

Л. В. Розовский

ВЕРОЯТНОСТИ МАЛЫХ УКЛОНЕНИЙ
ВЗВЕШЕННОЙ СУММЫ НЕЗАВИСИМЫХ
СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН С ОБЩИМ
РАСПРЕДЕЛЕНИЕМ, УБЫВАЮЩИМ В НУЛЕ НЕ
БЫСТРЕЕ СТЕПЕНИ

1. Введение и результаты. Пусть $S = \sum_{j \geq 1} \lambda(j) X_j$, где $\{X_i\}$ являются независимыми копиями положительной случайной величины X с функцией распределения $V(x)$, а $\lambda(\cdot)$ – некоторая ограниченная положительная *невозрастающая* функция, заданная на интервале $[1, \infty)$. Ряд S предполагается сходящимся п.н., что равносильно условию

$$\sum_{j \geq 1} \mathbf{E} \min(1, \lambda(j) X) < \infty. \quad (1.1)$$

Как известно, скорость стремления вероятности $\mathbf{P}(S < r)$ к нулю при $r \searrow 0$ зависит от поведения распределения V в нуле и на бесконечности, причем последнее в определенной степени диктуется условием (1.1). Так, если $\lambda(n) \asymp n^{-A}$, $A > 1$, или $\lambda(n) \asymp q^n$, $0 < q < 1$, то (1.1) равносильно условиям $\mathbf{E} X^{1/A} < \infty$ и $\mathbf{E} \ln(1 + X) < \infty$, соответственно.

Здесь и в дальнейшем,

$$u(y) \asymp v(y) \iff \ln \{u(y)/v(y)\} = O(1), \quad y \rightarrow \infty.$$

Если не слишком ограничивать поведение V в нуле, удается получить оптимальные *логарифмические* асимптотики для $\mathbf{P}(S < r)$ (например, [1–6]).

Для нахождения более точных оценок, как правило, предполагается, что V в нуле убывает степенным образом, например правильно меняется (см. [7, 8] и [16]) или же удовлетворяет существенно менее ограничительному условию, предложенному в [9] (см. также [10]):

Ключевые слова: малые уклонения, суммы независимых положительных случайных величин, медленно меняющиеся функции.

Работа поддержана грантом НШ 2504.2014.1 и грантом РФФИ 13-01-00256а.

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

$$c_1 V(b r) \leq V(r) \leq c_2 V(b r). \quad (1.2)$$

В дальнейшем, результаты из [9] были усовершенствованы в [11] и [12]. В последней работе условие **L** было заменено более общим предположением **R** (см. ниже), позволяющим $V(r)$, в том числе, убывать в нуле медленнее любой степени r (например, быть медленно меняющейся функцией).

Для $y > 0$ положим

$$\nu(y) = \frac{1}{y} \int_0^y u dV(u)$$

и введем условие

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

$$c_1 \nu(b r) \leq \nu(r) \leq c_2 \nu(b r). \quad (1.3)$$

В [12] показано, что $\mathbf{L} \iff \mathbf{R} \Big|_{c_1 > 1}$. В то же время, если

$$\nu(y) \asymp l(y), \quad y \rightarrow +0, \quad (1.4)$$

где функция $l(y)$ медленно меняется в нуле, то

$$V(y) \asymp \tilde{l}(y) = \int_0^y l(u)/u \, du, \quad y \rightarrow +0, \quad (1.5)$$

причем $\tilde{l}(y)$ также медленно меняется в нуле. Из (1.4) и (1.5) следует, что (1.3) при достаточно малом b выполняется, в то время как условие (1.2) нарушается в левой его части. Таким образом, **R** слабее **L**.

Обозначим

$$f(u) = \mathbf{E} e^{-uX}, \quad L(u) = \sum_{n \geq 1} \log f(u\lambda(n)), \quad u \geq 0, \quad (1.6)$$

и (см. [14, (3.2)]) предположим, что распределение V на бесконечности удовлетворяет условию

$$\mathbf{F}. \limsup_{s \rightarrow \infty} s^2 \mathbf{P}(X \geq s) / \mathbf{E} X^2 \mathbf{1}[X < s] < \infty.$$

Условие **F** выполняется, когда X принадлежит области притяжения какого-либо устойчивого закона, в частности, имеет конечную

дисперсию. Из него также следует, что $\mathbf{E} X^\delta < \infty$ при некотором положительном δ (см. [11]).

Теорема 1 (12). *Пусть выполняются условия (1.1), \mathbf{R} и \mathbf{F} u , кроме того,*

$$\tau^2(u) = u^2 L''(u) \rightarrow \infty, \quad u \rightarrow \infty. \quad (1.7)$$

Тогда

$$\mathbf{P}(S < r) \sim \frac{\exp(L(u) + ur)}{\tau(u) \sqrt{2\pi}}, \quad r \rightarrow 0, \quad (1.8)$$

где функция $u = u(r)$ является единственным решением уравнения

$$L'(u) + r = 0. \quad (1.9)$$

Замечание 1. Условие (1.7) вытекает из **L**. Кроме того, оно справедливо (без каких-либо предположений относительно поведения V в нуле), если выполнены условия \mathbf{F} и $\lambda(j) \asymp e^{-g(j)}$, где функция g не убывает, а $g(u)/u$ монотонно стремится к нулю на бесконечности (см. [12]). С другой стороны, если, например, $\lambda(j) \asymp \exp(-j^2)$, $\mathbf{E} X^2 < \infty$ и (см. (1.4)) $l(y) \asymp \ln^{-2} y$, $y \rightarrow +0$, то $\liminf_{u \rightarrow \infty} \tau(u) = 0$.

Необходимое условие (1.1) при быстро убывающих весах $\lambda(j)$ заметно слабее условия \mathbf{F} , играющего ключевую роль в доказательстве теоремы 1.

В [13] исследовалось, какой вид при условии **L** может иметь асимптотика вероятности $\mathbf{P}(S < r)$, если от предположения \mathbf{F} отказаться, и, в частности, получен следующий результат.

Теорема 2. *Пусть выполнены условия (1.1), **L** и*

$$\sup_{m \geq 1} \lambda(m l) / \lambda(m) \leq A \lambda(l), \quad l \geq 1, \quad (1.10)$$

где A – некоторая положительная постоянная. Тогда

$$\mathbf{P}(S < r) \asymp \frac{\exp(L(u) + ur)}{\tau(u)}, \quad r \rightarrow 0, \quad (1.11)$$

где функция $u = u(r)$ удовлетворяет уравнению (1.9).

Заметим, что (1.10) выполняется, если $\lambda(n) \asymp e^{-g(\log n)}$, где функция $g(y)/y$ не убывает при всех достаточно больших y . Например, $\lambda(n)$ имеет вид $n^{-\delta}$ или e^{-n^δ} , где $\delta > 0$.

В настоящей работе изучается, как будет вести себя вероятность $\mathbf{P}(S < r)$, если \mathbf{L} заменить на \mathbf{R} , а условие \mathbf{F} ослабить.

Сформулируем результаты.

Теорема 3. Пусть выполнены условия (1.1), \mathbf{R} и (см. (1.6))

$$\limsup_{s \rightarrow 0} s |f'''(s)|/f''(s) < \infty. \quad (1.12)$$

Тогда

$$\mathbf{P}(S < r) \asymp \frac{\exp(L(u) + ur)}{1 + \tau(u)}, \quad r \rightarrow 0, \quad (1.13)$$

где функция $u = u(r)$ удовлетворяет уравнению (1.9).

Замечание 2. Условие (1.12) выполняется, если функция

$$\beta(x) = \mathbf{E} X^2 \mathbf{1}[X < x]$$

при некотором $k > 0$ удовлетворяет условию

$$\sup_{x \geq u} x^{-k} \beta(x) = O(u^{-k} \beta(u)), \quad u \rightarrow \infty, \quad (1.14)$$

или, более общим образом,

$$\sup_{t \geq 1} \beta(tu)/\beta(t) = O(g(u)), \quad u \rightarrow \infty,$$

где $\int_1^\infty g(u) u e^{-u} du < \infty$.

Отметим, что условие (1.14) слабее \mathbf{F} . В самом деле, из \mathbf{F} вытекает, что при любом $x \geq u > 0$

$$x^{-2} \beta(x) \leq x^{-2} \mathbf{E} \min(x^2, X^2) \leq u^{-2} \mathbf{E} \min(u^2, X^2) = O(u^{-2} \beta(u)),$$

$u \rightarrow \infty$.

Замечание 3. Теорема 3 остается справедливой, если функция u в (1.13) удовлетворяет условиям

$$\frac{L'(u) + r}{\sqrt{L''(u)}} = O(1), \quad r \rightarrow 0, \quad (1.15)$$

и

$$L'(\varepsilon u) + r \leq L'(u/\varepsilon) + r, \quad (1.16)$$

где некоторая постоянная $\varepsilon \in (0, 1)$, а $r > 0$ – достаточно мало.

Другими словами, точное решение уравнения (1.9) можно заменить на приближенное.

Замечание 4. Положим $I_0(u) = \int_1^\infty \log f(u\lambda(t)) dt$. Если функция $\lambda(\cdot)$ удовлетворяет условию

$$\int_1^\infty |\log'' \lambda(t)| dt < \infty \quad (1.17)$$

и, кроме того,

$$\int_1^\infty |(s \log' f(s))'| ds < \infty, \quad (1.18)$$

то (см. (1.13))

$$L(u) = I_0(u) + 0.5 \log f(u) + O(1), \quad u \rightarrow \infty. \quad (1.19)$$

Отметим, что (1.18) выполняется, если функция $s \log' f(s)$ монотонна на бесконечности. Другие условия можно найти в [10] и [15].

Нижеследующее следствие теоремы 3 представляет собой аналог теоремы 4 из [13].

Теорема 4. Пусть выполнены условия (1.1), **R**, (1.12), (1.17), (1.18) и $s^2 I_0''(s) \rightarrow \infty$, $s \rightarrow \infty$. Тогда

$$\mathbf{P}(S < r) \asymp \sqrt{\frac{f(u)}{u^2 I_0''(u)}} e^{I_0(u)+ur}, \quad r \rightarrow 0,$$

где функция $u = u(r)$ при некоторой постоянной $\varepsilon \in (0, 1)$ и всех достаточно малых положительных r удовлетворяет условиям

$$I_0'(\varepsilon u) + r \leq 0 \leq I_0'(u/\varepsilon) + r, \quad \left| \frac{I_0'(u) + r}{\sqrt{I_0''(u)}} \right| < 1/\varepsilon.$$

2. Доказательства. При доказательствах нами существенно используются результаты из [12] и [13].

Пусть случайная величина $X(u)$, $u \geq 0$, имеет распределение

$$e^{-u} V(dr)/f(u).$$

Из [13, (3.4), (3.5)] следует, что

$$\mathbf{P}(S < r) \leq \frac{e^{L(u)+ur}}{\tau(u)} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} + 6\tau(u)\mu(u) \right), \quad (2.1)$$

где

$$\mu(u) = \frac{1}{\sigma^3(u)} \sum_{j \geq 1} \lambda_j^3 \mathbf{E} |X(u \lambda(j)) - \mathbf{E} X(u \lambda(j))|^3, \quad (2.2)$$

а функция u удовлетворяет условию (1.9). Кроме того,

$$\mathbf{P}(S < r) \leq e^{L(u)+ur}. \quad (2.3)$$

Имеем,

$$\mu(u) \leq 8 \sum_{j \geq 1} \lambda^3(j) \mathbf{E} X^3(u \lambda(j)) \leq 8A/\tau(u), \quad (2.4)$$

где, согласно [12, (2.5) при $h \geq 1$] и (1.12) (см. также [14, лемма 2.2]),

$$A = \sup_{\gamma > 0} \gamma \mathbf{E} X^3(\gamma)/\mathbf{Var} X(\gamma) < \infty. \quad (2.5)$$

Верхняя оценка в (1.13) вытекает из (2.1), (2.3)–(2.5).

Далее, из [12, (3.6), (3.7) и (3.10)] с учетом (2.2), (2.4) и (2.5) при любом $K > 0$ следует

$$\mathbf{P}(S < r) \geq e^{L(u)+ur-2K} \max \left(1 - \frac{\tau^2(\bar{u})}{K^2}, \frac{1}{\tau(\bar{u})} (K \bar{\Phi}(K/\tau(\bar{u})) - 48A) \right), \quad (2.6)$$

где u и \bar{u} удовлетворяют условиям (1.9) и $\bar{u}(r + L'(\bar{u})) = K$, соответственно, $\bar{\Phi}(t) = \frac{1}{t} \int_0^t d\Phi(x)$, а $\Phi(\cdot)$ – стандартное нормальное распределение. Кроме того,

$$|\tau^2(\bar{u}) - \tau^2(u)| \leq (2 + 8A)K. \quad (2.7)$$

Оценка в (1.13) снизу вытекает из (2.6) и (2.7) при достаточно большом K . Теорема 3 доказана. \square

Рассмотрим замечание 1. Его первое утверждение следует из [9]. Для проверки второго заметим, что если $u \lambda(n+1) < 1 \leq u \lambda(n)$, то

$$\tau^2(u) \leq \left(\sum_{1 \leq j \leq n} + \sum_{j > n} \right) (u \lambda(j))^2 \mathbf{E} X^2(u \lambda(j)) = J_1 + J_2.$$

В нашем примере при $u \rightarrow \infty$

$$J_1 = O \left(u^2 \sum_{j > n} \lambda^2(j) \right), \quad J_2 = O \left(u^2 \sum_{1 \leq j \leq n} \frac{1}{|\ln u \lambda(j)|} \right).$$

Пусть $u = u_N = e^{(N+1/2)^2}$, где $N = 1, 2, \dots$. Тогда $n = N$ и, в согласии с предыдущими оценками, при $z_N = (N + 1/2)^2$ и $N \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} J_1 &= O\left(\sum_{j \geq N} e^{-2(j^2 - z_N)}\right) = O(e^{-cN}), \\ J_2 &= O\left(\sum_{1 \leq j \leq N} \frac{1}{z_N - j^2}\right) = O(\ln N/N). \end{aligned}$$

Таким образом, $\lim_{N \rightarrow \infty} \tau(u) = 0$. Замечание 1 полностью проверено.

Замечание 2 является следствием очевидных оценок $f''(s) \geq \beta(1/s)/e$ и $s |f'''(s)| \leq \beta(1/s) + \int_1^\infty \beta(x/s) e^{-x} (x-1) dx$.

Замечание 3 вытекает из нижеследующих соотношений (см. [12, (3.10) и далее]), в которых функция $h = h(r)$ удовлетворяет уравнению $L'(h) + r = 0$:

$$\left| \ln \frac{\tau^2(u)}{\tau^2(h)} \right| = \left| \int_h^u \frac{d\tau^2(u)}{\tau^2(u)} \right| \leq (2 + 8A) \left| \int_h^u \frac{du}{u} \right| = (2 + 8A) \left| \ln \frac{u}{h} \right|,$$

$$\begin{aligned} 0 \leq L(u) + u r - (L(h) + h r) &= \int_h^u (L'(t) + r) dt \leq |(u-h)| |L'(u) + r| \\ &= (u-h)^2 L''(\tilde{u}), \quad \tilde{u} \in (u, h). \end{aligned}$$

Замечание 4 и теорема 4 с учетом (2.5) проверяются так же, как аналогичные утверждения из [10] и [13]. \square

ЛИТЕРАТУРА

1. F. Aurzada, *On the lower tail probabilities of some random sequences in l_p .* — J. Theor. Probab., **20** (2007), 843–858.
2. F. Aurzada, *A short note on small deviations of sequences of i.i.d. random variables with exponentially decreasing weights.* — Statist. Probab. Letters **78** (2008), 2300–2307.
3. A. A. Borovkov, P. S. Ruzankin, *On small deviations of series of weighted random variables.* — J. Theor. Probab. **21** (2008), 628–649.
4. L. V. Rozovsky, *Small deviations of series of weighted i.i.d. non-negative random variables with a positive mass at the origin.* — Statist. Probab. Letters, **79** (2009), 1495–1500.

5. Л. В. Розовский, *О малых уклонениях сумм вззвешенных положительных случайных величин*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **384** (2010), 212–224.
6. Л. В. Розовский, *О малых уклонениях рядов независимых неотрицательных случайных величин с гладкими весами*. — Теория вероятн. и ее примен. **58**, No. 1, (2013), 133–151.
7. R. Davis, S. Resnick, *Extremes of moving averages of random variables with finite endpoint*. — Ann. Probab., **19** (1991), 312–328.
8. A. A. Borovkov, P. S. Ruzankin, *Small deviations of series of independent positive random variables with weights close to exponential*. — Siber. Adv. Math., **18**, No. 3, (2008), 163–175.
9. M. A. Lifshits, *On the lower tail probabilities of some random series*. — Ann. Probab. **25** (1997), 424–442.
10. T. Dunker, M. A. Lifshits, W. Linde, *Small deviations of sums of independent variables*. — In: High Dimensional Probability (Progress in Probability, **43**), Birkhäuser, Basel, 1998, pp. 59–74.
11. Л. В. Розовский, *О вероятностях малых уклонений сумм независимых положительных случайных величин*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **341** (2007), 151–167.
12. Л. В. Розовский, *Малые уклонения вззвешенной суммы независимых положительных случайных величин с общим распределением, убывающим в нуле не быстрее степени*. — Теория вероятн. и ее примен., в печати.
13. L. V. Rozovsky, *Small deviation probabilities of weighted sums under minimal moment assumptions*. — Statist. Probab. Letters **86**, No. 1, (2014), 1–6.
14. N. C. Jain, W. E. Pruitt, *Lower tail probability estimates for subordinators and nondecreasing random walks*. — Ann. Probab. **15**, No. 1, (1987), 76–101.
15. L. V. Rozovsky, *Comparison theorems for small deviations of weighted series*. — Probab. Math. Statist. **32**, No. 1, (2012), 117–130.
16. L. V. Rozovsky, *Small deviation probabilities of weighted sums with fast decreasing weights*. — Probab. Math. Statist., принято в печать.

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

In the note we give estimates of small deviation probabilities of a sum $\sum_{j \geq 1} \lambda_j X_j$, where $\{\lambda_j\}$ are positive numbers and $\{X_j\}$ are i.i.d. positive random variables, satisfying mild assumptions at zero and infinity.

С.-Петербургская
химико-фармацевтическая академия
С.-Петербург, Россия
E-mail: l-rozovsky@mail.ru

Поступило 5 ноября 2014 г.