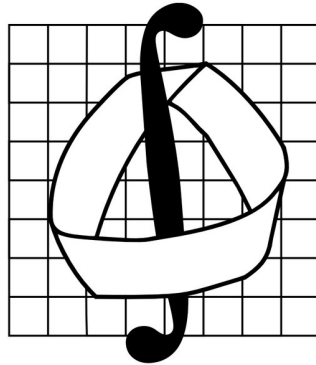


Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова
механико-математический факультет
кафедра математической статистики и случайных процессов



**Дополнительные главы теории вероятностей,
вторая часть**

Москва, 2020

Оглавление

1	Сходимость основных объектов	5
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
2	Безгранично делимые распределения	25
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

3	Уточнение приближения в центральной предельной теореме	59
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
4	Вопросы к экзамену	65

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 ξ называется решётчатым, если существуют числа a и $T > 0$ такие, что ξ 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 ξ 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 ξ_n к ξ 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 ε . 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 ε . 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)

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

Заключаем, что в любой точке b непрерывности функции распределения F последовательность $F_n(b)$ стремится к $F(b)$. □

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 ε . 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 ε . 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 Δ_i будет не больше ε .

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

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.

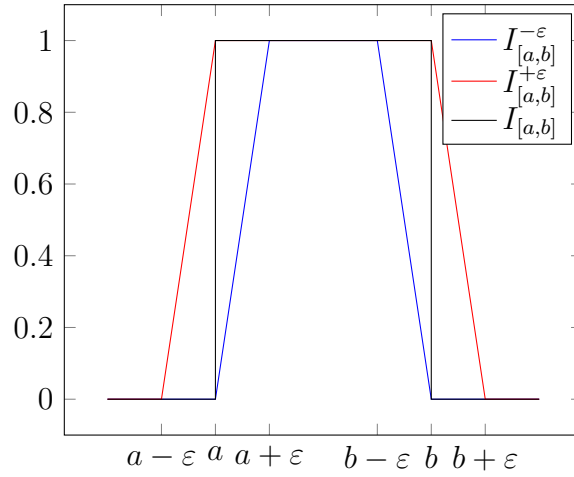


Рис. 1.1: Функции, приближающие индикатор отрезка

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 ε , то можем в оценке (1.10) устремить ε 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 φ 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.

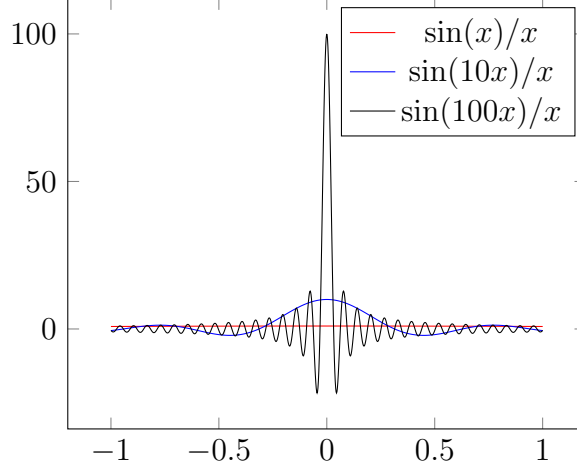


Рис. 1.2: Колебание функции $\sin(Nx)/x$ около нуля

Для положительного δ 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^δ 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 δ_1 , что для любого $\delta < \delta_1$ функция f является непрерывно дифференцируемой в A_1^δ . 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^δ . По лемме Римана [1, с. 627-628] для любого δ 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 ω является плотностью некоторой случайной величины ζ . 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 ω существует единственное распределение, имеющее данную характеристическую функцию v , поэтому функция ω является плотностью $X_1 + X_2$. \square

Замечание 1.2.1. Функция ω является характеристической функцией некоторой случайной величины η 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 η 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 η , не зависящей от X . Если характеристические функции случайных величин η 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 φ_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 η_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 η – 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 η/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 ε 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 η/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 φ 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 φ и η с плотностью $v/(2\pi)$ и характеристической функцией ω 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 ω_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 Парсевалья). Пусть дана случайная величина X , обладающая характеристической функцией φ . Пусть также дана случайная величина Y , обладающая функцией распределения G и характеристической функцией γ . 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 μ 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 μ 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 φ имеем тождество $\varphi(0) = \mu(\mathbb{R})$.

Определение 1.3.1. Будем говорить, что последовательность конечных мер μ_n слабо сходится к конечной мере μ , 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 μ_n стремится слабо к μ , 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 μ_n к μ . Указание: перейти к вероятностной мере $\mu_n(dx)/\mu_n(\mathbb{R})$.

Упражнение 1.3.3. Пусть имеет место слабая сходимость мер μ_n к μ . 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 μ_n плотна, если для любого положительного ε существуют такие числа $A < B$, что для любого натурального n имеет место неравенство

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

Упражнение 1.3.4. Последовательность μ_n плотна, если для любого положительного ε 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 μ_n слабо сходится к μ , то последовательность μ_n плотна.

Определение 1.3.3. Пусть последовательность μ_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 μ_n ослабленно стремится к μ и μ_n плотна, то последовательность мер μ_n слабо стремится к μ . 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 μ_n ослабленно стремится к μ , 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 μ_n ослабленно сходится к μ тогда и только тогда, когда для любой финитной непрерывной функции g имеет место сходимость*

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

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 μ_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 μ_n слабо (ослабленно) относительно компактно и все сходящиеся подпоследовательности имеют одинаковый предел μ , то*

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

слабо (ослабленно).

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

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

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 μ_n можно выделить слабо (ослабленно) сходящуюся подпоследовательность.*

Пример. Рассмотрим последовательность мер μ_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 μ_n ослабленно сходится к 0.

Меры μ_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 μ_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 μ 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

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

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 φ – безгранично делимая, если $\varphi = \varphi_n^n$ для какого-то натурального $n > 1$ и для какой-то характеристической функции φ_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 φ_X и φ_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 μ – 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 ψ_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 φ_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 μ 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 ν_ε . 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 μ_n сходятся ослабленно к μ , то \varkappa_n стремятся к \varkappa при всех t .
3. Если $\varkappa_n(t)$ стремится к $g(t)$ при всех t , где μ_n – ограничены в совокупности, то $g = \varkappa$ и μ_n сходятся к μ 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 μ_n – ограничены в совокупности. Рассмотрим произвольную подпоследовательность μ_{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 μ_{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 ψ_X – характеристическая функция безгранично делимого закона. Тогда для некоторого натурального n существует ψ_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

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

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 θ 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 θ из формулировки леммы на отрезке $[-t, t]$. Это множество непусто, так как в силу непрерывности γ 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 γ 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 θ и $\tilde{\theta}$ совпали при $\tau = t$. Тогда они совпадут и при $\tau \in U_{\delta_t}(t)$, то есть функция θ 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 θ и $\tilde{\theta}$ совпали при $\tau = t - \delta/2$, получим, что они совпали и при $\tau < t - \delta/2$, а значит, функция θ 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 θ единственная, так как если существует другая функция θ_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 ψ не обращается в ноль. Следовательно, функция ψ_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 θ_n и θ 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 ψ_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 ψ_n из определения безграничной делимости ψ_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 ψ 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 σ^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 ε 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 ε 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 ε 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 ε можно выбрать достаточно большие $N_1, -A, B$, чтобы для любого $n > N_1$ было выполнено $\mathbf{P}_n(\mathbb{R} \setminus [A, B]) < \varepsilon + \mathbf{P}(\mathbb{R} \setminus [A, B]) < 2\varepsilon$. Поэтому сумма второго и третьего слагаемых в правой части неравенства (2.7) меньше 3ε .

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 ε 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 β_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 ρ_n и θ_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 β_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 μ . Тогда экспонента преобразования Колмогорова меры μ будет характеристической функцией предельного распределения.

Доказательство. Определение ν_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 ν_n . Так как для любого t последовательность $\sum_{j=1}^n (\psi_{n,j}(t) - 1)$ сходится к некоторой $\varkappa(t)$, меры ν_n ограничены в совокупности (дисперсии σ_n^2 ограничены в совокупности в схеме серий), то в силу теоремы единственности $\varkappa(t)$ является преобразованием Колмогорова некоторой меры μ , причём ν_n сходятся ослабленно к μ . Преобразование Колмогорова \varkappa меры μ 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 ν_n сходится ослабленно к μ , где μ – мера, соответствующая преобразованию Колмогорова.*

Доказательство. Утверждение суть прямое следствие замечания 2.3.1. Найдём меру μ .

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

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 ε*

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

Доказательство. Пусть выполнено условие (2.12). Тогда

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

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 Ляпунова). Положим для положительного δ

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

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 μ .

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 μ 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 ν_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 ϕ одного знака, поэтому интеграл отличен от нуля. Противоречие.

Значит, меры μ_1 и μ_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 ν_n сходятся слабо к мере ν , то меры μ_n сходятся слабо к мере μ 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 μ_n слабо сходится к мере μ 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 μ_n сходятся к непрерывной функции $\chi(t)$ при $n \rightarrow \infty$, то эта функция является преобразованием Хинчина некоторой меры μ , и последовательность мер μ_n слабо сходится к μ при $n \rightarrow \infty$.*

Доказательство. Предположим, что последовательность мер μ_n слабо сходится к мере μ 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 χ_n как интегралы непрерывной ограниченной f_t по мерам μ_n сходятся к преобразованию Хинчина χ как интегралы функции f_t меры μ .

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 ν_n к характеристической функции меры ν . По теореме непрерывности для характеристических функций выводим, что последовательность мер ν_n сходится слабо к мере ν 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 ν_n к ν следует сходимость мер μ_n к μ 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 μ_n к мере μ 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 ε 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 ε , 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 ν при $n \rightarrow \infty$ с преобразованием Хинчина $\chi(t)$. Причём $\psi_Z(t) = \psi(t) = \exp\{\chi(t)\}$.

Доказательство. Пусть имеет место слабая сходимост мер ν_n к мере ν 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 ν_n . По теореме непрерывности для преобразования Хинчина для любого t последовательность $\chi_n(t)$ сходится к $\chi(t)$ — преобразованию Хинчина меры ν 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 ν , причём тогда по теореме непрерывности для преобразования Хинчина последовательность мер ν_n слабо сходится к мере ν . 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 ν 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 λ 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 δ 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 δ

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

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 ε и достаточно малом δ 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 ε_1 и достаточно малых ε . □

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 $f_{S_{n,n-1/2}}(x)$ 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 ε 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 δ 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 ε 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.