

Л. В. Розовский

**ВЕРОЯТНОСТИ МАЛЫХ УКЛОНЕНИЙ СУММ
НЕЗАВИСИМЫХ ПОЛОЖИТЕЛЬНЫХ СЛУЧАЙНЫХ
ВЕЛИЧИН, ПЛОТНОСТЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
КОТОРЫХ ИМЕЕТ СТЕПЕННОЕ УБЫВАНИЕ В
НУЛЕ**

§1. ВВЕДЕНИЕ И РЕЗУЛЬТАТЫ

Рассмотрим независимые копии $\{X_i\}_{i \geq 1}$ положительной случайной величины X с распределением V .

Относительно распределения V нами будет предполагаться, что $\text{ess inf } V = 0$ и существуют постоянные $b \in (0, 1)$, $c_1, c_2 > 1$ и $r_0 > 0$ такие, что при каждом r , $0 < r \leq r_0$,

$$c_1 V(br) \leq V(r) \leq c_2 V(br). \quad (1.1)$$

Данное условие является заметным ослаблением предположения о том, что распределение V правильно меняется в нуле.

Обозначим $S_n = X_1 + \dots + X_n$, $n \geq 1$. Кроме того, при $h \geq 0$ положим

$$L(h) = \mathbf{E}e^{-hX}, \quad m(h) = -(\log L(h))', \quad \sigma^2(h) = (\log L(h))''. \quad (1.2)$$

Теорема 3 из работы [1] содержит следующий результат.

Теорема 1. Пусть распределение V абсолютно непрерывно на всей оси с плотностью $p(x)$, такой, что при некотором целом $m \geq 1$

$$\sup_x p^{*m}(x) < \infty \quad (1.3)$$

(здесь и далее, знак $*$ обозначает операцию свертки).

Если при некоторой постоянной $C > 0$

$$p(x) \leq CV(x)/x, \quad 0 < x \leq x_0, \quad (1.4)$$

Ключевые слова: суммы независимых случайных величин, плотность распределения, малые уклонения, правильно меняющиеся функции.

Работа поддержана грантом НШ 4472.2010.1 и грантом РФФИ 10-01-00242.

то

$$p^{*n}(x) = \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{2\pi n}} L^n(h) e^{hx} \left(1 + \sum_{j=1}^{s-1} a_j(h) n^{-j} + O(n^{-s}) \right), \quad (1.5)$$

$n \rightarrow \infty,$

равномерно по всем $0 < x \leq \mu n$, где постоянная $\mu < \mathbf{E}X \leq \infty$, функция $h = h(x/n)$ является единственным решением уравнения

$$m(h) = \frac{x}{n}. \quad (1.6)$$

Здесь произвольное фиксированное целое $s \geq 1$, функции $a_j(h)$, имеющие явные представления (см. [2, замечание 2]), равномерно ограничены по $x: 0 < x \leq \mu n$.

Следует сказать, что в зоне $an < x \leq \mu n$ при любом положительном a соотношение (1.5) остается справедливым без предположения (1.4).

Заметим также, что условие (1.4) равносильно тому, что функция $V(x)/x^\beta$ при некотором положительном β убывает в нуле, откуда, в частности, следует левое неравенство в (1.1); кроме того (см. [1, (1.8)]),

$$c_1 u^\beta \geq V(ur)/V(r) \geq u^\alpha/c_2, \quad u \leq 1, \quad r \leq r_0. \quad (1.7)$$

В настоящей работе будет показано, что представление, аналогичное (1.5), имеет место, если V абсолютно непрерывно лишь в некоторой окрестности нуля. Приведем результаты.

Теорема 2. Пусть распределение $V(x)$ абсолютно непрерывно при $0 < x \leq x_0$ с плотностью $p(x)$, удовлетворяющей условию (1.4). Тогда распределение суммы S_n абсолютно непрерывно в области $0 < x \leq x_0 n$ с плотностью $f_n(x)$, такой, что при любом целом $s \geq 1$ и любых фиксированных положительных h_0 и $a < x_0$

$$f_n(x) = \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{n}} L^n(h) e^{hx} \left(\phi(\beta) + \sum_{\nu=1}^{s-1} q_{\nu h}(\beta) n^{-\nu/2} + O(n^{-s/2}) \right), \quad n \rightarrow \infty,$$

равномерно по $0 < x \leq an$ и $h \geq h_0$. Здесь $\beta = (x - nm(h))/\sigma(h)\sqrt{n}$, $\phi(\cdot)$ – плотность стандартного нормального распределения, $q_{\nu h}(y)$ – некоторые функции, равномерно ограниченные по $y \in R$ и $h \geq h_0$.

Явные формулы для функций $q_{\nu h}(y)$ можно найти в [3, гл. VI, формула (1.10)]. Так,

$$q_{1h}(y) = -(\phi(y))''' \frac{(\log L(h))'''}{6 ((\log L(h))'')^{3/2}}.$$

Кроме того, при нечетных ν функции $q_{\nu h}(0)$ обращаются в нуль, а при четных ν – совпадают с $a_{\nu/2}(h)/\sqrt{2\pi}$.

Следствие 1. В условиях теоремы 2

$$f_n(x) = \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{2\pi n}} L^n(h) e^{hx} \left(1 + \sum_{j=1}^{s-1} a_j(h) n^{-j} + O(n^{-s}) \right), \quad n \rightarrow \infty,$$

равномерно по всем $0 < x \leq \mu n$, где постоянная $\mu < \min(x_0, EX)$, функция h – решение уравнения (1.6).

Из следствия 1 при $0 < x \leq an$ и некотором a вытекает (1.5). С другой стороны, теорема 2 позволяет для нахождения соответствующих асимптотик использовать приближенное решение уравнения (1.6), что удобнее при практических вычислениях.

Приведем еще одно следствие теоремы 2.

Следствие 2. В условиях и обозначениях теоремы 2

$$f_n(x) = \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{n}} L^n(h) e^{hx} (\phi(\beta) + O(|\phi'''(\beta)|/\sqrt{n} + 1/n)), \quad (1.8)$$

$n \rightarrow \infty.$

Следующий далее результат несложно получить, интегрируя равенство (1.8) в соответствующих пределах.

Следствие 3. В условиях и обозначениях теоремы 2

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(x - y < S_n \leq x) &= L^n(h) e^{hx} \frac{1 - e^{-hy}}{h\sigma(h)\sqrt{2\pi n}} \\ &\times (e^{-\beta^2/2} + O(|\beta|(1 + \beta^2)e^{-\beta^2/2}/\sqrt{n} + 1/n)), \quad n \rightarrow \infty, \end{aligned}$$

равномерно по $0 < x \leq an$, $0 < y < x$ и $h \geq h_0$.

§2. ДОКАЗАТЕЛЬСТВО ТЕОРЕМЫ 2

Утверждение о том, что распределение суммы S_n при $0 < x \leq n x_0$ абсолютно непрерывно, является очевидным следствием условия (1.4).

Пусть случайная величина $X(h)$, $0 \leq h < \infty$, имеет распределение $F_h(dx) = e^{-hx} V(dx)/L(h)$. Обозначим через $X_j(h)$, $j \geq 1$, независимые копии случайной величины $X(h)$. Положим $S_n(h) = X_1(h) + \dots + X_n(h)$.

Известно (см. [3, гл. VIII, (2.11)]), что

$$\mathbf{P}(S_n < x) = L^n(h) \int_0^x e^{hy} d\mathbf{P}(S_n(h) < y), \quad x > 0, \quad h \geq 0. \quad (2.1)$$

Обозначим

$$\begin{aligned} G(y) &= \mathbf{P}(X(h) < y | X(h) \leq x_0), \quad p = p(h) = \mathbf{P}(X(h) \leq x_0), \\ H(y) &= \mathbf{P}(X(h) < y | X(h) > x_0), \quad q = q(h) = 1 - p. \end{aligned} \quad (2.2)$$

Тогда $F_h(y) = pG(y) + qH(y)$ и, кроме того, при целом $m \geq 1$ и $y \leq (n - 2m + 1)x_0$

$$\mathbf{P}(S_n(h) < y) = \sum_{k=2m}^n C_n^k p^k q^{n-k} U_{n,k}(y), \quad (2.3)$$

где $U_{n,k}(y) = G^{*k} * H^{*(n-k)}(y)$.

Из (2.1)–(2.3) следует, что плотность $f_n(\cdot)$ (см. теорему 2) имеет представление

$$f_n(x) = L^n(h) e^{hx} f_{h,n}(x), \quad x \leq (n - 2m + 1)x_0, \quad h > 0, \quad (2.4)$$

где

$$f_{h,n}(x) = \sum_{k=2m}^n C_n^k p^k q^{n-k} u_{n,k}(y), \quad x \leq (n - 2m + 1)x_0, \quad (2.5)$$

$u_{n,k}(x)$ – плотность распределения $U_{n,k}(x)$.

По формуле обращения для плотностей найдем

$$2\pi f_{h,n}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ity} \widehat{f}_{h,n}(t) dt,$$

где

$$\begin{aligned}\widehat{f}_{h,n}(t) &= \sum_{k \geq 2m}^n C_n^k p^k q^{n-k} \widehat{G}^k(t) \widehat{H}^{n-k}(t) \\ &= f_h^n(t) - \sum_{k=0}^{2m-1} C_n^k p^k q^{n-k} \widehat{G}^k(t) \widehat{H}^{n-k}(t),\end{aligned}$$

а $f_h(t)$, $\widehat{G}(t)$ и $\widehat{H}(t)$ – характеристические функции случайных величин с распределениями F_h , G и H , соответственно.

Отсюда, при некоторой положительной постоянной c_* , выбором которой распорядимся позже,

$$\begin{aligned}2\pi f_{h,n}(y) &= \int_{|t| \leq c_* h} e^{-ity} \left(f_h^n(t) - \sum_{k=0}^{2m-1} C_n^k p^k q^{n-k} \widehat{G}^k(t) \widehat{H}^{n-k}(t) \right) dt \\ &+ \sum_{k \geq 2m}^n C_n^k p^k q^{n-k} \int_{|t| > c_* h} e^{-ity} \widehat{G}^k(t) \widehat{H}^{n-k}(t) dt = I_1 + I_2.\end{aligned}\tag{2.6}$$

Имеем,

$$|I_2| \leq p^{2m} \sum_{k=2m}^n C_n^k q^{n-k} \left(p \sup_{|t| > c_* h} |\widehat{G}(t)| \right)^{k-2m} \int_{-\infty}^{\infty} |\widehat{G}(t)|^{2m} dt;\tag{2.7}$$

$$I_1 = \int_{|t| \leq c_* h} e^{-ity} f_h^n(t) dt + 2c_* \theta h \sum_{k=0}^{2m-1} C_n^k p^k q^{n-k}, \quad |\theta| \leq 1.\tag{2.8}$$

При этом

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\widehat{G}(t)|^{2m} dt = 2\pi \int_{-\infty}^{\infty} g_m^2(y) dy \leq 2\pi \sup_y g_m(y),\tag{2.9}$$

где $g_m(y)$ – плотность распределения $G^{*m}(y)$ (см. (2.2)).

Плотность $g_m(y)$ равна нулю при $y > m x_0$ и, аналогично (2.4),

$$g_m(y) = e^{-hy} \bar{p}^{*m}(y) / \bar{L}^m(h), \quad y \leq m x_0, \quad h > 0,\tag{2.10}$$

где $\bar{p}(y) = p(y) \mathbb{I}[0 < y \leq x_0]$, $\bar{L}(h) = \int_0^{\infty} e^{-hy} \bar{p}(y) dy$.

Обозначим для удобства $\bar{p}^{*m}(y)$ через $p_m(y)$ и покажем, что из условия (1.4) вытекает оценка

$$p_m(y) \leq C_m V^m(y)/y, \quad 0 < y \leq m x_0, \quad (2.11)$$

в которой постоянная C_m не зависит от y . Доказательство проведем индукцией по m , взяв за базу (1.4). Имеем,

$$p_{m+1}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \bar{p}(y-u)p_m(u) du = \int_{\max(0, y-x_0)}^{\min(y, m x_0)} p(y-u)p_m(u) du. \quad (2.12)$$

Рассмотрим критический случай $0 < y \leq x_0$ (если $x_0 < y \leq m x_0$ или $m x_0 < y \leq (m+1)x_0$, рассуждения только упрощаются). Тогда

$$p_{m+1}(y) = \left(\int_0^{y/2} + \int_{y/2}^y \right) p(y-u)p_m(u) du = I_1 + I_2, \quad (2.13)$$

причем по индукционному предположению

$$I_1 \leq C_m 2 V^m(y)/y \int_{y/2}^y p(y-u) du \leq 2 C_m V^{m+1}(y)/y. \quad (2.14)$$

Аналогично, принимая во внимание соотношение (1.7),

$$\begin{aligned} I_2 &\leq 2 C V(y)/y \int_0^{y/2} p_m(u) du; \\ \int_0^{y/2} p_m(u) du &\leq C_m V^m(y) \int_0^{y/2} (V(u)/V(y))^m du/u \\ &= C_m V^m(y) \int_0^{1/2} (V(sy)/V(y))^m ds/s \leq C_m V^m(y) A, \end{aligned}$$

где постоянная A не зависит от y .

Отсюда и из (2.13), (2.14) следует индукционный переход, и оценка (2.11) доказана.

Теперь с помощью (2.10), (2.11) и (1.7), взяв $m \geq 1/\beta$, несложно получить оценку

$$\sup_y g_m(y) \leq Ah, \quad h \geq h_0 > 0, \quad (2.15)$$

с некоторой постоянной A , не зависящей от h .

Пусть случайная величина $Y(h)$ имеет распределение G (см. (2.2)). Из [1, лемма 1] вытекает, что $c \leq h^2 \mathbf{Var} Y(h) \leq C$, $h \geq h_0$, где положительные постоянные c, C не зависят от h . Отсюда, из (2.15) и [3, гл. I, п. 5, 22] (см. также [2, лемма 1 и ниже]) следует, что при любом $h \geq h_0$ и некотором положительном η

$$\sup_{|t| \geq c_* h} |\widehat{G}(t)|^m \leq e^{-m\eta}. \quad (2.16)$$

Согласно (2.7), (2.9), (2.15) и (2.16),

$$|I_2| \leq Ah e^{m\eta} \sum_{k=2m}^n C_n^k q^{n-k} (pe^{-\eta})^k \leq Ah e^{m\eta} (q + pe^{-\eta})^n \leq Ah e^{-\varepsilon n}, \quad (2.17)$$

где положительные постоянные A и ε , не зависят от n и $h \geq h_0$.

Теперь займемся соотношением (2.8). Положим (см. обозначения в начале п.2),

$$\widehat{f}_h(t) = \mathbf{E} \exp \left(it \frac{S_n(h) - n m(h)}{\sigma(h)\sqrt{n}} \right), \quad \beta(u) = \frac{u - n m(h)}{\sigma(h)\sqrt{n}}. \quad (2.18)$$

Воспользовавшись леммой 1 из [1] и рассуждениями из [2, (3.9)], для любого целого $s \geq 3$ получим при всех $h \geq h_0$

$$\begin{aligned} \int_{|t| \leq c_* h} e^{-ity} f_h^n(t) dt &= \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{n}} \int_{|t| \leq c_* h \sigma(h)\sqrt{n}} e^{-it\beta(y)} \widehat{f}_h(t) dt \\ &= \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{n}} \int_{|t| \leq c_* h \sigma(h)\sqrt{n}} e^{-it\beta(y)} (\widehat{f}_h(t) - e^{-t^2/2} (1 + \sum_{\nu=1}^{s-3} P_{\nu h}(it) n^{-\nu/2})) dt \\ &+ \frac{2\pi}{\sigma(h)\sqrt{n}} (\phi(\beta(y)) + \sum_{\nu=1}^{s-3} q_{\nu h}(\beta(y)) n^{-\nu/2}) + \theta h e^{-\varepsilon n}, \end{aligned} \quad (2.19)$$

где $|\theta| \leq A$, постоянные $A, \varepsilon > 0$ не зависят от n и h ,

$$q_{\nu h}(y) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ity} e^{-t^2/2} P_{\nu h}(it) dt.$$

Имея в виду (см. [3, гл. VI, лемма 4]), что

$$\begin{aligned} & |\widehat{f}_h(t) - e^{-t^2/2} (1 + \sum_{\nu=1}^{s-3} P_{\nu h}(it) n^{-\nu/2})| \\ & \leq c(s) \mu_s n^{-(s-2)/2} (|t|^s + |t|^{3(s-1)}) e^{-t^2/12} \end{aligned} \quad (2.20)$$

в интервале $|t| < \mu_s^{-1/(s-2)} \sqrt{n}$, где

$$\mu_s = \mathbf{E}|X(h) - \mathbf{E}X(h)|^s / \sigma^s(h),$$

и снова применяя лемму 1 из [1], получим с некоторыми постоянными c_* и A

$$\mu_s^{-1/(s-2)} \geq c_* h \sigma(h), \quad \mu_s \leq A, \quad h \geq h_0. \quad (2.21)$$

Из соотношений (2.6), (2.8), (2.17) и (2.19)–(2.21) (напоминаем, что $c \leq h^2 \mathbf{Var} X(h) \leq C$, $h \geq h_0$) следует

$$f_{h,n}(y) = \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{n}} \left(\phi(\beta(y)) + \sum_{\nu=1}^{s-3} q_{\nu h}(\beta(y)) n^{-\nu/2} + O(n^{-(s-2)/2}) \right) \quad (2.22)$$

$n \rightarrow \infty,$

равномерно по $y \leq (n - 2m + 1)x_0$ и $h \geq h_0$.

Теорема 2 следует из (2.4) и (2.22).

ЛИТЕРАТУРА

1. Л. В. Розовский, *Вероятности малых отклонений для одного класса распределений со степенным убыванием в нуле*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **328** (2005), 182–190.
2. Л. В. Розовский, *О сверхбольших отклонениях суммы независимых случайных величин с общим абсолютно непрерывным распределением, удовлетворяющим условию Крамера*. — Теория вероятн. и ее примен. **48**, No. 1 (2003), 78–103.
3. В. В. Петров, *Суммы независимых случайных величин*. Наука, М. (1972), 416 с.

Rozovsky L. V. Small deviation probabilities for sums of independent positive random variables, whose density has a power decay at zero.

In the note small deviation probabilities of sum of i.i.d. positive random variables are studied, whose density has a power decay at zero.

Химико-фармацевтическая Академия,
ул. проф. Попова 14,
197376, Санкт-Петербург, Россия
E-mail: L.Rozovsky@mail.ru

Поступило 25 октября 2011 г.