

## ХАРАКТЕРИЗАЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ С ПЛОТНОСТЯМИ ТИПА АТОМАРНЫХ ФУНКЦИЙ

**Аннотация.** Рассмотрены финитные случайные величины, раскладываемые в сумму двух независимых случайных величин, одна из компонент имеет такой же тип распределения. Исследованы свойства характеристических функций на основе анализа дифференциальных уравнений и выделен класс распределений, обладающий некоторыми экстремальными свойствами энтропии.

**Ключевые слова:** атомарная функция, случайная величина, характеристическая функция, энтропия.

### ВВЕДЕНИЕ

Одним из наиболее важных классов распределений являются так называемые устойчивые распределения. Они представляют особый интерес в связи с задачей об одинаковой распределенности статистик  $X_1$  и  $a_1X_1 + a_2X_2$  повторной выборки  $(X_1, X_2)$ . Первой работой по изучению данного условия является статья Д. Пойа (1923), в которой установлено, что среди распределений, обладающих конечным вторым моментом, только нормальное распределение устойчиво. Дальнейшее развитие теория устойчивых распределений получила в работах Ю. Марцинкевича, П. Леви, Ю.В. Линника, в которых дано полное описание законов, допускающих свойство одинаковой распределенности линейных статистик, и показано, что при некоторых дополнительных условиях этим свойством обладает только нормальный закон [1]. Кроме того, устойчивые распределения тесно связаны с центральной предельной теоремой. Распределение суммы независимых одинаково распределенных случайных величин (с.в.) сходится к распределению из класса устойчивых.

Известно, что все устойчивые распределения безгранично делимы, абсолютно непрерывны и их плотности одновершинны. Из безграничной делимости сразу следует, что в классе устойчивых распределений нет финитных, т.е. распределений, для которых существует число  $N < \infty$  такое, что  $P(|X| < N) = 1$ . Однако во многих приложениях условие ограниченности является более естественным, чем, например, существование второго момента. Это привело к изучению аналогичных задач, но для с.в. со значениями на конечных группах. В частности, П. Леви [2] доказал, что для с.в. со значениями на окружности сумма стремится, в случае одинаково распределенных слагаемых, к равномерному распределению, с единственным исключением, когда значениями слагаемых могут быть только вершины правильного вписанного многоугольника.

В связи с этим поставим следующую задачу: необходимо наиболее полно описать с.в.  $X$ , которые можно представить в виде суммы независимых с.в., одна из которых ограничена, а вторая принадлежит к тому же типу, что и  $X$ . Тривиальные случаи, когда одна из компонент вырождена, здесь не рассматриваются.

Для с.в.  $X$  будем придерживаться следующих обозначений: функция распределения (ф.р.)  $F_X(x) = P(X < x)$  и характеристическая функция (х.ф.)

$$\varphi_X(t) = Ee^{itx} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_X(x) \text{ — преобразование Фурье–Стилтьеса.}$$

Сформулируем теорему.

**Теорема 1.** Пусть  $X, X_1, Y$  — независимые случайные величины, при этом  $X$  и  $X_1$  одинаково распределены по закону  $F_X(x)$  с х.ф.  $\varphi_X(t)$ , а  $Y$  — финитная с ф.р.  $F_Y(x)$  и х.ф.  $\varphi_Y(t)$ .

Если  $X$  и  $aX_1 + Y$  одинаково распределены и  $a > 0$ , то параметр  $a$  принадлежит интервалу  $(0; 1)$ , с.в.  $X$  непрерывная, финитная, ее х.ф.  $\varphi_X(t) = \prod_{k=0}^{\infty} \varphi_Y(a^k t)$ ,

причем бесконечное произведение всегда сходится к собственному пределу. Кроме того, семиинварианты распределений с.в.  $X$  и  $Y$  связаны соотношением

$$\chi_i = \frac{a^i}{1-a^i} \eta_i.$$

**Доказательство.** Перепишем определяющее соотношение в терминах характеристических функций. Из теоремы единственности и условия независимости имеем

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) = \varphi_{aX_1+Y}(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{it(ax_1+y)} dF_{X_1}(x_1) dF_Y(y) = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itax_1} dF_{X_1}(x_1) \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} dF_Y(y) = \varphi_X(at)\varphi_Y(t). \end{aligned}$$

Таким образом, условие теоремы равносильно уравнению

$$\varphi_X(t) = \varphi_Y(t)\varphi_X(at).$$

Покажем, что параметр  $a$  не превосходит единицы. Пусть верно обратное:  $a \geq 1$ . При  $a = 1$  сразу приходим к вырожденному случаю, поскольку  $\varphi_Y(t) \equiv 1$  в некоторой окрестности нуля и, следовательно, по теореме Райкова [3] совпадает с х.ф. вырожденной в нуле с.в. на всей вещественной оси.

Предположим, что  $a > 1$ . Докажем предварительно, что в условиях теоремы с.в.  $X$  является с необходимостью финитной. Обозначим  $M = \inf\{y: P(|Y| < y) = 1\}$ .

Для любого фиксированного числа  $N$  в силу одинаковой распределенности имеем

$$P(X > N) = P(aX + Y > N) \geq P\left(X \geq \frac{N + M}{a}\right).$$

Тогда  $P\left(X \in \left(\frac{N + M}{a}, N\right)\right) = 0$ . Поскольку данное равенство верно, когда

$N$  пробегает все значения от  $\frac{M}{a-1}$  до бесконечности,  $P\left(X > \frac{M}{a-1}\right) = 0$ .

Аналогичные рассуждения показывают, что и  $P\left(X < -\frac{M}{a-1}\right) = 0$ . Таким обра-

зом, доказана финитность с.в.  $X$  и, значит, она обладает конечными моментами любого порядка. Из одинаковой распределенности  $X$  и  $aX_1 + Y$  вытекает равенство дисперсий  $D(X) = a^2 D(X) + D(Y)$ , что невозможно при  $a > 1$ .

Пусть  $a < 1$ . Повторяя предыдущие рассуждения, получаем для любого фиксированного числа  $N$  в силу одинаковой распределенности

$$P(X > N) = P(aX + Y > N) \leq P\left(X \geq \frac{N - M}{a}\right).$$

Тогда  $P\left(X \in \left(N, \frac{N-M}{a}\right)\right) = 0$ . Так как данное равенство верно, когда  $N$  пробегает все значения от  $\frac{M}{1-a}$  до бесконечности,  $P\left(X > \frac{M}{1-a}\right) = 0$  и  $P\left(X < -\frac{M}{1-a}\right) = 0$ .

Далее, следуя работе В.Л. Рвачева и В.А. Рвачева [4], имеем

$$\varphi_X(t) = \varphi_Y(t)\varphi_X(at) = \varphi_Y(t)\varphi_Y(at)\varphi_X(a^2t) = \dots = \varphi_X(a^{n+1}t) \prod_{k=0}^n \varphi_Y(a^k t).$$

Поскольку  $\varphi_X(a^{n+1}t)$  равномерно сходится к единице на каждом конечном интервале, по теореме Лукача [5]  $\varphi_X(t) = \prod_{k=0}^{\infty} \varphi_Y(a^k t)$ , при этом  $\varphi_X(t)$  является х.ф. бесконечной сходящейся свертки  $\prod_{k=0}^{\infty} * F_Y\left(\frac{x}{a^k}\right)$ .

Докажем непрерывность с.в.  $X$ . Пусть  $p$  — максимальный скачок ф.р.  $G(x)$ . Тогда  $\prod_{k=0}^{\infty} p^k = 0$  и по теореме Леви [5] точечный спектр свертки  $\prod_{k=0}^{\infty} * F_Y\left(\frac{x}{a^k}\right)$  пуст.

Из финитности с.в.  $X, Y$  следует аналитичность х.ф.  $\varphi_X(t)$  и  $\varphi_Y(t)$  во всей комплексной плоскости. Поскольку значение этих функции в нуле равно единице,  $\ln \varphi_X(t)$  и  $\ln \varphi_Y(t)$  аналитичны в некоторой окрестности нуля. Разложим их в ряд Тейлора:  $\ln \varphi_X(t) = \sum_{i=1}^{\infty} \chi_i t^i$ ,  $\ln \varphi_Y(t) = \sum_{i=1}^{\infty} \eta_i t^i$  (имеются в виду главные ветви логарифмов).

Имеем

$$\sum_{i=1}^{\infty} \chi_i t^i = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} \eta_i a^{ik} t^i = \sum_{i=1}^{\infty} \eta_i t^i \sum_{k=1}^{\infty} (a^i)^k = \sum_{i=1}^{\infty} \eta_i \frac{a^i}{1-a^i} t^i.$$

Следовательно,  $\chi_i = \frac{a^i}{1-a^i} \eta_i$ .

Теорема доказана.

Последнее соотношение дает необходимые и достаточные условия разложимости с.в. в сумму финитной и себе подобной, однако проверка, является ли определенная последовательность последовательностью семиинвариантов некоторого распределения, как правило, представляет сложную задачу.

Определим необходимые и достаточные условия на с.в.  $Y$ , обеспечивающие принадлежность плотности распределения с.в.  $X$  к классу атомарных функций. Атомарными, следуя [6], называются финитные решения функционально-дифференциального уравнения

$$\sum_{k=1}^m b_k y^{(k)}(x) = \sum_{j=1}^n a_j y(ax + \alpha_j).$$

Пусть  $b_m = 1$  и последовательность  $\{\alpha_j\}$  монотонно убывает. Данное допущение не нарушает общности рассуждений.

В терминах характеристических функций принадлежность к классу атомарных плотностей равносильна тому, что х.ф. случайной величины  $Y$  представима в виде отношения тригонометрического полинома и полинома, а именно

$$\varphi_Y(t) = \frac{\sum_{j=1}^n a_j e^{it\alpha_j}}{\sum_{k=1}^m b_k (-it)^k},$$

причем все корни знаменателя с учетом кратности являются и корнями числителя. Определим вид распределения с.в.  $Y$ .

**Теорема 2.** В условиях теоремы 1, для того чтобы плотность случайной величины  $X$  была атомарной функцией, необходимо и достаточно, чтобы плотность случайной величины  $Y$  имела вид

$$f_Y(x) = \sum_{k,j} R_{k,j}(x) f_{t_k}(x, \alpha_{j+1}, \alpha_j),$$

$$\text{где } f_{t_k}(x, \alpha_{j+1}, \alpha_j) = \begin{cases} \frac{t_k}{e^{\alpha_j t_k} - e^{\alpha_{j+1} t_k}} e^{t_k x}, & x \in (\alpha, \beta), \\ 0, & x \notin (\alpha, \beta). \end{cases}$$

**Доказательство.** Рассмотрим полином  $P(t) = \sum_{k=1}^m b_k t^k$ . Предположим, что уравнение  $P(t) = 0$  имеет  $m$  различных корней, которые обозначим  $t_k$ . Разложим функцию  $P^{-1}(t)$  в сумму простейших дробей

$$\frac{1}{P(t)} = \frac{1}{\prod_{k=1}^m (t - t_k)} = \sum_{k=1}^m \frac{A_k}{t - t_k},$$

где  $A_k = 1 / \prod_{i=1}^{(k)} (t_k - t_i)$ , а знак  $\prod^{(k)}$  обозначает произведение без  $k$ -го множителя. Тогда получаем

$$\varphi_Y(t) = \frac{\sum_{j=1}^n a_j e^{it\alpha_j}}{\sum_{k=1}^m b_k (-it)^k} = \sum_{k=1}^m \frac{A_k \sum_{j=1}^n a_j e^{it\alpha_j}}{-it - t_k} = - \sum_{k=1}^m A_k \frac{\sum_{j=1}^n a_j e^{-t_k \alpha_j} e^{(it+t_k)\alpha_j}}{it + t_k}.$$

Обозначим  $a_{jk} = a_j e^{-t_k \alpha_j}$  и преобразуем дробь в  $k$ -м слагаемом:

$$\begin{aligned} \frac{\sum_{j=1}^n a_{jk} e^{(it+t_k)\alpha_j}}{it + t_k} &= \frac{a_{1k} (e^{(it+t_k)\alpha_1} - e^{(it+t_k)\alpha_2})}{it + t_k} + \frac{(a_{1k} + a_{2k}) (e^{(it+t_k)\alpha_2} - e^{(it+t_k)\alpha_3})}{it + t_k} + \dots \\ &\dots + \frac{(a_{1k} + a_{2k} + \dots + a_{(n-1)k}) (e^{(it+t_k)\alpha_{n-1}} - e^{(it+t_k)\alpha_n})}{it + t_k} = \\ &= \sum_{j=1}^{n-1} a_{jk}^1 \frac{(e^{(it+t_k)\alpha_j} - e^{(it+t_k)\alpha_{j+1}})}{it + t_k}, \end{aligned}$$

где  $a_{jk}^1 = \sum_{l=1}^j a_{lk}$ . Такое представление возможно, поскольку по предположению все корни знаменателя являются и корнями числителя.

Отметим, что непрерывная с.в. с плотностью

$$f(x) = \begin{cases} \frac{a}{e^{a\beta} - e^{a\alpha}} e^{ax}, & x \in (\alpha, \beta), \\ 0, & x \notin (\alpha, \beta), \end{cases}$$

имеет х.ф. вида

$$\varphi_a(t, \alpha, \beta) = \frac{a}{e^{a\beta} - e^{a\alpha}} \frac{e^{(it+a)\beta} - e^{(it+a)\alpha}}{it+a}.$$

В частном случае  $a=0$ ,  $\varphi_0(t, \alpha, \beta) = \frac{1}{\beta-\alpha} \frac{e^{it\beta} - e^{it\alpha}}{it}$  соответствует плотности равномерного распределения на отрезке  $[\alpha, \beta]$ . Следовательно,

$$\begin{aligned} \varphi_Y(t) &= - \sum_{k=1}^m A_k \frac{\sum_{j=1}^{n-1} a_{jk}^1 (e^{(it+t_k)\alpha_j} - e^{(it+t_k)\alpha_{j+1}})}{it+t_k} = \\ &= - \sum_{k=1}^m A_k \sum_{j=1}^{n-1} a_{jk}^1 \frac{e^{t_k\alpha_j} - e^{t_k\alpha_{j+1}}}{t_k} \varphi_{t_k}(t, \alpha_{j+1}, \alpha_j) = \\ &= - \sum_{\substack{k,j \\ l=1}}^m \frac{\sum_{l=1}^j a_{lk} e^{-t_k\alpha_l}}{\prod_{l=1}^m (t_k - t_l)} \frac{e^{t_k\alpha_j} - e^{t_k\alpha_{j+1}}}{t_k} \varphi_{t_k}(t, \alpha_{j+1}, \alpha_j). \end{aligned}$$

В слагаемых, соответствующих нулевому корню  $t_k=0$ , нормирующий множитель полагаем равным  $\alpha_{j+1} - \alpha_j$ . Итак, плотность является «смесью» усеченных экспоненциальных плотностей.

Рассмотрим случай кратных корней. Для определенности предположим, что многочлен  $P(t)$  имеет в нуле корень кратности 2. Тогда разложение  $P^{-1}(t)$  в сумму простейших дробей имеет вид

$$\frac{1}{P(t)} = \frac{A_0}{t^2} + \sum_{k=1}^m \frac{A_k}{t-t_k},$$

из чего следует

$$\varphi_Y(t) = -A_0 \frac{\sum_{j=1}^n a_j e^{it\alpha_j}}{t^2} + \sum_{k=1}^m \frac{A_k \sum_{j=1}^n a_j e^{it\alpha_j}}{-it-t_k}.$$

Как показано выше, слагаемые в сумме соответствуют плотностям показательных распределений на отрезках. Изучим плотность  $\tilde{f}(x)$  с х.ф.

$$\tilde{\varphi}(t) = - \frac{\sum_{j=1}^n a_j e^{it\alpha_j}}{t^2}.$$

Тригонометрический полином в числителе на мнимой оси принимает вещественные значения и имеет в нуле корень кратности 2. При подходящем выборе

знака для числа  $\delta$  функция  $\sum_{i=1}^n a_j e^{it\alpha_j} - \delta$  имеет в окрестности нуля два различных корня на мнимой оси, которые обозначим  $\varepsilon_1$  и  $\varepsilon_2$ . Введем в рассмотрение вспомогательную функцию

$$\begin{aligned} \frac{\sum_{i=1}^n a_j e^{it\alpha_j} - \delta}{(it - \varepsilon_1)(it - \varepsilon_2)} &= \frac{1}{\varepsilon_1 - \varepsilon_2} \left( \frac{\sum_{i=1}^n a_j e^{it\alpha_j} - \delta}{it - \varepsilon_1} - \frac{\sum_{i=1}^n a_j e^{it\alpha_j} - \delta}{it - \varepsilon_2} \right) = \\ &= \frac{1}{\varepsilon_1 - \varepsilon_2} \left( \frac{\sum_{i=1}^n a_j e^{\varepsilon_1 \alpha_j} e^{(it - \varepsilon_1)\alpha_j} - \delta}{it - \varepsilon_1} - \frac{\sum_{i=1}^n a_j e^{\varepsilon_2 \alpha_j} e^{(it - \varepsilon_2)\alpha_j} - \delta}{it - \varepsilon_2} \right). \end{aligned}$$

Повторяя предыдущие рассуждения, заключаем, что на интервале  $(\alpha_{j+1}, \alpha_j)$  плотность имеет вид

$$\frac{\left( \sum_{l=1}^j a_l e^{\varepsilon_1 \alpha_l} \right) e^{-\varepsilon_1 x} - \left( \sum_{l=1}^j a_l e^{\varepsilon_2 \alpha_l} \right) e^{-\varepsilon_2 x}}{\varepsilon_1 - \varepsilon_2}.$$

Переходя к пределу при  $\delta \rightarrow 0$ , значения  $\varepsilon_1, \varepsilon_2$  также стремятся к нулю, находим значения  $\tilde{f}(x)$  на  $(\alpha_{j+1}, \alpha_j)$ :

$$\begin{aligned} \tilde{f}(x) &= \lim_{\varepsilon_1, \varepsilon_2 \rightarrow 0} \frac{\left( \sum_{l=1}^j a_l e^{\varepsilon_1 \alpha_l} \right) e^{-\varepsilon_1 x} - \left( \sum_{l=1}^j a_l e^{\varepsilon_2 \alpha_l} \right) e^{-\varepsilon_2 x}}{\varepsilon_1 - \varepsilon_2} = \\ &= \lim_{\varepsilon_1, \varepsilon_2 \rightarrow 0} \frac{\sum_{l=1}^j a_l (1 + \varepsilon_1 \alpha_l - \varepsilon_1 x) - \sum_{l=1}^j a_l (1 + \varepsilon_2 \alpha_l - \varepsilon_2 x)}{\varepsilon_1 - \varepsilon_2} = \sum_{l=1}^j a_l \alpha_l - x \sum_{l=1}^j a_l. \end{aligned}$$

В результате получаем плотность треугольного распределения, т.е. свертки равномерного распределения с собой. Если кратность корня равна  $k$ , то аналогичные рассуждения показывают, что плотность является  $k$ -кратной сверткой равномерного распределения. Простая замена показывает, что в общем случае плотность имеет вид свертки усеченного экспоненциального распределения.

Отметим, что распределение, названное экспоненциальным, вообще говоря, может быть комплексной функцией. Для перехода к вещественным функциям достаточно выделить вещественную и мнимую части этих функций.

Таким образом, доказано, что с.в. с плотностями типа атомарных функций порождаются «смесями» и свертками усеченных показательных распределений. Верно и обратное утверждение. Любая плотность, порожденная «смесями» и свертками усеченных показательных распределений, является решением уравнения, однако несколько более общего вида, а именно

$$\sum_{k=1}^m b_k y^{(k)}(x) = \sum_l \sum_{j=1}^n a_{jl} y^{(l)}(ax + \alpha_{jl}).$$

Для того чтобы продемонстрировать особенность этих распределений, рассмотрим функцию энтропии с.в.

$$H(X) = - \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \log_2 f(x) dx.$$

Известно [7], что максимальной энтропией среди всех распределений, сосредоточенных на отрезке, без каких-либо ограничений обладает равномерное распределение. Если зафиксировать математическое ожидание, максимум энтропии будет достигаться на усеченном показательном распределении. Сформулируем следующее утверждение.

**Теорема 3.** Если случайная величина представима в виде суммы двух независимых случайных величин, первая из которых принадлежит к одному с ней типу, а вторая финитна и имеет максимальную энтропию, то случайная величина имеет плотность типа атомарной функции.

#### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе описана структура случайных величин, имеющих плотности типа атомарных функций и свойства, характеризующие такие величины. Полученные результаты показывают, что, с одной стороны, эти распределения частично обладают некоторыми свойствами разложимости, сходными со свойствами нормального и равномерного распределений, а с другой — энтропийными свойствами равномерных и показательных распределений. Данные свойства достаточно естественны для большого класса статистических задач, поэтому атомарные плотности могут находить применение наравне со стандартными семействами плотностей.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Каган А.М., Линник Ю.В., Рао С.Р. Характеризационные задачи математической статистики. — М.: Наука, 1972. — 656 с.
2. Levy P. L'addition des variables aleatoires definies sur une circonference // Bull. Soc. Math. France. — 1939. — 67, N 1, 2. — P. 1–41.
3. Линник Ю.В. Разложения вероятностных законов. — Л.: Изд-во Ленинград. ун-та, 1960. — 264 с.
4. Рвачов В.Л., Рвачов В.О. Про одну фінітну функцію // ДАН УРСР. Сер. А. — 1971. — С. 705–707.
5. Лукач Е. Характеристические функции. — М.: Наука, 1979. — 423 с.
6. Рвачев В.Л., Рвачев В.А. Неклассические методы теории приближений в краевых задачах. — К.: Наук. думка, 1979. — 196 с.
7. Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение. — М.: Наука, 1968. — 548 с.

*Поступила 05.05.2014*