

## О суммировании независимых случайных величин методом Риса

При моментных ограничениях на  $X_1$  устанавливаются точные достаточные условия на рост  $a_n$  для сходимости почти наверное взвешенных средних Риса  $A_n^{-1} \sum_1^n a_i X_i$  к  $MX_1$ , где  $(X_n)$  — последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин,  $(a_n)$  — положительная числовая последовательность,  $A_n = \sum_1^n a_i$ .

При моментных обмеженнях на  $X_1$  знаходяться точні достатні умови на зростання  $(a_n)$  для збіжності майже всюди зважених середніх Ріса  $A_n^{-1} \sum_1^n a_i X_i$  до  $MX_1$ , де  $(X_n)$  — послідовність незалежних однаково розподілених випадкових величин,  $(a_n)$  — послідовність додатних чисел,  $A_n = \sum_1^n a_i$ .

Пусть  $(X_n)$  — последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин (н. о. р. с. в.),  $MX_1 = d$ ,  $(a_n)$  — последовательность положительных чисел,  $A_n = \sum_1^n a_i$ ,  $S_n = \sum_1^n a_i X_i$ ,  $Z_n = S_n/A_n$ .

В настоящей работе рассматривается задача о строгой сходимости взвешенных средних Риса  $Z_n$ :

$$P(\lim Z_n = d) = 1. \quad (1)$$

Для  $a_n = 1$ ,  $n \geq 1$ , по усиленному закону больших чисел А. Н. Колмогорова [1, с. 337] равенство (1) эквивалентно условию

$$M|X_1|^p < \infty \quad (2)$$

при  $p = 1$ . Дальнейшие исследования этого вопроса можно проследить по работам [2, 3], где имеется достаточно полная библиография. Отметим результат В. Ф. Гапошкина [2] о эквивалентности сходимости взвешенных средних Риса  $Z_n$  и суммируемости последовательности  $(X_n)$  средними по блокам, который используется в настоящей работе.

Основные результаты, относящиеся к равенству (1), переносятся и на последовательности независимых случайных элементов со значениями в сепарабельных банаховых пространствах.

В дальнейшем при доказательстве равенства (1) для сокращения записи будем предполагать, что  $MX_1 = 0$ . Через  $C, C_s, s \geq 0$ , обозначаем положительные константы, необязательно совпадающие в разных местах. Соотношение  $\alpha_n \sim \beta_n$  означает, что  $\alpha_n/\beta_n \rightarrow 1, n \rightarrow \infty$ , знак  $\uparrow$  — монотонное неубывание.

Пусть

$$a_n = o(A_n), \quad A_n \uparrow \infty, \quad n \uparrow \infty. \quad (3)$$

Соответствующий регулярный метод суммирования называется методом Риса и обозначается  $(\bar{R}, a_n)$ .

Л е м м а 1 [4, с. 80].

$$A_n = \sum_1^n a_i, \quad A'_n = \sum_1^n a'_i.$$

Если  $\frac{a'_{n+1}}{a'_n} \leq \frac{a_{n+1}}{a_n} (n \geq n_0)$  либо  $\frac{a_{n+1}}{a_n} \leq \frac{a'_{n+1}}{a'_n}$  и  $\frac{A_n}{a_n} \leq C \frac{A'_n}{a'_n} (n \geq n_0)$ ,

то  $(\bar{R}, a_n)$  — суммирование некоторой числовой последовательности  $y_n$  влечет  $(\bar{R}, a'_n)$  — суммирование этой последовательности.

Л е м м а 2. Пусть  $g(x)$  — положительная неубывающая функция,  $g(x) \uparrow \infty, x \uparrow \infty, \Psi(x) = xg(x)$ .

Тогда существует положительная с. в.  $X$  такая, что

$$MX < \infty, \quad M\Psi(X) = \infty.$$

Доказательство. Достаточно определить функцию распределения  $F(x)$  с. в.  $X$ . Положим  $n_0 = \min(n : ng(n) > 1)$ ,

$$F(n+1) - F(n) = (ng(n))^{-1} - (ng(n+1))^{-1} \quad (n \geq n_0),$$

$$F(n_0) = 1 - \sum_{n=n_0}^{\infty} (F(n+1) - F(n)), \quad F(0) = 0.$$

Эти равенства определяют функцию  $F(x)$  в точках  $0, n_0, n_0 + k, k \geq 1$ . На интервалах  $[0, n_0], [n_0 + k - 1, n_0 + k], k \geq 1, F(x)$  линейна и непрерывна. Тогда

$$MX \leq n_0 + 2 \sum_{n=n_0}^{\infty} n(F(n+1) - F(n)) \leq n_0 + \frac{2}{g(n_0)},$$

$$M\Psi(X) \geq \sum_{n=1}^{\infty} ng(n)(F(n+1) - F(n)) = \infty.$$

Расходимость последнего ряда следует из оценки

$$\begin{aligned} & \sum_{n=m}^{\infty} ng(n)(F(n+1) - F(n)) \geq \\ & \geq g(m) \sum_{n=m}^{\infty} n(F(n+1) - F(n)) \geq 1 \quad (m \geq n_0). \end{aligned}$$

Предложение 1. Пусть  $a_n \downarrow$  и выполняется условие (3).

1) Если справедливо неравенство (2) при  $p = 1$ , то справедливо равенство (1); 2) если  $A_n/a_n \leq Cn (n \geq n_0)$ , то неравенство (2) при  $p = 1$  эквивалентно равенству (1).

Т е о р е м а 1. Пусть выполняется условие (3).

1) Если  $a_n \uparrow$  и  $a_n = 0 (A_n/n) (n \geq n_0)$ , то из справедливости неравенства (2) при  $p = 1$  вытекает равенство (1);

II) для любой положительной непрерывной функции  $g(x)$  такой, что  $g(x) \uparrow \infty, g \frac{(x)}{x} \downarrow 0, x \uparrow \infty$ , существуют положительная последователь-

ность  $(a_n)$  и симметричная последовательность н. о. р. с. в.  $(X_n)$  такие, что  $M|X_1| < \infty$ ,  $a_n \uparrow$ , выполняется (3) и

$$a_n = g(n)A_n/n, \quad (4)$$

но (1) не верно.

Доказательство предложения 1 и п. I теоремы 1 вытекает из усиленного закона больших чисел А. Н. Колмогорова и леммы 1 (см. также [2]). Докажем п. II теоремы 1. Не ограничивая общности считаем, что  $1 \leq g(n) < n$ ,  $n \geq 2$ . Полагаем  $A_1 = a_1 = \lambda_1 = 1$ ,

$$\lambda_n = \frac{n}{n-g(n)}, \quad A_n = \prod_{k=1}^n \lambda_k, \quad a_n = A_n - A_{n-1}, \quad n \geq 2.$$

Тогда

$$\frac{a_{n+1}}{a_n} = \frac{\lambda_{n+1} - 1}{1 - \lambda_n^{-1}} = \frac{ng(n+1)}{g(n)[n+1-g(n+1)]} \geq 1.$$

Без труда проверяются и условия (3), (4). Перейдем к построению последовательности  $(X_n)$ . Пусть  $\Psi^{(-1)}(x) = x/g(x)$ ,  $\Psi(x)$  — обратная функция к  $\Psi^{(-1)}(x)$ , т. е.  $\Psi(\Psi^{(-1)}(x)) = x$  (в условиях теоремы  $\Psi^{(-1)}(x)$  — монотонно неубывающая функция). Тогда  $\Psi(x) = x\tilde{g}(x)$ , где  $\tilde{g}(x) = g(\Psi(x)) \uparrow \infty$   $x \uparrow \infty$ . Согласно лемме 2 существует положительная с. в.  $X$  такая, что

$$MX < \infty, \quad M\Psi(X) = \infty. \quad (5)$$

Полагаем  $X_1 = \varepsilon \cdot X$ ,  $\varepsilon$  — с. в., независящая от  $X$ ,  $P(\varepsilon = \pm 1) = 1/2$ ,  $X_n$ ,  $n \geq 2$ , — независимые копии  $X_1$ . Предположим, что для построенных последовательностей  $(a_n)$  и  $(X_n)$  выполняется равенство (1). Тогда (см. [1, с. 332], лемма 14)

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(a_n | X_n | \geq A_n) < \infty.$$

Учитывая равенство (4), имеем

$$\sum_{n=1}^{\infty} P\left(|X_n| \geq \frac{n}{g(n)}\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(X \geq \frac{n}{g(n)}\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(\Psi(X) \geq n) < \infty,$$

что противоречит (5). Теорема 1 доказана.

Теорема 2. Пусть при некотором  $p$ ,  $1 < p < \infty$ , выполнено условие (2),

$$a_n \uparrow, \quad \frac{A_n}{a_n} \uparrow \infty, \quad n \uparrow \infty; \quad (6)$$

I) если  $a_n = O(A_n/\ln^{p-1}(A_n))$ , то справедливо равенство (1); II) для любой положительной медленно меняющейся функции  $g(x) \uparrow \infty$ ,  $x \uparrow \infty$ , существуют положительная последовательность  $(a_n)$  и н. о. с. в.  $(X_n)$  такие, что выполняется условие (6) и

$$g(n)A_n \sim a_n \ln^{p-1}(A_n), \quad M|X_1|^p < \infty,$$

но равенство (1) не верно.

Доказательство теоремы 2. I. Предположим, что  $X_1$  симметрично распределена. Известно [2], что при условии (6) существуют индексы  $m_n \uparrow \infty$  такие, что при некоторых  $q, Q$

$$1 < q \leq A_{m_{n+1}}/A_{m_n} \leq Q \quad (n \geq n_0),$$

$$C_1 A_{m_n}/a_{m_{n-1}} \leq \bar{m}_n \leq C_2 A_{m_n}/a_{m_n}, \quad (7)$$

и в симметричном случае (1) эквивалентно следующему равенству:

$$P(\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{m}_n^{-1} (Y_{m_n} - Y_{m_{n-1}}) = 0) = 1, \quad (8)$$

$$Y_n = \sum_{k=1}^n X_k, \quad \bar{m}_n = m_n - m_{n-1}.$$

По лемме Бореля — Кантелли (8) эквивалентно сходимости ряда

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|Y_{m_n} - Y_{m_{n-1}}| > \delta \bar{m}_n) < \infty \quad (\forall \delta > 0). \quad (9)$$

В условиях теоремы для последовательности  $(X_n)$ , условие (2) эквивалентно сходимости ряда [5]

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|Y_{k_n}| \geq \delta k_n) < \infty \quad (\forall \delta > 0), \quad (10)$$

$$k_n \geq [n^{1/(p-1)}], \quad n \geq 1,$$

(9) следует из (10), если при  $n \geq n_0$  и некотором  $C$

$$C \bar{m}_n \geq n^{\frac{1}{p-1}}. \quad (11)$$

Применяя соотношение (7), имеем

$$\bar{m}_n \geq C_1 A_{m_{n-1}} / a_{m_{n-1}} \geq C_2 \ln^{\frac{1}{p-1}}(A_{m_{n-1}}) \geq C_3 n^{\frac{1}{p-1}},$$

т. е. неравенство (11), а следовательно, и (9) установлено. Таким образом, п. I доказан в симметричном случае.

Пусть  $X_1$  — произвольная с. в.,  $MX_1 = 0$ ,  $M|X_1|^p < \infty$ . Перейдем к симметризованному н. о. р. с. в.  $(X_n^s = X_n - X'_n)$ , где последовательности с. в.  $(X_n)$  и  $(X_n^1)$  эквивалентны и независимы. По доказанному выше для  $(X_n^s)$  выполняется равенство (1). Следовательно [1, с. 330].

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|S_{m_n}^s - S_{m_{n-1}}^s| \geq \delta A_{m_n}) < \infty \quad (\forall \delta > 0).$$

Отсюда и неравенств симметризации [1, с. 329] имеем

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|S_{m_n} - S_{m_{n-1}} - \mu(S_{m_n} - S_{m_{n-1}})| \geq \delta A_{m_n}) < \infty \quad (\forall \delta > 0),$$

$\mu(Y)$  — медиана с. в.  $Y$ . Тогда почти наверное (п. н.)

$$A_n^{-1}(S_n - \mu(S_n)) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Воспользуемся известными оценками

$$|\mu(Y)|^p \leq 2M|Y|^p,$$

$$M|S_n|^p \leq 2M|X_1|^p \sum_{k=1}^n |a_k|^p, \quad 1 \leq p \leq 2,$$

и условием (6). Тогда

$$A_n^{-1} \cdot \mu(S_n) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty,$$

и п. н.  $A_n^{-1} S_n \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ , что завершает доказательство п. I.

II. Медленно меняющаяся функция  $g(x)$  представима в виде [6, с. 323]

$$g(x) = b(x) g_0(x),$$

$$g_0(x) = C \exp\left(\int_1^x \frac{f(y)}{y} dy\right), \quad f(x) \rightarrow 0, \quad b(x) \rightarrow 1, \quad x \rightarrow \infty.$$

Пусть  $g_p(x) = \left[\frac{p}{p-1} g_0(x)\right]^{\frac{p-1}{p}}$ . Без труда проверяется соотношение

$$\frac{x g_p'(x)}{g_p(x)} = C_p f(x) \rightarrow 0, \quad x \rightarrow \infty. \quad (12)$$

Положим

$$G_p(x) = \exp\left(x \frac{p-1}{p} g_p(x)\right), \\ a_n = \left[\frac{p-1}{p} g_p(n) n^{-\frac{1}{p}} + g_p'(n) n^{\frac{p-1}{p}}\right] G_p(n).$$

Из равенства

$$\int_1^x \left[\frac{p-1}{p} g_p(y) y^{-1/p} + g_p'(y) y^{(p-1)/p}\right] G_p(y) dy = G_p(x) - G_p(1)$$

следует эквивалентность

$$A_n = \sum_1^n a_k \sim G_p(n). \quad (13)$$

Из асимптотических соотношений (12), (13) получаем

$$\frac{A_n}{a_n} \sim \left[\frac{p-1}{p} g_p(n) n^{-1/p} + n^{(p-1)/p} g_p'(n)\right]^{-1} = \\ = n^{1/p} g_p^{-1}(n) \left(\frac{p-1}{p} + n g_p'(n) g_p^{-1}(n)\right)^{-1} \sim \frac{p n^{1/p}}{(p-1) g_p(n)} \sim \\ \sim g_0^{-1}(n) \ln^{\frac{1}{p-1}}(A_n) \sim g^{-1}(n) \ln^{\frac{1}{p-1}}(A_n). \quad (14)$$

Оценка (14) показывает, что последовательность  $(a_n)$  удовлетворяет условиям п. II (значения  $a_n$  при малых  $n$  не существенны).

Пусть  $\Psi^{(-1)}(x) = \frac{px}{(p-1)g_0^{p-1}(x)}$ ,  $\Psi(x)$  — обратная функция к

$\Psi^{(-1)}(x)$ . Тогда  $\Psi(x) = x\tilde{g}(x)$ ,  $\tilde{g}(x)$  удовлетворяет равенству  $\tilde{g}(x) = \frac{p-1}{p} g_0^{p-1}(\Psi(x))$ . Согласно лемме 2 выбираем положительную с. в.

$X$ , удовлетворяющую условию (5), с. в.  $\varepsilon$  не зависит от  $X$ ,  $P(\varepsilon = \pm 1) = 1/2$ . Полагаем  $X_1 = \varepsilon X^{1/p}$ .  $X_n$ ,  $n \geq 2$ , — независимые копии  $X_1$ . Предположим, что для построенных последовательностей  $(a_n)$  и  $(X_n)$  выполняется равенство (1). Тогда [1, с. 332]

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|X_n| \geq A_n/a_n) < \infty.$$

Отсюда и оценки (14) имеем

$$\infty > \sum_{n=1}^{\infty} P\left(|X_1| \geq \frac{pn^{1/p}}{(p-1)g_p(n)}\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(|X_1|^p \geq \frac{pn}{(p-1)g_0^{p-1}(n)}\right) = \\ = \sum_{n=1}^{\infty} P(\Psi(X) \geq n),$$

что противоречит (5). Теорема 2 доказана.

Теорема 3. I. Пусть существует  $H$  такое, что

$$M \exp(h|X_1|) < \infty, \quad 0 \leq h \leq H, \quad (15)$$

выполняется условие (6) и

$$a_n = o\left(\frac{A_n}{\ln \ln A_n}\right). \quad (16)$$

Тогда справедливо равенство (1). II. Существует положительная последовательность  $(a_n)$ , удовлетворяющая условию (6),  $a_n = O\left(\frac{A_n}{\ln \ln A_n}\right)$ , для которой равенство (1) не выполняется при н.о.р.с.в. ( $X_n = \varepsilon_n$ ),  $P(\varepsilon_n = \pm 1) = 1/2$ .

Доказательство. I. Из приведенных выше рассуждений ясно, что достаточно установить оценку (9) в симметричном случае. Положим  $g(n) = A_n/a_n \ln \ln A_n$ ,  $g_1(n) = (g(n))^{1/3}$ . По условию (16)  $g(n) \rightarrow \infty$ ,  $g_1(n) \rightarrow \infty$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Для оценки ряда (9) используем следующее неравенство, справедливое при условии (15) [7]: для некоторого  $\gamma > 0$  и всех достаточно больших  $n$  в области  $0 \leq x \leq n^{1/2}/f(n)$

$$P(|Y_n| \geq x \sqrt{V_n}) \leq \exp(-\gamma x^2),$$

$f(x)$  — произвольная положительная функция,  $f(x) \uparrow \infty$ ,  $x \uparrow \infty$ .

Следовательно, при достаточно больших  $n$

$$P(|Y_{\bar{m}_n}| \geq \delta \bar{m}_n) \leq P(|Y_{\bar{m}_n}| \geq \delta \bar{m}_n / g_1(\bar{m}_{n-1})) \leq \exp(-\gamma \delta^2 \bar{m}_n / g_1^2(\bar{m}_{n-1})). \quad (17)$$

Из определения  $g(n)$  и соотношения (7) имеем

$$\bar{m}_n \geq Cg(\bar{m}_{n-1}) \ln \ln(A_{m_{n-1}}) \geq C_1 g(\bar{m}_{n-1}) \ln n. \quad (18)$$

Из оценок (17), (18) при  $n \geq n_0$  получаем

$$P(|Y_{\bar{m}_n}| \geq \delta \bar{m}_n) \leq n^{-Cg(\bar{m}_{n-1})/g_1^2(\bar{m}_{n-1})} \leq n^{-2},$$

т. е. ряд (9) сходится.

Для доказательства п. II воспользуемся примером, восходящим к Марцинкевичу и Зигмунду [8]. Пусть  $n > 1$ ,  $\lambda > 0$ ,

$$a_n = (\ln n)^{-1/2} \exp(\lambda n / \ln n).$$

Тогда

$$A_n = \sum_1^n a_i \sim \lambda^{-1} (\ln n)^{1/2} \exp(\lambda n / \ln n),$$

$$\frac{A_n}{a_n} \sim \lambda^{-1} \ln n \sim \lambda^{-1} \ln \ln A_n.$$

Известно [8], что при достаточно большом  $\lambda$  п. н.

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sum_1^n a_i \varepsilon_i / (B_n^2 \ln \ln B_n^2)^{1/2} > 0, \quad (19)$$

$$B_n^2 = \sum_1^n a_i^2 \sim (2\lambda)^{-1} \exp(2\lambda n / \ln n),$$

$$B_n^2 \ln \ln B_n^2 \sim (2\lambda)^{-1} \exp(2\lambda n / \ln n) \ln n \sim \frac{\lambda}{2} A_n^2. \quad (20)$$

Соотношения (19), (20) противоречат равенству (1), тем самым теорема 3 доказана.

З а м е ч а н и е. Мурье [9], используя усиленный закон больших чисел в  $R^1$ , доказала, что аналогичное утверждение справедливо и в сепара-

большом банаховом пространстве. Анализ этого доказательства показывает, что оно без существенных изменений переносится на взвешенные суммы Рисса. Поэтому предложение 1 и теоремы 1—3 будут верны для последовательностей независимых одинаково распределенных случайных элементов в сепарабельных банаховых пространствах.

1. Петров В. В. Суммы независимых случайных величин.— М.: Наука, 1972.— 414 с.
2. Гапошкин В. Ф. О суммировании последовательностей независимых случайных величин // Теория вероятностей и ее применения.— 1988.— 33, вып. 1.— С. 68—82.
3. Микош Т., Норвайша Р. Предельные теоремы для методов суммирования независимых случайных величин. I // Лит. мат. сб.— 1987.— 27, № 1.— С. 142—155.
4. Харди Г. Расходящиеся ряды.— М.: Изд-во иностр. лит., 1951.— 504 с.
5. Asmussen S., Kurt Z. Necessary and sufficient conditions for complete convergence in the law of large numbers // Ann. Probab.— 1980.— 8, N 1.— P. 176—182.
6. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения.— М.: Мир, 1984.— 752 с.
7. Амосова Н. Н. Одно неравенство для вероятностей больших отклонений // Теория вероятностей и ее применение.— 1987.— 32, вып. 2.— С. 364—367.
8. Teicher H. On the law of the iterated logarithm // Ann. Probab.— 1974.— 2, N 4.— P. 714—728.
9. Mourier E. Eléments aléatoires dans un espace de Banach // Ann. Inst. Henri Poincaré.— 1953.— 13, N 3.— P. 161—244.

Получено 27.06.90