

УДК 519.21

ББК 22.171

Л64

Р е ц е н з е н т ы:

докт. физ.-мат. наук, проф. Я.Ю. Никитин (С.-Петерб. гос.
ун-т),

докт. физ.-мат. наук, проф. А.Н. Бородин (ПОМИ РАН)

Печатается по постановлению

Редакционно-издательского совета

С.-Петербургского государственного университета

Лифшиц М.А.

Л64 Устойчивые распределения, случайные величины и процессы: Учебно-метод. пособие. — СПб., 2007. — 20 с.

Пособие посвящено одному из важнейших классов вероятностных распределений — устойчивым законам, а также возникающим на их основе устойчивым случайным процессам с независимыми приращениями. Рассматриваются спектральные представления устойчивых распределений, различные виды их параметризации, а также схемы суммирования независимых случайных величин, в которых устойчивые законы появляются в качестве предельных.

Предназначено для студентов старших курсов и аспирантов математических специальностей.

ББК 22.171

© М.А. Лифшиц, 2007

© С.-Петербургский
государственный
университет, 2007

1. Введение

Устойчивые величины и распределения вот уже семьдесят лет являются неотъемлемой частью классической теории вероятностей и теории случайных процессов, причем интерес к ним в последнее время только возрастает. Им посвящен ряд монографий, однако учебной литературы, по которой студент мог бы быстро познакомиться с соответствующими понятиями, практически не существует. Данные лекции призваны хотя бы отчасти заполнить этот парадоксальный пробел.

Мы пойдем от простого к сложному и рассмотрим цепочку (Нормальный закон и распределение Коши) \leadsto (Симметричные устойчивые законы) \leadsto (Строго устойчивые законы) \leadsto (Общие устойчивые законы).

Эти лекции предназначены для студентов старших курсов и аспирантов-математиков. От читателя потребуются знания в объеме стандартного годового курса теории вероятностей для математиков и некоторое представление о простейших случайных процессах.

2. Симметричные устойчивые законы

Случайная величина X и ее распределение называются *симметричными устойчивыми*, если характеристическая функция величины X имеет вид

$$f(t) = \mathbb{E}e^{itX} = \exp\{-a^\alpha|t|^\alpha\}, \quad (1)$$

где $a \geq 0$, $\alpha \in (0, 2]$. Параметр a называется параметром масштаба, а α – параметром устойчивости. При $\alpha > 2$ и $\alpha < 0$ указанная выше формула не соответствует никакому распределению.

Распределение X имеет симметричную непрерывную ограниченную плотность $p(\cdot)$ (равную преобразованию Фурье от f), явный вид которой неизвестен за исключением двух случаев. При $\alpha = 2$ получается центрированный нормальный закон, а при $\alpha = 1$ – закон Коши с плотностью

$$p(x) = \frac{a}{\pi} (x^2 + a^2)^{-1}. \quad (2)$$

Интерес представляет поведение распределения X на бесконечности. Оказывается, за исключением нормального случая ($\alpha = 2$) хвосты распределения убывают степенным образом. А именно при $0 < \alpha < 2$ верно

$$p(x) = p(-x) \sim C_\alpha a^\alpha x^{-\alpha-1}, \quad x \rightarrow +\infty,$$

откуда, конечно, следует

$$\mathbb{P}\{X < -x\} = \mathbb{P}\{X > x\} \sim C_\alpha \frac{a^\alpha}{\alpha} x^{-\alpha}, \quad x \rightarrow +\infty.$$

В этих формулах постоянная C_α зависит только от параметра α , причем довольно сложным образом. Из формулы (2) следует, что при $\alpha = 1$ верно $C_\alpha = \pi^{-1}$. В общем случае

$$C_\alpha = \frac{\Gamma(\alpha)}{\pi} \sin\left(\frac{\pi}{2}\alpha\right).$$

Рассматриваемое семейство величин устойчиво относительно масштабирования. Если X величина с параметрами a, α , то sX будет иметь параметры $|s|a, \alpha$.

Однако определяющим свойством данного семейства является его устойчивость при суммировании независимых случайных величин (свертке распределений). Если X_1, \dots, X_n независимы, имеют общий параметр устойчивости α и параметры масштаба a_1, \dots, a_n , то сумма $S = \sum_{j=1}^n X_j$ также будет симметричной устойчивой с параметрами α и $[\sum_{j=1}^n a_j^\alpha]^{1/\alpha}$. Именно это свойство и дало название семейству устойчивых распределений. Оно мгновенно следует из 1).

Комбинируя два свойства устойчивости, мы можем сформулировать следующее утверждение. Если X, X_1, \dots, X_n независимые одинаково распределенные симметричные устойчивые величины с параметром устойчивости α , а $b_1, \dots, b_n \geq 0$, то

$$S := \sum_{j=1}^n b_j X_j \stackrel{\mathcal{L}}{=} B X, \quad (3)$$

где знак $\stackrel{\mathcal{L}}{=}$ означает равенство по распределению,

$$B = \left[\sum_{j=1}^n b_j^\alpha \right]^{1/\alpha}.$$

Величины и распределения, удовлетворяющие уравнению (3), называются *строго устойчивыми*. При этом существуют несимметричные строго устойчивые распределения, которые мы пока не рассматривали.

Обобщением формулы (3) является

$$\sum_{j=1}^n b_j X_j \stackrel{\mathcal{L}}{=} B X + A, \quad (4)$$

что является определением еще более широкого класса *устойчивых* величин и распределений. Например, если X – симметричная устойчивая случайная величина, то сдвинутая величина $X + c$ относится к классу (разумеется, несимметричных) устойчивых величин. Контрольный вопрос: в каком случае $X + c$ будет *строго* устойчивой?

3. Спектральные представления

Ключом к пониманию природы устойчивых величин общего вида является спектральное разложение, т.е. представление случайной величины в виде суммы пуассоновских случайных величин бесконечно малой интенсивности. Этим мы сейчас и займемся.

3.1. Распределение Пуассона. Говорят, что случайная величина X имеет распределение Пуассона $\mathcal{P}(l, \lambda)$ с шагом $l \neq 0$ и интенсивностью $\lambda > 0$, если

$$\mathbb{P}(X = kl) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

При этом $\mathbb{E}X = l\lambda$, $\mathbb{D}X = l^2\lambda$ и $\mathbb{E}e^{itX} = \exp\{(e^{itl} - 1)\lambda\}$.

3.2. Составное распределение Пуассона. Пусть заданы $\lambda_1, \dots, \lambda_n > 0$ и ненулевые $l_1, \dots, l_n \in \mathbb{R}$. Пусть X_j независимы и имеют распределения $\mathcal{P}(l_j, \lambda_j)$. Положим $Y = \sum_{j=1}^n X_j$ и будем говорить, что Y имеет *составное распределение Пуассона*¹ со *спектральной мерой* $\Lambda = \sum_{j=1}^n \lambda_j \delta_{l_j}$. Все характеристики Y выражаются через Λ :

$$\mathbb{E}Y = \sum_{j=1}^n l_j \lambda_j = \int l \Lambda(dl),$$

$$\mathbb{D}Y = \sum_{j=1}^n l_j^2 \lambda_j = \int l^2 \Lambda(dl),$$

и

$$\mathbb{E} e^{itY} = \exp \left\{ \int (e^{itl} - 1) \Lambda(dl) \right\}. \quad (5)$$

Центрированной величиной с составным спектром Λ назовем величину $\bar{Y} = Y - \mathbb{E}Y$. Для нее очевидно

$$\mathbb{E}\bar{Y} = 0,$$

$$\mathbb{D}\bar{Y} = \sum_{j=1}^n l_j^2 \lambda_j = \int l^2 \Lambda(dl),$$

и

$$\mathbb{E} e^{it\bar{Y}} = \exp \left\{ \int (e^{itl} - 1 - itl) \Lambda(dl) \right\}. \quad (6)$$

3.3. Спектры общего вида. Следующий шаг состоит в предельном переходе к произвольным спектральным мерам. При этом класс спектров, к которым можно перейти, *различен* для нецентрированного и центрированного случаев. В дальнейшем всегда предполагается, что Λ – положительная мера в \mathbb{R} *без нагрузки в нуле*. Тогда, если Λ – конечная мера, то ей соответствует случайная величина Y с характеристической функцией (5). Если же мера Λ не обязательно конечна, но удовлетворяет условию

¹Compound Poisson distribution.

$$\int \min\{|l|, l^2\} \Lambda(dl) < \infty, \quad (7)$$

то ей соответствует случайная величина \bar{Y} с характеристической функцией (6). В обоих случаях будем говорить, что мера Λ является спектральной мерой случайной величины.

Для конечности математических ожиданий и дисперсий в обоих случаях необходимо и достаточно, чтобы сходились интегралы

$$\int |l| \Lambda(dl) \quad \text{и} \quad \int l^2 \Lambda(dl)$$

соответственно. Если они сходятся, то верны приведенные выше формулы для моментов.

Разумеется, не всякая конечная мера удовлетворяет условию (7) и не всякая мера, удовлетворяющая условию (7), является конечной – она может иметь бесконечную массу в любой окрестности нуля.

Если мера Λ непрерывна, то величину Y можно воспринимать как сумму бесконечного числа пуассоновских случайных величин бесконечно малой интенсивности, о чем и говорилось ранее.

3.4. Безгранично делимые случайные величины. Разобьем вещественную ось на два множества – внутреннее и внешнее, положив $\mathcal{I} = [-1, 1]$, $\mathcal{O} = \mathbb{R} \setminus \mathcal{I} = \{l : |l| > 1\}$. Такое разбиение достаточно произвольно, но оно совершенно необходимо для дальнейшего. Пусть мера Λ удовлетворяет условию

$$\int \min\{1, l^2\} \Lambda(dl) < \infty. \quad (8)$$

Пусть $\Lambda_{\mathcal{I}}$ и $\Lambda_{\mathcal{O}}$ – сужения меры Λ на \mathcal{I} и \mathcal{O} соответственно. Тогда мера $\Lambda_{\mathcal{O}}$ конечна, а мера $\Lambda_{\mathcal{I}}$ удовлетворяет условию (7). Соответственно корректно определены случайная величина $\bar{Y}_{\mathcal{I}}$, отвечающая $\Lambda_{\mathcal{I}}$ и случайная величина $Y_{\mathcal{O}}$, отвечающая $\Lambda_{\mathcal{O}}$ (будем считать их независимыми). Поэтому для любого числа $c \in \mathbb{R}$, играющего роль сдвига, мы можем определить величину $Z = \bar{Y}_{\mathcal{I}} + Y_{\mathcal{O}} + c$, чья характеристическая функция $\mathbb{E} e^{itZ}$ имеет вид

$$\exp \left\{ \int_{\mathcal{I}} (e^{itl} - 1 - itl) \Lambda(dl) + \int_{\mathcal{O}} (e^{itl} - 1) \Lambda(dl) + ict \right\} \quad (9)$$

и полностью определяется спектром Λ и сдвигом c . Величина Z представляет собой общую форму *безгранично делимых* случайных величин. Мы не будем останавливаться на определении этого класса, так как нас интересует только весьма частный случай.

4. Устойчивые величины и распределения общего вида

4.1. Семейство устойчивых распределений. Рассмотрим теперь частный случай формулы (9), в которой спектральная мера выбрана специальным образом, а именно пусть Λ имеет плотность вида

$$\lambda(l) = \begin{cases} w_- |l|^{-\alpha-1} & , l < 0; \\ w_+ |l|^{-\alpha-1} & , l > 0. \end{cases}$$

Здесь $w_- \geq 0, w_+ \geq 0$ и обязательно хотя бы одна из этих величин отлична от нуля. Таким образом, мы получаем семейство случайных величин, чьи распределения зависят от четырех параметров α, w_-, w_+, c . Это и есть *устойчивые распределения общего вида*. Будем обозначать их $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$.

Заметим, что условие (8), которое необходимо для корректности определения, выполнено именно при $0 < \alpha < 2$.

Параметры α, w_- и w_+ отражают фундаментальные свойства распределения, в то время как параметр сдвига c не имеет особого смысла, так как его значение определяется выбором множеств \mathcal{I} и \mathcal{O} .

Обсудим свойство устойчивости в смысле суммирования независимых величин. Если независимые X и X' имеют распределения $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$ и $\mathcal{S}(\alpha, w'_-, w'_+, c')$, то $X + X'$ будет (проверьте вычислением характеристических функций!) иметь распределение $\mathcal{S}(\alpha, w_- + w'_-, w_+ + w'_+, c + c')$. С другой стороны, если величина X имеет распределение $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$ и $b > 0$, то bX будет (тоже проверьте вычислением характеристических функций!) иметь распределение $\mathcal{S}(\alpha, b^\alpha w_-, b^\alpha w_+, c_b)$, где

$$c_b = \begin{cases} bc + \frac{(w_- - w_+)(b - b^\alpha)}{1 - \alpha} & \text{при } \alpha \neq 1, \\ bc + (w_- - w_+)b \ln b & \text{при } \alpha = 1. \end{cases} \quad (10)$$

Разница между двумя случаями возникает при вычислении интеграла $\int_1^b \frac{du}{u^\alpha}$.

Из сказанного с очевидностью следует, что случайные величины из семейства \mathcal{S} удовлетворяют условию устойчивости (4).

4.2. Симметричный спектр. Если $w_- = w_+$ и $c = 0$, то распределение называется симметричным устойчивым, и мы уже имели с ним дело в разделе 1. Действительно, в этом случае характеристическая функция имеет вид

$$\begin{aligned} \mathbb{E} e^{itZ} &= \exp \left\{ -2 \int_0^\infty (-\cos(tl) + 1) \frac{w_+}{l^{1+\alpha}} dl \right\} \\ &= \exp \left\{ -2 \int_0^\infty (1 - \cos u) \frac{w_+}{u^{1+\alpha}} du |t|^\alpha \right\} \\ &= \exp \{ -a^\alpha |t|^\alpha \}, \end{aligned}$$

где

$$a^\alpha = 2 \int_0^\infty (1 - \cos u) \frac{du}{u^{1+\alpha}} w_+ = \frac{\pi}{\Gamma(\alpha + 1) \sin(\frac{\pi}{2}\alpha)} w_+.$$

4.3. Односторонний спектр. Если один из параметров w_- , w_+ равен нулю, то такое распределение называется односторонним устойчивым². Заметим, однако, что односторонние устойчивые распределения совсем не обязательно соответствуют положительным (отрицательным) случайным величинам, во-первых, из-за наличия сдвига и, во-вторых, (что важнее) из-за центрирования. На самом деле, знакоопределенные устойчивые случайные величины возможны только при $0 < \alpha < 1$.

Рассмотрим один пример такой знакоопределенности. Пусть $W(t)$ – винеровский процесс и T_x – момент первого выхода W на уровень $x > 0$. Положим $T = T_1$. Легко проверить, что при любом x верно $T_x \stackrel{\mathcal{L}}{=} x^2 T$ (самоподобие винеровского процесса). С другой стороны, если заданы $x_1, \dots, x_n > 0$, то выход на уровень $S = \sum x_j$ складывается из выхода на уровень x_1 , затем подъема с уровня x_1 до уровня $x_1 + x_2$ и т.д. Длительности этих подъемов независимы (марковское свойство W) и равномерно распределены

²Totally skewed stable law.

с соответствующими величинами T_{x_j} . Поэтому мы получаем

$$S^2 T \stackrel{\mathcal{L}}{=} T_S = \sum_{j=1}^n x_j^2 T^{(j)},$$

где $T^{(j)}$ равномерно распределены с T .

Таким образом, распределение неотрицательной величины T строго устойчиво в смысле формулы (3), причем $\alpha = 1/2$ и $b_j = x_j^2$. Это еще один (помимо нормального закона и закона Коши) редчайший случай, когда устойчивое распределение можно выписать в явном виде. Действительно, по известному закону отражения

$$\mathbb{P} \left\{ \max_{0 \leq t \leq \theta} W(t) < r \right\} = 2\mathbb{P} \{0 < W(\theta) < r\} = \hat{\Phi}(r/\theta^{1/2}),$$

где $\hat{\Phi}$ функция распределения модуля стандартной нормальной величины (иначе говоря, функция распределения отраженного нормального закона). Теперь из определения T следует, что для любого $\theta > 0$

$$\mathbb{P} \{T > \theta\} = \mathbb{P} \left\{ \max_{0 \leq t \leq \theta} W(t) < 1 \right\} = \hat{\Phi}(1/\theta^{1/2}).$$

Немедленно получаем формулу для плотности,

$$p(\theta) = -\frac{d}{d\theta} \hat{\Phi}(1/\theta^{1/2}) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{1}{2\theta^{3/2}} \exp\{-\theta^{-1}/2\}.$$

Рассматривая *семейство* случайных величин $\{T_x, x > 0\}$, мы получаем устойчивый монотонно возрастающий случайный процесс, называемый *устойчивым субординатором*.

Если заменить винеровский процесс на какой-нибудь другой самоподобный процесс \tilde{W} с однородными независимыми приращениями, не имеющий положительных скачков, то моменты выхода снова окажутся устойчивыми величинами с односторонним спектром. При этом показатель устойчивости $\alpha \in (0, 1)$.

Контрольный вопрос: чем мешали бы положительные скачки \tilde{W} ?

4.4. Строго устойчивые распределения. Пусть (X_j) – независимые случайные величины с одинаковым распределением $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$. Пусть $b_1, \dots, b_n > 0$ и $S = \sum b_j X_j$. Положим $B = [\sum b_j^\alpha]^{1/\alpha}$ и $\beta = \sum b_j$. В соответствии с изложенными выше правилами суммирования устойчивых величин сумма S будет иметь, при $\alpha \neq 1$, распределение

$$\begin{aligned} & \mathcal{S}(\alpha, B^\alpha w_-, B^\alpha w_+, \beta c + \frac{(w_- - w_+)(\beta - B^\alpha)}{1 - \alpha}) \\ = & \mathcal{S}\left(\alpha, B^\alpha w_-, B^\alpha w_+, \beta \left(c + \frac{w_- - w_+}{1 - \alpha}\right) - B^\alpha \frac{(w_- - w_+)}{1 - \alpha}\right). \end{aligned}$$

В то же время величина BX будет иметь распределение

$$\begin{aligned} & \mathcal{S}(\alpha, B^\alpha w_-, B^\alpha w_+, Bc + \frac{(w_- - w_+)(B - B^\alpha)}{1 - \alpha}) \\ = & \mathcal{S}\left(\alpha, B^\alpha w_-, B^\alpha w_+, B \left(c + \frac{w_- - w_+}{1 - \alpha}\right) - B^\alpha \frac{(w_- - w_+)}{1 - \alpha}\right). \end{aligned}$$

Для *строгой* устойчивости X в смысле (3), т.е. для того чтобы два распределения совпадали, при $\alpha \neq 1$ необходимо и достаточно выполнение условия

$$c = \frac{w_- - w_+}{\alpha - 1}. \quad (11)$$

Таким образом, каждая устойчивая случайная величина при $\alpha \neq 1$ может быть сдвинута единственным образом, так, чтобы получилась строго устойчивая. Эта процедура несколько напоминает центрирование. И, действительно, при $\alpha > 1$ строго устойчивые величины как раз (проверьте!) удовлетворяют условию $\mathbb{E}X = 0$. Однако при $\alpha < 1$ смысл условия (11) совершенно иной (математическое ожидание X здесь вообще не определено). Строгая устойчивость здесь означает, что центрирование пуассоновских величин в зоне \mathcal{I} не нужно. Действительно, при выполнении (11) получается, что константа уничтожает центрирующий член:

$$- \int_{\mathcal{I}} l \lambda(dl) + c = 0$$

и характеристическую функцию распределения строго устойчивого закона при $\alpha < 1$ можно записать в виде

$$\begin{aligned}\mathbb{E} e^{itZ} &= \exp \left\{ \int_{\mathbb{R}} (e^{itl} - 1) \lambda(l) dl \right\} \\ &= \exp \left\{ \int_{\mathbb{R}} (e^{itl} - 1) \frac{w_{sign(l)}}{|l|^{\alpha+1}} dl \right\}.\end{aligned}$$

С частным случаем такого закона мы уже имели дело, когда рассматривали устойчивый субординатор.

При $\alpha = 1$ появление логарифмического члена в (10) делает ситуацию совершенно иной. Здесь любой сдвиг распределения Коши (что соответствует $w_- = w_+$) является строго устойчивым, зато никакой устойчивый закон с несимметричным спектром вообще нельзя сделать строго устойчивым за счет сдвига.

4.5. Двойственность. В классе строго устойчивых законов существует интересная двойственность. Каждому такому закону \mathcal{S} с показателем $\alpha \geq 1$ можно сопоставить строго устойчивый закон $\tilde{\mathcal{S}}$ с показателем $1/\alpha \in (1/2, 1]$ так, что выполняется соотношение между плотностями

$$p(x) = x^{-1-\alpha} \tilde{p}(x^{-\alpha}), \quad x > 0.$$

Подробнее вопрос рассмотрен в [2, гл. 2.3].

5. Большие уклонения, зоны притяжения, предельные теоремы

5.1. Большие уклонения и моменты. Пусть X устойчивая случайная величина с распределением $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$. Тогда ее односторонние большие уклонения определяются спектром:

$$\mathbb{P}\{X > x\} \sim \Lambda(x, \infty) = \frac{w_+}{\alpha} x^{-\alpha}, \quad x \rightarrow +\infty; \quad (12)$$

$$\mathbb{P}\{X < -x\} \sim \Lambda(-\infty, -x] = \frac{w_-}{\alpha} x^{-\alpha}, \quad x \rightarrow +\infty. \quad (13)$$

Отметим отдельно случай односторонних законов. Если, для определенности, $w_- = 0$, то при $\alpha < 1$ соответствующий (левый) хвост просто нулевой, а при $\alpha \geq 1$ левый хвост присутствует, но он экспоненциально мал. Главные члены асимптотики больших

уклонений здесь имеют вид

$$\mathbb{P}\{X < -x\} \approx \begin{cases} \exp\{-K_\alpha w_+^{-1/(\alpha-1)} x^{\alpha/(\alpha-1)}\} & \text{при } \alpha > 1; \\ \exp\{-K_1 e^{x/w_+}\} & \text{при } \alpha = 1. \end{cases}$$

Здесь K_α – некоторые известные положительные постоянные. Более точные выражения можно найти в [2, гл. 2.5].

Приведенные формулы (12)–(13) имеют содержательную интерпретацию. Если U безгранично делимая случайная величина, спектр которой совпадает с сужением Λ на множество $[x, \infty)$, то мы имеем такую же асимптотику

$$\mathbb{P}\{U \neq 0\} = 1 - e^{-\Lambda[x, \infty)} \sim \Lambda[x, \infty), \quad x \rightarrow +\infty.$$

Можно поэтому сказать, что большие отклонения устойчивой величины всегда определяются одним большим пуассоновским слагаемым.

Из (12)–(13) следуют свойства моментов: для $\beta > 0$ величина $\mathbb{E}|X|^\beta$ конечна тогда и только тогда, когда $0 < \beta < \alpha$. В частности, дисперсии устойчивых величин всегда бесконечны (за исключением нормального распределения), а математические ожидания конечны при $\alpha > 1$.

5.2. Зоны притяжения и предельные теоремы. Пусть X, X_1, X_2, \dots – последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин. Положим $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$. Говорят, что распределение X относится к *зоне притяжения* распределения \mathcal{S} , если при некоторых $B_n > 0$ и $A_n \in \mathbb{R}$ верна слабая сходимость

$$\frac{S_n - A_n}{B_n} \Rightarrow \mathcal{S}, \quad n \rightarrow \infty.$$

Заметим, что притягивающий закон здесь определен с точностью до констант сдвига и масштаба. Например, хорошо известно, что в зону притяжения нормального закона попадают все распределения с конечным вторым моментом (причем не только они). Однако зона притяжения каждого устойчивого закона с показателем $\alpha < 2$ оказывается значительно более узкой. Для попадания в такую зону распределение должно иметь правильно меняющиеся хвосты, причем правый и левый хвосты должны вести себя согласованным образом. Верно следующее.

Для того чтобы распределение случайной величины X принадлежало зоне притяжения устойчивого закона $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$, необходимо и достаточно, чтобы

$$\mathbb{P}\{X > x\} \sim w_+ L(x) x^{-\alpha}, \quad x \rightarrow +\infty; \quad (14)$$

$$\mathbb{P}\{X < -x\} \sim w_- L(x) x^{-\alpha}, \quad x \rightarrow +\infty, \quad (15)$$

где $L(x)$ – медленно меняющаяся положительная функция.

При этом нормирующий множитель B_n можно выбрать как решение уравнения

$$\mathbb{P}\{|X| > B_n\} = \frac{1}{n}.$$

Тогда в силу (14)–(15)

$$B_n = [(w_- + w_+)n]^{1/\alpha} L_*(n),$$

где L_* – некоторая медленно меняющаяся функция, которую иногда называют сопряженной к L .

Что касается выбора центрирующей последовательности A_n , то при $\alpha > 1$ годится обычное центрирование $A_n = n\mathbb{E}X$. При $\alpha < 1$ центрирование вообще не нужно, здесь можно положить $A_n = 0$. Для $\alpha = 1$ ситуация несколько сложнее (центрирование не линейно по n). Здесь можно выбрать

$$A_n = n B_n \mathbb{E} \frac{X}{X^2 + B_n^2}.$$

Здесь очевидно сходство (с точностью до медленно меняющегося множителя) хвостов распределения X и хвостов притягивающего закона (12)–(13).

Отметим один важный частный случай. Если $L(x) = \text{const}$, то говорят, что распределение X относится к *зоне нормального притяжения* распределения $\mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$. В этом случае нормирующий множитель имеет особенно простой вид $B_n = n^{1/\alpha}$. Очевидно, что термин «нормальное притяжение» не имеет никакого отношения к нормальному закону распределения.

Зоны притяжения устойчивых законов подробно рассмотрены в [3, гл. 2.6].

Заметим, что класс распределений, имеющих непустые зоны притяжения, в точности совпадает с классом устойчивых распределений. Это и послужило причиной открытия и изучения устойчивых распределений в 30-х годах XX века.

6. Устойчивые процессы

6.1. Процессы, связанные с устойчивыми распределениями. Пусть $\mathcal{S} = \mathcal{S}(\alpha, w_-, w_+, c)$ устойчивое распределение. Тогда существует случайный процесс $\{X(t), t \geq 0\}$ с однородными независимыми приращениями, такой что $X(0) = 0$ и $X(1)$ имеет распределение \mathcal{S} . Процесс X называется устойчивым процессом, ассоциированным с \mathcal{S} . Его траектории могут быть выбраны непрерывными справа, имеющими пределы слева функциями. Таким образом, распределение X сосредоточено на пространстве Скорохода D (подробнее об этом пространстве см. [1]), причем оно однозначно определяется распределением \mathcal{S} . Для любых $s \leq t$ приращение $X(t) - X(s)$ имеет устойчивое распределение $\mathcal{S}(\alpha, (t-s)w_-, (t-s)w_+, (t-s)c)$. В частности, величина $X(t)$ имеет распределение $\mathcal{S}(\alpha, tw_-, tw_+, tc)$.

Если распределение \mathcal{S} строго устойчиво, то процесс X обладает свойством самоподобия (автомодельности): для любого $C > 0$ верно

$$C^{-1/\alpha} X(C \cdot) \stackrel{\mathcal{L}}{=} X(\cdot) .$$

Отметим существенное различие отечественной и зарубежной терминологии. Описанные выше процессы за рубежом называются устойчивыми процессами Леви (причем под процессами Леви понимаются все процессы с однородными независимыми приращениями [7]). Понятие же устойчивого процесса в зарубежной литературе не включает свойства независимости приращений. Там процесс $\{Y(t), t \in T\}$, называется α -устойчивым, если любая линейная комбинация $\sum c_j Y(t_j)$ имеет устойчивое распределение с параметром устойчивости α .

6.2. Примеры

1. Процесс, ассоциированный со стандартным нормальным распределением, – это, конечно, винеровский процесс.

2. Процесс, ассоциированный с распределением Коши, называется процессом Коши.

3. Процесс, ассоциированный с односторонним строго устойчивым распределением индекса $\alpha \in (0, 1)$ называется устойчивым субординатором порядка α . Он является скачкообразным монотонным процессом.

6.3. Устойчивые меры с независимыми значениями.

Пусть $(\mathcal{R}, \mathcal{A}, \nu)$ – измеримое пространство с конечной мерой ν . Семейство случайных величин $\{Y_A, A \in \mathcal{A}\}$ называется случайной симметричной устойчивой мерой с независимыми значениями, подчиняющейся мере контроля ν , если:

- а) для любых не пересекающихся множеств A_1, \dots, A_m величины Y_{A_1}, \dots, Y_{A_m} независимы,
- б) для любого A характеристическая функция Y_A имеет вид

$$\mathbb{E} e^{itY_A} = \exp\{-\nu(A)|t|^\alpha\}.$$

Стохастический интеграл по случайной мере Y определяется для любой ступенчатой функции $f(u) = \sum_i c_i \mathbf{1}_{A_i}(u)$ формулой

$$\int_{\mathcal{R}} f(u) Y(du) := \sum_i c_i Y_{A_i}.$$

При этом характеристическая функция имеет вид

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \exp \left\{ it \int_{\mathcal{R}} f(u) Y(du) \right\} &= \exp \left\{ - \sum_i |c_i|^\alpha \nu(A_i) |t|^\alpha \right\} \\ &= \exp \left\{ - \int_{\mathcal{R}} |f(u)|^\alpha \nu(du) |t|^\alpha \right\}. \end{aligned}$$

Определенный таким образом интеграл легко распространяется на множество функций $\mathbf{L}_\alpha(\mathcal{R}, \nu) = \{f : \int_{\mathcal{R}} |f(u)|^\alpha \nu(du) < \infty\}$, причем будут выполнены естественные свойства линейности интеграла и сохранится справедливость формулы

$$\mathbb{E} \exp \left\{ it \int_{\mathcal{R}} f(u) Y(du) \right\} = \exp \left\{ - \int_{\mathcal{R}} |f(u)|^\alpha \nu(du) |t|^\alpha \right\}.$$

Стохастический интеграл позволяет строить самые разнообразные устойчивые случайные функции (в широком смысле этого термина) $\{X(t), t \in T\}$, базируясь на детерминированных ядрах:

$$X(t) := \int_{\mathcal{R}} f(t, u) Y(du).$$

Изучение свойств X по свойствам ядра f представляет собой интересную, но трудную задачу [8].

Конструкция устойчивой меры с независимыми значениями и стохастического интеграла по ней легко обобщается на случай бесконечной меры контроля ν , а базовое симметричное устойчивое распределение можно заменить на любое строго устойчивое.

6.4. Принцип инвариантности. Пусть задана последовательность независимых случайных величин $\{X_j\}$, последовательность $\{B_n\}$, числовой массив $\{a_{n,m}\}$ и моменты времени $\{t_{n,m}\}$, $1 \leq m \leq n$, причем $0 = t_{n,0} \leq \dots \leq t_{n,m} = 1$. Положим $S_0 = 0$,

$$S_m = \sum_1^m X_j, \quad 1 \leq m \leq n.$$

В пространстве Скорохода $D = D[0, 1]$ определим случайные ступенчатые функции z_n формулой

$$z_n(t) = \frac{S_m}{B_n} - a_{n,m}, \quad t_{n,m-1} \leq t < t_{n,m}, \quad 1 \leq m \leq n.$$

При разумном определении массива $\{t_{n,m}\}$ и нормирующих постоянных $\{B_n\}, \{a_{n,m}\}$ распределения z_n сходятся к распределению некоторого предельного процесса с независимыми приращениями. Эта сходимостъ называется принципом инвариантности. Напомним две типичные схемы такого рода.

П р и м е р 1. X_j – центрированные величины с конечными моментами второго порядка, $\mathbb{E}X_j^2 = \sigma_j^2 < \infty$. Тогда следует положить $B_n^2 = \sum_{j=1}^n \sigma_j^2$; $t_{n,m} = \frac{B_m^2}{B_n^2}$. В качестве предельного здесь будет выступать винеровский процесс. Это – классический принцип инвариантности Донскера–Прохорова.

П р и м е р 2. X_j – независимые одинаково распределенные величины, общее распределение которых принадлежит области притяжения некоторого устойчивого закона \mathcal{S} . Пусть

$$\frac{S_n - A_n}{B_n} \Rightarrow \mathcal{S}.$$

Тогда следует положить $t_{n,m} = \frac{m}{n}, a_{n,m} = \frac{m}{n} \frac{A_n}{B_n}$. Предельным процессом в этой схеме будет однородный устойчивый процесс, ассоциированный с распределением \mathcal{S} ([6; 4, гл. 3.2]).

Л и т е р а т у р а

1. *Биллингсли П.* Сходимость вероятностных мер. М., 1977.
2. *Золотарев В.М.* Одномерные устойчивые распределения. М., 1983.
3. *Ибрагимов И.А., Линник Ю.В.* Суммы независимых и стационарно связанных величин. М., 1965.
4. *Прохоров Ю.В.* Сходимость случайных процессов и предельные теоремы теории вероятностей // Теория вероятностей и ее применения. Т. 1. С. 177–237.
5. *Скоруход А.В.* Случайные процессы с независимыми приращениями. М., 1986.
6. *Скоруход А.В.* (1955) О предельном переходе от последовательности сумм независимых случайных величин к однородному случайному процессу с независимыми приращениями // Докл. АН СССР. Т. 104. С. 364–367.
7. *Bertoin J.* Lévy Processes. Cambridge, 1996.
8. *Samorodnitsky G., Taqqu. M.S.* Stable non-Gaussian Random Processes. New York, 1994.

Оглавление

1. Введение	3
2. Симметричные устойчивые законы	3
3. Спектральные представления	5
3.1. Распределение Пуассона	5
3.2. Составное распределение Пуассона	6
3.3. Спектры общего вида	6
3.4. Безгранично делимые случайные величины	7
4. Устойчивые величины и распределения общего вида	8
4.1. Семейство устойчивых распределений	8
4.2. Симметричный спектр	9
4.3. Односторонний спектр	9
4.4. Строго устойчивые распределения	11
4.5. Двойственность	12
5. Большие отклонения, зоны притяжения, предельные теоремы	12
5.1. Большие отклонения и моменты	12
5.2. Зоны притяжения и предельные теоремы	13
6. Устойчивые процессы	15
6.1. Процессы, связанные с устойчивыми распределениями	15
6.2. Примеры	15
6.3. Устойчивые меры с независимыми значениями	16
6.4. Принцип инвариантности	17
Литература	18

У ч е б н о е и з д а н и е

Михаил Анатольевич Лифшиц

**УСТОЙЧИВЫЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ,
СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ И ПРОЦЕССЫ**

Учебно-методическое пособие

Зав.редакцией Г.И. Чередниченко

Редактор Ф.С. Бастиан

Техн. редактор Л.Н. Иванова

Обложка А.В. Калининой

Компьютерная верстка автора

Подписано в печать с оригинала-макета 15.01.2007.

Ф-т 60х84/16. Усл. печ. л. 1,63. Уч.-изд. л. 1,5. Тираж 100 экз.

Заказ №

РОПИ С.-Петербургского государственного университета.

199034, С.-Петербург, Университетская наб., 7/9.

Отпечатано в отделе оперативной полиграфии НИИХ СПбГУ
с оригинала-макета заказчика.

198504, С.-Петербург, Старый Петергоф. Университетский пр., 26.

Предназначено для учебного процесса.