

Большие уклонения для взвешенных сумм независимых одинаково распределённых величин с функционально заданными весами

И. В. СОБОЛЕВ

Московский государственный университет им. М. В. Ломоносова

А. В. ШКЛЯЕВ

Московский государственный университет им. М. В. Ломоносова

e-mail: ashklyaev@gmail.com

УДК 519.214.8

Ключевые слова: большие уклонения, взвешенные суммы, функциональные предельные теоремы, интегро-локальные теоремы.

Аннотация

Рассматривается взвешенная сумма $S_n = \sum_{j=1}^n a_{j,n} X_{j,n}$ с независимыми одинаково распределёнными шагами $X_{j,n}$, $j \leq n$, где $a_{j,n} = f(j/n)$ для некоторой дважды гладкой функции f . При выполнении условия Крамера для этой схемы получена интегро-локальная предельная теорема для $\mathbf{P}(S_n \in [x, x + \Delta_n])$, $x/n \in [m^-, m^+]$ для некоторых m^-, m^+ и достаточно медленно стремящейся к нулю последовательности Δ_n . Полученный результат включает нормальные, умеренные и большие уклонения. Для процесса $Y_n(t)$, заданного траекторией S_n , рассматриваемого при условии $S_n \in [x, x + \Delta_n]$, доказана условная функциональная предельная теорема о сходимости к броуновскому мосту.

Abstract

I. V. Sobolev, A. V. Shklyaev, Large deviations of weighted sums of independent identically distributed random variables with functionally-defined weights, Fundamentalnaya i prikladnaya matematika, vol. 23 (2020), no. 1, pp. 191–206.

Let $S_n = \sum_{j=1}^n a_{j,n} X_{j,n}$ be a weighted sum with independent, identically distributed steps $X_{j,n}$, $j \leq n$, where $a_{j,n} = f(j/n)$ for some $f \in C^2[0, 1]$. Under Cramer's condition, we prove an integro-local limit theorem for $\mathbf{P}(S_n \in [x, x + \Delta_n])$ as $x/n \in [m^-, m^+]$ for some m^-, m^+ and any sequence Δ_n tending to zero slowly enough. This result covers the whole scope of normal, moderate, and large deviations. For the stochastic process $Y_n(t)$, corresponding to S_0, \dots, S_n , we obtain a conditional functional limit theorem concerning convergence $Y_n(t)$ to the Brownian bridge given the condition $S_n \in [x, x + \Delta_n]$.

1. Введение

Пусть $Y_{1,n}, \dots, Y_{n,n}$ — случайные величины с нерешётчатым распределением, образующие схему серий. В [2] получена интегро-локальная теорема для случайных величин

$$S_n = \sum_{j=1}^n Y_{j,n},$$

включающая в себя нормальные, умеренные и большие уклонения. В данной работе рассматривается частный случай, когда $Y_{j,n} = a_{j,n}X_{j,n}$, где $a_{j,n}$ — числовые коэффициенты, являющиеся значениями некоторой функции $f(x)$ в узловых точках $x_{j,n} = j/n$, а $X_{j,n}$ — одинаково распределённые случайные величины с нерешётчатым распределением, образующие схему серий. Интегральная теорема о больших уклонениях в рассматриваемом случае была получена в [5]. В описанном случае удастся получить более компактную форму интегро-локальной теоремы.

Мы предполагаем выполнение для $X_{j,n}$ условия Крамера: $\mathbf{E}X_{1,1}^2 e^{hX_{1,1}}$ конечно при $h \in [H^-, H^+]$ для некоторых $H^- \leq 0 \leq H^+$. В работе найдена асимптотика вероятностей больших уклонений

$$\mathbf{P}(S_n \in [x, x + \Delta_n]) \sim \frac{\Delta_n C(h_{x/n})}{\sqrt{2\pi n} B(h_{x/n})} \exp \left\{ -h_{x/n} x + n \int_0^1 \ln R(h_{x/n} f(y)) dy \right\}$$

при $n \rightarrow \infty$ и всех Δ_n , достаточно медленно стремящихся к 0, причём эквивалентность равномерна по $x \in [m_n^-, m_n^+]$, где $h_{x/n}$, R , C , B — некоторые функции, определённые в (4), (1), (8) и (9) соответственно, а m_n^- и m_n^+ определены в (2). Для соответствующего процесса

$$Y_n(t) = \frac{S_{[nt]} - nM(h_{x/n}, t)}{\sqrt{n}B(h_{x/n}, 1)}$$

доказана условная функциональная предельная теорема о сходимости $Y_n(t)$ при условии $S_n \in [x, x + \Delta_n)$ к гауссовскому процессу, получаемому из броуновского моста заменой времени, где $B(h, t)$ и $M(h, t)$ определены в (11).

Работа имеет следующую структуру: в разделе 2 приведены вспомогательные утверждения, в разделе 3 сформулирована и доказана теорема об асимптотике вероятностей больших уклонений для последовательности $Y_{j,n} = a_{j,n}X_{j,n}$, в разделе 4 получена асимптотика больших уклонений в случае $a_{j,n} = f(j/n)$, в разделе 5 доказана условная функциональная предельная теорема.

2. Интегро-локальная теорема для больших уклонений сумм разнораспределённых случайных величин, образующих схему серий

Рассмотрим $Y_{1,n}, \dots, Y_{n,n}$ — случайные величины с нерешётчатым распределением, образующие схему серий, $\mathbf{E}Y_{j,n} = 0$. Введём некоторые обозначения:

$$S_n = \sum_{j=1}^n Y_{j,n}, \quad \sigma_{j,n}^2 = \mathbf{D}Y_{j,n}, \quad B_n^2 = \sum_{j=1}^n \sigma_{j,n}^2.$$

Будем предполагать, что выполнено правостороннее условие Крамера.

(А) При некоторых $h^- < 0 < h^+$ выполнено

$$\mathbf{E}Y_{j,n}^2 e^{hY_{j,n}} < \infty \quad \text{при } h \in [h^-, h^+].$$

Положим

$$\begin{aligned} R_{j,n}(h) &:= \mathbf{E}e^{hY_{j,n}}, \quad R_n(h) = \prod_{j=1}^n R_{j,n}(h), \\ m_{j,n}(h) &= (\ln R_{j,n}(h))', \quad m_n(h) = \sum_{j=1}^n m_{j,n}(h), \\ m_n^- &= \lim_{h \rightarrow h^- + 0} m_n(h), \quad m_n^+ = \lim_{h \rightarrow h^+ - 0} m_n(h), \\ \sigma_{j,n}^2(h) &= (m_{j,n}(h))', \quad B_n^2(h) = \sum_{j=1}^n \sigma_{j,n}^2(h). \end{aligned}$$

Стоит отметить, что функция $m_n(h)$ строго возрастает на $[h^-, h^+]$ в пределах от m_n^- до m_n^+ , $B_n^2(h)$ строго положительна.

Пусть $h_n = h_n(x)$ — решение уравнения $m_n(h) = x$. Существование и единственность h_n при $x \in [m_n^-, m_n^+]$ вытекают из строгой монотонности функции $m_n(h)$.

Рассмотрим преобразование Крамера для случайной величины $Y_{j,n}$ с параметром h :

$$\mathbf{P}(Y_{j,n}^{(h)} \in dx) = \frac{e^{hx} \mathbf{P}(Y_{j,n} \in dx)}{R_{j,n}(h)}, \quad \mathbf{P}(S_n^{(h)} \in dx) = \frac{e^{hx} \mathbf{P}(S_n \in dx)}{R(h)},$$

соответствующие величины назовём сопряжёнными с параметром h .

Потребуем выполнение следующих условий.

(В) Существуют $0 < c_1 < c_2 < \infty$, такие что при всех n и $h \in [h^-, h^+]$

$$c_1 \leq \bar{\sigma}_n(h) \leq c_2, \quad \bar{\sigma}_n^2(h) = \max_{j \leq n} \sigma_{j,n}^2(h).$$

(C) Последовательность $B_n(h)$ стремится к бесконечности при $n \rightarrow \infty$ и всех $h \in [h^-, h^+]$.

(D) Последовательность $\{(Y_{j,n}^{(h)} - \mathbf{E}Y_{j,n}^{(h)})^2 \sigma_{j,n}^{-2}(h)\}$ равномерно интегрируема при всех $h \in [h^-, h^+]$: существует такая функция $b(N) \downarrow 0$, $N \uparrow \infty$, что

$$\max_{j \leq n} \mathbf{E} \left(\left(\frac{Y_{j,n}^{(h)} - m_{j,n}(h)}{\sigma_{j,n}(h)} \right)^2 ; \frac{|Y_{j,n}^{(h)}|}{\sigma_{j,n}(h)} > N \right) \leq b(N).$$

При заданных $\varepsilon > 0$ и $N > 0$ положим

$$q_{j,n}^{(h)}(\varepsilon, N) := \sup_{\varepsilon < |t| < N} |\varphi_{j,n}^{(h)}(t)|, \quad \varphi_{j,n}^{(h)}(t) := \mathbf{E} e^{itY_{j,n}^{(h)}}.$$

(E) При любых фиксированных $\varepsilon > 0$ и $N > 0$

$$\sup_{h \in [h^-, h^+]} B_n(h) \prod_{j=1}^n q_{j,n}^{(h)}(\varepsilon, N) \rightarrow 0 \quad \text{при } n \rightarrow \infty.$$

Теорема А [2]. Пусть $Y_{1,n}, \dots, Y_{n,n}$ — случайные величины с нерешётчатым распределением, образующие схему серий, $\mathbf{E}Y_{j,n} = 0$, удовлетворяющие условиям (A)–(E). Тогда

$$\mathbf{P}(S_n \in [x, x + \Delta_n]) = \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi B_n(h_n)}} \exp(-xh_n + \ln R_n(h_n))(1 + o(1)), \quad n \rightarrow \infty,$$

при всех Δ_n , достаточно медленно стремящихся к 0, причём остаточный член $o(1)$ равномерен по $x \in [m_n^-, m_n^+]$.

Для удобства введём обозначение

$$\Delta_n[x] := [x, x + \Delta_n].$$

Замечание 1. Пусть h_n — некоторая последовательность, лежащая в $[h^-, h^+]$. Тогда

$$\mathbf{P}(S_n^{(h_n)} \in \Delta_n[x]) = \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi B_n(h_n)}} \exp\left(-\frac{x^2}{2B_n^2(h_n)}\right) (1 + o(1)), \quad n \rightarrow \infty,$$

при всех Δ_n , достаточно медленно стремящихся к 0, причём остаточный член $o(1)$ равномерен по $|x - m_n(h)| < K\sqrt{n}$ для некоторого K . Иначе говоря, асимптотика

$$\mathbf{P}(S_n^{(h)} \in \Delta_n[x]) = \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi B_n(h)}} \exp\left(-\frac{x^2}{2B_n^2(h)}\right) (1 + o(1)), \quad n \rightarrow \infty,$$

равномерна по $h \in [h^-, h^+]$.

Замечание 2. Теорема А в [2] формулируется при выполнении только правостороннего условия Крамера, т. е. при $h \in [0, h^+]$. Приведённая формулировка при $h \in [h^-, 0]$ вытекает отсюда применением результатов [2] к последовательности $\{-Y_{j,n}\}$, $j = 1, \dots, n$.

3. Интегро-локальная теорема для больших уклонений взвешенных сумм независимых одинаково распределённых случайных величин

Предположим, что случайные величины $Y_{j,n}$ имеют вид $a_{j,n}X_{j,n}$, где $a_{j,n}$, $j \leq n$, — заданная последовательность положительных чисел, величины $X_{j,n}$, $j \leq n$, независимы при любом n и имеют одно и то же нерешётчатое распределение при всех j, n . Будем предполагать, что $\mathbf{E}X_{1,1} = 0$, $\mathbf{D}X_{1,1} = \sigma^2 < \infty$.

Пусть выполнены следующие условия.

(A*) $0 < A := \sup_{j,n \in \mathbb{N}} a_{j,n} < \infty$.

(B*) $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^n a_{j,n}^2 = \infty$.

(C*) При некоторых $H^- \leq 0 \leq H^+$ выполнены условия

$$\mathbf{E}X_{1,1}^2 e^{hX_{1,1}} < \infty, \quad h \in [H^-, H^+].$$

Аналогично предыдущему положим

$$R(h) := \mathbf{E}e^{hX_{1,1}} < \infty, \quad m(h) = (\ln(R(h)))', \quad \sigma^2(h) = (m(h))', \quad (1)$$

$$m_n(h) = \sum_{j=1}^n a_{j,n} m(a_{j,n}h), \quad B_n^2(h) = \sum_{j=1}^n a_{j,n}^2 \sigma^2(a_{j,n}h),$$

$$m_n^- = \lim_{h \rightarrow H^-/A} m_n(h), \quad m_n^+ = \lim_{h \rightarrow H^+/A} m_n(h), \quad h_n = h_n(y) : m_n(h_n(y)) = y.$$

Как и прежде h_n существует и единственно при $y \in [m_n^-, m_n^+]$.

Теорема 1. Пусть $X_{j,n}$ — одинаково распределённые случайные величины, образующие схему серий, имеющие нерешётчатое распределение с $\mathbf{E}X_{1,1} = 0$, $\mathbf{D}X_{1,1} = \sigma^2 < \infty$, удовлетворяющие условиям (A*), (B*), (C*). Тогда

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n(x)) = \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi}B_n(h_n)} \exp\left\{-h_n x + \sum_{j=1}^n \ln R(h_n a_{j,n})\right\} (1 + o(1))$$

при $n \rightarrow \infty$ и всех Δ_n , достаточно медленно стремящихся к 0, причём $o(1)$ равномерно по $x \in [m_n^-, m_n^+]$.

Доказательство. Проверим выполнение для $Y_{j,n}$ условий теоремы 1.

В условии (A) в качестве h^- и h^+ возьмём H^-/A и H^+/A соответственно.

Выполнение условий (B) и (C) гарантируется условиями (A*), (B*) ввиду неравенств

$$\max_{j \leq n} \sigma_{j,n}^2(h) = \max_{j \leq n} a_{j,n}^2 \sigma^2(a_{j,n}h) \in \left[A^2 \min_{h \in [H^-, H^+]} \sigma^2(h), A^2 \max_{h \in [H^-, H^+]} \sigma^2(h) \right],$$

$$\sum_{j=1}^n a_{j,n}^2 \sigma^2(a_{j,n}h) \geq \min_{h \in [H^-, H^+]} \sigma^2(h) \sum_{j=1}^n a_{j,n}^2$$

и непрерывности положительной функции $\sigma^2(h)$ при $h \in [H^-, H^+]$.

Остаётся показать, что выполнены условия (D) и (E). При всех $h \in [H^-, H^+]$, $j \leq n$, верна оценка

$$\begin{aligned} \mathbf{E} \left(\left(\frac{X_{1,1}^{(a_{j,n}h)} - m(a_{j,n}h)}{\sigma(a_{j,n}h)} \right)^2; \frac{|X_{1,1}^{(a_{j,n}h)}|}{\sigma(a_{j,n}h)} > N \right) &\leq \\ &\leq \max_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \frac{1}{\sigma^2(\tilde{h})} \mathbf{E} \left((X_{1,1}^{(a_{j,n}h)} - m(H^-))^2; X_{1,1}^{(a_{j,n}h)} > N \min_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \sigma(\tilde{h}) \right) + \\ &+ \max_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \frac{1}{\sigma^2(\tilde{h})} \mathbf{E} \left((X_{1,1}^{(a_{j,n}h)} - m(H^+))^2; X_{1,1}^{(a_{j,n}h)} < -N \min_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \sigma(\tilde{h}) \right). \end{aligned}$$

Здесь оба математических ожидания стремятся к 0 при $N \rightarrow \infty$ в силу условия (C*), конечности $m(H^-)$ и $m(H^+)$ и неравенства

$$\begin{aligned} \max_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \frac{1}{\sigma^2(\tilde{h})} \mathbf{E} \left((X_{1,1}^{(a_{j,n}h)})^2; X_{1,1}^{(a_{j,n}h)} > N \min_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \sigma(\tilde{h}) \right) &\leq \\ &\leq \max_{\tilde{h} \in [H^-, H^+]} \frac{1}{\sigma^2(\tilde{h}) R(\tilde{h})} \mathbf{E} \left(X_{1,1}^2 e^{X_{1,1} H^+}; X_{1,1} > N \min_{[H^-, H^+]} \sigma^2(h) \right). \end{aligned}$$

Условие (E) выполняется в силу неравенства $q_{j,n}^{(h)} < q < 1$ [3, гл. 9, теорема 3.1] и неравенства

$$B_n(h) < \sqrt{n} A \max_{h \in [0, H]} \sigma(h). \quad \square$$

Аналогичный результат можно получить в случае, когда $a_{j,n}$ имеют произвольные знаки. Предположим, что вместо (A*), (C*) выполнены следующие условия.

(A**) Пусть $-\infty < a := \inf_{j,n \in \mathbb{N}} a_{j,n} < 0 < \sup_{j,n \in \mathbb{N}} a_{j,n} =: A < \infty$.

(C**) При некоторых $H^- < 0 < H^+$ выполнено

$$\mathbf{E} X_{1,1}^2 e^{h X_{1,1}} < \infty, \quad h \in [H^-, H^+].$$

Определим как прежде величины $R(h)$, $m(h)$, $m_n(h)$, $B_n^2(h)$ и положим

$$m_n^+ = \lim_{h \rightarrow \min(H^+/A, H^-/a)} m_n(h), \quad m_n^- = \lim_{h \rightarrow \max(H^+/a, H^-/A)} m_n(h). \quad (2)$$

Пусть $h_n = h_n(x)$ — единственное решение уравнения $m_n(h) = x$ при $x \in [m_n^-, m_n^+]$.

Теорема 2. Пусть $X_{j,n}$ — одинаково распределённые случайные величины, образующие схему серий, имеющие нерешётчатое распределение с $\mathbf{E} X_{1,1} = 0$, удовлетворяющие условиям (A**), (B*), (C**). Тогда

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x]) = \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi} B_n(h_n)} \exp \left\{ -h_n x + \sum_{j=1}^n \ln R(h_n a_{j,n}) \right\} (1 + o(1))$$

при $n \rightarrow \infty$ и всех Δ_n , стремящихся к нулю достаточно медленно. При этом $o(1)$ равномерно мало по $x \in [m_n^-, m_n^+]$.

Доказательство теоремы 2 аналогично доказательству теоремы 1. Отметим, что если среди $a_{j,n}$ присутствуют нулевые, то теорема А напрямую неприменима, но нетрудно видеть, что исключение нулевых слагаемых не меняет правой части интегро-локальной теоремы.

4. Случай функционально заданных весов

Рассмотрим случай, когда весовые коэффициенты являются значениями заданной функции в узловых точках, т. е.

$$a_{j,n} = f\left(\frac{j}{n}\right), \quad f \in C^2[0, 1], \quad a = \inf_{x \in [0,1]} f(x), \quad A = \sup_{x \in [0,1]} f(x). \quad (3)$$

Заметим, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{m_n(h)}{n} = \int_0^1 f(y)m(hf(y)) dy.$$

Положим

$$m^- = \lim_{h \rightarrow \max(H^+/a, H^-, a)} \int_0^1 f(y)m(hf(y)) dy,$$

$$m^+ = \lim_{h \rightarrow \min(H^+/A, H^-, /a)} \int_0^1 f(y)m(hf(y)) dy.$$

Пусть $h_{x/n}$ — решение интегрального уравнения

$$\int_0^1 f(y)m(hf(y)) dy = \frac{x}{n}, \quad (4)$$

которое существует и единственно в силу монотонности функции в левой части.

Теорема 3. Пусть $X_{j,n}$ — одинаково распределённые случайные величины, образующие схему серий, имеющие нерешётчатое распределение с $\mathbf{E}X_{1,1} = 0$, удовлетворяющие условию (С**), $a_{j,n}$ заданы соотношением (3). Тогда

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x]) \sim \frac{\Delta_n C(h_{x/n})}{\sqrt{2\pi n} B(h_{x/n})} \exp\left\{-h_{x/n}x + n \int_0^1 \ln R(h_{x/n}f(x)) dx\right\}$$

при $n \rightarrow \infty$ и всех Δ_n , стремящихся к 0 достаточно медленно, причём эквивалентность равномерна по $x/n \in [m^-, m^+]$, а $C(h)$ и $B(h)$ определены в (8) и (9) соответственно.

Замечание 3. Если функция $f(x)$ имеет разрывы первого рода в точках x_1, \dots, x_m и принадлежит классу дважды гладких на интервалах непрерывности, а вторая производная в крайних точках интервалов имеет односторонние пределы, то множитель $C(h)$ имеет вид

$$\sqrt{\prod_{j=0}^n \frac{R(hf(x_{j+1} - 0))}{R(hf(x_j + 0))}},$$

где $x_0 = 0, x_{m+1} = 1$.

Доказательство. Заметим, что в силу непрерывности f условия (A**), (B*) выполнены и к последовательности применима теорема 2:

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x]) \sim \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi B_n(h_n(x))}} \exp\left\{-h_n(x)x + \sum_{j=1}^n \ln R(h_n(x)a_{j,n})\right\}.$$

Используя разложение некоторой дважды гладкой функции $g(x)$ в ряд Тейлора, получаем равенство

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n f\left(\frac{j}{n}\right) = \int_0^1 f(x) dx + \frac{f(1) - f(0)}{2n} + O\left(\frac{1}{n^2}\right), \quad n \rightarrow \infty. \quad (5)$$

Рассмотрим уравнение

$$\int_0^1 f(x)m(hf(x)) dx + \frac{f(1)m(hf(1)) - f(0)m(hf(0))}{2n} = \frac{x}{n},$$

единственное решение которого обозначим \mathring{h} . Положим

$$F(h) := \int_0^1 f(x)m(hf(x)) dx - \frac{x}{n}.$$

Рассмотрим функцию F в точке \mathring{h} :

$$F(\mathring{h}) = \frac{f(0)m(\mathring{h}f(0)) - f(1)m(\mathring{h}f(1))}{2n} =: \frac{v}{n}.$$

Воспользуемся разложением в ряд Тейлора функции F^{-1} и получим, что

$$\mathring{h} = F^{-1}\left(\frac{v}{n}\right) = F^{-1}(0) + \frac{v}{n}(F^{-1})'(0) + \frac{1}{2} \frac{v^2}{n^2}(F^{-1})''\left(\frac{\tilde{v}}{n}\right)$$

для некоторого $\tilde{v} \in (0, v)$. Отсюда имеем

$$\mathring{h} = h_{x/n} + \frac{D}{n} + O\left(\frac{1}{n^2}\right), \quad (6)$$

где

$$D = \frac{f(0)m(\mathring{h}f(0)) - f(1)m(\mathring{h}f(1))}{2F'(h_{x/n})}.$$

Величина $O(1/n^2)$ в (6) равномерно мала по $x/n \in [m^-, m^+]$, так как v ограничено, а

$$(F^{-1})''\left(\frac{\tilde{v}}{n}\right) = -\frac{F''(h')}{(F')^3(h')}$$

при некотором $h' \in [h_{x/n}, \mathring{h}]$. Проведя аналогичные рассуждения, получаем

$$h_n = \mathring{h} + O\left(\frac{1}{n^2}\right) = h_{x/n} + \frac{D}{n} + O\left(\frac{1}{n^2}\right), \quad (7)$$

где величина $O(1/n^2)$ равномерно мала по $x/n \in [m^-, m^+]$. Пользуясь разложением функции $\ln R(h)$ в ряд Тейлора в точке $h_{x/n}$ и соотношениями (5), (7), получаем

$$\begin{aligned} \exp\{-h_n(x)x\} &\sim \exp\left\{-h_{x/n}x - \frac{Dx}{n}\right\}, \\ \exp\left\{\sum_{j=1}^n \ln R\left(h_n(x)f\left(\frac{j}{n}\right)\right)\right\} &\sim \\ &\sim \exp\left\{n \int_0^1 \ln R(h_{x/n}f(s)) ds + \frac{Dx}{n}\right\} \sqrt{\frac{R(h_{x/n}f(1))}{R(h_{x/n}f(0))}}. \end{aligned}$$

Таким образом, полагая

$$C(h) := \sqrt{\frac{R(hf(1))}{R(hf(0))}}, \quad (8)$$

имеем

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x]) \sim \frac{\Delta_n C(h_{x/n})}{\sqrt{2\pi n} B_n(h_{x/n})} \exp\left\{-h_{x/n}x + n \int_0^1 \ln R(h_{x/n}f(y)) dy\right\}.$$

Остаётся заметить, что

$$B_n^2(h) = \sum_{j=1}^n f^2\left(\frac{j}{n}\right) \sigma^2\left(hf\left(\frac{j}{n}\right)\right) \sim n \int_0^1 f^2(s) \sigma^2(hf(s)) ds.$$

Положим

$$B^2(h) := \int_0^1 f^2(s) \sigma^2(hf(s)) ds. \quad (9)$$

Теорема 2 доказана. \square

Замечание 4. В условиях теоремы 3 справедливо соотношение

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x+z]) \sim \mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x]) \exp \left\{ -h_{x/n}z - \frac{z^2}{2nB^2(h_{x/n})} \right\},$$

где $h_{x/n}$ — решение уравнения (4). Асимптотика равномерна по $x/n \in [m^-, m^+]$ и $|z| < b_n$, где $b_n = O(\sqrt{n})$.

Доказательство. С помощью соотношения

$$F(h_{(x+z)/n}) = \int_0^1 f(y)m(h_{(x+z)/n}f(y)) dy - \frac{x}{n} = \frac{z}{n} \quad (10)$$

выразим $h_{(x+z)/n}$ через $h_{x/n}$:

$$\begin{aligned} h_{(x+z)/n} &= h_{x/n} + (F^{-1})'(0)\frac{z}{n} + O\left(\frac{1}{n}\right) = h_{x/n} + B_n(h_{x/n})^{-2}\frac{z}{n} + O\left(\frac{1}{n}\right), \\ \int_0^1 \ln R(h_{(x+z)/n}f(s)) ds &= \int_0^1 \ln R(h_{x/n}f(s)) ds + (h_{(x+z)/n} - h_{x/n}) \times \\ &\times \int_0^1 f(s)m(h_{x/n}f(s)) ds + \frac{(h_{(x+z)/n} - h_{x/n})^2}{2} B^2(h_{x/n}) + O\left(\frac{1}{n^{3/2}}\right), \end{aligned}$$

где $(F^{-1})'(0) = 1/F'(h_{x/n}) = B^{-2}(h_{x/n})$. В силу определения $h_{x/n}$

$$(h_{(x+z)/n} - h_{x/n}) \int_0^1 f(s)m(h_{x/n}f(s)) ds = (h_{(x+z)/n} - h_{x/n}) \frac{x}{n}.$$

Тогда

$$\begin{aligned} h_{(x+z)/n}(x+z) - n \int_0^1 \ln R(h_{(x+z)/n}f(s)) ds &= \\ &= h_{x/n}(x+z) + (h_{(x+z)/n} - h_{x/n})\frac{z}{n} - \\ &- \int_0^1 \ln R(h_{x/n}f(s)) ds - \frac{(h_{(x+z)/n} - h_{x/n})^2}{2} B^2(h_{x/n}) + O\left(\frac{1}{n^{3/2}}\right). \end{aligned}$$

Применяя к $\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x+z])$ теорему 3 и используя непрерывность функций $B(h)$ и $C(h)$ по h , имеем требуемое утверждение. \square

5. Функциональная предельная теорема

Рассмотрим $D[0, 1]$ — пространство непрерывных справа функций на отрезке $[0, 1]$ с топологией Скорохода. Определим для $x \in D[0, 1]$ и $\delta > 0$

$$\omega_x(\delta) = \sup_{0 \leq t \leq 1-\delta} \sup_{t, s \in [t, t+\delta]} \{|x(s) - x(t)|\}.$$

Нам понадобится следующая теорема.

Теорема В [1, гл. 3, теорема 15.5]. Пусть \mathbf{P} , $\{\mathbf{P}_n\}$ — вероятностные меры на пространстве $D[0, 1]$. Предположим, что

1) при каждом положительном η существует a , такое что

$$\mathbf{P}_n(x: |x(0)| > a) \leq \eta, \quad n \geq 1;$$

2) при любых положительных ε и η существуют $0 \leq \delta \leq 1$ и n_0 , такие что

$$\mathbf{P}_n(x: \omega_x(\delta) \geq \varepsilon) \leq \eta, \quad n \geq n_0.$$

Тогда последовательность $\{\mathbf{P}_n\}$ плотна, и если \mathbf{P} — слабый предел подпоследовательности $\{\mathbf{P}_{n'}\}$, то \mathbf{P} сосредоточена на множестве процессов с непрерывными траекториями.

Пусть $X_{1,n}, \dots, X_{n,n}$ — одинаково распределённые случайные величины, образующие схему серий, удовлетворяющие условию (С**), функция $f \in C^2[0, 1]$ имеет минимум a и максимум A . Обозначим значения в узловых точках $a_{j,n} = f(j/n)$. Положим

$$M(h, t) = \int_0^t f(s)m(hf(s)) ds, \quad B^2(h, t) = \int_0^t f^2(s)\sigma^2(hf(s)) ds. \quad (11)$$

Рассмотрим случайный процесс

$$Y_n(t) = \frac{S_{[nt]} - nM(h_\theta, t)}{\sqrt{nB(h_\theta, 1)}},$$

где S_n определяется как и прежде, и положим

$$F(h, t) = \frac{\int_0^t (f(x)\sigma(hf(x)))^2 dx}{\int_0^1 (f(x)\sigma(hf(x)))^2 dx}.$$

Теорема 4. Пусть $X_{i,j}$ удовлетворяют условию (С**). Тогда

$$\mathbf{P}(Y_n \in \cdot | S_n \in \Delta_n[\theta n]) \rightarrow \mathbf{P}_{W_F^0}(\cdot), \quad n \rightarrow \infty, \quad (12)$$

при Δ_n , достаточно медленно стремящихся к нулю, причём сходимость в (12) равномерна по $\theta \in [m^-, m^+]$. Здесь $\mathbf{P}_{W_F^0}$ — мера, заданная на $D[0, 1]$ процессом $W_{F(h_\theta, t)}^0$, W_t^0 — броуновский мост.

Доказательство теоремы 4 проводится в два этапа: в лемме 2 доказывается сходимость конечномерных распределений, в лемме 3 — плотность мер. Лемма 1 является вспомогательной. Из этих лемм согласно теореме Прохорова [1, гл. 1, теорема 6.1] следует слабая сходимость.

Лемма 1. *Распределение величины $(S_n^{(h)} - m_n(h))/B_n(h)$ слабо сходится к стандартному нормальному распределению равномерно по $h \in [H^-, H^+]$.*

Доказательство. Рассмотрим вероятность попадания величины $(S_n^{(h)} - m_n(h))/B_n(h)$ в отрезок $[a, b]$:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\left(\frac{S_n^{(h)} - m_n(h)}{B_n(h)} \in [a, b]\right) &= \\ &= \sum_{k=0}^{[(b-a)B_n(h)/\Delta_n]-1} \mathbf{P}\left(\frac{S_n^{(h)} - m_n(h)}{B_n(h)} \in \Delta_n[a + k\Delta_n]\right) + o\left(\frac{\Delta_n}{B_n(h)}\right) = \\ &= (1 + o(1)) \sum_{k=0}^{[(b-a)B_n(h)/\Delta_n]-1} \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi}B_n(h)} \times \\ &\times \exp\left\{-\frac{(m_n(h) + aB_n(h) + k\Delta_n - m_n(h))^2}{2B_n^2(h)}\right\} = \\ &= (1 + o(1)) \sum_{k=0}^{[(b-a)B_n(h)/\Delta_n]-1} \frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi}B_n(h)} \exp\left\{-\frac{(a + (k\Delta_n)/B_n(h))^2}{2}\right\} = \\ &= \Phi(b) - \Phi(a) + o(1). \end{aligned}$$

Здесь асимптотика равномерна по $h \in [H^-, H^+]$ согласно замечанию 1 к теореме А. \square

Лемма 2. *Пусть $t_1, \dots, t_k \in [0, 1]$. Тогда*

$$\mathbf{P}(Y_n(t_j) \in A_j, j = 1, \dots, k \mid S_n \in \Delta_n[x]) \rightarrow \mathbf{P}(W_{F(h_\theta, t_j)}^0 \in A_j, j = 1, \dots, k),$$

для произвольных отрезков A_1, \dots, A_k равномерно по $x/n \in [m^-, m^+]$.

Доказательство. Для краткости положим $M_t = M(h_{x/n}, t)$, $B_t^2 = B^2(h_{x/n}, t)$, $F(t_j) = F(h_{x/n}, t_j)$. Рассмотрим вероятность

$$\mathbf{P}(Y_n(t_j) \in A_j, j = 1, \dots, k \mid S_n \in \Delta_n[x]) \quad (13)$$

и положим

$$G := \{Y_n(t_j) \in A_j, j = 1, \dots, k - 1\}.$$

Представим вероятность (13) в интегральном виде:

$$\mathbf{P}(S_n \in \Delta_n[x])^{-1} \int_{A_k} \mathbf{P}\left(G, \frac{S_{[nt_k]} - nM_{t_k}}{\sqrt{n}B_1} \in dx_k\right) \times \\ \times \mathbf{P}\left(\sum_{j=[nt_k]+1}^n a_{j,n}X_{j,n} \in \Delta_n[x - x_k B_1 \sqrt{n} - nM_{t_k}]\right). \quad (14)$$

По замечанию 4 последний множитель (14) представим в виде

$$\frac{\Delta_n}{\sqrt{2\pi n(B_1^2 - B_{t_k}^2)}} \exp\left(h(x - nM_{t_k}) - n \int_{t_k}^1 \ln R(hf(s)) ds\right) e^{hx_k B_1 \sqrt{n}} e^{-h^2 x_k^2 B_1^2 / B_{t_k}^2}, \quad (15)$$

где h — решение уравнения

$$\int_{t_k}^1 f(s)m(f(s)h) ds = \frac{x}{n} - M_{t_k}. \quad (16)$$

Нетрудно видеть, что $h_{x/n}$ по определению является решением этого уравнения.

Пусть

$$G^{(h)} := \left\{ Y_n^{(h)}(t_j) \in A_j, j = 1, \dots, k-1 \right\}.$$

Тогда выражение (14) переписывается в виде

$$\int_{A_k} \mathbf{P}(G^{(h_{x/n})}, Y_n^{(h_{x/n})}(t_k) \in dx_k) \frac{B_1}{\sqrt{B_1^2 - B_{t_k}^2}} \exp\left\{-\frac{x_k^2 B_1^2}{2(B_1^2 - B_{t_k}^2)}\right\}. \quad (17)$$

Заметим, что

$$Y_n^{(h_n(x))}(t_j) - Y_n^{(h_n(x))}(t_{j-1}) = \\ = \frac{\sum_{i=[nt_{j-1}]+1}^{[nt_j]} (a_{i,n}X_{i,n}^{(a_{i,n}h_n(x))} - a_{i,n}m(a_{i,n}h_n(x)))}{B_n(h_n(x))} \frac{B_n(h_n(x))}{\sqrt{n}B(h_\theta, 1)} + r_n, \quad (18)$$

где

$$r_n = \frac{\sum_{i=[nt_{j-1}]+1}^{[nt_j]} a_{i,n}m(a_{i,n}h_n(x)) - n \int_{t_{j-1}}^{t_j} f(s)m(hf(s)) ds}{\sqrt{n}B(h_\theta, 1)}.$$

Первое слагаемое (18) сходится по распределению к величине $\mathcal{N}(0, F(t_j) - F(t_{j-1}))$ равномерно по $x/n \in [m^-, m^+]$ в силу леммы 1, а второе — к нулю. Таким образом, вектор

$$(Y_n^{(h_n(x))}(t_j) - Y_n^{(h_n(x))}(t_{j-1}), j \leq k),$$

а следовательно и вектор

$$(Y_n^{(h_{x/n})}(t_j) - Y_n^{(h_{x/n})}(t_{j-1}), j \leq k),$$

сходится по распределению к вектору из независимых величин $\mathcal{N}(0, F(t_j) - F(t_{j-1}))$. Следовательно, интеграл (17) сходится к

$$\int_{A_1} \cdots \int_{A_k} \frac{\exp\left(-\frac{x_1^2}{2F(t_1)} - \cdots - \frac{(x_k - x_{k-1})^2}{2(F(t_k) - F(t_{k-1}))} - \frac{x_k^2}{2(1 - F(t_k))}\right) dx_1 \cdots dx_k}{(2\pi)^{k/2} \sqrt{F(t_1)(F(t_2) - F(t_1)) \cdots (F(t_k) - F(t_{k-1}))(1 - F(t_k))}}$$

как интеграл от непрерывной и ограниченной на $A_1 \times \cdots \times A_k$ функции. Здесь мы воспользовались тем, что $P(W_{F(t_j)}^0 \in \partial A_j, j = 1, \dots, k) = 0$. Лемма 2 доказана. \square

Лемма 3. Последовательность мер $\mathbf{P}(Y_n \in (\cdot) \mid S_n \in \Delta_n[\theta n])$ плотна.

Доказательство. Для удобства введём множества

$$C_1 = \left\{t, s \in \left[\frac{1}{2} - \delta, 1\right] : |t - s| < \delta\right\}, \quad C_2 = \left\{t, s \in \left[0, \frac{1}{2} + \delta\right] : |t - s| < \delta\right\}.$$

Рассмотрим вероятность

$$\mathbf{P}\left(\sup_{|t-s|<\delta} |Y_n(s) - Y_n(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2} \mid S_n \in \Delta_n[\theta n]\right) \quad (19)$$

и оценим её сверху суммой вероятностей

$$\begin{aligned} & \mathbf{P}\left(\sup_{s,t \in C_1} |Y_n(s) - Y_n(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2} \mid S_n \in \Delta_n[\theta n]\right) + \\ & + \mathbf{P}\left(\sup_{s,t \in C_2} |Y_n(s) - Y_n(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2} \mid S_n \in \Delta_n[\theta n]\right). \quad (20) \end{aligned}$$

Разобьём первую вероятность в (20) на две части, соответствующие событиям $|Y_n(1) - Y_n(1/2 - \delta)| > n^{3/5}$ и $|Y_n(1) - Y_n(1/2 - \delta)| \leq n^{3/5}$. Вероятность первой из них стремится к нулю при $n \rightarrow \infty$, поскольку по лемме 2

$$\mathbf{P}\left(\left|Y_n(1) - Y_n\left(\frac{1}{2} - \delta\right)\right| > n^{3/5} \mid S_n \in \Delta_n[\theta n]\right) \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Для оценки вероятности второй части используем оценку

$$\begin{aligned} & \int_{-n^{3/5}}^{n^{3/5}} \mathbf{P}\left(\sup_{s,t \in C_1} |Y_n(s) - Y_n(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2}, Y_n(1) - Y_n\left(\frac{1}{2} - \delta\right) \in dy, S_n \in \Delta_n[\theta n]\right) \leq \\ & \leq \int_{-n^{3/5}}^{n^{3/5}} \mathbf{P}\left(\sup_{s,t \in C_1} |Y_n(s) - Y_n(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2}, Y_n(1) - Y_n\left(\frac{1}{2} - \delta\right) \in dy\right) \times \\ & \times \mathbf{P}(S_{[n(1/2-\delta)]} \in \Delta_n[\theta n - B_1 y - (M_1 - M_{1/2-\delta})]). \end{aligned}$$

По замечанию 4 и теореме 3 полученное выражение не превосходит

$$\frac{B_1}{B_{1/2-\delta}} \int_{-n^{3/5}}^{n^{3/5}} \mathbf{P} \left(\sup_{s,t \in C_1} |Y_n(s) - Y_n(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2}, Y_n(1) - Y_n\left(\frac{1}{2} - \delta\right) \in dy \right) \times \\ \times \exp \left\{ h_\theta y B_1 + h_\theta (M_1 - M_{1/2-\delta}) - \frac{y^2 B_1^2}{2B_{1/2-\delta}^2} - n \int_{1/2-\delta}^1 \ln R(h_\theta f(s)) ds \right\}.$$

Следовательно, первое слагаемое (20) не превосходит

$$\frac{B_1}{B_{1/2-\delta}} \mathbf{P} \left(\sup_{|t-s| < \delta} |Y_n^{(h_\theta)}(s) - Y_n^{(h_\theta)}(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2}, \left| Y_n^{(h_\theta)}(1) - Y_n^{(h_\theta)}\left(\frac{1}{2} - \delta\right) \right| \leq n^{3/5} \right).$$

Случай $t + \delta \leq 1/2$ рассматривается аналогично с использованием $Y_n(1/2 + \delta)$ вместо $Y_n(1) - Y_n(1/2 - \delta)$. В этом случае вместо множителя $B_1/B_{1/2-\delta}$ возникнет $B_1/(B_1^2 - B_{1/2+\delta}^2)^{1/2}$. Возьмём максимум из этих двух величин и ограничим сверху константой L .

Положим $t_i = i\delta, i = 1, \dots, r - 1$ для $r = [1/\delta], t_0 = 0, t_r = 1$. По следствию из теоремы 8.3 из [1] имеем следующую оценку:

$$\mathbf{P} \left(\sup_{|t-s| < \delta} |Y_n^{(h_\theta)}(s) - Y_n^{(h_\theta)}(t)| \geq \frac{\varepsilon}{2} \right) \leq \\ \leq \sum_{i=1}^r \mathbf{P} \left(\sup_{t_{i-1} \leq s \leq t_i} |Y_n^{(h_\theta)}(s) - Y_n^{(h_\theta)}(t_{i-1})| \geq \frac{\varepsilon}{6} \right).$$

Введём обозначение

$$\tilde{X}_{j,n}^{(a_{j,n}h_\theta)} = a_{j,n} X_{j,n}^{(a_{j,n}h_\theta)} - a_{j,n} m(a_{j,n}h_\theta), \quad \tilde{X}_{0,0}^{(a_{j,n}h_\theta)} = 0.$$

Каждое слагаемое в сумме оценим сверху суммой вероятностей:

$$\mathbf{P} \left(\sup_{t_{i-1} \leq s \leq t_i} \left| \sum_{j=[nt_{i-1}]+1}^{[ns]} \tilde{X}_{j,n}^{(a_{j,n}h_\theta)} \right| \geq \frac{\varepsilon \sqrt{n} B(h_\theta, 1)}{12} \right) + \\ + I \left(\sup_{t_{i-1} \leq s \leq t_i} \left| n \int_{t_{i-1}}^s f(x) m(h_\theta f(x)) dx - \sum_{j=[nt_{i-1}]+1}^{[ns]} a_{j,n} m(a_{j,n}h_\theta) \right| \geq \right. \\ \left. \geq \frac{\varepsilon \sqrt{n} B(h_\theta, 1)}{12} \right),$$

где $I(A)$ — индикатор события A . Рассмотрим величину под знаком супремума в индикаторе и оценим её сверху величиной $\max_{[0,1]} (f(x) m(h_\theta f(x)))' \delta/2$. Из этой оценки видно, что индикатор при любом $\varepsilon > 0$ и достаточно малом δ равен 0.

Для оценки первого слагаемого воспользуемся неравенством Этемади [4, теорема 22.5]:

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left(\sup_{t_{i-1} \leq s \leq t_i} \left| \sum_{j=[nt_{i-1}]+1}^{[ns]} \tilde{X}_{j,n}^{(a_{j,n}h_\theta)} \right| \geq \frac{\varepsilon \sqrt{n} B(h_\theta, 1)}{12} \right) &\leq \\ &\leq 3 \sup_{t_{i-1} \leq s \leq t_i} \mathbf{P} \left(\left| \sum_{j=[nt_{i-1}]+1}^{[ns]} \tilde{X}_{j,n}^{(a_{j,n}h_\theta)} \right| \geq \frac{\varepsilon \sqrt{n} B(h_\theta, 1)}{36} \right), \end{aligned}$$

где правая часть не превосходит

$$3 \sup_{t_{i-1} \leq s \leq t_i} \mathbf{P} \left(\frac{\left| \sum_{j=[nt_{i-1}]+1}^{[ns]} \tilde{X}_{j,n}^{(a_{j,n}h_\theta)} \right|}{\sqrt{B_{ns}^2(h_\theta) - B_{nt_{i-1}}^2(h_\theta)}} \geq \frac{\varepsilon \sqrt{n} B(h_\theta, 1)}{36 \sqrt{B_{nt_i}^2(h_\theta) - B_{nt_{i-1}}^2(h_\theta)}} \right). \quad (21)$$

По лемме 1 вероятность под знаком супремума эквивалентна

$$2 \left(1 - \Phi \left(\frac{\varepsilon \sqrt{n} B(h_\theta, 1)}{36 \sqrt{n \delta \max_{x \in [0,1]} f^2(x) \sigma^2(h_\theta x)}} \right) \right),$$

что в свою очередь эквивалентно

$$\frac{72 \sqrt{\delta \max_{x \in [0,1]} f^2(x) \sigma^2(h_\theta x)}}{\varepsilon B(h_\theta, 1)} \exp \left\{ - \frac{(\varepsilon B(h_\theta, 1))^2}{2 \cdot 36^2 \delta \max_{x \in [0,1]} f^2(x) \sigma^2(h_\theta x)} \right\}$$

при $\delta \rightarrow 0$. Следовательно, при любых η и ε , достаточно малом δ и достаточно больших n , имеем для вероятности (19) оценку сверху величиной η , что и означает выполнение условия теоремы В. \square

Литература

- [1] Биллингсли П. Сходимость вероятностных мер. — М.: Наука, 1977.
- [2] Боровков А. А. Интегро-локальные и локальные теоремы о нормальных и больших отклонениях сумм разнораспределённых случайных величин в схеме серий // Теория вероятн. и её примен. — 2009. — Т. 54, № 4. — С. 625—644.
- [3] Боровков А. А. Теория вероятностей. — М.: Либроком, 2016.
- [4] Billingsley P. Probability and Measure. — New York: Wiley, 1995.
- [5] Book S. Large deviation probabilities for weighted sums // Ann. Math. Stat. — 1972. — Vol. 43, no. 4. — P. 1221—1234.