

Л. В. Розовский

**ВЕРОЯТНОСТИ МАЛЫХ УКЛОНЕНИЙ СУММЫ
НЕЗАВИСИМЫХ ПОЛОЖИТЕЛЬНЫХ СЛУЧАЙНЫХ
ВЕЛИЧИН, ОБЩЕЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ КОТОРЫХ
УБЫВАЕТ В НУЛЕ НЕ БЫСТРЕЕ СТЕПЕНИ**

1. Введение и результаты. Пусть X обозначает некоторую положительную случайную величину с функцией распределения $V(x)$, а $\{X_i\}_{i \geq 1}$ являются ее независимыми копиями.

Целью настоящей работы, в первую очередь, является обобщение некоторых результатов из [1], где изучались вероятности малых уклонений суммы $X_1 + \dots + X_n$ при $n \rightarrow \infty$ и был исследован случай медленно меняющейся в нуле функции $V(x)$, отсутствующий в литературе. Точнее, в [1] предполагалось, что

$$\nu(y) = \frac{1}{y} \int_0^y u dV(u) \sim l(y), \quad y \rightarrow +0, \quad (1.1)$$

где функция $l(y)$ медленно меняется в нуле, откуда следует, что $l(+0) = 0$ и $V(y) \sim \tilde{l}(y) = \int_0^y l(u)/u du$, $y \rightarrow +0$, причем функция $\tilde{l}(y)$ также медленно меняется в нуле.

В наших исследованиях предположение (1.1) будет заменено ниже следующим существенно более слабым условием **(R)**, введенным в [2]:

существуют постоянные $b \in (0, 1)$, $c_1 > b$, $c_2 > 1$ и $\varepsilon > 0$, такие что при каждом $r \leq \varepsilon$

$$c_1 \nu(br) \leq \nu(r) \leq c_2 \nu(br). \quad (1.2)$$

Ключевые слова: малые уклонения, сумма независимых положительных случайных величин, медленно меняющиеся функции, правильно меняющиеся функции.
Работа поддержана грантом РФФИ 16-01-00367.

Там же показано, что **(R)** предпочтительнее известного условия **(L)** из работы [3], а именно $\mathbf{(L)} \iff \mathbf{(R)} \Big|_{c_1 > 1}$ и, дополнительно, позволяет $V(r)$ убывать в нуле медленнее любой степени r , в частности, удовлетворять (1.1).

Приведем результаты. Нам понадобятся дополнительные обозначения. Пусть $\{\lambda_j\}$ – некоторые положительные числа. Обозначим $S_n = \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j$, $n \geq 1$; $L(h) = \mathbf{E}e^{-hX}$, $h \geq 0$, и

$$\Lambda_n(\gamma) = \prod_{j=1}^n L(\gamma \lambda_j), \quad m_n(\gamma) = -(\ln \Lambda_n(\gamma))', \quad \sigma_n^2(\gamma) = (\ln \Lambda_n(\gamma))'';$$

$$\tilde{\nu}(y) = \int_0^y \nu(u) du/u, \quad \kappa(y) = \nu(y)/\tilde{\nu}(y), \quad y > 0.$$

(1.3)

Теорема 1. *Если выполнено условие **(R)**, то при всех положительных r, s, δ и $\gamma > \delta / \min_{1 \leq j \leq n} \lambda_j$*

$$\mathbf{P}(r - s < S_n \leq r) = e^{-Q_n(\gamma)} \frac{1 - e^{-\gamma s}}{\tau \sqrt{2\pi}} \times \left(e^{-\beta^2/2} + \theta \left(\tau^{-1} + \left(\frac{\ln(1 + \tau)}{\tau^2} \right)^{1/\alpha} (1 + (\gamma s)^{-1}) \right) \right).$$

Здесь

$$Q_n(\gamma) = -\ln \Lambda_n(\gamma) - \gamma r, \quad \beta = (r - m_n(\gamma))/\sigma_n(\gamma), \quad \tau = \gamma \sigma_n(\gamma), \quad (1.4)$$

$\alpha = \ln c_2 / |\ln b|$ (см. (1.2)), а $|\theta|$ ограничено некоторой постоянной, зависящей лишь от V и δ .

Теорема 1 является обобщением одного результата из [4, замечание 2] (условие **(L)** заменяется условием **(R)**).

При формулировке последующих результатов настоящего параграфа будем предполагать, что условие **(R)** выполнено, а веса $\{\lambda_j\}$ при некотором $\delta > 0$ удовлетворяют условию

$$\delta \leq \lambda_j \leq 1/\delta, \quad j \geq 1, \quad (1.5)$$

т.е. равномерно отделены от нуля и бесконечности (например, являются единицами).

Следствие 1. Пусть ε – произвольная положительная постоянная. Тогда равномерно по $\gamma > \varepsilon$, $r > 0$ и $s > 0$

$$\mathbf{P}(r - s < S_n \leq r) = e^{-Q_n(\gamma)} \frac{1 - e^{-\gamma s}}{\tau \sqrt{2\pi}} \times \left(e^{-\beta^2/2} + O\left(1/\sqrt{\lambda} + (|\ln \lambda|/\lambda)^{1/\alpha} (1 + (\gamma s)^{-1})\right) \right), \quad n \rightarrow \infty.$$

Здесь использованы обозначения теоремы 1, а $\lambda = n\kappa(1/\gamma)$ (см. (1.3)).

Поскольку при условии **(L)** величина λ имеет порядок n равномерно по $\gamma > \varepsilon$ (см. [3] или [4, (4.4.b)]), следствие 1 является обобщением основного результата работы [5]. Из него также вытекает теорема 2(1) из [1].

Понятно, что следствие 1 представляет основной интерес тогда, когда параметр γ выбирается таким образом, чтобы λ вместе с n стремилось к бесконечности, а β – к нулю. В частности, из него вытекает следующее утверждение.

Следствие 2. Если последовательность $\gamma_n \leq \infty$ стремится к бесконечности так, что

$$n \inf_{1 \leq \gamma < \gamma_n} \kappa(1/\gamma) \rightarrow \infty, \quad (1.6)$$

то соотношение

$$\mathbf{P}(S_n < r) = \frac{\Lambda_n(\gamma) e^{\gamma r}}{\tau \sqrt{2\pi}} (1 + o(1)), \quad n \rightarrow \infty, \quad (1.7)$$

выполняется равномерно по $r \in (n\kappa(1/\gamma_n)/\gamma_n, \mu n \bar{\lambda}_n)$, где постоянная $\mu < \mathbf{E}X$, $\bar{\lambda}_n = (\lambda_1 + \dots + \lambda_n)/n$, а величина γ удовлетворяет уравнению

$$m_n(\gamma) = r. \quad (1.8)$$

Отметим, что в случае выполнения условия **(L)** соотношение (1.6) имеет место при $\gamma_n = \infty$ и, следовательно, (1.7) справедливо для всех $0 < r \leq \mu n \bar{\lambda}_n$. Если же **(L)** нарушается (скажем, выполнено условие (1.1) и, следовательно, $\kappa(+0) = 0$), то условие (1.6) становится нетривиальным и асимптотика (1.7) при достаточно малых r уже не работает. В подтверждение сказанного, приведем некоторые результаты.

Теорема 2. Пусть $\gamma \geq 1 \geq \gamma r > 0$. Тогда

$$\mathbf{P}(S_n < r) = \Lambda_n(\gamma) (1 + \theta(\gamma r + \lambda/(\gamma r)^{1-\varepsilon})), \quad |\theta| \leq A, \quad (1.9)$$

где $\varepsilon \in (0, 1)$ и A – некоторые постоянные, не зависящие от n, γ и r .

Теорема 2 обобщает и уточняет теорему 2(3) из [1].

Заметим, что равенство (1.9) становится нетривиальным лишь тогда, когда $\lambda (= n\kappa(1/\gamma)) \rightarrow 0$.

Следствие 3. Если $\kappa(+0) = 0$ (см. (1.3)), то

$$\mathbf{P}(S_n < r) = \Lambda_n(\gamma) (1 + o(1)), \quad n \rightarrow \infty, \quad (1.10)$$

равномерно по $r \rightarrow +0$, таким что λ (или γr) $\rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$, где γ удовлетворяет уравнению (1.8) или, более общим образом, $\lambda \asymp \gamma r$.

Заметим, что в условиях следствия 3 знаменатель в правой части (1.6) стремится к бесконечности (см. (2.4)), т.е. при $\lambda \rightarrow \infty$ и $\lambda \rightarrow 0$ вероятность $\mathbf{P}(S_n < r)$ имеет различные асимптотические представления.

В заключение, приведем еще один справедливый при условии **(R)** (и (3.5)) результат, который может быть полезным в том случае, когда условие $\lambda \rightarrow 0/\infty$ нарушается.

Теорема 3. Пусть $r \in (0, \mu n \bar{\lambda}_n)$, где постоянная $\mu < \mathbf{E}X$. Тогда

$$-\ln \mathbf{P}(S_n < r) = Q_n(\gamma) + 0.5 \ln(1 + \gamma r) + \theta, \quad |\theta| \leq A, \quad (1.11)$$

где γ удовлетворяет уравнению (1.8), $Q_n(\gamma)$ и $\bar{\lambda}_n$ определены в (1.4) и следствии 2, соответственно, а величина A не зависит от n и r .

Отметим (см. (1.3)), что

$$0 < c < \frac{Q_n(u)}{n |\ln \bar{\nu}(1/u)|} < 1/c < \infty, \quad u > u_0 > 0, \quad (1.12)$$

причем c не зависит от n и u .

Следствие 4. Пусть постоянная $\mu < \mathbf{E}X$. Тогда

$$\mathbf{P}(S_n < r) \asymp \frac{e^{-Q_n(u)}}{\sqrt{1 + ur}}, \quad n \rightarrow \infty, \quad (1.13)$$

равномерно по $r \in (0, \mu \delta n)$ (см. (1.5)), где произвольное положительное $u = u_n(r)$ удовлетворяет условиям

$$m_n(u) \asymp r, \quad \frac{u(m_n(u) - r)}{\sqrt{ur}} = O(1), \quad n \rightarrow \infty. \quad (1.14)$$

Заметим, что если ur достаточно велико, первое условие в (1.14) является следствием второго.

2. Доказательства. Теорема 1 проверяется так же, как теорема 2 из [2] (с заметными упрощениями). При этом задействована формула (4.15) из [5].

Докажем теорему 2. Положим

$$L(h) = \mathbf{E}e^{-hX}, \quad m(h) = -(\ln L(h))', \quad \sigma^2(h) = (\ln L(h))'', \quad h \geq 0.$$

Имеем при $h, u > 0$,

$$\ln L(u) - \ln L(h) = - \int_h^u m(t) dt, \quad \ln \frac{m(u)}{m(h)} = - \int_h^u \frac{\sigma^2(t)}{m(t)} dt. \quad (3.1)$$

Из [2, лемма 2] следует, что в случае выполнения условия **(R)**, при всех $h \geq h_0 > 0$, где h_0 произвольное фиксированное число,

$$c_1 \kappa(1/h) \leq h m(h), \quad h^2 \sigma^2(h) \leq c_2 \kappa(1/h), \quad (3.2)$$

где величины $c_1, c_2 > 0$ не зависят от h .

Отсюда и из (3.1) получим при $c = c_1/c_2$ и $u, h \geq h_0$,

$$\frac{m(u)}{m(h)} = \left(\frac{u}{h}\right)^{-\theta}, \quad c \leq \theta = \theta(u, h, V) \leq 1/c. \quad (3.3)$$

Согласно [6, теорема 2 и (1.8)], при $r, \gamma, u > 0$

$$\Lambda_n(\gamma) e^{\gamma r} \geq \mathbf{P}(S_n < r) \geq \Lambda_n(u) (1 - m_n(u)/r). \quad (3.4)$$

Пусть $K \geq 1$ – некоторый параметр, который будет выбран позже, и $u = K\gamma$. Имеем, с учетом (3.1) и того, что функция $m(h)$ убывает,

$$\ln \frac{\Lambda_n(u)}{\Lambda_n(\gamma)} = \sum_{j=1}^n (\ln L(\lambda_j u) - \ln L(\lambda_j \gamma)) \geq - \sum_{j=1}^n \lambda_j (u - \gamma) m(\lambda_j \gamma).$$

Воспользовавшись (3.1)–(3.3) и (1.5), в предположении $\delta\gamma \geq h_0$ получим

$$\begin{aligned} \lambda_j(u - \gamma) m(\lambda_j\gamma) &< \frac{u m(\delta\gamma)}{\delta m(\gamma)} m(\gamma) \\ &\leq \frac{K}{\delta} \left(\frac{1}{\delta}\right)^{1/c} \gamma m(\gamma) \\ &\leq c_2 K \delta^{-(1+1/c)} \kappa(1/\gamma), \end{aligned}$$

и, следовательно, при $\lambda = n\kappa(1/\gamma)$

$$\Lambda_n(u) \geq \Lambda_n(\gamma) e^{-A k \lambda}, \quad A = c_2 \delta^{-(1+1/c)}. \quad (3.5)$$

Аналогично,

$$m_n(u) = \sum_{j=1}^n \lambda_j m(\lambda_j u) \leq c_2 \frac{\lambda}{\delta\gamma} \frac{m(\delta\gamma)}{m(\gamma)} \leq A k^{-c} \lambda/\gamma. \quad (3.6)$$

Из (3.4)–(3.6) следует, что если $\delta\gamma \geq h_0$, то

$$\begin{aligned} \Lambda_n(\gamma) e^{\gamma r} &\geq \mathbf{P}(S_n < r) \\ &\geq \Lambda_n(\gamma) e^{-A k \lambda} (1 - A k^{-c} \lambda/(\gamma r)) \\ &\geq \Lambda_n(\gamma) (1 - A (k \lambda + k^{-c} \lambda/(\gamma r))). \end{aligned} \quad (3.7)$$

Оценка (1.9) является следствием (3.7) при $h_0 = \delta$, $k = (\gamma r)^{-1/(1+c)}$ и $\varepsilon = c/(1+c)$. Теорема 2 доказана.

Доказательство теоремы 3 и проверка следствия 4 осуществляются вполне аналогично теореме 3 и замечанию 3 из [7] (см. также [8]).

ЛИТЕРАТУРА

1. Л. В. Розовский, *Вероятности малых отклонений сумм независимых положительных случайных величин с медленно меняющимся в нуле распределением*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **412** (2013), 237–251.
2. Л. В. Розовский, *Малые отклонения взвешенной суммы независимых положительных случайных величин с общим распределением, убывающем в нуле не быстрее степени*. — Теория вероятн. и ее примен. **60**, No. 1 (2015), 178–186.
3. М. А. Lifshits, *On the lower tail probabilities of some random series*. — Ann. Probab. **25** (1997), 424–442.
4. Л. В. Розовский, *О вероятностях малых отклонений сумм независимых положительных случайных величин*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **341** (2007), 151–167.
5. Л. В. Розовский, *Вероятности малых отклонений для одного класса распределений со степенным убыванием в нуле*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **328** (2005), 182–190.

6. L. V. Rozovsky, *Remarks on a link between Laplace transform and distribution function of a nonnegative random variable*. — Statist. Probab. Letters **79** (2009), 1501–1508.
7. Л. В. Розовский, *Вероятности малых отклонений взвешенной суммы независимых случайных величин с общим распределением, убывающим в нуле не быстрее степени*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **431** (2014), 178–185.
8. L. V. Rozovsky, *Small deviation probabilities of weighted sums under minimal moment assumptions*. — Statist. Probab. Letters **86** (2014), 1–6.

Rozovsky L. V. Small deviation probabilities for sum of independent positive random variables, which have a common distribution, decreasing at zero not faster than a power.

In the note we investigate small deviation probabilities of cumulative sum of independent positive random variables, which have a common distribution, decreasing at zero not faster than a power.

С.-Петербургская
химико-фармацевтическая академия;
С.-Петербургское отделение
Математического института
им. В. А. Стеклова РАН,
наб. р. Фонтанки, д. 27,
191023 С.-Петербург, Россия
E-mail: L.Rozovsky@mail.ru

Поступило 12 сентября 2016 г.