon.$$

Для первого интеграла воспользуемся методом трёх  $\varepsilon$ . Пусть  $\mathbb{T} = \{x_0, \dots, x_N\}$  – разбиение промежутка  $(x_0, x_N]$  точками непрерывности функции  $F(x) := P((-\infty, x])$ . Положим  $\Delta_i := (x_{i-1}, x_i]$ . Тогда имеем

$$\left| \int_{(x_0, x_N]} f(x)P_n(dx) - \int_{(x_0, x_N]} f(x)P(dx) \right| \leq \left| \int_{(x_0, x_N]} f(x)P_n(dx) - \sum_{i=1}^N f(x_i)P_n(\Delta_i) \right| + \left| \sum_{i=1}^N f(x_i)P_n(\Delta_i) - \sum_{i=1}^N f(x_i)P(\Delta_i) \right| + \left| \sum_{i=1}^N f(x_i)P(\Delta_i) - \int_{(x_0, x_N]} f(x)P(dx) \right|. \quad (1.8)$$

Оценим третий интеграл (аналогично оценится первый). Функция  $f$  непрерывна на числовой прямой, а значит равномерно непрерывна на  $(x_0, x_N]$  и можно выделить такое разбиение  $\mathbb{T}$ , что колебание на каждом промежутке  $\Delta_i$  будет не больше  $\varepsilon$ .

$$\begin{aligned} \left| \sum_{i=1}^N f(x_i)P(\Delta_i) - \int_{(x_0, x_N]} f(x)P(dx) \right| &= \sum_{i=1}^N \int_{\Delta_i} |f(x) - f(x_i)|P(dx) \leq \varepsilon \sum_{i=1}^N \int_{\Delta_i} P(dx) = \\ &= \varepsilon P\left(\bigcup_{i=1}^N \Delta_i\right) \leq \varepsilon. \end{aligned}$$

Для оценки второго слагаемого оценки (1.8) в силу слабой сходимости мер можно указать такой  $M_2$ , что для любого  $n > M_2$  для любого  $i \in \{1, \dots, N\}$  будет верно

$$|P_n(\Delta_i) - P(\Delta_i)| \leq \varepsilon/N,$$

откуда для всех  $n > \max\{M_1, M_2\}$ , используя оценку (1.8), имеем в оценке (1.7)

$$\left| \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P_n(dx) - \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P(dx) \right| \leq \varepsilon + \sup_{\mathbb{R}} |f| \varepsilon + \varepsilon + \varepsilon + \sup_{\mathbb{R}} |f| \varepsilon + \varepsilon = (4 + 2 \sup_{\mathbb{R}} |f|) \varepsilon.$$

□

**Следствие 1.1.2.** Если последовательность вероятностных мер  $P_n$  слабо сходится к  $P$ , то для любой точки  $t$  последовательность значений характеристических функций  $\varphi_n(t)$  стремится к значению характеристической функции  $\varphi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ .

*Доказательство.* Рассмотрим  $f_t(x) := e^{itx}$ . Это ограниченная непрерывная функция при фиксированном  $t$ . По теореме 1.1.3

$$\varphi_n(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_t(x)P_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} f_t(x)P(dx) = \varphi(t), n \rightarrow \infty.$$

□

**Теорема 1.1.4.** Пусть  $P, \{P_n\}_{n=1}^{\infty}$  – вероятностные меры на числовой прямой. Тогда следующие утверждения эквивалентны

1.  $P_n$  слабо сходятся к  $P$ ;
2. для любой непрерывной ограниченной функции  $f$  имеет место сходимость

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)P(dx), n \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* Мы уже доказали, что из условия (1) слабой сходимости следует условие (2) сходимостей интегралов.

Докажем обратную импликацию. Начнём с доказательства того, что для любых точек  $a < b$  таких, что  $P(\{a\}) = P(\{b\}) = 0$  имеет место сходимость

$$P_n([a, b]) \rightarrow P([a, b]), n \rightarrow \infty.$$

Индикатор отрезка не является непрерывной функцией, но его можно сгладить как показано на рисунке.

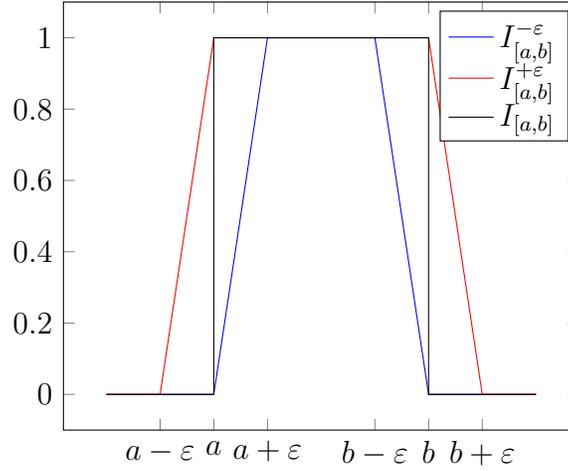


Рис. 1.1: Функции, приближающие индикатор отрезка

Для построенных функций имеем соотношение

$$I_{[a,b]}^{-\varepsilon} \leq I_{[a,b]} \leq I_{[a,b]}^{+\varepsilon}. \quad (1.9)$$

Так как  $I_{[a,b]}^{-\varepsilon}$  и  $I_{[a,b]}^{+\varepsilon}$  непрерывны и ограничены, то они удовлетворяют условию (2) и соответственно

$$J_n^{-\varepsilon} := \int_{-\infty}^{+\infty} I_{[a,b]}^{-\varepsilon}(x) P_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} I_{[a,b]}^{-\varepsilon}(x) P(dx) =: J^{-\varepsilon}, n \rightarrow \infty;$$

$$J_n^{+\varepsilon} := \int_{-\infty}^{+\infty} I_{[a,b]}^{+\varepsilon}(x) P_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} I_{[a,b]}^{+\varepsilon}(x) P(dx) =: J^{+\varepsilon}, n \rightarrow \infty.$$

Из соотношения (1.9) получаем

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} P_n([a, b]) \geq J^{-\varepsilon}, \limsup_{n \rightarrow \infty} P_n([a, b]) \leq J^{+\varepsilon}. \quad (1.10)$$

Так как  $P_n([a, b])$  не зависят от  $\varepsilon$ , то можем в оценке (1.10) устремить  $\varepsilon$  к нулю. По теореме Лебега о мажорируемой сходимости интегралы  $J^{-\varepsilon}$  и  $J^{+\varepsilon}$  стремятся к  $P([a, b])$ , что вместе с оценкой (1.10) даёт

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_n([a, b]) = P([a, b]).$$

По замечанию из прошлой лекции, сходимость  $P_n([a, b])$  для всяких точек  $a < b$  таких, что  $P(\{a\}) = P(\{b\}) = 0$  эквивалентна слабой.  $\square$

**Теорема 1.1.5.** Пусть имеется абсолютно непрерывное распределение  $P$  с непрерывной плотностью  $f$ , непрерывно дифференцируемой в некоторой окрестности точки  $x$ . Тогда для характеристической функции  $\varphi$  такой, что  $\|\varphi\|_{L_1} < \infty$ , верно

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \varphi(t) dt.$$

*Доказательство.* Рассмотрим

$$f_N(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-N}^N e^{-itx} \varphi(t) dt.$$

Расписывая характеристическую функцию по определению и используя теорему Фубини [2, с. 202-203], получаем

$$f_N(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-N}^N e^{-itx} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itu} f(u) du dt = \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-N}^N e^{it(u-x)} dt \right) f(u) du. \quad (1.11)$$

Подынтегральное выражение (1.11) вычисляется явно как

$$\frac{1}{2\pi} \int_{-N}^N e^{it(u-x)} dt = \frac{1}{\pi} \frac{\sin(N(u-x))}{u-x},$$

поэтому, сделав замену  $v := u - x$ , приходим к

$$f_N(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sin(N(u-x))}{u-x} f(u) du = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sin(Nv)}{v} f(v+x) dv.$$

В курсе математического анализа [1, с. 504] доказывалось, что

$$\pi = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sin(v)}{v} dv = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sin(Nv)}{v} dv.$$

Как мы видим, интеграл от  $\sin(Nv)/v$  по числовой прямой конечен и не зависит от  $N$ . При  $N$  стремящимся к бесконечности интеграл по дополнению к  $(-\delta, \delta)$  стремится к 0, а в окрестности нуля  $(-\delta, \delta)$  функция становится неограниченно большой. Это соображение мы будем использовать для дальнейших рассуждений.

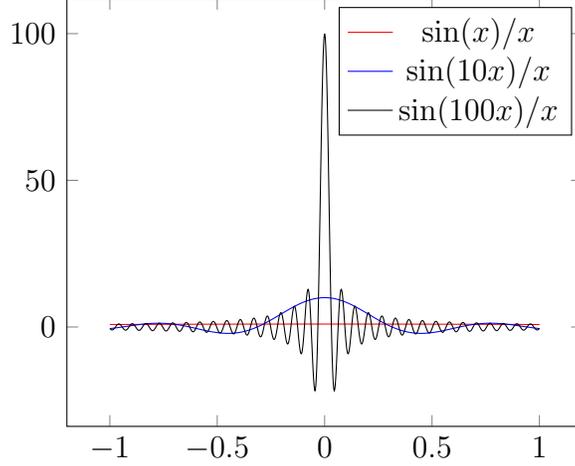


Рис. 1.2: Колебание функции  $\sin(Nx)/x$  около нуля

Для положительного  $\delta$  разобьём числовую прямую на три части:  $A_1^\delta := (-\delta, \delta)$ ,  $A_2^\delta := (-\infty, -1/\delta) \cup (1/\delta, \infty)$  и  $A_3^\delta := [-1/\delta, -\delta] \cup [\delta, 1/\delta]$ .

В силу ограниченности функции  $f$ , непрерывности вероятностной меры и ограниченности  $\sin(Nv)/v$  вне окрестности нуля можно выбрать такой положительный  $\delta_0 = \delta_0(\varepsilon)$ , что для любого  $0 < \delta < \delta_0$  будет верно

$$\left| \frac{1}{\pi} \int_{A_2^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x+v) dv \right| \leq \varepsilon. \quad (1.12)$$

В окрестности нуля  $A_1^\delta$  рассмотрим разность

$$\int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x+v) dv - \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x) dv = \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} (f(x+v) - f(x)) dv. \quad (1.13)$$

Так как функция  $f$  непрерывно дифференцируема в некоторой окрестности точки  $x$ , то существует такой положительный  $\delta_1$ , что для любого  $\delta < \delta_1$  функция  $f$  является непрерывно дифференцируемой в  $A_1^\delta$ . По теореме Лагранжа существует такая точка  $\xi(v)$ , лежащая между  $x$  и  $x+v$ , что

$$f(x+v) - f(x) = f'(\xi(v))v.$$

Так как  $\xi(v) \in (x-v, x+v)$ , то при  $v \rightarrow 0$  по теореме о зажатой сходимости  $\xi(v)$  стремится к  $x$  и по непрерывности производной  $f'(\xi(v))$  стремится к  $f'(x)$ . Поэтому существует положительный  $\delta_2 < \delta_1$  такой, что для любого  $|v| < \delta_2$  верно

$$|f'(\xi(v)) - f'(x)| < 1,$$

откуда для  $\delta < \delta_2$  в силу ограниченности функции синуса единицей, получаем

$$\left| \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} (f(x+v) - f(x)) dv \right| \leq \left| \int_{A_1^\delta} \sin(Nv) f'(\xi(v)) dv \right| \leq 2(|f'(x)| + 1)\delta. \quad (1.14)$$

Вычитаемое в равенстве (1.13) имеет простую асимптотику, так как сделав замену  $\tau := Nv$  приходим к

$$f(x) \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} dv = f(x) \int_{A_1^{N\delta}} \frac{\sin(\tau)}{\tau} d\tau = \pi f(x) - 2f(x) \int_{N\delta}^\infty \frac{\sin(\tau)}{\tau} d\tau, \quad (1.15)$$

где вычитаемое стремится к нулю при  $N\delta \rightarrow \infty$ . Используя оценку (1.14) и равенство (1.15), имеем для  $\delta < \delta_2$

$$\begin{aligned} \left| \frac{1}{\pi} \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x+v) dv - f(x) \right| &\leq \left| \frac{1}{\pi} \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x+v) dv - \frac{f(x)}{\pi} \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} dv \right| + \\ &+ \left| \frac{f(x)}{\pi} \int_{A_1^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} dv - f(x) \right| \leq 2 \frac{|f'(x)| + 1}{\pi} \delta + 2 \frac{|f(x)|}{\pi} \left| \int_{N\delta}^\infty \frac{\sin(\tau)}{\tau} d\tau \right|. \end{aligned} \quad (1.16)$$

Остался интеграл по  $A_3^\delta$ . По лемме Римана [1, с. 627-628] для любого  $\delta$  имеет место сходимость

$$\int_{A_3^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x+v) dv \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty.$$

Итак, пусть теперь  $\delta := \min\{\delta_0, \delta_2, \varepsilon\}/2$ . Тогда существует  $N_0$  такой, что для любого  $N > N_0$  имеем

$$\left| \int_{N\delta}^\infty \frac{\sin(\tau)}{\tau} d\tau \right| < \varepsilon, \quad \left| \int_{A_3^\delta} \frac{\sin(Nv)}{v} f(x+v) dv \right| < \varepsilon. \quad (1.17)$$

Собирая вместе оценки (1.12), (1.16), (1.17), получаем для  $N > N_0 = N_0(\varepsilon)$

$$|f_N(x) - f(x)| \leq \left( 1 + \frac{|f'(x)| + 1}{\pi} + 2 \frac{|f(x)|}{\pi} + \frac{1}{\pi} \right) \varepsilon.$$

Поэтому  $f_N(x)$  стремится к  $f(x)$  при  $N \rightarrow \infty$ . А по определению несобственного интеграла

$$\frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \varphi(t) dt = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-N}^N e^{-itx} \varphi(t) dt = \lim_{N \rightarrow \infty} f_N(x) = f(x).$$

□

*Замечание 1.1.1.* Формула обращения для плотности остаётся верной, если плотность является кусочно непрерывно-дифференцируемой непрерывной функцией.

*Доказательство.* В тех точках, где  $f$  непрерывно дифференцируема, утверждение верно. Пусть в  $x_0$  плотность не дифференцируема. В силу кусочной гладкости существует окрестность  $U(x_0)$  такая, что в проколотой окрестности  $U'(x_0)$  плотность непрерывно дифференцируема. Тогда для  $x$  из  $U'(x_0)$  имеем

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \varphi(t) dt. \quad (1.18)$$

Устремим  $x$  к  $x_0$ , тогда по теореме Лебега о мажорируемой сходимости правая часть равенства (1.18) стремится к  $1/(2\pi) \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx_0} \varphi(t) dt$ , а левая по непрерывности к  $f(x_0)$ .  $\square$

## 1.2 Сглаживание функции распределения

В этом разделе мы опишем характеристическую функцию с компактным носителем, с помощью её построим аппроксимацию произвольной функции распределения абсолютно непрерывными, сформулируем аналог Равенства Парсеваля.

### 1.2.1 Характеристическая функция с компактным носителем

**Упражнение 1.2.1.**  $X_1, X_2$  – независимые одинаково распределённые  $R[-1/2, 1/2]$ . Тогда функция

$$\omega(x) = (1 - |x|)I_{[-1,1]}(x)$$

является плотностью суммы  $X_1 + X_2$ , а характеристическая функция имеет вид

$$v(t) = \left( \frac{\sin(t/2)}{t/2} \right)^2.$$

*Доказательство.* Функция  $\omega$  является плотностью некоторой случайной величины  $\zeta$ . По определению характеристической функции имеем

$$v_0(t) = \mathbb{E}e^{it\zeta} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \omega(x) dx = \int_{-1}^1 e^{itx} (1 - |x|) dx.$$

Мнимая часть подынтегральной функции нечётна, поэтому интеграла её по симметричному отрезку равен нулю. Действительная часть чётна, поэтому

$$v_0(t) = 2 \int_0^1 (1 - x) \cos(tx) dx = \left( \frac{\sin(t/2)}{t/2} \right)^2.$$

С другой стороны, по свойству характеристической функции суммы независимых случайных величин имеем

$$v(t) = \varphi_{X_1}^2(t) = \left( \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} I_{[-1/2, 1/2]}(x) dx \right)^2 = \left( \frac{\sin(t/2)}{t/2} \right)^2 = v_0(t).$$

Комплексно значная функция

$$v(z) := \left( \frac{\sin(z/2)}{z/2} \right)^2$$

на комплексной плоскости голоморфа везде кроме 0, где её можно доопределить по непрерывности единиц. Поэтому функция  $v(z)$  является голоморфной, и как следствие вещественно-значная функция  $v(x)$  бесконечно дифференцируема.

Так как  $v$  мажорируется функцией  $4/t^2$ , то интеграл функции  $|v|$  по числовой прямой конечен, откуда в силу замечания 1.1.1 об обратимости характеристической функции для случайной величины с кусочно-гладкой плотностью функция  $\omega$  существует единственное распределение, имеющее данную характеристическую функцию  $v$ , поэтому функция  $\omega$  является плотностью  $X_1 + X_2$ .  $\square$

*Замечание 1.2.1.* Функция  $\omega$  является характеристической функцией некоторой случайной величины  $\eta$  с плотностью  $v/(2\pi)$ .

*Доказательство.* Так как  $1 = e^{-i0x}$ , то используя обратное преобразование Фурье получаем

$$\frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} v(x) dx = \omega(0) = 1.$$

Функция  $v/(2\pi)$  является бесконечно гладкой, и её интеграл по числовой прямой равен 1. Поэтому существует случайная величина  $\eta$  такая, что функция  $v/(2\pi)$  является плотностью этой случайной величины. Тогда имеем

$$\mathbb{E} e^{it\eta} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} v(x) dx = \omega(-t) = \omega(t).$$

$\square$

## 1.2.2 Приближение последовательностью с абсолютно непрерывными распределениями

Как мы знаем, распределение может не являться абсолютно непрерывным. Но для абсолютно непрерывных распределений легче формулируются и доказываются некоторые утверждения. В этом разделе мы докажем, что произвольная случайная величина приближается случайными величинами с абсолютно непрерывным распределением.

**Утверждение 1.2.1.** Пусть  $F$  – функция распределения случайной величины  $X$ , функция  $g$  является кусочно-гладкой плотностью случайной величины  $\eta$ , не зависящей от  $X$ . Если характеристические функции случайных величин  $\eta$  и  $Y := X + \eta$  из  $L_1(\mathbb{R})$ , то  $Y$  обладает плотностью  $h$  и имеет место равенство

$$h(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(t-x) dF(x). \quad (1.19)$$

*Доказательство.* Случайная величина  $Y$  имеет характеристическую функцию

$$\varphi_Y(y) = \varphi_X(y)\varphi_\eta(y).$$

Рассмотрим обратное преобразование Фурье для функции  $\varphi_Y$

$$\begin{aligned} h(t) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-ity} \varphi_Y(y) dy = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-ity} \varphi_X(y) \varphi_\eta(y) dy = \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-ity} \varphi_\eta(y) \int_{-\infty}^{+\infty} e^{iyx} dF(x) dy. \end{aligned}$$

Используя теорему Фубини и теорему обращения характеристической функции, получаем

$$h(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i(t-x)y} \varphi_\eta(y) dy \right) dF(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \overline{g(t-x)} dF(x).$$

Так как  $g$  вещественно-значная, то комплексное сопряжение можно снять. Проверим, что  $h$  является плотностью случайной величины  $Y$ . Для функции распределения  $H$  случайной величины  $Y$  имеем

$$H(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} G(z-x) dF(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z-x} g(y) dy dF(x).$$

Произведя замену  $t := x + y$ , приходим к

$$H(z) = \int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{+\infty} g(t-x) dF(x) dt = \int_{-\infty}^z h(t) dt.$$

Поэтому функция  $h$  является плотностью, и для неё верна формула (1.19).  $\square$

Дальше нам понадобится факт того, что малые отклонения случайных величин по мере вызывают малые отклонения функции распределения.

**Лемма 1.2.1** (Слущкого). *Пусть  $\eta_T$  стремится к нулю по вероятности при  $T \rightarrow \infty$ . Тогда для любой точки  $x$  непрерывности функции  $P(\xi \leq x) =: F(x)$ .*

$$P(\xi + \eta_T \leq x) \rightarrow F(x), \quad T \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* Пусть  $x$  является точкой непрерывности функции  $F$ . Можно сформировать последовательность положительных  $\{\delta_m\}_{m=1}^{\infty}$  такую, что для любого  $m$  точки  $x - \delta_m$  и  $x + \delta_m$  были бы точками непрерывности  $F$ . Тогда

$$\limsup_{T \rightarrow \infty} P(\xi + \eta_T \leq x) = \limsup_{T \rightarrow \infty} P(\xi + \eta_T \leq x, \eta_T > -\delta_m) \leq P(\xi \leq x + \delta_m). \quad (1.20)$$

Левая часть выражения (1.20) не зависит от  $m$ , поэтому устремим  $m$  к бесконечности и по непрерывности  $F$  в точке  $x$  получим, что

$$\limsup_{T \rightarrow \infty} P(\xi + \eta_T \leq x) \leq F(x).$$

Аналогично

$$\liminf_{T \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\xi + \eta_T \leq x) = \liminf_{T \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\xi + \eta_T \leq x, -\eta_T < \delta_m) \geq \mathbb{P}(\xi \geq x - \delta_m),$$

и при  $m \rightarrow \infty$  имеем

$$\liminf_{T \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\xi + \eta_T \leq x) \geq F(x).$$

По критерию существования предела приходим к

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\xi + \eta_T \leq x) = F(x).$$

□

Теперь у нас готовы все инструменты для доказательства утверждения, сформулированного в начале раздела.

**Теорема 1.2.1.** Пусть  $F$  – функция распределения случайной величины  $X$ . Тогда существует последовательность случайных величин  $\{X_T\}_{T=1}^{\infty}$  такая, что  $X_T$  слабо сходятся к  $X$  и распределение  $X_T$  абсолютно непрерывно.

*Доказательство.* Рассмотрим последовательность случайных величин  $X_T := X + \eta/T$ , где  $\eta$  – случайная величина из замечания 1.2.1, обладающая плотностью

$$f_{\eta}(x) = \frac{v(x)}{2\pi} = \frac{1}{2\pi} \left( \frac{\sin(x/2)}{x/2} \right)^2$$

и характеристической функцией с компактным носителем

$$\varphi_{\eta}(t) = \omega(t) = (1 - |t|)I_{[-1,1]}(t).$$

Так как характеристическая функция  $X_T$  является произведением характеристических функций  $X$  и  $\eta/T$ , то она имеет компактный носитель и лежит в  $L_1(\mathbb{R})$ . По утверждению 1.2.1 случайные величины  $X_T$  имеют абсолютно непрерывные распределения. Для произвольного положительного  $\varepsilon$  верно

$$\mathbb{P}(\eta/T > \varepsilon) = \mathbb{P}(\eta > \varepsilon T) \rightarrow 0, T \rightarrow \infty;$$

$$\mathbb{P}(\eta/T < -\varepsilon) = \mathbb{P}(\eta < -\varepsilon T) \rightarrow 0, T \rightarrow \infty,$$

поэтому  $\eta/T$  стремится к нулю по вероятности. По лемме Слуцкого 1.2.1 имеем

$$X_T \rightarrow X, T \rightarrow \infty.$$

□

**Утверждение 1.2.2.** Пусть случайная величина  $X$  обладает характеристической функцией  $\varphi$  из  $L_1(\mathbb{R})$ . Тогда распределение абсолютно непрерывно и обладает существенно ограниченной плотностью  $f$ .

*Доказательство.* Как было доказано в последней теореме предыдущей лекции, для функции распределения  $F$  имеет место тождество

$$F(x) = \lim_{T \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^x \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itu} \varphi(t) \omega_T(t) dt du,$$

где

$$\omega_T(t) := (1 - |Tx|) I_{[-T, T]}(x).$$

Так как  $\int_{-\infty}^{+\infty} |\varphi(t)| dt$  меньше бесконечности, то по теореме Лебега можно переставить предел с интегралом, и тогда

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itu} \varphi(t) dt du.$$

Поэтому функция распределения абсолютно непрерывна и для почти всех  $x$  верно

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \varphi(t) dt. \quad (1.21)$$

В заключение заметим, что из представления плотности (1.21) следует

$$|f(x)| \leq \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} |\varphi(t)| dt,$$

почти для всех  $x$ , то есть  $f$  существенно ограничена. □

### 1.2.3 Равенство Парсеваля

При доказательстве последней теоремы из прошлой лекции для случайных величин  $X$  с характеристической функцией  $\varphi$  и  $\eta$  с плотностью  $v/(2\pi)$  и характеристической функцией  $\omega$  мы получили равенство для плотности  $f_T$  случайной величины  $X + \eta/T$

$$\frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \omega_T(t) \varphi(t) dt = f_T(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} v_T(x - y) dF(y), \quad (1.22)$$

где

$$v_T(z) := Tv(Tz) = T \left( \frac{\sin(Tz/2)}{Tz/2} \right)^2, \quad \omega_T(t) := \omega(t/T) = (1 - |Tx|) I_{[-T, T]}(x).$$

В выражении (1.22) распишем  $\omega_T$ ,  $v_T$  и преобразуем тождество к

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \frac{1}{T} \omega(t/T) \varphi(t) dt = \int_{-\infty}^{+\infty} 2\pi v(T(x - y)) dF(y). \quad (1.23)$$

Под левым интегралом в выражении (1.23) стоит плотность  $\omega(x/T)/T$  случайной величины  $Z$ , а под правым интегралом стоит характеристическая функция  $2\pi v(Tt)$  случайной величины  $Z$ . Это соотношение является частным случаем следующего утверждения.

**Упражнение 1.2.2** (Равенство Парсеваля). Пусть дана случайная величина  $X$ , обладающая характеристической функцией  $\varphi$ . Пусть также дана случайная величина  $Y$ , обладающая функцией распределения  $G$  и характеристической функцией  $\gamma$ . Тогда имеет место тождество

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \varphi(t) dG(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \gamma(x-y) dF(y).$$

## 1.3 Сходимость конечных мер

В предыдущий разделах мы изучали вероятностные меры, то есть меры  $\mu$  такие, что мера всего пространства равна единице. Здесь мы откажемся от данного условия и докажем ряд фактов, связанных со сходимостью таких мер.

### 1.3.1 Виды сходимостей, плотность мер

В данном разделе мы будем обсуждать меры  $\mu$  на числовой прямой такие, что  $\mu(\mathbb{R}) < \infty$ . Такие меры мы будем называть *конечными*.

Вероятностная мера тоже является конечной с  $P(\mathbb{R}) = 1$ . От любой конечной меры можно перейти к вероятностной следующим образом

$$P(dx) := \frac{\mu(dx)}{\mu(\mathbb{R})}. \quad (1.24)$$

Попробуем применить теорию вероятностных мер к конечным мерам.

Положим

$$\varphi(t) := \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \mu(dx).$$

После нормировки функция  $\varphi(t)/\mu(\mathbb{R})$  становится характеристической функцией для вероятностной меры, заданной соотношением (1.24). Причём по определению функции  $\varphi$  имеем тождество  $\varphi(0) = \mu(\mathbb{R})$ .

**Определение 1.3.1.** Будем говорить, что последовательность конечных мер  $\mu_n$  слабо сходится к конечной мере  $\mu$ , если для любой ограниченной непрерывной функции  $f$  имеет место сходимость

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \mu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \mu(dx), \quad n \rightarrow \infty.$$

Обозначение:  $\mu_n \xrightarrow{w} \mu$ .

Заметим, что для функции  $f := 1$  последовательность  $\mu_n(\mathbb{R})$  стремится слабо к  $\mu(\mathbb{R})$

**Упражнение 1.3.1.** Если  $\mu_n$  стремится слабо к  $\mu$ , то для любых  $a$  и  $b$  таких, что  $\mu(\{a\}) = \mu(\{b\}) = 0$  имеем

$$\mu_n([a, b]) \rightarrow \mu([a, b]), n \rightarrow \infty.$$

Указание: перейти к вероятностной мере  $\mu_n(dx)/\mu_n(\mathbb{R})$ .

**Упражнение 1.3.2.** Пусть для любых  $a$  и  $b$  таких, что  $\mu(\{a\}) = \mu(\{b\}) = 0$ ,  $\mu_n([a, b])$  стремится к  $\mu([a, b])$  и  $\mu_n(\mathbb{R})$  стремится к  $\mu(\mathbb{R})$ . Тогда имеет место слабая сходимость мер  $\mu_n$  к  $\mu$ . Указание: перейти к вероятностной мере  $\mu_n(dx)/\mu_n(\mathbb{R})$ .

**Упражнение 1.3.3.** Пусть имеет место слабая сходимость мер  $\mu_n$  к  $\mu$ . Тогда для любых  $a$  и  $b$  таких, что  $\mu(\{a\}) = \mu(\{b\}) = 0$ , и функции  $f$ , непрерывной на  $[a, b]$ , верно

$$\int_a^b f(x)\mu_n(dx) \rightarrow \int_a^b f(x)\mu(dx), n \rightarrow \infty.$$

**Определение 1.3.2.** Последовательность  $\mu_n$  плотна, если для любого положительного  $\varepsilon$  существуют такие числа  $A < B$ , что для любого натурального  $n$  имеет место неравенство

$$\mu_n(\overline{[A, B]}) < \varepsilon.$$

**Упражнение 1.3.4.** Последовательность  $\mu_n$  плотна, если для любого положительного  $\varepsilon$  существуют  $N_\varepsilon, A < B$  такие, что для  $n > N_\varepsilon$

$$\mu_n(\overline{[A, B]}) < \varepsilon.$$

Указание: воспользоваться непрерывностью конечных мер.

**Упражнение 1.3.5.** Если последовательность мер  $\mu_n$  слабо сходится к  $\mu$ , то последовательность  $\mu_n$  плотна.

**Определение 1.3.3.** Пусть последовательность  $\mu_n$  равномерно ограничена ( $\mu_n(\mathbb{R}) < C < \infty$ ). Тогда будем называть сходимость ослабленной, если для любых  $a$  и  $b$  таких, что  $\mu(\{a\}) = \mu(\{b\}) = 0$ , верно

$$\mu_n([a, b]) \rightarrow \mu([a, b]), n \rightarrow \infty.$$

Обозначение:  $\mu_n \xrightarrow{v} \mu$ .

**Упражнение 1.3.6.** Если последовательность мер  $\mu_n$  ослабленно стремится к  $\mu$  и  $\mu_n$  плотна, то последовательность мер  $\mu_n$  слабо стремится к  $\mu$ . Указание: для  $\mu(\{a\}) = \mu(\{b\}) = 0$  имеет место сходимость  $\mu_n(\overline{[a, b]})$  к  $\mu(\overline{[a, b]})$ .

**Упражнение 1.3.7.** Если последовательность мер  $\mu_n$  ослабленно стремится к  $\mu$ , то для  $a$  и  $b$  таких, что  $\mu(a) = \mu(b) = 0$ , для любой непрерывной функции  $f$  верно

$$\int_a^b f(x)\mu_n(dx) \rightarrow \int_a^b f(x)\mu(dx), n \rightarrow \infty.$$

Указание: предел произведения равен произведению пределов.

**Теорема 1.3.1.** *Последовательность мер  $\mu_n$  ослабленно сходится к  $\mu$  тогда и только тогда, когда для любой финитной непрерывной функции  $g$  имеет место сходимость*

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)\mu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)\mu(dx), \quad n \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* Необходимость получается из предыдущего упражнения 1.3.7.

Достаточность получается аналогично теореме 1.1.4, сформулированной для вероятностных мер.  $\square$

### 1.3.2 Относительная компактность

**Определение 1.3.4.** Множество

$$M := \{\mu \mid \mu(\mathbb{R}) < \infty\}$$

называется относительно компактным слабо (ослабленно), если из любой последовательности  $\mu_n \in M$  можно выделить сходящуюся слабо (ослабленно) подпоследовательность.

**Определение 1.3.5.** Будем говорить, что последовательность конечных мер  $\mu_n$  слабо (ослабленно) относительно компактно, если из любой подпоследовательности  $\mu_{n_k} \in M$  можно выделить сходящуюся подпоследовательность  $\mu_{n_{k_l}}$ .

**Теорема 1.3.2.** *Если последовательность мер  $\mu_n$  слабо (ослабленно) относительно компактно и все сходящиеся подпоследовательности имеют одинаковый предел  $\mu$ , то*

$$\mu_n(dx) \rightarrow \mu(dx), \quad n \rightarrow \infty$$

*слабо (ослабленно).*

*Доказательство.* Предположим противное. Пусть существует непрерывная ограниченная функция  $h$  такая, что неверно

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu(dx) =: a, \quad n \rightarrow \infty.$$

Положим

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu_n(dx) =: a_n.$$

Далее докажем чисто числовой факт. Рассмотрим множество частичных пределов последовательности  $\{a_n\}_{n=1}^{\infty}$ . Если последовательность неограничена сверху, то можно выделить подпоследовательность, уходящую к бесконечности, и тогда из неё нельзя будет выделить сходящейся подпоследовательности. Поэтому последовательность  $\{a_n\}_{n=1}^{\infty}$  ограничена. Значит существуют нижний и верхние частичные пределы

$$m := \liminf_{n \rightarrow \infty} a_n, \quad M := \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} a_n.$$

Как мы знаем, можно выделить подпоследовательности  $\underline{a}_{n_k}$  и  $\bar{a}_{n_k}$  исходной последовательности такие, что каждая из них имеет своим пределом нижний и верхний пределы соответственно. По слабой (ослабленной) компактности существуют подпоследовательности  $\underline{a}_{n_{k_m}}$  и  $\bar{a}_{n_{k_m}}$ , сходящиеся к  $a$ . Но пределы этих подпоследовательностей должны равняться  $m$  и  $M$ , откуда

$$m = a = M.$$

Из этого равенства следует существование предела последовательности  $\{a_n\}_{n=1}^{\infty}$  и равенство его числу  $a$ , то есть

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu(dx) =: a, n \rightarrow \infty,$$

что противоречит исходному предположению.  $\square$

**Теорема 1.3.3** (Хелли). *Семейство  $\mathcal{M}_c$  равномерно ограниченных мер ( $\mu(\mathbb{R}) < c < \infty$  при всех  $\mu \in \mathcal{M}_c$ ) ослабленно относительно компактно. То есть из любой последовательности мер  $\mu_n$  можно выделить слабо (ослабленно) сходящуюся подпоследовательность.*

**Пример.** Рассмотрим последовательность мер  $\mu_n$ , удовлетворяющую тождеству

$$\mu_n((-\infty, x]) = I_{x>n}, x \in \mathbb{R}.$$

Для любого  $x$  верно

$$\mu_n((-\infty, x]) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty,$$

то есть по определению  $\mu_n$  ослабленно сходится к 0.

Меры  $\mu_n$  не сходятся слабо к нулевой мере, так как  $\mu_n(\mathbb{R})$  равны единице и не стремятся к 0, но имеет место ослабленная сходимости, так как для любого конечного отрезка  $[a, b]$  последовательность  $\mu_n([a, b])$  стремится к 0.

*Доказательство.* Пусть  $S$  — счетное всюду плотное подмножество прямой. Рассмотрим какую-то последовательность мер  $\mu_n$  и функции  $F_n(x) = \mu_n((-\infty, x])$ . Построим теперь подпоследовательность  $F_{n_k}$  ф.р., чьи значения в каждой из точек  $S$  сходятся к некоторому пределу (в разных точках пределы могут быть разными). Рассмотрим  $s_1$  и выделим из последовательности  $F_n$  подпоследовательность  $F_{n_{1,k}}$ , значения которой в  $s_1$  сходятся. Из этой последовательности выделим  $F_{n_{2,k}}$ , значения которой в  $s_2$  сходятся и так далее. Тогда выбирая последовательность  $F_{n_{k,k}}$ , получим требуемую последовательность, сходящуюся в каждой точке  $s_i$ . Будем называть ее  $F_{n_k}$  для удобства обозначений.

Пусть  $G_S(s_i) := \lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(s_i)$ . Как предел неубывающих эта функция неубывает,  $\inf G_S(s) \geq 0$ ,  $\sup G_S(s) < \infty$ . Определим искомую функцию  $G$  соотношением

$$G(x) = \inf\{G_S(s), s \in S, s > x\}.$$

**Лемма 1.3.1.** *Функция  $G$  не убывает, непрерывна справа,  $G(-\infty) \geq 0$ ,  $G(\infty) < \infty$ .*

*Доказательство.* То, что функция  $G$  не убывает,  $G(-\infty) \geq 0$ ,  $G(\infty) < \infty$ , непосредственно следует из построения. Покажем, что  $G$  непрерывна справа методом от противного.

Предположим противное. Тогда  $G(x_n) \rightarrow d$ ,  $x_n \rightarrow x + 0$ , но  $G(x) < d$  (иначе разрыв не может быть устроен, поскольку функция монотонно неубывающая). Но тогда в силу определения  $G$  найдется  $s \in S$ ,  $s > x$ , такое что  $G_S(s) < d$ . Следовательно, при достаточно больших  $n$ , что  $x < x_n < s$ , выполнено неравенство

$$G(x) \leq G(x_n) \leq G(s) \leq G_S(s) < d.$$

Полученное неравенство противоречит тому, что  $G(x_n) \rightarrow d$ . □

Покажем, что  $F_{n_k}(x)$  сходится к  $G(x)$  при любой  $x$  — точке непрерывности функции  $G$ .

Заметим, что если  $s \in S$  таково, что  $s > x$ , то

$$\limsup_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x) \leq \limsup_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(s) = G_S(s).$$

При этом по определению  $G(x) = \lim_{s \rightarrow x+} G_S(s)$ , откуда

$$\limsup_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x) \leq G(x).$$

С другой стороны при любых  $y < s < x$  верно соотношение

$$G(y) \leq G_S(s) = \liminf_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(s) \leq \liminf_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x).$$

Устремляя  $y$  к  $x - 0$  и пользуясь тем, что  $x$  — точка непрерывности  $G$ , имеем

$$G(x) \leq \liminf_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x).$$

В силу полученных соотношений  $G(x) = \lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x)$ .

Функция  $G(x)$  задает некоторую меру  $\mu$  на прямой, причем

$$\mu_{n_k}((a, b]) = F_{n_k}(b) - F_{n_k}(a) \rightarrow G(b) - G(a) = \mu((a, b]),$$

что и означает ослабленную сходимость. Теорема доказана. □



# Глава 2

## Безгранично делимые распределения

### 2.1 Определение и примеры

**Определение 2.1.1.** Случайная величина  $X$  – безгранично делимая, если для любого натурального  $n$  существуют независимые одинаково распределённые  $\{X_{n,i}\}_{i=1}^n$  такие, что

$$X \stackrel{d}{=} X_{n,1} + \dots + X_{n,n}.$$

**Примеры.**

1. Пуассоновское распределение является безгранично делимым, так как если случайная величина  $X$  распределена как  $\text{Poiss}(\lambda)$ , то

$$X \stackrel{d}{=} X_{n,1} + \dots + X_{n,n}, \quad X_{n,i} \sim \text{Poiss}(\lambda/n).$$

2. Нормальное распределение является безгранично делимым, так как если случайная величина  $X$  распределена как  $\mathcal{N}(a, \sigma^2)$ , то

$$X = X_{n,1} + \dots + X_{n,n}, \quad X_{n,i} \sim \mathcal{N}(a/n, \sigma^2/n).$$

3. Распределение Бернулли не является безгранично делимым. От противного, пусть  $X = X_{2,1} + X_{2,2}$ . Тогда  $X_{2,1}$  почти наверное лежит в отрезке  $[0, 1/2]$  и

$$\frac{1}{2} = \mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(X_{2,1} = 0)^2, \quad \frac{1}{2} = \mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X_{2,1} = 1/2)^2,$$

откуда

$$\mathbb{P}(X_{2,1} = 0) = \frac{1}{\sqrt{2}}, \quad \mathbb{P}(X_{2,1} = 1/2) = \frac{1}{\sqrt{2}}.$$

Но в сумме вероятности дизъюнктивных событий больше 1.

4. Равномерное распределение не является безгранично делимым. От противного, пусть для любого  $n$  имеется представление

$$X = X_{n,1} + \dots + X_{n,n}.$$

Тогда  $X_{n,1}$  почти наверное лежит в  $[0, 1/n]$ , а дисперсия этой величины равна  $1/(12n)$ . С другой стороны,  $\mathbb{E}X_{n,1}^2$  ограничено  $1/n^2$ , поэтому

$$\mathbb{D}X_{n,1} = \mathbb{E}X_{n,1}^2 - \mathbb{E}^2 X_{n,1} \leq \mathbb{E}X_{n,1}^2 \leq \frac{1}{n^2}.$$

Для  $n > 12$  получаем противоречие.

5. Гамма распределение является безгранично делимым, так как если случайная величина  $X$  распределена как  $\text{Gamma}(a, b)$ , то

$$X = X_{n,1} + \dots + X_{n,n}, \quad X_{n,i} \sim \text{Gamma}(a/n, b).$$

Экспоненциальное распределение тоже является бесконечно делимым как частный случай гамма распределения.

Если  $X$  – безгранично делимая, то

$$F_X(x) = F_{X_{n,1}}(x) * \dots * F_{X_{n,n}}(x),$$

и

$$\phi_X(t) = \phi_{X_{n,1}}(t) \cdots \phi_{X_{n,n}}(t) = \phi_n^n(t).$$

Поэтому введём другая определение.

**Определение 2.1.2.** Характеристическая функция  $\varphi$  – безгранично делимая, если  $\varphi = \varphi_n^n$  для какого-то натурального  $n > 1$  и для какой-то характеристической функции  $\varphi_n$ .

**Определение 2.1.3.** Функция распределения  $F$  – безгранично делимая, если существует такое натуральное число  $n$  и функция распределения  $F_n$  такие, что

$$F(x) = F_n(x) * \dots * F_n(x)$$

– свёртка  $n$  функций распределений  $F_n$ .

**Упражнение 2.1.1.** Если  $\varphi_X$  и  $\varphi_Y$  являются безгранично делимыми, то  $\varphi_X \varphi_Y$  тоже безгранично делима.

## 2.2 Преобразование Колмогорова и обобщённые пуассоновские величины

В этом разделе мы установим соответствие между безгранично делимыми распределениями с конечными дисперсиями и преобразованием Колмогорова.

## 2.2.1 Безграничная делимость обобщённых пуассоновских

**Определение 2.2.1.** Величина  $X$  с характеристической функцией

$$\varphi_X(t) = \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\},$$

где  $\mu$  – конечная мера, называется обобщённой пуассоновской.

**Лемма 2.2.1.** *Указанная функция является характеристической функцией.*

*Доказательство.* Заметим, что функция  $\varphi_j(t) := \exp(c_j(e^{itx_j} - 1))$  является характеристической функцией случайной величины  $x_j \text{Poiss}(c_j)$ , если  $c_j > 0$ . Для фиксированных  $n, M$  рассмотрим разбиение  $\{a_j^{n,M}\}_{j=1}^n$  отрезка  $[-M, M]$  с шагом, меньшим  $4M/n$ . Тогда для  $c_j := \mu((a_j^{n,M}, a_{j+1}^{n,M}])$  и  $x_j := a_j^{n,M}$  имеем

$$\psi_{n,M}(t) := \prod_{j=1}^n \varphi_j(t) = \exp \left\{ \sum_{j=1}^n (e^{ita_j^{n,M}} - 1) \mu((a_j^{n,M}, a_{j+1}^{n,M}]) \right\}.$$

Устремим в этом равенстве  $n$  к бесконечности, получим

$$\psi_M(t) := \lim_{n \rightarrow \infty} \psi_{n,M}(t) = \exp \left\{ \int_{-M}^M (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\}.$$

Функция  $\psi_M$  непрерывна в 0, поэтому она является характеристической функцией как предел характеристических функций. Теперь устремим  $M$  к бесконечности, получим

$$\varphi_X(t) = \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\} = \lim_{M \rightarrow \infty} \exp \left\{ \int_{-M}^M (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\}.$$

Функция  $\varphi_X$  является характеристической функцией по аналогичным соображениям.  $\square$

**Лемма 2.2.2.** *Указанная функция является безгранично делимой.*

*Доказательство.* Положим  $\mu_n := \mu/n$ , тогда

$$\begin{aligned} \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\} &= \exp \left\{ n \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu_n(dx) \right\} = \\ &= \left( \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu_n(dx) \right\} \right)^n. \end{aligned}$$

$\square$

## 2.2.2 Безграничная делимость преобразования Колмогорова

**Определение 2.2.2.** Преобразованием Колмогорова конечной меры  $\mu$  называется функция

$$\varkappa(t) = \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) - \frac{t^2}{2}.$$

**Упражнение 2.2.1.**  $\left| e^{it} - 1 - it - \dots - \frac{(it)^n}{n!} \right| < \frac{|t|^{n+1}}{(n+1)!}$ ,  $t \in \mathbb{R}$ .

**Лемма 2.2.3.** Интеграл в определении  $\varkappa$  определён, функция  $\varkappa$  непрерывна и дважды дифференцируема.

*Доказательство.* Положим

$$\tilde{\varkappa}(t) := \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx).$$

Из упражнения 2.2.1 получаем оценку

$$|\tilde{\varkappa}(t)| = \left| \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) \right| < \frac{t^2}{2} \mu([-\infty, +\infty]), \quad (2.1)$$

откуда следует, что интеграл существует и выражение  $\varkappa(t)$  определено.

Вычислим приращение  $\tilde{\varkappa}$ .

$$\begin{aligned} \tilde{\varkappa}(t + \Delta t) - \tilde{\varkappa}(t) &= \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx}(e^{i\Delta tx} - 1) - i\Delta tx}{x^2} \mu(dx) = \\ &= \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx}(e^{i\Delta tx} - i\Delta tx - 1) + i\Delta tx(e^{itx} - 1)}{x^2} \mu(dx). \end{aligned} \quad (2.2)$$

Из упражнения 2.2.1 получаем оценки

$$\left| \frac{e^{i\Delta tx} - i\Delta tx - 1}{x^2} \right| \leq \frac{(\Delta t)^2}{2}, \quad \left| \frac{i\Delta tx(e^{itx} - 1)}{x^2} \right| \leq t\Delta t.$$

Используя оценки получаем, что подынтегральная функция в выражении (2.2) ограничена. Тогда можно воспользоваться теоремой Лебега о мажорируемой сходимости при  $\Delta t \rightarrow 0$  и получить

$$\tilde{\varkappa}'(t) = \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{\partial}{\partial t} \left( \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \right) \mu(dx) = i \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx} - 1}{x} \mu(dx).$$

Так как  $i(e^{itx} - 1)/x \rightarrow -t$  при  $x \rightarrow 0$ , то по аддитивности интеграла Лебега

$$\varkappa'(t) = i \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx} - 1}{x} \mu(dx) - t\mu(\{0\}) = i \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1}{x} \mu(dx).$$

Аналогично доказывается, что существует вторая производная и

$$\varkappa''(t) = - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \mu(dx).$$

□

**Лемма 2.2.4.** *Функция  $\exp(\varkappa(t))$  является безгранично делимой характеристической функцией.*

*Доказательство.* Представим  $\varkappa(t)$  как сумму  $\{\psi_j\}_{j=1}^4$ , таких что

$$\begin{aligned} \psi_1(t) &:= -\frac{t^2}{2} \mu(\{0\}), & \psi_2(t) &:= \int_{0 < |x| < \varepsilon} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx), \\ \psi_3(t) &:= \int_{\varepsilon < |x| < \infty} \frac{e^{itx} - 1}{x^2} \mu(dx), & \psi_4(t) &:= it \int_{\varepsilon < |x| < \infty} \frac{1}{x} \mu(dx). \end{aligned}$$

Функция  $\exp(\psi_1(t))$  является характеристической функцией нормального распределения,  $\exp(\psi_4(t))$  является характеристической функцией констаны  $C_\varepsilon := \int_{\varepsilon < |x| < \infty} \frac{1}{x} \mu(dx)$ . Рассмотрим меру

$$\nu_\varepsilon(A) := \int_{A \setminus (-\varepsilon, \varepsilon)} \frac{1}{x^2} \mu(dx).$$

Тогда  $\exp(\psi_3(t))$  является характеристической функцией обобщённого пуассоновского распределения с конечной мерой  $\nu_\varepsilon$ . Для любого вещественного  $t$  функция  $\psi_2(t)$  стремится к 0 при  $\varepsilon \rightarrow 0$ , поэтому

$$\exp(\varkappa(t)) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \exp(\psi_1(t) + \psi_3(t) + \psi_4(t)),$$

и так как функция  $\exp(\varkappa(t))$  непрерывна в 0, то она является характеристической функцией.

Для доказательства безграничной делимости введём функции

$$\psi_{j,n}(t) := \frac{\psi_j(t)}{n}, \quad j \in \{1, 2, 3, 4\}.$$

Экспоненты от функций  $\psi_{1,n}(t)$ ,  $\psi_{3,n}(t)$ ,  $\psi_{4,n}(t)$  являются характеристическими функциями, и справедливо тождество

$$\exp(\varkappa(t)) = \left( \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \exp(\psi_{1,n}(t) + \psi_{3,n}(t) + \psi_{4,n}(t)) \right)^n$$

Так как предел является характеристической функцией, то характеристическая функция  $\exp(\varkappa(t))$  является безгранично делимой. □

**Теорема 2.2.1.** *Единственность и непрерывность преобразования Колмогорова*

1. Если для любых  $t$  имеет место равенство  $\varkappa_1(t) = \varkappa_2(t)$ , то соответствующие меры равны.
2. Если  $\mu_n$  сходятся ослабленно к  $\mu$ , то  $\varkappa_n$  стремятся к  $\varkappa$  при всех  $t$ .
3. Если  $\varkappa_n(t)$  стремится к  $g(t)$  при всех  $t$ , где  $\mu_n$  – ограничены в совокупности, то  $g = \varkappa$  и  $\mu_n$  сходятся к  $\mu$  ослабленно.

*Доказательство.* Если для любых  $t$  имеет место равенство  $\varkappa_1(t) = \varkappa_2(t)$ , то для любых  $t$  верно

$$-\psi_1(t) = \varkappa_1'(t) = \varkappa_2''(t) = -\psi_2(t).$$

По теореме единственности для характеристической функции  $\mu_1 = \mu_2$ .

Пусть

$$\varkappa_n(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) = \varkappa(t), \quad n \rightarrow \infty.$$

В силу теоремы 1.3.1 ослабленная сходимость интегралов от непрерывных ограниченных функций, стремящихся к нулю на бесконечности, влечёт сходимость интегралов, то проверим, что функция  $f_t(x) = (e^{itx} - 1 - itx)/(x^2)$  именно такая. Из упражнения предыдущей лекции следует, что  $|f(x)| \leq t^2/2$ , в нуле доопределима, поэтому непрерывна. Заметим, что

$$|f_t(x)| = \left| \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \right| \leq \frac{|e^{itx}| + 1 + |tx|}{x^2} = \frac{2 + |tx|}{x^2},$$

поэтому  $f(x) \rightarrow 0$  при  $x \rightarrow \infty$ . Из ослабленной сходимости следует, что  $\varkappa_n(t)$  стремится к  $\varkappa(t)$  для любого  $t$ .

Пусть  $\varkappa_n(t)$  стремится к  $g(t)$  при всех  $t$ , где  $\mu_n$  – ограничены в совокупности. Рассмотрим произвольную подпоследовательность  $\mu_{n_k}$ . По теореме Хелли можно выделить ослабленно сходящуюся последовательность мер  $\mu_{n_{k_l}}$ . тогда по предыдущему пункту последовательность  $\varkappa_{n_{k_l}}(t)$  стремится к  $\varkappa(t) = g(t)$  при  $k \rightarrow \infty$ . Поэтому из любой подпоследовательности мер  $\mu_{n_k}$  можно выделить сходящуюся подпоследовательность  $\mu_{n_{k_l}}$ , и предел единственен в силу первого пункта. Поэтому и вся последовательность  $\varkappa_n(t)$  сходится к  $g(t)$ .  $\square$

### 2.2.3 Приближение безгранично делимого распределения обобщёнными пуассоновскими

**Лемма 2.2.5.** *Характеристическая функция безгранично делимого закона нигде не обращается в ноль.*

*Доказательство.* Пусть  $\psi_X$  – характеристическая функция безгранично делимого закона. Тогда для некоторого натурального  $n$  существует  $\psi_n$  – характеристическая функция такая, что для любого  $t$  выполнено

$$\psi_X(t) = \psi_n^n(t).$$

Заметим, что характеристическая функция случайной величины  $-X$  тоже является безгранично делимой, так как

$$\psi_{-X}(t) = \psi_X(-t) = \psi_n^n(-t) = \overline{\psi_X(t)} = \overline{\psi_n(t)}^n.$$

Пусть  $Y \sim -X$ ,  $X$  и  $Y$  независимы. Тогда функция  $|\psi_X(t)|^2$  является характеристической функцией для  $X + Y$ , так как

$$|\psi_X(t)|^2 = \psi_X(t)\overline{\psi_X(t)} = \psi_X(t)\psi_{-X}(t) = \psi_X(t)\psi_Y(t).$$

Эта характеристическая функция является безгранично делимой, так как

$$|\psi_X(t)|^2 = \psi_X(t)\psi_{-X}(t) = \psi_n^n(t)\overline{\psi_n(t)}^n = |\psi_n(t)|^{2n}.$$

Тогда

$$|\psi_n(t)| = |\psi_X(t)|^{1/n} \rightarrow \begin{cases} 1, & \psi_X \neq 0; \\ 0, & \psi_X = 0; \end{cases} \quad n \rightarrow \infty. \quad (2.3)$$

При этом так как  $\psi_X(t)$  – характеристическая функция, то  $\psi(0) = 1$  и в некоторой окрестности нуля  $\psi(t) \neq 0$ . Поэтому в этой окрестности  $|\psi_n(t)|^2 \rightarrow 1$  при  $n \rightarrow \infty$ .

Характеристическая функция  $|\psi_n(t)|^2$  сходится к непрерывной в нуле функции, поэтому предел является характеристической функцией и предел является непрерывной функцией. Значит, предел непрерывен, поэтому он не только в малой окрестности нуля равен единице, но и всюду. Поэтому, в силу равенства (2.3) характеристическая функция  $\psi_X(t)$  не обращается в ноль.  $\square$

**Лемма 2.2.6.** Пусть  $\gamma(t) = e^{i\theta_0(t)}$  – непрерывная функция на отрезке  $[-M, M]$ ,  $\gamma(0) = 1$ . Тогда существует единственная непрерывная функция  $\theta$  такая, что  $e^{i\theta_0(t)} = e^{i\theta(t)}$  и  $\theta(0) = 0$ .

*Доказательство.* Построим открыто-закрытое подмножество  $\mathcal{M}$  отрезка  $[0, M]$ . Точка  $t$  будет принадлежать множеству  $\mathcal{M}$ , если построена непрерывная функция  $\theta$  из формулировки леммы на отрезке  $[-t, t]$ . Это множество непусто, так как в силу непрерывности  $\gamma$  существует окрестность  $U_\delta(0)$  такая, что для любого  $\tau \in U_\delta(0)$  верно  $\gamma(\tau) \neq -1$ , и тогда функция  $\theta(t) = \ln(\gamma(t))$  ( $\ln$  – главная ветвь логарифма) является искомой на  $[-\delta/2, \delta/2]$ .

Это множество открыто, так как если  $t \in \mathcal{M}$ , то по непрерывности  $\gamma$  существует окрестность  $U_{\delta_t}(t)$  такая, что для любого  $\tau \in U_{\delta_t}(t)$  верно  $\gamma(\tau) \neq \gamma(t)$ . Тогда для любого натурального  $k$  функция

$$\tilde{\theta}(\tau) = \ln |\gamma(t)| + i \widetilde{\text{arg}}(\gamma(t)), \quad \widetilde{\text{arg}} \in (\arg(\gamma(t)) + 2\pi k - \pi, \arg(\gamma(t)) + 2\pi k + \pi).$$

является искомой на  $U_{\delta_t}(t)$ . Тогда выберем  $k$  таким, чтобы функции  $\theta$  и  $\tilde{\theta}$  совпали при  $\tau = t$ . Тогда они совпадут и при  $\tau \in U_{\delta_t}(t)$ , то есть функция  $\theta$  продолжается на  $U_{\delta_t}(t)$ . Аналогично для  $\tau = -t$ .

Множество  $\mathcal{M}$  является замкнутым. По определению  $\mathcal{M}$  является промежутком, содержащим 0, поэтому если  $\mathcal{M}$  не является замкнутым, то оно не содержит свою правую границу  $t$ . Рассмотрим функцию  $\tilde{\theta}$ , определённую в доказательстве открытости. Тогда, определив  $k$  так, чтобы  $\theta$  и  $\tilde{\theta}$  совпали при  $\tau = t - \delta/2$ , получим, что они совпали и при  $\tau < t - \delta/2$ , а значит, функция  $\theta$  продолжается на  $U_{\delta_t}(t)$ . Аналогично для  $\tau = -t$ . Поэтому точка  $t$  принадлежит  $\mathcal{M}$ .

По теореме об открыто-замкнутом подмножестве получаем, что  $\mathcal{M} = [-M, M]$ .

Такая  $\theta$  единственная, так как если существует другая функция  $\theta_1$ , удовлетворяющая условию леммы, то  $(\theta - \theta_1)(\tau)$  является непрерывной функцией, равной нулю при  $\tau = t$  и принимающей значения в множестве  $\{2\pi k\}_{k \in \mathbb{Z}}$  на связном множестве. Следовательно,  $(\theta - \theta_1)(\tau) \equiv 0$ .  $\square$

**Лемма 2.2.7.** *В представлении  $\psi(t) = \psi_n^n(t)$  безгранично делимого распределения  $\psi_n(t)$  выбирается однозначно.*

*Доказательство.* В силу леммы 2.2.5 функция  $\psi$  не обращается в ноль. Следовательно, функция  $\psi_n$  тоже не обращается в ноль. В силу непрерывности характеристических функций по лемме 2.2.6 представимы как

$$\psi_n(t) = \rho_n(t)e^{i\theta_n(t)}, \quad \psi(t) = \rho(t)e^{i\theta(t)}.$$

Так как  $e^{ni\theta_n(t)} = e^{i\theta(t)}$ , то

$$\theta(t) = n\theta_n(t) + 2\pi k_n(t), \quad k_n(t) \in \mathbb{Z}.$$

Функции  $\theta_n$  и  $\theta$  являются непрерывными, поэтому  $k_n(t) = (\theta(t) - n\theta_n(t))/2\pi$  является непрерывной, принимающей целочисленные значения, равной нулю при  $t = 0$ . Поэтому  $k_n \equiv 0$ . Следовательно,  $\theta_n(t) = \theta(t)/n$ ,  $\rho_n(t) = \sqrt[n]{\rho(t)}$ , то есть  $\psi_n$  определяется однозначно.  $\square$

**Теорема 2.2.2** (Де Финетти). *Пусть  $\psi_X(t)$  – характеристическая функция безгранично делимого закона. Тогда существует последовательность обобщённых пуассоновских характеристических функций  $\hat{\psi}_n(t) = \exp\{\lambda_n(\tilde{\psi}_n(t) - 1)\}$  таких, что для любого  $t$  последовательность  $\hat{\psi}_n(t)$  стремится к  $\psi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ .*

*Доказательство.* В силу леммы 2.2.7 имеет место представление

$$\psi_X(t) = \psi_n(t)^n = \left( \sqrt[n]{\rho(t)} \exp \left\{ \frac{i\theta(t)}{n} \right\} \right)^n.$$

Тогда, раскладывая в ряд тейлора, получаем

$$\psi_n(t) = \exp \left\{ \frac{\ln(\rho(t))}{n} + \frac{i\theta(t)}{n} \right\} = 1 + \frac{\ln(\rho(t)) + i\theta(t)}{n} + O \left( \frac{1}{n^2} \right), \quad n \rightarrow \infty.$$

Следовательно,

$$\exp\{n(\psi_n(t) - 1)\} = \psi_n^n(t)(1 + o(1)), \quad n \rightarrow \infty.$$

Из последнего разложения получаем  $\psi_X(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \exp\{n(\psi_n(t) - 1)\}$ . □

**Теорема 2.2.3.** Пусть случайная величина  $X$  имеет нулевое математическое ожидание и конечную дисперсию,  $X$  – безгранично делима. Тогда  $\psi_X(t) = \exp(\kappa(t))$ , где  $\kappa(t)$  – преобразование Колмогорова.

*Доказательство.* Функции  $\psi_n$  из определения безграничной делимости  $\psi_X$  сопоставим функцию распределения  $F_n$ . У соответствующих  $X_n$  тоже нулевое среднее и конечная дисперсия. Поэтому  $\int_{-\infty}^{+\infty} itxdF_n(x) = 0$ , и

$$\psi_n(t) - 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1 - itx)dF_n(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \underbrace{x^2 dF_n(x)}_{=: \mu_n(dx)}.$$

В силу теоремы 2.2.2 характеристическая функция  $\psi$  является пределом  $\exp(n(\psi_n(t) - 1))$ . Положим  $\kappa_n(t) := n(\psi_n(t) - 1)$ . Тогда

$$\kappa_n(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} n\mu_n(dx), \quad \kappa_n(t) \rightarrow \ln(\rho(t)) + i\theta(t), \quad n \rightarrow \infty.$$

По теореме 2.2.1 непрерывности предел является преобразованием Колмогорова  $\kappa(t)$ . Тогда

$$\exp\{\kappa(t)\} = \exp\{\ln(\rho(t)) + i\theta(t)\} = \psi_X(t). \quad \square$$

## 2.3 Схема серий с ограниченными дисперсиями

В этом разделе мы установим безграничную делимость предела в схеме серий с ограниченными дисперсиями, опишем методы нахождения распределения предела с помощью сходимости мер.

### 2.3.1 Определение и примеры

**Определение 2.3.1.** Пусть

$$\begin{array}{c} X_{1,1} \\ X_{2,1}, X_{2,2} \\ X_{3,1}, X_{3,2}, X_{3,3} \\ X_{4,1}, X_{4,2}, X_{4,3}, X_{4,4} \\ \dots, \dots, \dots, \dots, \dots \end{array}$$

последовательность случайных величин, где в каждой строчке  $X_{n,i}$  – независимы. Такая последовательность случайных величин называется схемой серий.

Положим  $S_n := X_{n,1} + \dots + X_{n,n}$ . Нас будет интересовать вопрос того, сходится ли  $S_n$  по распределению, и к чему он может сходиться.

**Примеры.**

1. Пусть  $X_{n,i} \sim \text{Bern}(p_{n,i})$ ,  $\sum_{i=1}^n p_{n,i} \rightarrow \lambda$ ,  $\max_{i \leq n} p_{n,i} \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда по теореме Пуассона  $S_n$  сходятся по распределению к  $Z \sim \text{Poiss}(\lambda)$ .
2. Пусть  $X_i$  – независимые одинаково распределённые случайные величины с нулевым средним и дисперсией, равной  $\sigma^2$ . Тогда по ЦПТ для  $X_{n,i} := X_i/\sqrt{n}$  получаем, что  $S_n = X_{n,1} + \dots + X_{n,n}$  сходится по распределению к  $Z \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ .
3. Пусть  $X_{n,1} \sim F$ ,  $X_{n,i} = 0, i \geq 2$ . Тогда  $S_n$  сходится по распределению к  $Z \sim F$ .

Дабы сузить класс распределений, которые можно получить в пределе, наложим на модель некоторые условия.

**Определение 2.3.2.** Будем говорить, что модель схемы серий удовлетворяет условию равномерной безграничной малости (РБМ), если для любого положительного  $\varepsilon$  имеет место сходимость

$$\max_{i \leq n} \mathbb{P}(|X_{n,i}| > \varepsilon) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

Мы будем рассматривать нулевую серию с ограниченными дисперсиями, то есть

$$\mathbb{E}X_{n,i} = 0, \quad \mathbb{D}X_{n,i} =: \sigma_{n,i}^2, \quad \mathbb{D}S_n =: \sigma^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_{n,i}^2 < C < \infty, \quad \max_{i \leq n} \sigma_{n,i}^2 \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

Такая модель удовлетворяет свойству РБМ, так как по неравенству Чебышёва

$$\mathbb{P}(|X_{n,i}| > \varepsilon) \leq \frac{\sigma_{n,i}^2}{\varepsilon^2} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

### 2.3.2 Безграничная делимость предела

Положим  $\psi_{n,j}(t) := \mathbb{E}e^{itX_{n,j}}$ .

**Лемма 2.3.1.** При выполнении РБМ для любого  $t$  имеет место сходимость  $\psi_{n,j}(t)$  к 1 при  $n \rightarrow \infty$ , равномерная по  $j$ .

*Доказательство.* Произведём следующую оценку:

$$|\psi_{n,j}(t) - 1| = \left| \int_{|x| \leq \varepsilon} (e^{itx} - 1) \mathbf{P}(X_{n,j} \in dx) + \int_{|x| > \varepsilon} (e^{itx} - 1) \mathbf{P}(X_{n,j} \in dx) \right| \leq \max_{|x| \leq \varepsilon} |e^{itx} - 1| + 2\mathbf{P}(|X_{n,j}| > \varepsilon).$$

В силу РБМ  $\mathbf{P}(|X_{n,j}| > \varepsilon) = o(1)$  при  $n \rightarrow \infty$ , равномерно по  $j$ , откуда

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} |\psi_{n,j}(t) - 1| \leq \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \max_{|x| \leq \varepsilon} |e^{itx} - 1| = 0.$$

□

**Лемма 2.3.2** (Сравнения). В нулевой схеме серий с ограниченными дисперсиями имеет место сходимость

$$\frac{\psi_n(t)}{\exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\}} \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* По упражнению из позапрошлой лекции  $|e^{itx} - 1 - itx| \leq t^2 x^2 / 2$ , откуда

$$|\psi_{n,j}(t) - 1| = \left| \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1 - itx) dF_{X_{n,j}}(t) \right| \leq \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 x^2 dF_{X_{n,j}}(x) = \frac{t^2 \sigma_{n,j}^2}{2}. \quad (2.4)$$

Разложим  $\ln \psi_{n,j}(t)$  ряд Тейлора.

$$\ln \psi_{n,j}(t) = \ln(\psi_{n,j}(t) - 1 + 1) = \psi_{n,j}(t) - 1 + \underbrace{o(|\psi_{n,j}(t) - 1|)}_{=: r_{n,j}(t)}, \quad n \rightarrow \infty.$$

Заметим, что в силу оценки (2.4) для любого положительного  $\varepsilon$  существует такой  $N$ , что для  $n > N$  верно

$$|r_{n,j}(t)| \leq \frac{\varepsilon t^2 \sigma_{n,j}^2}{2}.$$

По неравенству треугольника получаем

$$\left| \sum_{j=1}^n \ln \psi_{n,j}(t) - \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right| \leq \frac{\varepsilon t^2 \sum_{j=1}^n \sigma_{n,j}^2}{2} \leq \frac{\varepsilon t^2 C^2}{2}. \quad (2.5)$$

В силу независимости  $X_{n,j}$  для фиксированного  $n$  справедливо представление

$$\begin{aligned} \psi_n(t) = \psi_{S_n}(t) &= \prod_{j=1}^n \psi_{n,j}(t) = \exp \left\{ \sum_{j=1}^n \ln \psi_{n,j}(t) \right\} = \\ &= \frac{\exp \left\{ \sum_{j=1}^n \ln \psi_{n,j}(t) \right\}}{\exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\}} \exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\}. \end{aligned}$$

Разность экспонент можно оценить через разность аргументов и оценку для производной, используя теореме Лагранжа, оценку (2.5) и монотонность экспоненты.

$$\begin{aligned} \left| \frac{\psi_n(t)}{\exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\}} - 1 \right| \exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\} &= \\ \left| \exp \left\{ \sum_{j=1}^n \ln \psi_{n,j}(t) \right\} - \exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\} \right| &\leq \\ \frac{\varepsilon t^2 C^2}{2} \exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) + \frac{\varepsilon t^2 C^2}{2} \right\}. & \end{aligned}$$

Сокращая на  $\exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\}$ , приходим к

$$\left| \frac{\psi_n(t)}{\exp \left\{ \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \right\}} - 1 \right| \leq \frac{\varepsilon t^2 C^2}{2} \exp \left\{ \frac{\varepsilon t^2 C^2}{2} \right\}. \quad (2.6)$$

Так как оценка (2.6) справедлива для любого положительного  $\varepsilon$  начиная с какого-то  $N$ , то по определению получаем искомую сходимость.  $\square$

В силу леммы 2.3.2 сравнения исследование сходимости характеристических функций в схеме серий равносильно исследованию сходимости сумм независимых обобщённых пуассоновских величин с характеристической функцией

$$\widehat{\psi}_{n,j}(t) = \exp\{\psi_{n,j}(t) - 1\}.$$

**Лемма 2.3.3.** *Если характеристическая функция случайной величины  $X$  дважды дифференцируема в нуле, то существует  $EX^2 = -\psi_X''(0)$ .*

*Доказательство.* Заметим, что

$$\begin{aligned} \frac{\Delta_h \psi_X(t)}{(2h)^2} &:= \frac{\psi_X(t+2h) + \psi_X(t-2h) - 2\psi_X(t)}{(2h)^2} = \\ &= \frac{\psi_X(t) + 2h\psi'_X(t) + 2h^2\psi''_X(t) + \psi_X(t) - 2h\psi'_X(t) + 2h^2\psi''_X(t) - 2\psi_X(t) + O(h^2)}{(2h)^2} \rightarrow \psi''_X(t), \\ & \hspace{15em} h \rightarrow 0. \end{aligned}$$

С другой стороны

$$\psi''_X(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Delta_h \psi_X(t)}{4h^2} = \lim_{h \rightarrow 0} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\Delta_h e^{itx}}{4h^2} dF(x),$$

где  $\Delta_h e^{itx} = e^{itx}(e^{2hix} + e^{-2hix} - 2) = -4 \sin^2(hx)e^{itx}$ . Мы можем домножить числитель и знаменатель на  $x^2$  и попробовать перейти к пределу под знаком интегралом, однако мы не сможем перейти теорему Лебега. Поэтому ограничим область интегрирования отрезком  $[-M, M]$ .

$$\begin{aligned} -\psi''_X(0) &= \lim_{h \rightarrow 0} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sin^2(hx)}{h^2} dF(x) \geq \lim_{h \rightarrow 0} \int_{-M}^M x^2 \frac{\sin^2(hx)}{x^2 h^2} dF(x) = \\ &= \int_{-M}^M x^2 \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\sin^2(hx)}{x^2 h^2} dF(x) = \int_{-M}^M x^2 dF(x) = EI_{X \in [-M, M]} X^2. \end{aligned}$$

Итак,  $EI_{X \in [-M, M]} X^2$  ограничено  $-\psi''_X(0)$ . Тогда устремляя  $M \rightarrow \infty$ , получаем, что  $EX^2$  существует и мажорируется  $-\psi''_X(0)$ . Равенство следует из существования второго момента.  $\square$

Покажем, что величины  $\widehat{X}_{n,j}$  с характеристическими функциями  $\widehat{\psi}_{n,j}(t) = \exp\{\psi_{n,j}(t) - 1\}$  попадают под схему серий с ограниченными дисперсиями. По лемме 2.3.3

$$\begin{aligned} E\widehat{X}_{n,j}^2 &= -\exp\{\psi_{n,j} - 1\}''(0) = -\exp\{\psi_{n,j}(0) - 1\} \underbrace{(\psi'_{n,j}(0))^2}_{=EX_{n,j}=0} - \exp\{\psi_{n,j}(0) - 1\} \psi''_{n,j}(0) = \\ &= -\psi''_{n,j}(0) = \sigma_{n,j}^2. \end{aligned}$$

**Лемма 2.3.4.** *Если  $\psi_n(t) \rightarrow \psi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ , то эта сходимость равномерна по любому отрезку  $[-M, M]$ .*

*Доказательство.* Воспользуемся методом трёх эпсилон

$$\begin{aligned} \left| \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_n(x) - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF(x) \right| &\leq \left| \int_A^B e^{itx} dF_n(x) - \int_A^B e^{itx} dF(x) \right| + \\ &+ \left| \int_{\mathbb{R} \setminus [A, B]} e^{itx} dF_n(x) \right| + \left| \int_{\mathbb{R} \setminus [A, B]} e^{itx} dF(x) \right|, \quad (2.7) \end{aligned}$$

где числа  $A$  и  $B$  мы выберем позднее. Из доказательства теоремы 1.1.3, для любого положительного  $\varepsilon$  можно выбрать достаточно большие  $N_1, -A, B$ , чтобы для любого  $n > N_1$  было выполнено  $P_n(\mathbb{R} \setminus [A, B]) < \varepsilon + P(\mathbb{R} \setminus [A, B]) < 2\varepsilon$ . Поэтому сумма второго и третьего слагаемых в правой части неравенства (2.7) меньше  $3\varepsilon$ .

Первое слагаемое в правой части неравенства (2.7) оценим следующим образом. Пусть  $\{x_k\}_{k=1}^m$  – разбиение отрезка  $[A, B]$ . Положим  $x_{m+1} := B$ . Тогда

$$\begin{aligned} \left| \int_A^B e^{itx} dF_n(x) - \int_A^B e^{itx} dF(x) \right| &\leq \left| \int_A^B e^{itx} dF_n(x) - \sum_{k=1}^m e^{itx_k} (F_n(x_{k+1}) - F_n(x_k)) \right| + \\ &\quad \left| \sum_{k=1}^m e^{itx_k} (F_n(x_{k+1}) - F_n(x_k)) - \sum_{k=1}^m e^{itx_k} (F(x_{k+1}) - F(x_k)) \right| + \\ &\quad \left| \sum_{k=1}^m e^{itx_k} (F(x_{k+1}) - F(x_k)) - \int_A^B e^{itx} dF(x) \right|. \end{aligned} \quad (2.8)$$

Оценим первое и третье слагаемые правой стороны оценки (2.8). Пусть  $G \in \{F\} \cup \{F_n\}_{n=1}^\infty$ . Тогда

$$\begin{aligned} \left| \int_A^B e^{itx} dG(x) - \sum_{k=1}^m e^{itx_k} (G(x_{k+1}) - G(x_k)) \right| &= \left| \sum_{k=1}^m \int_{x_k}^{x_{k+1}} (e^{itx} - e^{itx_k}) dG(x) \right| \leq \\ &\sum_{k=1}^m \sup_{x \in [x_k, x_{k+1}]} |e^{itx} - e^{itx_k}| \int_{x_k}^{x_{k+1}} dG(x) \leq \max_k \sup_{x \in [x_k, x_{k+1}]} |1 - e^{it(x_k - x)}|. \end{aligned}$$

Последнее выражение можно оценить сверху  $\varepsilon$  при достаточно малом масштабе разбиения равномерно по  $t$  из любого конечного отрезка  $[-M, M]$ . Причём оценка не зависит от  $G$ , а значит, применима для первого и третьего слагаемых правой стороны оценки (2.8).

Второе слагаемое правой стороны оценки (2.8) можно сделать малым, выбрав достаточно большое  $N_2$ , чтобы приблизить конечное количество чисел  $F(x_k)$  подпоследовательностями  $F_n(x_k)$ .

В итоге

$$\left| \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_n(x) - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF(x) \right| \leq 6\varepsilon.$$

□

**Лемма 2.3.5.** Пусть  $\beta_n$  – непрерывна,  $\beta_n(0) = 0$ ,  $\exp\{\beta_n(t)\} \rightarrow 1$  при  $n \rightarrow \infty$  для  $t$  из любого отрезка. Тогда  $\beta_n(t) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно по  $t$  из любого отрезка.

*Доказательство.* Рассмотрим произвольный отрезок  $[A, B]$ . Существуют непрерывные функции  $\rho_n$  и  $\theta_n$  такие, что

$$\exp\{\beta_n(t)\} = \rho_n(t)e^{i\theta_n(t)}, \theta_n(0) = 0.$$

По условию  $\rho_n(t)$  сходится равномерно по  $t$  на  $[A, B]$  к 1 при  $n \rightarrow \infty$ , поэтому  $e^{i\theta_n(t)}$  сходится равномерно по  $t$  на  $[A, B]$  к 1 при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда для достаточно больших  $n$  верно  $|\theta_n(t)| \leq \pi/2$ , поэтому из того, что  $e^{i\theta_n(t)}$  сходится к 1, следует, что  $i\theta_n(t)$  сходится к 0 равномерно по  $t$  из  $[A, B]$ . Так как  $\rho_n(t)$  сходится к 1, то  $\ln(\rho_n(t))$  сходится к 0 при  $n \rightarrow \infty$  равномерно по  $t$  из  $[A, B]$ .

В итоге, так как  $\beta_n$  – непрерывна, то в силу единственности непрерывного аргумента  $\beta_n(t) = \ln(\rho_n(t)) + i\theta_n(t) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно по  $t$  из  $[A, B]$ .  $\square$

**Теорема 2.3.1.** *В схеме серий  $\psi_n(t)$  стремится к  $\psi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$  тогда и только тогда, когда  $\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)$  сходится к непрерывной в нуле функции.*

*Доказательство.* Пусть  $\psi_n(t)$  стремится к  $\psi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда по лемме 2.3.4 эта сходимость равномерна на компактах. По лемме 2.3.2 сравнения сходимость  $\psi_n(t)$  эквивалентна сходимости  $\exp\left\{\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)\right\}$ , причём эквивалентность тоже равномерна на компактах. Тогда, раскладывая аргумент экспоненты на действительную часть  $u_n$  и мнимую часть  $v_n$ , имеем

$$\exp\left\{\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)\right\} = \exp\{u_n(t) + iv_n(t)\} \rightarrow \psi(t) = r(t)e^{i\theta(t)}, n \rightarrow \infty.$$

Следовательно,  $u_n(t) \rightarrow \ln r(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ . Так как  $\exp\{i(v_n(t) - \theta(t))\} \rightarrow 1$  равномерно на компактах, то по лемме 2.3.5  $i(v_n(t) - \theta(t)) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Получаем в итоге, что имеет место равномерная на компактах сходимость

$$\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) \rightarrow \ln r(t) + i\theta(t), n \rightarrow \infty.$$

Пусть  $\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)$  сходится к некоторой непрерывной в нуле функции  $u(t)$ . Тогда

$$\exp\left\{\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)\right\} \rightarrow \exp\{u(t)\}, n \rightarrow \infty.$$

В силу теоремы сравнения для любых  $t$  имеет место сходимость  $\psi_n(t) \rightarrow \exp\{u(t)\}$  при  $n \rightarrow \infty$ . Так как  $\exp\{u(t)\}$  – непрерывна в нуле и является пределом характеристических функций, то она сама является характеристической функцией  $\psi(t)$ .  $\square$

*Замечание 2.3.1.* Для нахождения предельного распределения в схеме серий достаточно рассмотреть последовательность мер

$$\nu_n(A) = \sum_{j=1}^n \int_A x^2 \mu_{n,j}(dx).$$

и найти их предел  $\mu$ . Тогда экспонента преобразования Колмогорова меры  $\mu$  будет характеристической функцией предельного распределения.

*Доказательство.* Определение  $\nu_n$  корректно, так как  $\nu_n(\mathbb{R}) = \sigma_n^2$ . Эти меры возникают в результате следующих преобразований.

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1) &= \sum_{j=1}^n \left( \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \mu_{n,j}(dx) - 1 - \underbrace{it \mathbf{E}X_{n,j}}_{=0} \right) = \\ &= \sum_{j=1}^n \left( \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1 - itx) \mu_{n,j}(dx) \right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} x^2 \sum_{j=1}^n \mu_{n,j}(dx) = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \nu_n(dx). \end{aligned}$$

Функция  $\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)$  является преобразованием Колмогорова меры  $\nu_n$ . Так как для любого  $t$  последовательность  $\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)$  сходится к некоторой  $\varkappa(t)$ , меры  $\nu_n$  ограничены в совокупности (дисперсии  $\sigma_n^2$  ограничены в совокупности в схеме серий), то в силу теоремы единственности  $\varkappa(t)$  является преобразованием Колмогорова некоторой меры  $\mu$ , причём  $\nu_n$  сходятся ослабленно к  $\mu$ . Преобразование Колмогорова  $\varkappa$  меры  $\mu$  является непрерывным, по теореме непрерывности  $\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)$  стремятся к  $\varkappa(t)$  при всех  $t$ . В силу леммы 2.3.2 сравнения это эквивалентно тому, что для всех  $t$  верно  $\psi_n(t) \rightarrow \exp\{\varkappa(t)\}$  при  $n \rightarrow \infty$ . В силу теоремы единственности для характеристических функций по  $\exp\{\varkappa(t)\}$  восстанавливается единственным образом распределение  $Y$ . Следовательно, последовательность  $X_{n,1} + \dots + X_{n,n}$  сходится к  $Y$  по распределению при  $n \rightarrow \infty$ .  $\square$

**Пример.** Пусть  $Y_{n,j} \sim \text{Bern}(p_{n,j})$  – независимые,  $\sum_{j=1}^n p_{n,j} \rightarrow \lambda$ ,  $\max p_{n,j} \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Из теоремы Пуассона мы знаем, что  $S_n := \sum_{j=1}^n Y_{n,j}$  сходится по распределению к  $Z \sim \text{Poiss}(\lambda)$ . Получим этот факт из нашей теории.

Положим  $\tilde{X}_{n,j} := X_{n,j} - p_{n,j}$ . Тогда

$$\nu_n([a, b]) = \sum_{j=1}^n \int_a^b x^2 \mu_{n,j}(dx) = \sum_{j=1}^n p_{n,j}^2 (1 - p_{n,j}) I_{-p_{n,j} \in [a, b]} + \sum_{j=1}^n (1 - p_{n,j})^2 p_{n,j} I_{1-p_{n,j} \in [a, b]}.$$

Заметим, что

$$\sum_{j=1}^n p_{n,j}^2 \leq \max_{j \leq n} p_{n,j} \sum_{j=1}^n p_{n,j} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (2.9)$$

Пусть  $1 \in (a, b)$ . В силу того, что  $\max p_{n,j} \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ , для больших  $n$  верно  $I_{1-p_{n,j} \in [a,b]}$ . Тогда

$$|\nu_n([a, b]) - \lambda| \leq \left| \sum_{j=1}^n (1 - p_{n,j})^2 p_{n,j} - \lambda \right| + \sum_{j=1}^n p_{n,j}^2 (1 - p_{n,j}). \quad (2.10)$$

В силу сходимости (2.9) второе слагаемое оценки (2.10) стремится к нулю. Оценим первое слагаемое как

$$\left| \sum_{j=1}^n (1 - p_{n,j})^2 p_{n,j} - \lambda \right| \leq \left| \sum_{j=1}^n p_{n,j} - \lambda \right| + \sum_{j=1}^n p_{n,j}^2 (2 + p_{n,j}). \quad (2.11)$$

Аналогично, в силу сходимости (2.9) второе слагаемое оценки (2.10) стремится к нулю. По условию  $\sum_{j=1}^n p_{n,j} \rightarrow \lambda$  при  $n \rightarrow \infty$ , поэтому первое слагаемое оценки (2.11) тоже стремится к нулю. Следовательно,  $\nu_n([a, b]) \rightarrow \lambda$  при  $n \rightarrow \infty$ . Если  $1 \notin [a, b]$ , то для больших  $n$  верно  $I_{1-p_{n,j} \in [a,b]} = 0$ , поэтому из предыдущих рассуждений следует, что  $\nu_n([a, b]) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ .

Закключаем, что  $\nu_n([a, b]) \rightarrow \lambda I_{1 \in [a,b]} =: \mu$  при  $n \rightarrow \infty$ . По замечанию 2.3.1 имеет место сходимость

$$\psi_n(t) \rightarrow \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) \right\} = \exp \{ \lambda (e^{it} - 1 - it) \} = e^{-it\lambda} e^{\lambda(e^{it} - 1)}.$$

То есть  $\tilde{X}_{n,1} + \dots + \tilde{X}_{n,n} \xrightarrow{d} Y$  при  $n \rightarrow \infty$ ,  $Y = Z - \lambda$ ,  $Z \sim \text{Pois}(\lambda)$ . Тогда  $S_n + (\lambda - \sum_{j=1}^n p_{n,j})$  сходится по распределению к  $Z$ . Так как  $\lambda - \sum_{j=1}^n p_{n,j} \rightarrow 0$ , то  $S_n \xrightarrow{d} Z$  при  $n \rightarrow \infty$ .

**Следствие 2.3.1.** *Последовательность  $S_n$  в нулевой схеме серий с ограниченными дисперсиями может сходиться только к безгранично делимому распределению.*

*Доказательство.* В силу замечания 2.3.1 предельным будет распределение, характеристическая функция которой является преобразованием Колмогорова. В силу теоремы 3 позапрошлой лекции случайная величина, имеющая такое распределение, будет безгранично делимой.  $\square$

### 2.3.3 Условия нормальности предела

**Следствие 2.3.2.** *Последовательность  $S_n$  сходится к  $\mathcal{N}(0, 1)$  тогда и только тогда, когда  $\nu_n$  сходится ослабленно к  $\mu$ , где  $\mu$  – мера, соответствующая преобразованию Колмогорова.*

*Доказательство.* Утверждение суть прямое следствие замечания 2.3.1. Найдём меру  $\mu$ .

$$\varkappa(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) = -\frac{t^2}{2} \mu(\{0\}) + \int_{\mathbb{R} \setminus \{0\}} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx).$$

Так как  $\exp\{\varkappa(t)\}$  – характеристическая функция стандартного нормального распределения, то  $\varkappa(t) = -t^2/2$ . В силу теоремы единственности преобразования Колмогорова,  $\mu(A) = I_{0 \in A}$ .  $\square$

**Теорема 2.3.2** (Линдберга – Феллера). *При  $\sigma_n^2 \rightarrow 1$  предел по распределению в схеме серий с ограниченными дисперсиями будет нормальным тогда и только тогда, когда выполнено условие Линдберга – Феллера, а именно при любом положительном  $\varepsilon$*

$$\sum_{k=1}^n \int_{|x| > \varepsilon} x^2 dF_{k,n}(x) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (2.12)$$

*Доказательство.* Пусть выполнено условие (2.12). Тогда

$$\nu_n(\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon]) = \int_{|x| > \varepsilon} \nu_n(dx) = \sum_{k=1}^n \int_{|x| > \varepsilon} x^2 dF_{k,n}(x) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Следовательно, если  $0 \in (a, b)$ , то

$$\begin{aligned} |\nu_n([a, b]) - 1| &\leq |\nu_n(\mathbb{R}) - 1| + |\nu_n([a, b] \setminus [-\varepsilon, \varepsilon])| + |\nu_n(\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon])| \leq \\ &\leq |\sigma_n(\mathbb{R}) - 1| + 2|\nu_n(\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon])|. \end{aligned} \quad (2.13)$$

При  $n \rightarrow \infty$  первое слагаемое оценки (2.13) стремится к нулю. Второе слагаемое тоже стремится к нулю в силу условия (2.12). Если  $a$  и  $b$  одного знака и не равны нулю, то аналогично  $\nu_n([a, b])$  стремится к 0 при  $n \rightarrow \infty$ . Следовательно,  $\nu_n([a, b]) \rightarrow \mu([a, b]) = I_{0 \in [a, b]}$  для любых  $a, b$  отличных от нуля. В силу следствия 2.3.2 получаем искомое (в обратную сторону тоже).  $\square$

### 2.3.4 Схема нарастающих сумм

Пусть  $S_n := X_1 + \dots + X_n$ ,  $X_j$  – независимые,  $EX_j = 0$ ,  $DX_j = \sigma_j^2$ ,  $s_n^2 := \sum_{j=1}^n \sigma_j^2$ . Для  $\tilde{S}_n := S_n/s_n$  схема серий выглядит как

$$\begin{aligned} &X_1/s_1 \\ &X_1/s_2, X_2/s_2 \\ &X_1/s_3, X_2/s_3, X_3/s_3 \\ &X_1/s_4, X_2/s_4, X_3/s_4, X_4/s_4 \\ &\dots, \dots, \dots, \dots, \dots \end{aligned}$$

**Теорема 2.3.3.** (Линдберга) Последовательность  $\tilde{S}_n$  сходится по распределению к  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$  тогда и только тогда, когда

$$\sum_{k=1}^n \int_{|x|>\varepsilon} x^2 dF_{X_k/s_n}(x) = s_n^{-2} \sum_{k=1}^n \int_{|x|>\varepsilon s_n} x^2 dF_{X_k}(x) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* Так как  $D\tilde{S}_n = 1$ , то утверждение следует из теоремы 2.3.2.  $\square$

**Теорема 2.3.4** (Достаточное условие Лянуова). Положим для положительного  $\delta$

$$C_n := \left( \sum_{j=1}^n \mathbb{E}|X_j|^{2+\delta} \right)^{1/(2+\delta)}.$$

Тогда если  $C_n/s_n \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ , то  $\tilde{S}_n$  сходится по распределению к  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$ .

*Доказательство.* Так как

$$s_n^{-2} \sum_{k=1}^n \int_{|x|>\varepsilon s_n} x^2 dF_{X_k}(x) \leq s_n^{-2} \sum_{k=1}^n (\varepsilon s_n)^{-\delta} \int_{|x|>\varepsilon s_n} |x|^{2+\delta} dF_{X_k}(x) = \frac{C_n^{2+\delta}}{\varepsilon^\delta s_n^{2+\delta}}. \quad (2.14)$$

Верхняя оценка (2.14) стремится к 0 при  $n \rightarrow \infty$  по условию, а значит, по теореме 2.3.3 получаем искомое.  $\square$

## 2.4 Представление Леви – Хинчина

В этом разделе мы установим соответствие между характеристическими функциями безгранично делимого закона и преобразованием Хинчина.

### 2.4.1 Преобразование Хинчина

В случае  $\mathbb{E}X^2 = \infty$  представление Колмогорова безгранично делимой функции может не быть справедливым. Вместо него может быть получено представление

$$\psi_X(t) = \exp \left\{ iat + \varkappa(t) + \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\}, \quad (2.15)$$

где  $\varkappa(t)$  – преобразование Колмогорова меры  $\mu$ .

Преобразуем выражение (2.15).

$$\begin{aligned} \psi_X(t) &= \exp \left\{ iat + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) + \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\} = \\ &= \exp \left\{ iat + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \mu(dx) \right\}. \end{aligned}$$

Последнее выражение называется формулой Хинчина.

Представим преобразование Колмогорова как

$$\varkappa(t) = -\frac{\mu(\{0\})t^2}{2} + \int_{0 < |x| \leq 1} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) + \int_{1 < |x|} \frac{e^{itx} - 1}{x^2} \mu(dx) - it \int_{1 < |x|} \frac{1}{x} \mu(dx).$$

Тогда можно преобразовать выражение (2.15) к

$$\psi_X(t) = \exp \left\{ iat - \frac{\mu(\{0\})t^2}{2} + \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1 - itx I_{0 < |x| \leq 1} \lambda(dx)) \right\}.$$

Последнее выражение называется формулой Леви.

**Определение 2.4.1.** Преобразованием Хинчина меры  $\mu$  называется функция

$$\chi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \mu(dx).$$

**Теорема 2.4.1** (единственности). *Если  $\chi_1(t) = \chi_2(t)$  при всех  $t$ , то  $\mu_1 = \mu_2$ .*

*Доказательство.* Рассмотрим

$$\Delta_h \chi(t) = \chi(t+h) + \chi(t-h) - 2\chi(t).$$

Заметим, что

$$\Delta_h \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) = e^{itx} (e^{ixh} + e^{-ixh} - 2) = 2e^{itx} (\cos(xh) - 1).$$

Тогда

$$\Delta_h \chi_j(t) = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} (\cos(xh) - 1) \frac{1+x^2}{x^2} \mu_j(dx), \quad \Delta_h \chi_1(t) = \Delta_h \chi_2(t).$$

Положим

$$\nu_j(A) = \int_A \frac{(1+x^2)(1-\cos(xh))}{x^2} \mu_j(dx).$$

Заметим, что  $-\Delta_h \chi_j(t)$  является характеристической функцией меры  $\nu_j$ . По теореме единственности для характеристических функций  $\nu_1 = \nu_2$ , то есть для любого измеримого множества  $A$  верно

$$\int_A \frac{(1+x^2)(1-\cos(xh))}{x^2} \mu_1(dx) = \int_A \frac{(1+x^2)(1-\cos(xh))}{x^2} \mu_2(dx).$$

Зафиксируем  $M > 0$ ,  $h$  такое, что  $Mh < \pi$ . Положим  $\tilde{\mu}_j(A) := \mu_j(A \cap [-M, M])$ . Тогда для любых  $h$  таких, что  $Mh < \pi$  функция

$$f_h(x) := \frac{(1+x^2)(1-\cos(xh))}{x^2}$$

положительна при  $|x| < M$ . Пусть меры  $\tilde{\mu}_1$  и  $\tilde{\mu}_2$  различны. Рассмотрим сигма-аддитивную функцию  $\phi := \tilde{\mu}_1 - \tilde{\mu}_2$ . Существует измеримое множество  $A$  такое, что  $\phi < 0$  или  $\phi > 0$ . С одной стороны

$$\int_A \frac{(1+x^2)(1-\cos(xh))}{x^2} \phi(dx) = \int_A f_h(x) \phi(dx) = 0.$$

С другой стороны, функция  $f_h$  положительна на  $A$  (так как множество  $A$  можно было выбирать как подмножество  $[-M, M]$ ), функция  $\phi$  одного знака, поэтому интеграл отличен от нуля. Противоречие.

Значит, меры  $\mu_1$  и  $\mu_2$  совпадают на любом отрезке  $[-M, M]$ , поэтому совпадают на  $\mathbb{R}$ .  $\square$

Теперь мы докажем теорему непрерывности для преобразования Хинчина. Из сходимости мер несложно будет следовать сходимость преобразований. Для доказательства противоположной импликация мы заготовим ряд лемм.

**Лемма 2.4.1.** *Преобразование Хинчина  $\chi(t)$  является непрерывной функцией.*

*Доказательство.* Представим функцию  $\chi(t)$  как

$$\begin{aligned} \chi(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \mu(dx) = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - itx) \mu(dx) + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx). \end{aligned} \quad (2.16)$$

Первое слагаемое правой части выражения (2.16) является непрерывной ветвью логарифма экспоненты этого же выражения, равной нулю при  $t = 0$ . Следовательно, так как экспонента является характеристической функцией обобщённого пуассоновского распределения, логарифм непрерывен, то и композиция является непрерывной функцией. Второе слагаемое выражения (2.16) является преобразованием Колмогорова. Поэтому преобразование Хинчина является непрерывной функцией как сумма непрерывных функций.  $\square$

**Лемма 2.4.2.** *Пусть последовательность преобразований Хинчина  $\chi_n(t)$  сходится к некоторой непрерывной функции  $\chi(t)$ . Тогда сходимость равномерна на любом отрезке.*

*Доказательство.* Представим экспоненту преобразования Хинчина как

$$\begin{aligned} \exp\{\chi_n(t)\} &= \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \mu(dx) \right\} = \\ &= \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu(dx) \right\} \exp \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{itx} - 1 - itx}{x^2} \mu(dx) \right\}. \end{aligned} \quad (2.17)$$

Первый множитель правой части выражения (2.17) является характеристической функцией обобщённого пуассоновского распределения. Второй множитель тоже является характеристической функцией как экспонента преобразования Колмогорова. Значит, последовательность  $\exp\{\chi_n(t)\}$  сходится к некоторой  $\psi(t) = \exp\{\chi(t)\}$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно на любом отрезке.

Представим комплекснозначные преобразования Колмогорова как

$$\chi_n(t) = u_n(t) + iv_n(t), \quad \chi(t) = u(t) + iv(t).$$

Так как

$$u_n(t) = \ln |\exp\{\chi_n(t)\}|, \quad u(t) = \ln |\exp\{\chi(t)\}|,$$

то последовательность  $u_n(t)$  сходится к  $u(t)$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно на любом отрезке. Следовательно,

$$\exp\{\chi_n(t) - u_n(t) - iv(t)\} \rightarrow \exp\{\chi(t) - u(t) - iv(t)\} = 1, \quad n \rightarrow \infty.$$

Так как функции  $\chi_n(t) - u_n(t) - iv(t) = i(v_n(t) - v(t))$  непрерывны как мнимые части непрерывного по лемме 2.4.1 преобразования Хинчина, равны нулю в нуле, то по лемме из позапрошлой лекции последовательность  $i(v_n(t) - v(t))$  стремится к 0 при  $n \rightarrow \infty$  равномерно на любом отрезке.

В итоге, последовательность  $\chi_n(t) = u_n(t) + iv_n(t)$  сходится к  $\chi(t) = u(t) + iv(t)$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно на любом отрезке.  $\square$

В процессе доказательства теоремы непрерывности возникнет необходимость из сходимости преобразованных мер получить сходимость исходных мер.

**Лемма 2.4.3.** Пусть функция  $f$  является непрерывной и отделимой от нуля функцией. Рассмотрим последовательность мер

$$\nu_n(A) := \int_A f(x) \mu_n(dx), \quad \nu(A) := \int_A f(x) \mu(dx),$$

Если меры  $\nu_n$  сходятся слабо к мере  $\nu$ , то меры  $\mu_n$  сходятся слабо к мере  $\mu$  при  $n \rightarrow \infty$ .

*Доказательство.* По эквивалентному определению слабой сходимости для любой ограниченной непрерывной функции  $g$  имеет место сходимость

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \nu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \nu(dx), \quad n \rightarrow \infty. \quad (2.18)$$

Пусть  $h$  — ограниченная непрерывная функция. Заметим, что

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x) \mu_n(dx) := \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{h(x)}{f(x)} \nu_n(dx), \quad \int_{-\infty}^{+\infty} h(x) \mu(dx) := \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{h(x)}{f(x)} \nu(dx).$$

Функция  $g(x) := h(x)/f(x)$  является ограниченной непрерывной, а значит в силу (2.18) верно

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu_n(dx) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)\nu_n(dx) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)\nu(dx) = \int_{-\infty}^{+\infty} h(x)\mu(dx), \quad n \rightarrow \infty.$$

□

**Лемма 2.4.4.** *Для любого отрезка  $[a, b]$  функции*

$$g_1(x) := \int_a^b (1 - \cos(2hx))dh, \quad J_{a,b}(x) := \int_a^b (1 - \cos(2hx))\frac{1+x^2}{x^2}dh = \frac{1+x^2}{x^2}g_1(x)$$

*отделены от нуля.*

*Доказательство.* Заметим, что для произвольного  $x$  функция  $f_x(h) := 1 - \cos(2hx)$  — положительна для всех  $h$  кроме множества меры нуль по Лебегу. Тогда для любых  $a < b$  функции  $g_1(x)$ ,  $J_{a,b}(x)$  положительны при всех  $x$ . Так как эти функции непрерывны, то на ограниченном множестве они отделены от нуля. Поэтому единственный случай, когда они могут не быть отделены от нуля, состоит в том, что можно выделить последовательность  $x_k \rightarrow \infty$  при  $k \rightarrow \infty$ , что  $g_1(x_k) \rightarrow 0$  (эквивалентно  $J_{a,b}(x_k) \rightarrow 0$ , так как отношение стремится к единице). Напротив, имеем

$$\lim_{x \rightarrow \infty} g_1(x) = b - a - \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\sin(2bx) - \sin(2ax)}{2x} = b - a > 0.$$

Получаем, что на бесконечности функции  $g_1(x)$ ,  $J_{a,b}(x)$  тоже отделены от нуля, а значит отделены всюду. □

**Теорема 2.4.2** (Непрерывности). *Справедливы следующие утверждения.*

1. *Если последовательность мер  $\mu_n$  слабо сходится к мере  $\mu$  при  $n \rightarrow \infty$ , то соответствующие преобразования Хинчина  $\chi_n(t)$  для любого  $t$  сходятся к  $\chi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ .*
2. *Если последовательность преобразований Хинчина  $\chi_n(t)$  мер  $\mu_n$  сходятся к непрерывной функции  $\chi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ , то эта функция является преобразованием Хинчина некоторой меры  $\mu$ , и последовательность мер  $\mu_n$  слабо сходится к  $\mu$  при  $n \rightarrow \infty$ .*

*Доказательство.* Предположим, что последовательность мер  $\mu_n$  слабо сходится к мере  $\mu$  при  $n \rightarrow \infty$ . Положим

$$f_t(x) := \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2}.$$

Эта функция является непрерывной всюду, кроме нуля. В нуле у  $f_t(x)$  устранимая особенность, так как

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow 0} f_t(x) &= \lim_{x \rightarrow 0} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} = \\ &= \lim_{x \rightarrow 0} \left( 1 + itx - \frac{t^2 x^2}{2} - 1 - itx(1 + O(x^2)) \right) \frac{1+x^2}{x^2} = -\frac{t^2}{2}. \end{aligned}$$

Непрерывная функция ограничена на любом компакте. Для  $|x| > 1$  имеем оценку

$$\left| \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \right| \leq 2(2+t).$$

Поэтому для любого  $t$  функция  $f_t(x)$  является ограниченной непрерывной функцией. Следовательно, по теореме 1.1.3 преобразования Хинчина  $\chi_n$  как интегралы непрерывной ограниченной  $f_t$  по мерам  $\mu_n$  сходятся к преобразованию Хинчина  $\chi$  как интегралы функции  $f_t$  меры  $\mu$ .

Докажем в обратную сторону. Рассмотрим для произвольной функции  $g(t)$  разностную схему

$$\Delta_h g(t) := g(t+h) + g(t-h) - 2g(t).$$

Тогда для преобразования Колмогорова имеем

$$\Delta_{2h} \chi(t) = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} (\cos 2xh - 1) \frac{1+x^2}{x^2} \mu(dx). \quad (2.19)$$

Пусть последовательность  $\chi_n(t)$  сходится к  $\chi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ . Эта сходимость будет являться равномерной по лемме 2.4.2. Для любого отрезка  $[a, b]$  по теореме Лебега имеем

$$\int_a^b \Delta_{2h} \chi_n(t) - \int_a^b \Delta_{2h} \chi(t) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (2.20)$$

Положим

$$J_{a,b}(x) := - \int_a^b (\cos 2xh - 1) \frac{1+x^2}{x^2} dh.$$

Используя теорему Фубинии и соотношение (2.19), можно переписать разность преобразований Хинчина как

$$\int_a^b \Delta_{2h} \chi_n(t) - \int_a^b \Delta_{2h} \chi(t) = 2 \left( \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} J_{a,b}(x) \mu(dx) - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} J_{a,b}(x) \mu_n(dx) \right). \quad (2.21)$$

Введём меры

$$\nu_n(A) := \int_A J_{a,b}(x) \mu_n(dx), \quad \nu(A) := \int_A J_{a,b}(x) \mu(dx).$$

Эти величины действительно являются мерами, так как функция  $J_{a,b}(x)$  непрерывна, неотрицательна, нестрого монотонно возрастающая.

Используя сходимость разностных схем (2.20), в силу соотношения (2.21) сходятся характеристические функции мер  $\nu_n$  к характеристической функции меры  $\nu$ . По теореме непрерывности для характеристических функций выводим, что последовательность мер  $\nu_n$  сходится слабо к мере  $\nu$  при  $n \rightarrow \infty$ .

По лемме 2.4.4 функция  $J_{a,b}(x)$  отделена от нуля, поэтому по лемме 2.4.3 из сходимости мер  $\nu_n$  к  $\nu$  следует сходимость мер  $\mu_n$  к  $\mu$  при  $n \rightarrow \infty$ .  $\square$

*Замечание 2.4.1.* Пусть  $g_n(t) := ia_nt + \chi_n(t) \rightarrow iat + \chi(t) =: g(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда  $\chi_n(t) \rightarrow \chi(t)$ ,  $a_n \rightarrow a$  при  $n \rightarrow \infty$ .

*Доказательство.* Заметим, что

$$\Delta_h g_n(t) = \Delta_h \chi_n(t), \quad \Delta_h g(t) = \Delta_h \chi(t).$$

Отсюда, так как  $\Delta_h g_n$  сходятся к  $\Delta_h g$ , то  $\Delta_h \chi_n$  сходятся к  $\Delta_h \chi$  при  $n \rightarrow \infty$ . В теореме 2.4.2 доказывалось, что из сходимости  $\Delta_h \chi_n$  к  $\Delta_h \chi$  следует сходимость мер  $\mu_n$  к мере  $\mu$  при  $n \rightarrow \infty$ . Обратно, в теореме 2.4.2 доказывалось, что из сходимости мер следует сходимость преобразований Хинчина. Последовательность  $a_n$  стремится к  $a$  как разность сходящихся последовательностей.  $\square$

## 2.4.2 Представление Хинчина безгранично делимого закона

**Теорема 2.4.3.** *Характеристическая функция безгранично делимого закона допускает представление Хинчина*

$$\psi(t) = \exp \{ \chi(t) + iat \},$$

где  $a = \text{const}$ ,  $\chi(t)$  — преобразование Хинчина.

*Доказательство.* В силу теоремы де Финетти имеем

$$\ln \psi(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} n(\psi_n(t) - 1). \quad (2.22)$$

Члены сходящейся последовательности представимы как

$$\begin{aligned} n(\psi_n(t) - 1) &= n \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) \mu_n(dx) = \\ &= n \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \mu_n(dx) + n \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{itx}{1+x^2} \mu_n(dx) \\ &= n \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \frac{x^2}{1+x^2} \mu_n(dx) + n \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{itx}{1+x^2} \mu_n(dx). \end{aligned} \quad (2.23)$$

Первое слагаемое правой части выражения (2.23) является преобразованием Хинчина  $\chi_n(t)$  меры

$$\nu_n(A) := n \int_A \frac{x^2}{1+x^2} \mu_n(dx).$$

Второе слагаемое правой части выражения (2.23) обозначим через  $ita_n$ , где

$$a_n := n \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{1+x^2} \mu_n(dx).$$

В силу сходимости (2.22) имеем

$$\ln \psi(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} (\chi_n(t) + ita_n).$$

Тогда по замечанию 2.4.1 последовательность преобразований Хинчина  $\chi_n(t)$  сходится к  $\chi(t)$ , последовательность  $a_n$  сходится к  $a$  при  $n \rightarrow \infty$ . Следовательно,

$$\ln \psi(t) = iat + \chi(t).$$

□

### 2.4.3 Общая нулевая схема серий

В данной модели мы будем считать, что у нас есть схема серий

$$\begin{array}{c} X_{1,1} \\ X_{2,1}, X_{2,2} \\ X_{3,1}, X_{3,2}, X_{3,3} \\ X_{4,1}, X_{4,2}, X_{4,3}, X_{4,4} \\ \dots, \dots, \dots, \dots, \dots \end{array}$$

и условие РБМ

$$\max_{k \leq n} \mathbb{P}(|X_{n,k}| > \varepsilon) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

Дополнительно предположим условие симметричности распределений  $X_{n,k}$ . Тогда имеем

$$\psi_{n,k}(t) = \psi_{n,k}(-t) = \overline{\psi_{n,k}(t)},$$

то есть  $\psi_{n,k}(t)$  — вещественно.

**Лемма 2.4.5** (Сравнения). *Положим в общей нулевой схеме серий*

$$\psi_n(t) := \prod_{k=1}^n \psi_{n,k}(t).$$

Тогда имеет место соотношение

$$\ln \psi_n(t) = (1 + o(1)) \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1),$$

где  $o(1)$  — равномерно по любому отрезку.

*Доказательство.* Заметим, что для положительного  $\varepsilon$  справедлива оценка

$$\begin{aligned} |\psi_{n,k}(t) - 1| &= \left| \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx} - 1) dF_{n,k}(x) \right| \leq \\ &\leq \left| \int_{x \in [-\varepsilon, \varepsilon]} (e^{itx} - 1) dF_{n,k}(x) \right| + \left| \int_{x \notin [-\varepsilon, \varepsilon]} (e^{itx} - 1) dF_{n,k}(x) \right|. \end{aligned} \quad (2.24)$$

Первое слагаемое правой части оценки (2.24) можно сделать малым за счёт выбора  $\varepsilon$ , а второе слагаемое оценивается выражением  $2\mathbf{P}(|X_{n,k}| > \varepsilon)$ , что в силу РБМ можно делать сколь угодно малым равномерно по  $k$ . Отсюда

$$\max_{k \leq n} |1 - \psi_{n,k}(t)| \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty. \quad (2.25)$$

Для  $t \in [-T, T]$  и для достаточно больших  $n$  имеем

$$\begin{aligned} \ln \psi_n(t) &= \sum_{k=1}^n \ln(1 - (1 - \psi_{n,k}(t))) = \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j} (1 - \psi_{n,k}(t))^j = \\ &= \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1) \left( 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j+1} (1 - \psi_{n,k}(t))^j \right), \end{aligned} \quad (2.26)$$

а также имеет место оценка

$$\sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j+1} (1 - \psi_{n,k}(t))^j \leq \sum_{j=1}^{\infty} (1 - \psi_{n,k}(t))^j = \frac{1 - \psi_{n,k}(t)}{\psi_{n,k}(t)}. \quad (2.27)$$

В силу сходимости (2.25) правая часть оценки (2.27) равномерно по  $k$  стремится к 0 при  $n \rightarrow \infty$ , поэтому тождество (2.26) переписывается как

$$\ln \psi_n(t) = (1 + o(1)) \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1),$$

где  $o(1)$  — равномерно по отрезку  $[-T, T]$ . □

**Лемма 2.4.6.** Пусть характеристическая функция  $\psi(t)$  — вещественна и неотрицательна. Тогда для всех  $t$  справедливо неравенство

$$1 - \psi(2t) \leq 4(1 - \psi(t)).$$

*Доказательство.* Используя свойства тригонометрических функций, имеем

$$\begin{aligned} 1 - \psi(2t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (1 - \cos(2tx)) dF(x) = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \sin^2(tx) dF(x) = \\ &= 8 \int_{-\infty}^{+\infty} \sin^2\left(\frac{tx}{2}\right) \cos^2\left(\frac{tx}{2}\right) dF(x) \leq 8 \int_{-\infty}^{+\infty} \sin^2\left(\frac{tx}{2}\right) dF(x) = \\ &= 4 \int_{-\infty}^{+\infty} (1 - \cos(tx)) dF(x) = 4(1 - \psi(t)). \end{aligned}$$

□

**Теорема 2.4.4.** Пусть  $S_n := X_{n,1} + \dots + X_{n,n}$  — частичная сумма случайных величин в симметричной нулевой схеме серий с выполненным условием РБМ. Тогда  $S_n \xrightarrow{d} Z$  при  $n \rightarrow \infty$  тогда и только тогда, когда последовательность мер

$$\nu_n(A) := \int_A \frac{x^2}{1+x^2} \sum_{k=1}^n dF_{n,k}(x)$$

слабо сходится к некоторой мере  $\nu$  при  $n \rightarrow \infty$  с преобразованием Хинчина  $\chi(t)$ . Причём  $\psi_Z(t) = \psi(t) = \exp\{\chi(t)\}$ .

*Доказательство.* Пусть имеет место слабая сходимость мер  $\nu_n$  к мере  $\nu$  при  $n \rightarrow \infty$ . Заметим, что выражение

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \sum_{k=1}^n dF_{n,k}(x) + it \underbrace{\sum_{k=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{1+x^2} dF_{n,k}(x)}_{=0} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \sum_{k=1}^n \frac{x^2}{1+x^2} dF_{n,k}(x) = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - \frac{itx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} \nu_n(dx) \quad (2.28) \end{aligned}$$

является преобразованием Хинчина  $\chi_n(t)$  меры  $\nu_n$ . По теореме непрерывности для преобразования Хинчина для любого  $t$  последовательность  $\chi_n(t)$  сходится к  $\chi(t)$  — преобразованию Хинчина меры  $\nu$  при  $n \rightarrow \infty$ . сходится к преобразованию Хинчина  $\chi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ . По лемме 2.4.5 сравнения и представлению (2.28) имеем

$$\ln \psi_n(t) = (1 + o(1)) \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1) = (1 + o(1)) \chi_n(t). \quad (2.29)$$

Отсюда  $\psi_n(t) \rightarrow \exp\{\chi(t)\}$  при  $n \rightarrow \infty$ . Так как преобразование Хинчина по теореме 2.4.2 непрерывно, то его экспонента непрерывна, и по теореме непрерывности для характеристической функции предел  $\psi_n(t)$  суть характеристическая функция  $\psi(t)$ , равная  $\exp\{\chi(t)\}$ .

Пусть  $S_n \xrightarrow{d} Z$ . Тогда из слабой сходимости последовательность  $\psi_n(t)$  сходится к  $\psi(t)$  при  $n \rightarrow \infty$ . Так как распределения  $S_n$  симметричны, то  $\psi_n(t) = \psi_{S_n}(t)$  вещественны и их предел  $\psi(t)$  вещественен. В силу того, что  $\psi(0) = 1$ ,  $\psi(t)$  — непрерывна, то  $\psi(t) > 0$  для  $t$  из некоторого отрезка  $[-T, T]$ . Тогда  $|\ln(\psi(t))|$  ограничено на  $[-T, T]$  и при достаточно больших  $n$  по лемме 2.4.6 сравнения выражения

$$\left| \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1) \right| \leq C.$$

По лемме 2.4.6 имеем

$$\left| \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(2t) - 1) \right| \leq 4 \left| \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) - 1) \right| \leq 4C,$$

откуда для  $t \in [-2T, 2T]$  последовательность  $\ln(\psi_n(t))$  имеет предел, равный по непрерывности логарифма  $\ln(\psi(t))$ . Описанную процедуру можно продолжить любое конечное количество раз, тем самым доказав, что для любого  $t$  последовательность  $\ln(\psi_n(t))$  сходится к  $\ln(\psi(t))$  при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда в силу представлений (2.29) и (2.28) имеем

$$\ln(\psi(t)) = \lim_{n \rightarrow \infty} \ln(\psi_n(t)) = \lim_{n \rightarrow \infty} \chi_n(t).$$

Следовательно, функция  $\ln(\psi(t))$  является преобразованием Хинчина  $\chi(t)$  некоторой меры  $\nu$ , причём тогда по теореме непрерывности для преобразования Хинчина последовательность мер  $\nu_n$  слабо сходится к мере  $\nu$ . Причём справедливо тождество  $\psi(t) = \exp\{\chi(t)\}$ .  $\square$

*Замечание 2.4.2.* В последней теореме 2.4.4 можно рассмотреть несимметричный случай. Тогда пусть  $S_{n,1}$  и  $S_{n,2}$  — независимы и распределены как  $S_n$ . Случайная величина  $S_{n,1} - S_{n,2} = \sum_{k=1}^n (X_{k,1} - X_{k,2})$  будет иметь симметричное распределение. Для неё последовательность  $|\psi_{S_n}(t)|^2$  сходится к  $|\psi(t)|^2$  при  $n \rightarrow \infty$  тогда и только тогда, когда последовательность мер

$$\nu_n(A) := \int_A \frac{x^2}{1+x^2} \sum_{k=1}^n dF_{X_{k,1}-X_{k,2}}(x)$$

слабо сходится к некоторой мере  $\nu$  с преобразованием Хинчина  $\chi(t)$ . Причём  $|\psi(t)|^2 = \exp\{\chi(t)\}$ .

*Замечание 2.4.3.* Положим для некоторого положительного  $b$

$$a_{n,k} := \int_{|x|<b} x dF_{n,k}(x), \quad a_n := \sum_{k=1}^n a_{n,k}.$$

Пусть для  $S_n := X_1 + \dots + X_n$  имеет место сходимостъ для любого  $t$

$$|\psi_{S_n}(t)|^2 \rightarrow |\psi(t)|^2, \quad n \rightarrow \infty,$$

и выполнено условие РБМ. Тогда  $S_n \xrightarrow{d} Z$  при  $n \rightarrow \infty$  тогда и только тогда, когда последовательность

$$f_n(t) := ita_n + \sum_{k=1}^n (\psi_{n,k}(t) e^{-ita_{n,k}} - 1)$$

сходится поточечно к непрерывной в нуле функции.

## 2.5 Устойчивые распределения

В этом разделе мы опишем класс устойчивых распределений, установим связь их безграничную делимость их предела, найдём его представление.

### 2.5.1 Определение и эквивалентные условия

**Определение 2.5.1.** Распределение  $F$  называют устойчивым, если

$$\underbrace{F * \dots * F}_n(x) =: F^{*n}(x) = F(b_n(x + a_n)).$$

Иначе говоря, для  $X_k$  — независимых случайных величин, имеющих распределение  $F$  верно

$$X_1 + \dots + X_n \sim \frac{X_1}{b_n} - a_n, \quad \psi_{X_1}^n(t) = e^{-ita_n} \psi\left(\frac{t}{b_n}\right).$$

**Примеры.**

1. Распределение Коши.

$$\psi(t) = e^{ita - |t|b}, \quad \psi^n(t) = e^{itan} e^{-|t|bn}, \quad b_n = n, \quad a_n = a(n - 1).$$

2. Нормальное распределение.

$$\psi(t) = e^{it\mu - \sigma^2 t^2/2}, \quad \psi^n(t) = e^{it\mu n} e^{-\sigma^2 t^2 n/2}, \quad b_n = \sqrt{n}, \quad a_n = \mu(n - 1).$$

Заметим, что устойчивые распределения безгранично делимы, поэтому их характеристические функции допускают представление Леви

$$\psi(t) = \exp \left\{ \int_{x \neq 0} (e^{itx} - 1 - itx I_{|x| \leq 1}) \lambda(dx) + ita \right\}. \quad (2.30)$$

Следовательно, для устойчивых распределений справедливо тождество

$$\begin{aligned} \psi^n(t) &= \exp \left\{ n \int_{x \neq 0} (e^{itx} - 1 - itx I_{|x| \leq 1}) \lambda(dx) + itna \right\} = \\ &= \exp \left\{ \int_{x \neq 0} (e^{itx} - 1 - itx/b_n I_{|x| \leq 1}) \lambda(dx) + ita_n/b_n + ita \right\}. \end{aligned} \quad (2.31)$$

Можно разрешить уравнение (2.31) относительно  $\lambda$  и получить следующее утверждение.

**Теорема 2.5.1.** *Устойчивое распределение соответствует мере*

$$\lambda(A) = c_1 \int_{A \cap (-\infty, 0)} d(-x)^{-\alpha} + c_2 \int_{A \cap (0, +\infty)} dx^{-\alpha},$$

где  $c_1^2 + c_2^2 > 0$ ,  $0 < \alpha \leq 2$ .

Используя представление Леви (2.30) и теорему 2.5.1, можно выразить характеристическую функцию.

**Теорема 2.5.2.** *Характеристическая функция устойчивого закона при  $\alpha \neq 1$  имеет вид*

$$\exp \left\{ itc - b|t|^\alpha \left( 1 + i\theta \operatorname{sign}(t) \tan \left( \frac{\pi\alpha}{2} \right) \right) \right\}, \quad |\theta| \leq 1.$$

## 2.5.2 Сходимость в схеме нарастающих сумм к невырожденному пределу

Пусть  $X_1, \dots, X_n$  — независимые одинаково распределённые случайные величины. Попробуем описать класс распределений, для которых существуют последовательности  $a_n$  и  $b_n$  такие, что

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{a_n} - b_n = \frac{S_n}{a_n} - b_n \xrightarrow{d} Z, \quad n \rightarrow \infty, \quad (2.32)$$

где случайная величина  $Z$  невырождена, то есть отлична от константы почти наверное.

**Лемма 2.5.1.** *В случае сходимости (2.32) справедливы соотношения*

$$a_n \rightarrow \infty, \quad \frac{a_{n+1}}{a_n} \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty.$$

*Доказательство.* Пусть  $X_{k,1} \sim X_{k,2} \sim X_k$  и случайные величины  $X_{k,i}$  — независимы. Положим  $S_{n,i} := X_{1,i} + \dots + X_{n,i}$ . Заметим, что имеет место слабая сходимость

$$\frac{S_{n,1} - S_{n,2}}{a_n} \xrightarrow{d} Z_1 - Z_2, \quad n \rightarrow \infty.$$

Тогда по теореме непрерывности для характеристических функций имеем

$$\psi_{(S_{n,1}-S_{n,2})/a_n}(t) = \psi_{S_{n,1}}(t/a_n) \overline{\psi_{S_{n,2}}(t/a_n)} = |\psi_{X_1}(t/a_n)|^{2n} \rightarrow \psi_{Z_1-Z_2}(t) = |\psi_Z(t)|^2. \quad (2.33)$$

Заметим, что  $|\psi_Z(t)|^2$  — непрерывна и равна единице при  $t = 0$ . Следовательно, в некоторой симметричной связной окрестности нуля  $U$  функция  $|\psi_Z(t)|^2$  положительна и ограничена.

Пусть  $t \in U$ . Предположим, что последовательность  $|\psi_{X_1}(t/a_n)|$  не сходится к единице при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда можно выделить подпоследовательность  $n_k$  такую, что

$$|\psi_{X_1}(t/a_{n_k})| \rightarrow c < 1.$$

Если  $c < 1$ , то  $|\psi_{X_1}(t/a_{n_k})|^{2n_k}$  стремится к нулю при  $k \rightarrow \infty$ . В обоих случаях приходим к противоречию с тем, что предел должен быть равен положительному числу  $|\psi_Z(t)|^2$ . Откуда последовательность  $|\psi_{X_1}(t/a_n)|$  сходится к единице при  $n \rightarrow \infty$ .

Выясним предельное поведение последовательности  $a_n$ . Пусть некоторая подпоследовательность  $a_{n_k}$  сходится к  $a$  при  $k \rightarrow \infty$ .

1. Если  $a = 0$ , то в силу слабой сходимости для любой точки  $x$  непрерывности функции  $\mathbf{P}(|Z_1 - Z_2| > x)$  имеет место сходимость

$$\mathbf{P}\left(\left|\frac{S_{n_k,1} - S_{n_k,2}}{a_{n_k}}\right| > x\right) = \mathbf{P}(|S_{n_k,1} - S_{n_k,2}| > xa_{n_k}) \rightarrow \mathbf{P}(|Z_1 - Z_2| > x), \quad n \rightarrow \infty.$$

Так как для любого  $x$  последовательность  $xa_{n_k}$  стремится к нулю при  $k \rightarrow \infty$ , то последовательность  $S_{n_k,1} - S_{n_k,2}$  сходится к нулю по вероятности. Следовательно, для любого  $t$

$$\psi_{S_{n_k,1} - S_{n_k,2}}(t) = |\psi_{X_1}(t)|^{2n_k} \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty.$$

Так как  $|\psi_{X_1}(t)|$  не зависило от  $k$ , то  $|\psi_{X_1}(t)| = 1$  для любого  $t$ . Тогда

$$\psi_{X_1}(t) = \mathbf{E}e^{itX} = e^{i\theta(t)}, \quad (2.34)$$

где  $\theta(t)$  — непрерывная функция в силу непрерывности характеристической функции. Так как  $e^{i(tX - \theta(t))} = 1$ , то почти наверное  $\cos(tX - \theta(t)) = 1$ , или почти наверное  $tX - \theta(t) \in 2\pi\mathbb{Z}$ . В силу произвольности  $t$  из окрестности нуля  $U$  получаем, что  $X$  — константа.

2.  $a \neq 0$ ,  $|a| < \infty$ , то по непрерывности характеристической функции имеем

$$\left|\psi_{X_1}\left(\frac{t}{a_{n_k}}\right)\right| \rightarrow \left|\psi_{X_1}\left(\frac{t}{a}\right)\right| = 1, \quad k \rightarrow \infty.$$

Положим  $s := t/a$ ,  $V := \{t/a \mid t \in U\}$ . Далее получаем соотношение (2.34), и аналогично предыдущему пункту приходим к противоречию.

Остаётся вариант, когда  $a = \infty$ . В силу произвольности рассматриваемой подпоследовательности  $a_{n_k}$  заключаем, что  $a_n \rightarrow \infty$  при  $n \rightarrow \infty$ .

Положим  $\tilde{X}_k := X_{k,1} - X_{k,2}$ ,  $\tilde{S}_n := \sum_{k=1}^n \tilde{X}_k$ . Заметим, что

$$\frac{\tilde{S}_{n+1}}{a_{n+1}} = \frac{\tilde{S}_n}{a_n} \frac{a_n}{a_{n+1}} + \frac{\tilde{X}_{n+1}}{a_{n+1}}.$$

Так как  $\tilde{X}_{n+1}/a_{n+1}$  стремится к нулю по вероятности, то по лемме Слуцкого предел  $\tilde{S}_{n+1}/a_{n+1}$  по распределению, равный  $Z_1 - Z_2$ , совпадает с пределом  $(a_n/a_{n+1})\tilde{S}_n/a_n$  по распределению, равный  $Z_1 - Z_2$ . Но предел  $\tilde{S}_n/a_n$  по распределению равен  $Z_1 - Z_2$ , поэтому  $a_n/a_{n+1}$  стремятся к единице при  $n \rightarrow \infty$ .  $\square$

**Лемма 2.5.2.** *Невырожденным пределом в схеме нарастающих сумм является устойчивый закон.*

*Доказательство.* Заметим, что

$$\frac{S_{nk}}{a_{nk}} - b_{nk} = \left(\frac{S_{n,1}}{a_n} - b_n + \dots + \frac{S_{n,k}}{a_n} - b_n\right) \frac{a_n}{a_{nk}} + \left(b_n \frac{ka_n}{a_{nk}} - b_{nk}\right). \quad (2.35)$$

Так как по лемме 2.5.1 последовательность  $a_n$  стремится к бесконечности, то последовательность  $c_n := a_n/a_{nk}$  ограничена. Если ноль является предельной точкой множества  $\{c_n\}$ , то первое слагаемое правой части выражения (2.35) стремится к нулю по вероятности. Следовательно, по лемме Слуцкого левая часть выражения (2.35) сходится к тому же, к чему сходится второе слагаемое правой части выражения (2.35). Но второе слагаемое константно, поэтому предел будет иметь вырожденное распределение. Это противоречит с устойчивостью закона распределения.

Пусть  $c$  — предельная точка множества  $\{c_n\}$ . Как мы выяснили,  $c$  отлична от нуля. Пусть последовательность  $c_m$  сходится к  $c$ . Тогда с одной стороны левая часть выражения (2.35) сходится к  $Z$ , с другой стороны она сходится к  $c(\tilde{Z}_1 + \dots + \tilde{Z}_k) + d$ , где число  $d$  является пределом второго слагаемого правой части выражения (2.35). Следовательно,

$$Z \sim c(\tilde{Z}_1 + \dots + \tilde{Z}_k) + d,$$

где  $\tilde{Z}_k$  независимы и распределены как  $Z$ . □

**Определение 2.5.2.** Будем говорить, что функция  $L(x)$  медленно меняется на бесконечности, если для любого положительного  $t$  имеет место сходимость

$$\frac{L(tx)}{L(x)} \rightarrow 1, x \rightarrow \infty.$$

Функции  $e^x$  и  $x^2$  не являются медленно меняющимися на бесконечности, а  $\ln x$  является.

**Теорема 2.5.3.**  *$X$  притягивается устойчивым законом, то есть*

$$\frac{S_n - b_n}{a_n} \xrightarrow{d} Z, n \rightarrow \infty$$

с  $\alpha \in (0, 2)$  тогда и только тогда, когда

$$1 - F(x) + F(-x) \sim x^{-\alpha} L(x), x \rightarrow \infty,$$

где  $L(x)$  — медленно меняющаяся функция. При этом для  $\alpha < 1$

$$\frac{S_n}{n^{1/\alpha}} \xrightarrow{d} Z, n \rightarrow \infty,$$

а для  $\alpha > 1$

$$\frac{S_n - nEX_1}{n^{1/\alpha}} \xrightarrow{d} Z, n \rightarrow \infty.$$



## Глава 3

# Уточнение приближения в центральной предельной теореме

### 3.1 Локализация ЦПТ

#### 3.1.1 Локальная предельная теорема для арифметического случая

Пусть  $X_i$  — н.о.р. величины,  $EX = \mu$ ,  $DX = \sigma^2 \in (0, \infty)$ . Центральная предельная теорема утверждает, что при  $n \rightarrow \infty$

$$P(S_n \in [\mu n + x\sigma\sqrt{n}, \mu n + y\sigma\sqrt{n}]) \rightarrow P(Z \in [x, y]) = P(Z_n \in [\mu n + x\sigma\sqrt{n}, \mu n + y\sigma\sqrt{n}]),$$

где  $Z_n \sim \mathcal{N}(\mu n, n\sigma^2)$ .

Можем ли сказать, что случайные величины  $S_n$  и  $Z_n$  схожи и в более локальном формате? Например, верно ли, что

$$\frac{P(S_n \in [b, c])}{P(Z_n \in [b, c])} \rightarrow 1, n \rightarrow \infty.$$

Если это так, причём сходимость равномерна по  $b, c \in \mathbb{R}$ , то этот факт сильнее ЦПТ, ведь отрезок  $[\mu n + x\sigma\sqrt{n}, \mu n + y\sigma\sqrt{n}]$  можно разрезать на отрезки длины 1 (и один оставшийся нецелый отрезок), для каждого из которых подменить  $S_n$  на  $Z_n$ , пользуясь равномерностью, а затем просуммировать результат в вероятность, что  $Z_n$  попадет в суммарный отрезок.

Давайте посмотрим, насколько мы можем приблизиться к этому идеалу. Для нас будет два принципиально разных случая – решётчатый ( $P(X \in a + d\mathbb{Z}) = 1$  для некоторых  $a, d$ ) и нерешётчатый (иначе). Мы будем выбирать максимальное такое  $d$  и называть его шагом решётки.

Если  $X$  решётчатая, то мы не можем рассматривать отрезки  $[b, c]$  ширины меньше  $d$ , иначе в какие-то отрезки не попадет вообще ничего. Отрезки ширины  $d$  при этом сведутся к попаданию  $S_n$  в конкретную точку  $k \in an + d\mathbb{Z}$ .

**Теорема 3.1.1** (Гнеденко). Пусть  $X_i$  — н.о.р. решетчатые случайные величины со сдвигом  $a$  и шагом  $d$ ,  $\mathbf{E}X_i = \mu$ ,  $\mathbf{D}X_i = \sigma^2$ . Тогда

$$\mathbf{P}(S_n = k) = \mathbf{P}(Z_n \in [k, k + 1]) + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) = \frac{d}{\sqrt{2\pi n\sigma}} e^{-\frac{(k-\mu n)^2}{2n\sigma^2}} + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right),$$

при  $k \in an + d\mathbb{Z}$ ,  $n \rightarrow \infty$ , причем  $o()$  равномерно мало по указанным  $k$ .

*Доказательство.* Будем считать, что  $a = 0$ ,  $d = 1$ , в противном случае перейдем от величин  $X_i$  к  $(X_i - a)/d$ .

Будем доказывать теорему на основе формулы обращения для дискретного случая

$$\mathbf{P}(S_n = k) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{-itk} \psi_{X_1}^n(t) dt = \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{n}} \int_{-\pi\sigma\sqrt{n}}^{\pi\sigma\sqrt{n}} e^{-\frac{itk}{\sigma\sqrt{n}}} \psi_{X_1}^n\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) dt.$$

Положим  $x := (k - an)/(\sigma\sqrt{n})$ , тогда

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(S_n = k) &= \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{n}} \int_{-\pi\sigma\sqrt{n}}^{\pi\sigma\sqrt{n}} e^{-itx} e^{-it\frac{a}{\sigma}\sqrt{n}} \psi_{X_1}^n\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) dt = \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{n}} \int_{-\pi\sigma\sqrt{n}}^{\pi\sigma\sqrt{n}} e^{-itx} \psi_{\frac{X_1-a}{\sigma}}^n\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) dt. \end{aligned}$$

Для положительного  $\delta$  имеет место неравенство

$$\left| \int_{\delta\sigma\sqrt{n} < |t| < \pi\sigma\sqrt{n}} e^{-itx} \psi_{\frac{X_1-a}{\sigma}}^n\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) dt \right| \leq \pi\sigma\sqrt{n}q^n,$$

где  $\sup_{\delta < |s| < \pi} |\psi_{X_1}(s)| =: q$ . Заметим, что если  $\psi_{X_1}(s_0) = e^{is_0b}$ , то  $\psi_{X_1-a}(s_0) = 1$ , откуда

$$\mathbf{P}\left(X_1 \in \left\{b + \frac{2\pi k}{s_0}, k \in \mathbb{Z}\right\}\right) = 1.$$

Тогда шаг  $X_1$  будет  $2\pi/s_0$ , что, в сочетании с решетчатостью и  $d = 1$  дает  $s_0 > 2\pi$ . Это противоречит  $\delta < s < \pi$ , то есть  $q < 1$  и оцениваемый интеграл экспоненциально мал по  $n$ . При этом

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi n\sigma}} e^{-\frac{x^2}{2}} = \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{n}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-itx} e^{-t^2/2} dt = \frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{n}} \int_{|t| \leq \delta\sigma\sqrt{n}} e^{-itx} e^{-t^2/2} dt + \frac{o(1)}{\sqrt{n}},$$

где  $o(1)$  равномерно по  $x$  стремится к нулю при  $n \rightarrow \infty$ , поскольку

$$\int_{|t| > \delta\sigma\sqrt{n}} e^{-t^2/2} dx = o(1).$$

Тем самым, для доказательства требуемой формулы, нам достаточно показать, что при достаточно малых  $\delta$

$$\frac{1}{2\pi\sigma\sqrt{n}} \int_{|t| < \delta\sigma\sqrt{n}} e^{-itx} \left( \psi_{\frac{X_{1-a}}{\sigma}}^n \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) - e^{-t^2/2} \right) dt = \frac{\varepsilon}{\sqrt{n}}.$$

Для этого требуется оценить выражение

$$\int_{|t| < \delta\sigma\sqrt{n}} e^{-t^2/2} \left| e^{n \left( \ln \psi_{\frac{X_{1-a}}{\sigma}} \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right) + \frac{t^2}{2n} \right)} - 1 \right| dt. \quad (3.1)$$

При любом положительном  $\varepsilon$  и достаточно малом  $\delta$  при  $|s| < \delta$  верно неравенство

$$\left| \ln \psi_{\frac{X_{1-a}}{\sigma}}(s) + \frac{s^2}{2} \right| < \varepsilon s^2.$$

Тогда оцениваемый интеграл (3.1) не превосходит

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2/2} \max \left( e^{\varepsilon t^2} - 1, 1 - e^{-\varepsilon t^2} \right) dt < \varepsilon_1$$

при любом положительном  $\varepsilon_1$  и достаточно малых  $\varepsilon$ . □

### 3.1.2 Локальная предельная теорема для плотностей

Пусть  $X_i$  имеют плотности. Сходятся ли плотности  $(S_n - an)/(\sigma\sqrt{n})$  к нормальной плотности? Вообще говоря, нет.

**Пример.** Рассмотрим плотность  $f(x) = c/(|x| \ln^2 |x|)$ ,  $x \in [-1/2, 1/2]$ . Функция  $f(x)$  монотонно убывает при  $x \in [0, \delta_1]$  при некотором  $\delta_1 > 0$ , а значит плотность суммы  $X_1 + X_2$  оценивается снизу следующим образом

$$f_{X_1+X_2}(u) \geq \int_0^u f(x)f(u-x)dx \geq \int_0^u f(u)f(u)dx = \frac{uc^2}{u^2 \ln^4 u} = \frac{c^2}{u \ln^4 u}$$

при  $u \in (0, \delta_1]$ . Аналогичным образом дело обстоит в  $[-\delta_1, 0)$ . По тем же причинам плотность суммы  $X_1 + \dots + X_n$  не меньше  $(u \ln^{2n} u)^{-1}$  на некотором интервале  $[-\delta_n, \delta_n]$ . А тогда и плотность  $f_{S_{n-1/2}}(x)$  стремится к бесконечности при  $x \rightarrow 0$  и любом  $n$ . Это противоречит нашим надеждам на то, что плотность нормированных сумм будет сходиться к нормальной.

**Пример.** Представим себе, что  $X_i$  берутся равновероятно из 2 величин  $Z_i = \pm 1$ , где  $Z_i$  имеет плотность из прошлого примера. Тогда  $S_n$  будет отличаться от  $S_n$  прошлого примера на случайную величину, принимающую значения  $-n, -n+2, \dots, n-2, n$ . Значит,  $S_{2n}/\sqrt{2n}$  будет иметь неограниченную плотность в окрестности всех точек вида  $2k/\sqrt{2n}$ ,  $|k| < 2n$ . Таким образом, плотности будут неограничены в окрестности, например, всякой рациональной точки (т.к. для них бесконечно часто будут находиться

такие  $k$ ). В этом случае не просто отсутствует сходимость плотности к нормальной, но и вообще плотность сумм ведет себя не лучшим образом.

Иным образом обстоит ситуация, когда плотность  $f$  ограничена. Будем требовать, чтобы выполнялось условие, необходимое для формулы обращения для плотностей:

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\psi(t)| dt < \infty. \quad (3.2)$$

Оказывается, что этого достаточно для сходимости плотностей нормированных сумм.

**Теорема 3.1.2** (Локальная предельная теорема для плотностей). *При выполнении условия (3.2)*

$$f_{S_{nn^{-1/2}}}(x) \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}, \quad n \rightarrow \infty,$$

причём сходимость равномерна по  $x$ .

Для доказательства теоремы 3.1.2 нам понадобится следующая лемма.

**Лемма 3.1.1.** *Если модуль х.ф.  $\psi_X(t)$  обращается в 1 в некоторой точке  $t \neq 0$ , то случайная величина  $X$  решетчата, т.е. принимает значения только вида  $kh + b$  при некоторых фиксированных  $b, h$  и всех  $k$ .*

*Доказательство теоремы 3.1.2.* Доказывая ЦПТ, мы пользовались тем, что  $\psi_{S_{nn^{-1/2}}}(t)$  близко к  $e^{-t^2/2}$ , поскольку

$$\psi_{S_{nn^{-1/2}}}(t) = \psi_{X_1}^n(tn^{-1/2}) = e^{n \ln \psi_{X_1}(tn^{-1/2})} = e^{-\frac{t^2}{2}(1 + o(1))}, \quad tn^{-1/2} \rightarrow 0,$$

так как

$$\psi_{X_1}(tn^{-1/2}) = 1 - \frac{t^2}{2n} + o(1)\frac{t^2}{n}, \quad \ln \psi_{X_1}(tn^{-1/2}) = -\frac{t^2}{2n} + o(1)\frac{t^2}{n}, \quad n \rightarrow \infty. \quad (3.3)$$

Давайте получим отсюда близость плотностей наших величин, пользуясь формулой обращения:

$$f_{S_{nn^{-1/2}}}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-itx} \psi_{S_{nn^{-1/2}}}(t) dt, \quad \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-itx} e^{-t^2/2} dt.$$

Здесь мы воспользовались тем, что  $\psi_{S_{nn^{-1/2}}}(t)$  абсолютно интегрируема при любом  $n$  на всей прямой, поскольку

$$|\psi_{S_{nn^{-1/2}}}(t)| = |\psi_{X_1}(tn^{-1/2})|^n \leq |\psi_{X_1}(tn^{-1/2})|.$$

Отсюда

$$\begin{aligned} \left| f_{S_{nn^{-1/2}}}(x) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \right| &\leq \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} |e^{-itx}| |\psi_{X_1}^n(tn^{-1/2}) - e^{-t^2/2}| dt = \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} |\psi_{X_1}^n(tn^{-1/2}) - e^{-t^2/2}| dt, \end{aligned}$$

причем оценка равномерна по  $x$ . Докажем, что правая часть этой оценки стремится к 0 при  $n \rightarrow \infty$ . Разобьем интеграл на три участка:  $|t| \leq T$ ,  $T \leq |t| \leq \delta\sqrt{n}$ ,  $|T| > \delta\sqrt{n}$  при каких-то  $\delta, T > 0$ . При  $|t| \leq T$  мы можем утверждать, что  $\psi_{X_1}^n(tn^{-1/2}) - e^{-t^2/2} = o(1)e^{-t^2/2}$  при  $n \rightarrow \infty$ , откуда

$$\frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T |\psi_{X_1}^n(tn^{-1/2}) - e^{-t^2/2}| dt = o(1) \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T e^{-t^2/2} dt = o(1), \quad n \rightarrow \infty.$$

При  $|t| > T$  будем оценивать интеграл от разности суммой интегралов

$$\frac{1}{2\pi} \int_{|t|>T} e^{-t^2/2} dt + \int_{T<|t|\leq\delta\sqrt{n}} |\psi_{X_1}^n(tn^{-1/2})| dt + \int_{\delta\sqrt{n}<|t|} |\psi_{X_1}^n(tn^{-1/2})| dt \quad (3.4)$$

Первый интеграл не превосходит  $\varepsilon$  при достаточно больших  $T$ , поскольку  $e^{-t^2/2}$  интегрируема на прямой.

Для оценки второго интеграла воспользуемся тем, что при  $|tn^{-1/2}| < \delta$

$$|Re(\ln \psi_{X_1}(tn^{-1/2}) - \frac{t^2}{2n})| \leq \frac{t^2}{4n}$$

при всех достаточно малых  $\delta$  в силу (3.3). Значит, второе слагаемое (3.4) не превосходит

$$\int_{|t|>T} e^{-t^2/4} dt < \varepsilon$$

при всех достаточно больших  $T$ .

В силу леммы Римана [1, с. 627-628] выражение  $|\psi_{X_1}(t)|$  стремится к нулю при  $t \rightarrow \infty$ , откуда  $|\psi_{X_1}(t)| < 1/2$  при  $t > T_1$  и некотором  $T_1$ . С другой стороны, в силу леммы 3.1.1 верно  $|\psi_{X_1}(t)| < 1$  при  $\delta < |t| < T_1$ , откуда  $|\psi_{X_1}(t)| < q < 1$  при некотором  $q$  и всех  $|t| > \delta$ . Следовательно, третье слагаемое (3.4) не превосходит

$$\sqrt{n} \int_{|s|>\delta} |\psi_{X_1}(s)^n| ds \leq q^{n-1} \sqrt{n} \int_{-\infty}^{\infty} |\psi_{X_1}(s)| ds = o(1), \quad n \rightarrow \infty.$$

Тем самым,

$$\left| f_{S_n n^{-1/2}}(x) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \right| \leq 2\varepsilon + o(1), \quad n \rightarrow \infty,$$

и в силу произвольности  $\varepsilon$  локальная предельная теорема для плотностей доказана.  $\square$

**Упражнение 3.1.1.** Показать, что достаточно требовать вместо (3.2) условие

$$\int_0^{\infty} |\psi_{S_n}(t)|^\nu dt < \infty$$

при некотором  $\nu \geq 1$ .

## 3.2 Асимптотические разложения

### 3.2.1 Асимптотическое разложение для плотностей

Предположим, что в дополнении к предположениям теоремы 3.1.2, конечен третий момент

$$\mu_3 := \int_{-\infty}^{\infty} x^3 f(x) dx.$$

При этом существует непрерывная ограниченная третья производная характеристической функции

$$\psi_{X_1}'''(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (ix)^3 e^{itx} f_{X_1}(x) dx$$

и

$$\psi_{X_1}\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \frac{t^2}{2n} + \frac{\mu_3 (it)^3}{6 n^{3/2}} + o(1) \frac{t^3}{n^{3/2}} \quad (3.5)$$

при  $tn^{-1/2} \rightarrow 0$ . Соотношение (3.5) уточняет разложение (3.3), тем самым давая возможность уточнить предельную теорему для плотностей.

**Теорема 3.2.1** (асимптотическое разложение для плотностей). Пусть  $X_i$  — н.о.р.,  $EX_i = 0$ ,  $DX_i = 1$ ,  $EX_i^3 = \mu_3$  и  $\psi_{X_1}(t)$  интегрируема на всей прямой. Тогда

$$f_{S_n n^{-1/2}}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \left( 1 + \frac{\mu_3(x^3 - 3x)}{6\sqrt{n}} \right) + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right).$$

Зачем нам нужно такого рода разложение? Оно позволяет измерить погрешность нормального приближения и повысить точность приближения за счет использования дополнительного члена.

### 3.2.2 Асимптотическое разложение для функции распределения

**Теорема 3.2.2.** Для н.о.р. нерешетчатых величин  $X_i$ ,  $EX_i = 0$ ,  $DX_i = 1$ ,  $EX_i^3 = \mu_3$  справедливо асимптотическое разложение

$$F_n(x) = \Phi(x) + \frac{\mu_3}{6\sqrt{2\pi n}} (1 - x^2) e^{-x^2/2} + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right), \quad n \rightarrow \infty.$$

Напомню, что решетчатость означает, что найдутся  $d, a$ , такие что  $P(X \in \{a + kd, k \in \mathbb{Z}\}) = 1$ .

### 3.2.3 Неравенство Берри-Эссеена

**Теорема 3.2.3.** Если  $X_i$  — н.о.р.,  $EX_i =: \mu$ ,  $DX_i =: \sigma^2$ ,  $E|X - EX|^3 =: \rho$ , то

$$\left| F_{\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}}(x) - \Phi(x) \right| \leq \frac{C\rho}{\sigma^3\sqrt{n}},$$

где  $C$  — некоторая константа (не зависящая от распределения  $X$ ). Наилучшая оценка из известных на данный момент  $C = 0.4784$ .

# Глава 4

## Вопросы к экзамену

1. Лемма о равносильности для вероятностных мер слабой сходимости и сходимости мер отрезков. Сходимость интегралов от непрерывных ограниченных функций как следствие слабой сходимости.
2. Слабая сходимость как следствие сходимости интегралов от непрерывных ограниченных функций.
3. Формула обращения для плотностей в случае непрерывно-дифференцируемой плотности.
4. Треугольная плотность (плотность суммы двух равномерных величин) и соответствующая характеристическая функция. Характеристическая функция, пропорциональная треугольной плотности, и соответствующая плотность.
5. Сглаживание. Последовательность абсолютно-непрерывных величин, слабо сходящаяся к данной.
6. Существенная ограниченность плотности величины с интегрируемой характеристической функцией.
7. Слабая и ослабленная сходимости, плотность последовательности мер, их связь.
8. Ослабленная сходимость как сходимость интегралов от финитных функций.
9. Теорема о сходимости относительно компактной последовательности, все частичные пределы которой совпадают.
10. Теорема Хелли.
11. Безграничная делимость обобщенного пуассоновского распределения.
12. Преобразование Колмогорова и его свойства.
13. Безграничная делимость экспоненты преобразования Колмогорова.

14. Теоремы единственности и непрерывности для преобразований Колмогорова.
15. Отсутствие нулей у характеристической функции безгранично делимого закона.
16. Однозначность разложения характеристической функции безгранично делимого закона.
17. Теореме де Финетти и представление характеристической функции безгранично делимого закона с конечной дисперсией.
18. Схема серий с ограниченными дисперсиями. Лемма сравнения.
19. Равномерность сходимости характеристических функций по любому отрезку.
20. Сходимость характеристических функций в схеме серий к безгранично делимому закону. Предельное распределение в схеме серий.
21. Теорема Пуассона для разнораспределенных индикаторов как частный случай схемы серий. Сходимость к нормальному распределению в схеме серий.
22. Преобразование Хинчина, его единственность и непрерывность.
23. Теорема непрерывности для преобразований Хинчина (без доказательства вспомогательных утверждений).
24. Представление Хинчина для безгранично делимого закона.
25. Устойчивые распределения. Устойчивость предела в схеме серий.
26. Теорема Гнеденко.
27. Локальная предельная теорема о сходимости плотностей.

# Список литературы

- [1] Зорич В.А. Математический анализ: в 2 ч.-4-е изд. 2002.
- [2] Подкорытов А.Н. Макаров Б.М. Лекции по вещественному анализу. 2011.