

Предельная теорема для последнего момента выхода гауссовского процесса за подвижную границу.

Н.А. Карагодин*

Аннотация

В работе доказывается предельная теорема о сходимости распределения нормированного времени окончательного ухода стационарного гауссовского процесса под медленно растущую границу к двойному экспоненциальному распределению.

Ключевые слова и фразы: время окончательного ухода, нелинейная граница, гауссовский процесс, предельная теорема, двойное экспоненциальное распределение.

1 Введение

1.1 Постановка задачи

Рассмотрим гауссовский стационарный случайный процесс с непрерывными траекториями и его «момент окончательного ухода под подвижную границу», то есть последний момент, когда процесс находится на линии $af(t)$, где t – время, а a – меняющийся параметр. После указанного момента процесс навсегда опускается *под* подвижную границу $af(t)$. Нас интересует асимптотическое распределение момента окончательного ухода, когда параметр a стремится к нулю. В работе доказана предельная теорема о слабой сходимости распределения должным образом центрированного и нормированного момента ухода к двойному экспоненциальному распределению (распределению Гумбеля).

Частный случай этой задачи, для совершенно конкретного процесса, возник в недавних работах [1, 2], посвящённых математическому исследованию одной физической модели (разрыв броуновской цепочки частиц). В работе [3] был изучен момент ухода под линейную границу для широкого семейства процессов. Здесь же мы естественным образом обобщаем результат на достаточно широкий класс границ.

*СПбГУ, Факультет математики и компьютерных наук, 199034, СПб, Университетская наб., 7–9.
email: nikitus20@gmail.com.

Насколько известно автору, постановка задачи с малым трендом является новой, хотя момент окончательного ухода – достаточно популярный объект, но в задачах не физического, а экономического характера. В теории риска изучаются процессы вида

$$R(t) = u + at - Y(t),$$

где $Y(t)$ – гауссовский центрированный процесс с непрерывными траекториями. Компонента at или просто параметр a называется трендом, а стандартное отклонение $Y(t)$ – волатильностью. Естественным прикладным примером является модель баланса страховой компании. В ней u – изначальный баланс, at – накопленный доход, а $Y(t)$ – стохастические расходы к моменту времени t . В такой постановке задачи $\inf\{t : R(t) < 0\}$ (момент разорения) – момент времени, после которого баланс впервые станет отрицательным, а $\max\{t : R(t) \leq 0\}$ (его еще называют моментом восстановления) – это момент, начиная с которого компания всегда будет иметь положительный баланс.

Имеется множество работ, посвящённых моментам выхода процесса с трендом на некоторый уровень. Чтобы получить положительный результат, приходится балансировать между разнообразием видов тренда и обширностью рассматриваемого класса процессов.

Так, например, классический момент разорения хорошо изучен. Результат для локально стационарного гауссовского процесса $Y(t)$ приведён в [13].

В работе [6] изучена асимптотика времени окончательного восстановления модели, то есть асимптотика расстояния между моментом разорения и моментом восстановления при больших u , когда процесс $Y(t)$ обладает стационарными приращениями.

В статье [12] рассмотрен так называемый Парижский момент разорения, то есть первый момент, когда $R(t)$ находится под границей $t = 0$ некоторое заранее фиксированное время, тренд имеет вид at^β , а процесс $Y(t)$ – самоподобный гауссовский.

С другой стороны, в работе [14] изучен момент разорения и момент восстановления для произвольного гладкого тренда, когда процесс $Y(t)$ – стандартное броуновское движение.

Ключевые отличия уже имеющихся работ в том, что в них тренд всегда фиксирован, а рассмотренный процесс, как правило, не стационарен, а обладает стационарными приращениями, см. также [7, 9].

В данной же работе исследована асимптотика распределения момента восстановления для процессов риска с нулевым изначальным балансом при малом отношении тренда к волатильности. Рассматривается широкий класс стационарных процессов $Y(t)$ с ковариационной функцией, обладающей регулярностью гёльдеровского типа в нуле и убывающей на бесконечности быстрее обратного логарифма. В то же время, рассмотрено весьма обширное множество трендов, включающее функции вида at^β и $a \exp\{t^q\}$.

1.2 Основной результат

Пусть $Y(t), t \in \mathbb{R}$, – гауссовский вещественный центрированный стационарный процесс с корреляционной функцией $\rho(t) := \mathbb{E}[Y(t)Y(0)]$. Относительно корреляционной функции сделаем предположения о поведении в нуле (условие Пикандса)

$$\rho(t) = v^2(1 - Q|t|^\alpha + o(|t|^\alpha)) \quad \text{при } t \rightarrow 0, \quad (1)$$

для некоторых $v > 0, Q > 0$ и $\alpha \in (0, 2]$, и на бесконечности (условие Бермана)

$$\rho(t) = o((\ln t)^{-1}) \quad \text{при } t \rightarrow +\infty. \quad (2)$$

Здесь и далее мы пользуемся обозначениями

- $f \prec g$, когда $\exists C > 0 : f < Cg$,
- $f \asymp g$, когда одновременно $f \succ g$ и $f \prec g$,
- $f \sim g$, когда $\lim \frac{f}{g} = 1$.

Напомним, что соотношение (1) возникает в следующей лемме, которая выступает одним из двух основных инструментов в наших вычислениях.

Лемма 1 (лемма Пикандса–Питербарга). Пусть $Y(t), t \in \mathbb{R}$, – гауссовский вещественный центрированный стационарный процесс, удовлетворяющий условиям (1) и

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \rho(t) < 1.$$

Тогда

$$\mathbb{P} \left\{ \max_{s \in [0, t]} Y(s) \geq x \right\} \sim \frac{Q^{1/\alpha} \mathcal{H}_\alpha}{\sqrt{2\pi}} \cdot t \cdot (x/v)^{2/\alpha-1} e^{-x^2/2v^2}$$

для любых таких x и t , что правая часть стремится к нулю и $tx^{2/\alpha} \rightarrow \infty$. Здесь \mathcal{H}_α – константы Пикандса (в частности, $\mathcal{H}_1 = 1, \mathcal{H}_2 = \pi^{-1/2}$).

Первый вариант этой леммы с постоянным t получен Пикандсом [10], а приведённая здесь версия с переменным t (что очень важно для наших целей) принадлежит Питербаргу, см. [11, лекция 9].

Отметим, что условие Бермана (2) появляется в контексте предельных теорем для максимумов гауссовских стационарных последовательностей и процессов, см. [4], а также [5, теорема 3.8.2].

Определим момент окончательного ухода процесса Y под границу, определяемую функцией f , как

$$T = T(\varepsilon) := \max\{t : Y(t) = \varepsilon f(t)\}.$$

Возьмем $\gamma = \gamma(\varepsilon)$ такое, что

$$\gamma^2 = 2 \ln \left[\frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{\varepsilon} \right] + o(1), \quad \text{при } \varepsilon \rightarrow 0. \quad (3)$$

и $\tau_0 = \tau_0(\varepsilon)$, для которого

$$f(\tau_0) = \frac{\gamma + o(1/\gamma)}{\varepsilon_v}.$$

Функция f должна удовлетворять следующим условиям:

- *Асимптотическая монотонность*: $f(x)$ монотонна и дважды дифференцируема с некоторого момента, а также стремится к бесконечности при $x \rightarrow \infty$.

- *Слабое ограничение на скорость роста:* для некоторого $0 < \lambda \leq 1$ выполнено $f''(x)/f'(x) \asymp x^{-\lambda}$.

- *Регулярность:* для некоторых $\rho > 0$ и β выполнено

$$(f^{-1})'(y/\varepsilon) \sim y^\beta (f^{-1})'(1/\varepsilon), \quad \text{при } y \in [(1-\rho)\gamma, (1+\rho)\gamma], \quad (4)$$

а для некоторого $\tilde{\beta}$ верно

$$(f^{-1})'(y/\varepsilon) = o\left(y^{\tilde{\beta}} (f^{-1})'(1/\varepsilon)\right), \quad \text{при } y \in [(1+\rho)\gamma, \infty]. \quad (5)$$

Тогда верна следующая предельная теорема.

Теорема 2 Пусть $Y(t), t \in \mathbb{R}$, – гауссовский вещественный центрированный стационарный процесс, удовлетворяющий условиям (1) и (2), а f – функция, удовлетворяющая трем наложенным выше условиям. Положим $c := \frac{Q^{1/\alpha} \mathcal{H}_\alpha}{\sqrt{2\pi}}$, $\varepsilon_v := \frac{\varepsilon}{v}$. Тогда для любого $r \in \mathbb{R}$ верно

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \mathbb{P} \left\{ \frac{T(\varepsilon) - A_\varepsilon}{B_\varepsilon} \leq r \right\} = \exp(-c \exp(-r)),$$

где нормирующие константы зависят от определенных выше γ и τ_0 следующим образом

$$A_\varepsilon := \tau_0 + \frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon_v} \left[\left(\frac{2}{\alpha} + \beta - 2 \right) \frac{\ln \gamma}{\gamma} \right] + o\left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon_v \gamma} \right),$$

$$B_\varepsilon := \frac{1 + o(1)}{f'(\tau_0)\varepsilon_v \gamma}.$$

Отметим, что в работе [3] накладываются те же ограничения на процесс $Y(t)$ и идейно приведенное ниже доказательство повторяет рассуждения из [3]. Основную трудность здесь представляет работа с целым классом границ, требующая более детального анализа.

1.3 Доказательство теоремы 2

Линейной заменой переменных $Y(t) = v\tilde{Y}(Q^{1/\alpha}t)$ можно свести задачу к случаю $v = Q = 1$, $\varepsilon_v = \varepsilon$, который и будет рассматриваться в дальнейшем. Зафиксируем $r \in \mathbb{R}$ и положим

$$\tau = \tau(\varepsilon, r) := A_\varepsilon + B_\varepsilon r.$$

Нам понадобится асимптотика γ , определенного в (3). Доказательство приведено в параграфе 1.4.

Лемма 3 Если функция f удовлетворяет слабому ограничению на скорость роста $f''(x)/f'(x) \asymp x^{-\lambda}$, то

$$\gamma \sim \sqrt{\frac{2\lambda}{1-\lambda} \ln(-\ln \varepsilon)}, \quad \text{для } \lambda < 1. \quad (6)$$

$$\gamma \asymp \sqrt{-\ln \varepsilon}, \quad \text{для } \lambda = 1. \quad (7)$$

Замечание 4 При сильном ограничении $f''(x)/f'(x) \sim \nu x^{-\lambda}$ можно найти точный выбор γ

$$\gamma^2 = \frac{2\lambda}{1-\lambda} \ln(-\ln \varepsilon) + \frac{2\lambda}{1-\lambda} \ln(1-\lambda) - \frac{2}{1-\lambda} \ln \nu + o(1).$$

Утверждение теоремы сводится к проверке соотношения

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \mathbb{P} \{T(\varepsilon) \leq \tau\} = \exp(-c \exp(-r)).$$

С этой целью мы покрываем луч $[\tau, \infty)$ системой множеств:

- луч $[\sigma, \infty)$, где $\sigma = A_\varepsilon + B_\varepsilon R$ и $R = R(\varepsilon)$ медленно стремится к бесконечности. Выбор R будет уточнён в конце доказательства, однако отметим, что мы будем накладывать лишь верхние ограничения на скорость роста R .
- длинные отрезки $L_i = [(\ell + s)i, (\ell + s)i + \ell]$, $i \in \mathbb{Z}$, некоторой длины $\ell = \ell(\varepsilon)$,
- более короткие отрезки $S_i = [(\ell + s)i + \ell, (\ell + s)(i + 1)]$, $i \in \mathbb{Z}$, длины $s = s(\varepsilon)$.

Длины отрезков $\ell = \ell(\varepsilon)$, $s = s(\varepsilon)$ должны удовлетворять соотношениям

$$\ln s \succ \gamma^2, \text{ то есть } \ln s \succ -\ln(\varepsilon) \text{ при } \lambda = 1 \text{ и } \ln s \succ \ln(-\ln \varepsilon) \text{ при } \lambda < 1, \quad (8)$$

$$s/\ell \rightarrow 0, \quad (9)$$

$$f(\tau)f'(\tau)\varepsilon^2 \ell \rightarrow 0. \quad (10)$$

Возможность выбора ℓ и s , удовлетворяющих этим условиям, объяснена в параграфе 1.4. При этом R должно стремиться к бесконечности достаточно медленно, чтобы

$$\tau \sim \sigma, \quad f'(\tau) \sim f'(\sigma), \quad f(\tau) \sim f(\sigma). \quad (11)$$

Следующая лемма позволяет оценить некоторые асимптотики, которые понадобятся нам в дальнейшем, к тому же из неё следует, что мы можем взять достаточно медленно растущее R . Доказательство приведено в параграфе 1.4.

Лемма 5 Рассмотрим любую функцию $\tilde{R}(\varepsilon)$ настолько медленно растущую, что $\tilde{R} = o(\ln \gamma)$ и

$$B_\varepsilon \tilde{R} = \frac{\tilde{R}}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma} + o\left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma}\right)$$

Тогда для A_ε и B_ε , определенных в теореме 2, выполнено

$$f(A_\varepsilon + B_\varepsilon \tilde{R})\varepsilon = \gamma + \left(\frac{2}{\alpha} + \beta - 2\right) \frac{\ln \gamma}{\gamma} + \frac{\tilde{R}}{\gamma} + o\left(\frac{1}{\gamma}\right). \quad (12)$$

Из соотношения (12), примененного к $\tilde{R} = r$ и $\tilde{R} = R$ следует, что

$$f(\tau)\varepsilon \sim \gamma, \quad (13)$$

$$(f(\tau)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\tau)\varepsilon)^2/2\} \sim e^{-r-\gamma^2/2}, \quad (14)$$

$$(f(\sigma)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\sigma)\varepsilon)^2/2\} = o\left(e^{-\gamma^2/2}\right). \quad (15)$$

Поэтому

$$f(\tau)f'(\tau)\varepsilon^2 \asymp (f(\tau)\varepsilon)^2\tau^{-\lambda} \sim \gamma^2\tau^{-\lambda}. \quad (16)$$

Перейдем от процесса к последовательности случайных величин при помощи леммы Пикандса-Питербарга. Положим

$$X_i^\varepsilon := \max_{t \in L_i} Y(t); \quad V_i^\varepsilon := \max_{t \in S_i} Y(t).$$

Используя стационарность, по лемме Пикандса-Питербарга имеем асимптотики $\mathbb{P}\{X_i^\varepsilon \geq x\} \sim c \ell x^{2/\alpha-1} \exp(-x^2/2)$ и $\mathbb{P}\{V_i^\varepsilon \geq x\} \sim c s x^{2/\alpha-1} \exp(-x^2/2)$, как только соответствующие правые части стремятся к нулю. Здесь $c = \frac{\mathcal{H}_\alpha}{\sqrt{2\pi}}$.

Определим множества индексов

$$\begin{aligned} I_1 &:= \{i : \begin{matrix} (\ell+s)i+\ell \geq \tau \\ (\ell+s)i < \sigma \end{matrix}\}, \\ I_2 &:= \{i : \begin{matrix} (\ell+s)i \geq \tau \\ (\ell+s)i+\ell < \sigma \end{matrix}\}, \\ I_3 &:= \{i : \begin{matrix} (\ell+s)(i+1) \geq \tau \\ (\ell+s)i+\ell < \sigma \end{matrix}\}, \end{aligned}$$

подобранные так, чтобы выполнялись включения

$$\bigcup_{i \in I_2} L_i \subset [\tau, \sigma] \subset \left(\bigcup_{i \in I_1} L_i \right) \cup \left(\bigcup_{i \in I_3} S_i \right). \quad (17)$$

Определим события, связанные с выходом процесса за границу:

$$\begin{aligned} \mathcal{E}_1 &:= \bigcup_{i \in I_1} \{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\}, \\ \mathcal{E}_2 &:= \bigcup_{i \in I_2} \{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s][i + 1])\varepsilon\}, \\ \mathcal{E}_3 &:= \bigcup_{i \in I_3} \{V_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\}, \\ \mathcal{E}_4 &:= \{\exists t > \sigma : Y(t) \geq \varepsilon f(t)\}. \end{aligned}$$

Из включений (17) и монотонности функции f следуют две оценки.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{T(\varepsilon) > \tau\} &= \mathbb{P}\{\exists t > \tau : Y(t) \geq \varepsilon f(t)\} \leq \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\} + \mathbb{P}\{\mathcal{E}_3\} + \mathbb{P}\{\mathcal{E}_4\}, \\ \mathbb{P}\{T(\varepsilon) > \tau\} &\geq \mathbb{P}\{\mathcal{E}_2\}. \end{aligned}$$

Поэтому нам достаточно доказать, что при $\varepsilon \rightarrow 0$ верно

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\}, \mathbb{P}\{\mathcal{E}_2\} &\rightarrow 1 - \exp(-c \exp(-r)), \\ \mathbb{P}\{\mathcal{E}_3\}, \mathbb{P}\{\mathcal{E}_4\} &\rightarrow 0. \end{aligned}$$

Сначала покажем, что вероятности событий \mathcal{E}_1 и \mathcal{E}_2 отличаются мало, так что будет достаточно найти предел $\mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\}$. Действительно, пусть для определённости индексы

m и n таковы, что $I_1 = [m, n]$. Тогда

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}\{\mathcal{E}_2\} &\leq \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\} = \mathbb{P}\left\{\bigcup_{i=m}^n \{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\}\right\} \\
&\leq \mathbb{P}\{X_m^\varepsilon \geq f([\ell + s]m)\varepsilon\} + \mathbb{P}\{X_{m+1}^\varepsilon \geq f([\ell + s][m + 1])\varepsilon\} \\
&\quad + \mathbb{P}\left\{\bigcup_{i=m+2}^n \{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\}\right\} \\
&\leq 2\mathbb{P}\{X_m^\varepsilon \geq f([\ell + s]m)\varepsilon\} + \mathbb{P}\left\{\bigcup_{j=m+1}^{n-1} \{X_{j+1}^\varepsilon \geq f([\ell + s][j + 1])\varepsilon\}\right\} \\
&\leq 2\mathbb{P}\{X_m^\varepsilon \geq f([\ell + s]m)\varepsilon\} + \mathbb{P}\{\mathcal{E}_2\},
\end{aligned}$$

причём в предпоследнем неравенстве мы воспользовались стационарностью последовательности X_i^ε , следующей из стационарности процесса Y . Для лишнего слагаемого запишем оценку Пикандса–Питербарга

$$\mathbb{P}\{X_m^\varepsilon \geq f([\ell + s]m)\varepsilon\} \leq \mathbb{P}\{X_m^\varepsilon \geq f(\tau - \ell)\varepsilon\} \sim c\ell[f(\tau - \ell)\varepsilon]^{2/\alpha-1} \exp\{-[f(\tau - \ell)\varepsilon]^2/2\}.$$

Воспользуемся оценками (10), (16) и получим, что $\ell/\tau \rightarrow 0$, $\ell f(\tau)f'(\tau)\varepsilon^2 \rightarrow 0$. Поэтому

$$\begin{aligned}
\ell[f(\tau - \ell)\varepsilon]^{2/\alpha-1} \exp\{-[f(\tau - \ell)\varepsilon]^2/2\} &\sim \ell(f(\tau)\varepsilon)^{2/\alpha-1} \exp\{-(f(\tau)\varepsilon)^2/2\} \\
&\sim \ell(f(\tau)\varepsilon)^{-\beta} e^{-r-\gamma^2/2} \rightarrow 0.
\end{aligned}$$

Приходим к выводу, что $\mathbb{P}\{X_m^\varepsilon \geq (\ell + s)m\varepsilon\} \rightarrow 0$, так что разность между $\mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\}$ и $\mathbb{P}\{\mathcal{E}_2\}$ действительно пренебрежимо мала.

В дальнейшем нам многократно понадобится следующая техническая лемма. Её доказательство приведено в п. 1.4.

Лемма 6 *Для любого $\alpha \neq 0$ и любых $\theta(\varepsilon), a(\varepsilon), b(\varepsilon), c(\varepsilon)$ таких, что при $\varepsilon \rightarrow 0$ выполнено $f'(\theta \pm a) \sim f'(\theta)$, $f(\theta)\varepsilon \sim \gamma$, $a = o(\theta)$, $f(\theta)c\varepsilon^2 \rightarrow 0$, $f(\theta)f'(\theta)a\varepsilon^2 \rightarrow 0$, имеет место соотношение*

$$\begin{aligned}
&\sum_{i: ai+b \geq \theta}^{\infty} [f(ai + b)\varepsilon + c\varepsilon]^{2/\alpha-1} \exp\{-[f(ai + b)\varepsilon + c\varepsilon]^2/2\} \\
&\quad \sim \frac{e^{\gamma^2/2}}{a} (f(\theta)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\theta)\varepsilon)^2/2\}.
\end{aligned}$$

Оценим $\mathbb{P}\{\mathcal{E}_3\}$. В силу асимптотики Пикандса–Питербарга

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}\{\mathcal{E}_3\} &\leq \sum_{i \in I_3} \mathbb{P}\{V_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\} \\
&\leq cs \sum_{i: (\ell+s)(i+1) \geq \tau} [f([\ell + s]i)\varepsilon]^{2/\alpha-1} \exp\{-[f([\ell + s]i)\varepsilon]^2/2\} (1 + o(1)).
\end{aligned}$$

Воспользуемся леммой 6 с параметрами $a = \ell + s, b = 0, c = 0, \theta = \tau - \ell - s$. Тогда в силу (9), (10) и (13) имеем $a \sim \ell, \theta \sim \tau, (f(\theta)\varepsilon)^2 = (f(\tau)\varepsilon)^2 + o(1)$. Поэтому лемма 6 вместе с соотношением (14) и условием (9) дает асимптотику

$$\begin{aligned} & \frac{cse^{\gamma^2/2}}{a} (f(\theta)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\theta)\varepsilon)^2/2\} \\ & \sim \frac{cse^{\gamma^2/2}}{\ell} (f(\tau)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\tau)\varepsilon)^2/2\} = o(1). \end{aligned}$$

Оценим $\mathbb{P}\{\mathcal{E}_4\}$ следующим образом

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{\mathcal{E}_4\} & \leq \sum_{j=0}^{\infty} \mathbb{P}\left\{ \max_{t \in [\sigma+j, \sigma+j+1]} Y(t) > f(\sigma+j)\varepsilon \right\} \\ & \leq c \sum_{j=0}^{\infty} [f(\sigma+j)\varepsilon]^{2/\alpha-1} \exp\{-(f(\sigma+j)\varepsilon)^2/2\} (1+o(1)). \end{aligned}$$

Воспользуемся леммой 6 с параметрами $a = 1, b = \sigma, c = 0, \theta = \sigma$. В силу (15) асимптотика суммы равна

$$ce^{\gamma^2/2} (f(\sigma)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\sigma)\varepsilon)^2/2\} = o(1).$$

Естественно, труднее всего доказать нужную сходимость

$$1 - \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\} \rightarrow \exp(-c \exp(-r)), \quad \varepsilon \rightarrow 0. \quad (18)$$

Здесь нашим основным инструментом будет следующее классическое неравенство Слепяна (см. например, [8, §14], [11, лекция 2]).

Лемма 7 Пусть (U_1, \dots, U_n) и (V_1, \dots, V_n) два центрированных гауссовских вектора, причём выполнено $\mathbb{E}U_j^2 = \mathbb{E}V_j^2, 1 \leq j \leq n$, и $\mathbb{E}(U_i U_j) \leq \mathbb{E}(V_i V_j), 1 \leq i, j \leq n$. Любого $r \in \mathbb{R}$ верно

$$\mathbb{P}\left\{ \max_{1 \leq j \leq n} U_j \geq r \right\} \geq \mathbb{P}\left\{ \max_{1 \leq j \leq n} V_j \geq r \right\}.$$

Это неравенство можно записать в чуть более общей форме (см. [11, лекция 2]): в условиях леммы Слепяна для любых неотрицательных r_1, \dots, r_n верно

$$\mathbb{P}\{\exists j : U_j \geq r_j\} \geq \mathbb{P}\{\exists j : V_j \geq r_j\}.$$

Для доказательства этого факта достаточно применить неравенство Слепяна к векторам $(\frac{U_1}{r_1}, \dots, \frac{U_n}{r_n}), (\frac{V_1}{r_1}, \dots, \frac{V_n}{r_n})$ и $r = 1$.

Последнее неравенство очевидным образом распространяется на гауссовские процессы с непрерывными траекториями, заданные на метрическом пространстве (отметим попутно, что стационарные процессы, удовлетворяющие условию (1), заведомо относятся к этому классу). А именно, пусть $\{U(t), t \in T\}$ и $\{V(t), t \in T\}$ – два центрированных гауссовских процесса с непрерывными траекториями, заданных на общем метрическом пространстве T . Пусть $\mathbb{E}U(t)^2 = \mathbb{E}V(t)^2, t \in T$, и $\mathbb{E}(U(t_1)U(t_2)) \leq$

$\mathbb{E}(V(t_1)V(t_2))$, $t_1, t_2 \in T$. Тогда для любых компактных множеств T_1, \dots, T_n в T и для любых неотрицательных r_1, \dots, r_n верно

$$\mathbb{P} \left\{ \bigcup_{j=1}^n \left\{ \max_{t \in T_j} U(t) \geq r_j \right\} \right\} \geq \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{j=1}^n \left\{ \max_{t \in T_j} V(t) \geq r_j \right\} \right\}. \quad (19)$$

Верхняя оценка.

Сравним наш процесс Y с некоторым вспомогательным процессом Z , который определяется следующим образом. Сначала введём в рассмотрение случайный процесс $\tilde{Y}(t)$, $t \in \cup L_i$, состоящий из независимых между собой копий $Y(t)$ на отрезках L_i .

Далее, положим

$$\delta^2 = \delta^2(\varepsilon) := \sup_{t \geq s(\varepsilon)} |\mathbb{E}[Y(t)Y(0)]|.$$

Учитывая условие убывания корреляций (2) и условие (8) выбора s , имеем

$$\delta^2 = o((\ln s)^{-1}) = \begin{cases} o((-\ln \varepsilon)^{-1}), & \text{при } \lambda = 1, \\ o([\ln(-\ln \varepsilon)]^{-1}), & \text{при } \lambda < 1. \end{cases} \quad (20)$$

Пусть ξ – вспомогательная стандартная нормальная случайная величина, независимая с процессом \tilde{Y} . Определим центрированный гауссовский процесс $Z(t)$, $t \in \cup L_i$, равенством

$$Z(t) := \sqrt{1 - \delta^2} \tilde{Y}(t) + \delta \xi.$$

Тогда при всех t имеем равенство дисперсий: $\mathbb{E}Y(t)^2 = \mathbb{E}Z(t)^2 = 1$. Для ковариаций имеем следующие неравенства:

- для t_1 и t_2 из одного отрезка L_i выполнено

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z(t_1)Z(t_2)] &= \mathbb{E} \left[\left(\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{Y}(t_1) + \delta \xi \right) \left(\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{Y}(t_2) + \delta \xi \right) \right] \\ &= (1 - \delta^2) \mathbb{E}[Y(t_1)Y(t_2)] + \delta^2 \geq \mathbb{E}[Y(t_1)Y(t_2)], \end{aligned}$$

где последнее неравенство следует из $\mathbb{E}[Y(t_1)Y(t_2)] \leq \sqrt{\mathbb{E}Y(t_1)^2 \mathbb{E}Y(t_2)^2} = 1$,

- для t_1 и t_2 из разных отрезков L_i и L_j по определению δ и построению отрезков выполнено

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z(t_1)Z(t_2)] &= \mathbb{E} \left[\left(\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{Y}(t_1) + \delta \xi \right) \left(\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{Y}(t_2) + \delta \xi \right) \right] \\ &= \delta^2 \geq \mathbb{E}[Y(t_1)Y(t_2)]. \end{aligned}$$

Положим $\tilde{X}_i^\varepsilon := \max_{t \in L_i} \tilde{Y}(t)$. Применяя неравенство Слепяна (19) к процессам Y и Z , получим

$$\mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\} = \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{i \in I_1} \{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\} \right\} \geq \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{i \in I_1} \{\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{X}_i^\varepsilon + \delta \xi \geq f([\ell + s]i)\varepsilon\} \right\}.$$

Перейдем к дополнительным событиям и для любого $h = h(\varepsilon) > 0$ запишем элементарную оценку,

$$\begin{aligned}
1 - \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\} &= \mathbb{P}\left\{\bigcap_{i \in I_1} \{X_i^\varepsilon \leq f([\ell + s]i)\varepsilon\}\right\} \\
&\leq \mathbb{P}\left\{\bigcap_{i \in I_1} \{\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{X}_i^\varepsilon + \delta\xi \leq f([\ell + s]i)\varepsilon\}\right\} \\
&\leq \mathbb{P}\left\{\bigcap_{i \in I_1} \{\sqrt{1 - \delta^2} \tilde{X}_i^\varepsilon \leq f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon\}\right\} + \mathbb{P}\{\delta\xi \leq -h\varepsilon\} \\
&= \prod_{i \in I_1} \mathbb{P}\left\{X_i^\varepsilon \leq \frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right\} + \mathbb{P}\{\xi \leq -h\varepsilon/\delta\}, \tag{21}
\end{aligned}$$

где последнее равенство выполнено, поскольку \tilde{X}_i^ε – независимые копии X_i^ε . Порог $h = h(\delta, \varepsilon)$ мы выберем так, чтобы

$$h\varepsilon/\delta \rightarrow \infty, \tag{22}$$

$$hf(\tau)\varepsilon^2 \rightarrow 0, \tag{23}$$

что возможно при условии (20).

В силу (22) последнее слагаемое в нашей оценке (21) будет пренебрежимо. Теперь проверим, что произведение стремится к $\exp(-c \exp(-r))$. Беря логарифм и переходя к дополнительным событиям, приходим к необходимости проверить сходимость

$$\sum_{i \in I_1} \mathbb{P}\left\{X_i^\varepsilon \geq \frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right\} \rightarrow c \exp(-r).$$

По лемме Пикандса–Питербарга мы приходим к эквивалентному выражению

$$c\ell \sum_{i \in I_1} \left(\frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right)^{2/\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right)^2 / 2\right).$$

Распишем его в виде разности двух сумм

$$c\ell \sum_{i: (\ell+s)i + \ell \geq \tau} \left(\frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right)^{2/\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right)^2 / 2\right) \tag{24}$$

и

$$c\ell \sum_{i: (\ell+s)i \geq \sigma} \left(\frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right)^{2/\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{f([\ell + s]i)\varepsilon + h\varepsilon}{\sqrt{1 - \delta^2}}\right)^2 / 2\right) \tag{25}$$

Асимптотика первой суммы получается из леммы 6 при помощи замены – положим $\tilde{\varepsilon} = \varepsilon/\sqrt{1 - \delta^2} \sim \varepsilon$ и возьмем параметры $a = \ell + s \sim \ell, b = 0, c = h$ и $\theta = \tau - \ell \sim \tau$. В силу оценок (23), (13), (10) и (20) верно

$$\begin{aligned}
(f(\theta)\tilde{\varepsilon})^2 &= (f(\tau - \ell)\tilde{\varepsilon})^2 = (f(\tau)\tilde{\varepsilon})^2 + o(1) = (f(\tau)\varepsilon)^2/(1 - \delta^2) + o(1) \\
&= (f(\tau)\varepsilon)^2 + O((f(\tau)\varepsilon\delta)^2) + o(1) = (f(\tau)\varepsilon)^2 + o(1).
\end{aligned}$$

С учётом этого и соотношения (14), лемма 6 даёт для (24) асимптотику

$$\begin{aligned} & c\ell \frac{e^{\gamma^2/2}}{a} (f(\theta)\tilde{\varepsilon})^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\theta)\tilde{\varepsilon})^2/2\} \\ \sim & c\ell \frac{e^{\gamma^2/2}}{\ell} (f(\tau)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\tau)\varepsilon)^2/2\} \sim ce^{-r}. \end{aligned}$$

В то же время, лемма 6 с тем же $\tilde{\varepsilon}$ и параметрами $a = \ell + s \sim \ell, b = 0, c = h$ и $\theta = \sigma$ даст асимптотику для (25). Поскольку выполнено $(f(\theta)\tilde{\varepsilon})^2 = (f(\sigma)\varepsilon)^2 + o(1)$ и (15), получим

$$\begin{aligned} & c\ell \frac{e^{\gamma^2/2}}{a} (f(\theta)\tilde{\varepsilon})^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-f(\theta\tilde{\varepsilon})^2/2\} \\ \sim & c\ell \frac{e^{\gamma^2/2}}{\ell} (f(\sigma)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\sigma)\varepsilon)^2/2\} = o(1). \end{aligned}$$

Вычитая полученные соотношения, приходим к искомой верхней оценке для $1 - \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\}$.

Нижняя оценка.

Чтобы оценить $1 - \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\}$ с другой стороны, введём ещё два вспомогательных процесса Y_1, \tilde{Y}_1 и сравним их между собой. Пусть ξ – вспомогательная стандартная нормальная случайная величина, независимая с процессом Y . Положим $Y_1(t) := Y(t) + \delta\xi$, $t \in \cup L_i$. Далее, рассмотрим последовательность независимых стандартных гауссовских случайных величин ξ_i , независимую с процессом $\tilde{Y}(t)$, и положим

$$\tilde{Y}_1(t) := \tilde{Y}(t) + \delta\xi_i, \quad t \in L_i.$$

Тогда при всех t имеем равенство дисперсий: $\mathbb{E} Y_1(t)^2 = \mathbb{E} \tilde{Y}_1(t) = 1 + \delta^2$. Для ковариаций имеем следующие неравенства:

- для t_1 и t_2 из одного длинного отрезка L_i выполнено

$$\mathbb{E} [Y_1(t_1)Y_1(t_2)] = \mathbb{E} [\tilde{Y}_1(t_1)\tilde{Y}_1(t_2)],$$

- для t_1 и t_2 из разных отрезков L_i и L_j выполнено

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [Y_1(t_1)Y_1(t_2)] &= \mathbb{E} [(Y(t_1) + \delta\xi)(Y(t_2) + \delta\xi)] = \mathbb{E} [Y(t_1)Y(t_2)] + \delta^2 \\ &\geq 0 = \mathbb{E} [\tilde{Y}_1(t_1)\tilde{Y}_1(t_2)]. \end{aligned}$$

Порог $h = h(\delta, \varepsilon)$ выберем, как и ранее, удовлетворяющим условиям (22) и (23). Неравенство Слепяна (19) даёт

$$\begin{aligned} & \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{i \in I_1} \{ \tilde{X}_i^\varepsilon + \delta\xi_i \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon \} \right\} = \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{i \in I_1} \{ \max_{t \in L_i} \tilde{Y}_1(t) \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon \} \right\} \\ \geq & \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{i \in I_1} \{ \max_{t \in L_i} Y_1(t) \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon \} \right\} = \mathbb{P} \left\{ \bigcup_{i \in I_1} \{ X_i^\varepsilon + \delta\xi \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon \} \right\}. \end{aligned}$$

Переходя к дополнениям, получим

$$\begin{aligned} & \mathbb{P} \left\{ \bigcap_{i \in I_1} \{X_i^\varepsilon + \delta\xi \leq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\} \right\} \geq \mathbb{P} \left\{ \bigcap_{i \in I_1} \{\tilde{X}_i^\varepsilon + \delta\xi_i \leq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\} \right\} \\ & = \prod_{i \in I_1} \mathbb{P} \left\{ \tilde{X}_i^\varepsilon + \delta\xi_i \leq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon \right\} = \prod_{i \in I_1} \mathbb{P} \{X_i^\varepsilon + \delta\xi \leq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\}. \end{aligned}$$

Далее, применим элементарную оценку

$$\begin{aligned} 1 - \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\} &= \mathbb{P} \left\{ \bigcap_{i \in I_1} \{X_i^\varepsilon \leq f([\ell + s]i)\varepsilon\} \right\} \\ &\geq \mathbb{P} \left\{ \bigcap_{i \in I_1} \{X_i^\varepsilon + \delta\xi \leq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\} \right\} - \mathbb{P}\{\delta\xi \leq -h\varepsilon\} \\ &\geq \prod_{i \in I_1} \mathbb{P} \{X_i^\varepsilon + \delta\xi \leq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\} - \mathbb{P}\{\delta\xi \leq -h\varepsilon\}. \end{aligned}$$

При условии (22), имеем $\mathbb{P}\{\delta\xi \leq -h\varepsilon\} \rightarrow 0$. Остаётся показать, что произведение оценивается снизу величиной $\exp(-c \exp(-r))(1 + o(1))$. Беря логарифм и переходя к дополнительным событиям, приходим к необходимости проверить сходимость

$$\sum_{i \in I_1} \mathbb{P}\{X_i^\varepsilon + \delta\xi \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\} \leq c \exp(-r)(1 + o(1)).$$

Воспользуемся оценкой

$$\begin{aligned} & \sum_{i \in I_1} \mathbb{P}\{X_i^\varepsilon + \delta\xi \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - h\varepsilon\} \\ & \leq \sum_{i \in I_1} [\mathbb{P}\{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - 2h\varepsilon\} + \mathbb{P}\{\delta\xi > h\varepsilon\}] \\ & \leq \sum_{i: (\ell+s)i + \ell \geq \tau} \mathbb{P}\{X_i^\varepsilon \geq f([\ell + s]i)\varepsilon - 2h\varepsilon\} + N_1 \mathbb{P}\{\delta\xi > h\varepsilon\}, \end{aligned} \quad (26)$$

где N_1 обозначает количество элементов множества I_1 и имеет асимптотику

$$N_1 \sim \frac{\sigma - \tau}{\ell + s} = \frac{(R - r)B_\varepsilon}{\ell + s} \sim \frac{R}{f'(\tau)\varepsilon\gamma\ell} \sim \frac{R}{f(\tau)f'(\tau)\varepsilon^2\ell}.$$

Для суммы из (26) по лемме Пикандса–Питербарга мы приходим к эквивалентному выражению

$$c\ell \sum_{i \in I_1} (f([\ell + s]i)\varepsilon - 2h\varepsilon)^{2/\alpha-1} \exp\left(- (f([\ell + s]i)\varepsilon - 2h\varepsilon)^2/2\right). \quad (27)$$

Асимптотика для последней суммы получается из леммы 6 с параметрами $a = \ell + s$, $b = 0$, $c = -2h$, $\theta = \tau - \ell$, причём, как и в верхней оценке, имеем $a \sim \ell$, $\theta \sim \tau$,

$(f(\theta)\varepsilon)^2 = (f(\tau)\varepsilon)^2 + o(1)$. Поэтому лемма 6 вместе с (14) даёт асимптотику

$$\begin{aligned} & \frac{c\ell e^{\gamma^2/2}}{a} (f(\theta)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\theta)\varepsilon)^2/2\} \\ & \sim c e^{\gamma^2/2} (f(\tau)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\tau)\varepsilon)^2/2\} \sim c e^{-r}. \end{aligned}$$

Таким образом, мы нашли асимптотику первого слагаемого из (26)

$$\sum_{i: (\ell+s)i+\ell \geq \tau} \mathbb{P}\{X_i^\varepsilon \geq f([\ell+s]i)\varepsilon - 2h\varepsilon\} = c e^{-r}(1 + o(1)).$$

Осталось оценить последнее слагаемое в (26). Для этого придётся уточнить выбор параметров ℓ и R .

Поскольку $\mathbb{P}(\delta\xi > h\varepsilon) \rightarrow 0$, то мы можем выбрать $\ell = \ell(\varepsilon)$, хотя и удовлетворяющим условию (10), но всё же таким, что

$$\frac{\mathbb{P}(\delta\xi > h\varepsilon)}{\ell f(\tau) f'(\tau) \varepsilon^2} \rightarrow 0.$$

Тогда $R = R(\varepsilon)$ можно выбрать стремящимся к бесконечности настолько медленно, что

$$N_1 \mathbb{P}\{\delta\xi > h\varepsilon\} \sim \frac{R \mathbb{P}(\delta\xi > h\varepsilon)}{\ell f(\tau) f'(\tau) \varepsilon^2} \rightarrow 0.$$

Суммируя оценки для слагаемых в (26), приходим к искомой нижней оценке для $1 - \mathbb{P}\{\mathcal{E}_1\}$.

1.4 Доказательство технических лемм

1.4.1 Доказательство леммы 3

Из слабого ограничения на скорость роста $f''/f' \asymp x^{-\lambda}$ следует

$$\frac{f'(x)x^\lambda}{f(x)} \asymp \frac{f''(x)x^\lambda + \lambda x^{\lambda-1} f'(x)}{f'(x)} \asymp 1.$$

Тогда при $\lambda < 1$ имеем

$$(f^{-1})'(x) = \frac{1}{f'(f^{-1}(x))} \asymp \frac{(f^{-1}(x))^\lambda}{x},$$

откуда

$$((f^{-1}(x))^{1-\lambda})' \asymp \frac{1}{x}$$

и значит

$$f^{-1}(x) \asymp (\ln x)^{\frac{1}{1-\lambda}} \tag{28}$$

и

$$(f^{-1})'(x) \asymp \frac{(f^{-1}(x))^\lambda}{x} \asymp \frac{(\ln x)^{\frac{\lambda}{1-\lambda}}}{x}.$$

Поэтому

$$2 \ln \left(\frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{\varepsilon} \right) = \frac{2\lambda}{1-\lambda} \ln(-\ln \varepsilon) + O(1).$$

Следовательно, мы получаем асимптотику γ при $\lambda < 1$. В то же время, при $\lambda = 1$ имеем

$$(f^{-1})'(x) = \frac{1}{f'(f^{-1}(x))} \asymp \frac{f^{-1}(x)}{x},$$

то есть

$$(\ln f^{-1}(x))' \asymp \frac{1}{x},$$

откуда

$$\ln f^{-1}(x) \asymp \ln x. \quad (29)$$

Поэтому

$$\frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{\varepsilon} \asymp f^{-1}(1/\varepsilon)$$

$$2 \ln \left(\frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{\varepsilon} \right) = 2 \ln (f^{-1}(1/\varepsilon)) + O(1) \asymp -\ln \varepsilon,$$

из чего следует асимптотика γ для $\lambda = 1$.

1.4.2 Доказательство леммы 5

Обозначим

$$\Delta = \frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon} \left(\left(\frac{2}{\alpha} + \beta - 2 \right) \frac{\ln \gamma}{\gamma} + \frac{\tilde{R}}{\gamma} \right).$$

Тогда требуется проверить, что

$$f \left(\tau_0 + \Delta + o \left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma} \right) \right) = \frac{\gamma}{\varepsilon} + \Delta f'(\tau_0) + o \left(\frac{1}{\gamma\varepsilon} \right) = f(\tau_0) + \Delta f'(\tau_0) + o \left(\frac{1}{\gamma\varepsilon} \right).$$

Заметим, что

$$\Delta \tau_0^{-\lambda} \sim \frac{\ln \gamma}{f'(\tau_0)\gamma\varepsilon\tau_0^\lambda} \prec \frac{\ln \gamma}{f(\tau_0)\gamma\varepsilon} \sim \frac{\ln \gamma}{\gamma^2}.$$

В частности, $\Delta = o(\tau_0)$. К тому же, равномерно по $\omega \in [0, 2]$ имеем

$$f(\tau_0 + \omega\Delta) \sim f(\tau_0) \quad \text{и} \quad f'(\tau_0 + \omega\Delta) \sim f'(\tau_0),$$

поскольку при $\lambda < 1$

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{f(\tau_0 + \omega\Delta)}{f(\tau_0)} \right) &= \int_{\tau_0}^{\tau_0 + \omega\Delta} (\ln f)'(x) dx \asymp \int_{\tau_0}^{\tau_0 + \omega\Delta} x^{-\lambda} dx \\ &\asymp (\tau_0 + \omega\Delta)^{1-\lambda} - \tau_0^{1-\lambda} \asymp \omega\Delta\tau_0^{-\lambda} = o(1), \end{aligned}$$

а при $\lambda = 1$

$$\ln \left(\frac{f(\tau_0 + \omega\Delta)}{f(\tau_0)} \right) \asymp \int_{\tau_0}^{\tau_0 + \omega\Delta} x^{-1} dx = \ln(1 + \omega\Delta\tau_0^{-1}) = o(1).$$

Для f' работает аналогичное рассуждение.
Поэтому равномерно по $\omega \in [0, 2]$

$$f''(\tau_0 + \omega\Delta) \asymp f(\tau_0 + \omega\Delta)(\tau_0 + \omega\Delta)^{-2\lambda} \sim f(\tau_0)\tau_0^{-2\lambda} \asymp f''(\tau_0).$$

По теореме Лагранжа для некоторого $\omega \in [0, 2]$ имеем

$$f\left(\tau_0 + \Delta + o\left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma}\right)\right) - f(\tau_0) = f'(\tau_0 + \omega\Delta)\left(\Delta + o\left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma}\right)\right),$$

ведь поправка в аргументе функции точно меньше 2Δ с некоторого момента. Сразу заметим, что

$$f'(\tau_0 + \omega\Delta) \cdot o\left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma}\right) = o\left(\frac{1}{\gamma\varepsilon}\right).$$

Значит достаточно показать, что

$$(f'(\tau_0 + \omega\Delta) - f'(\tau_0))\Delta = o\left(\frac{1}{\gamma\varepsilon}\right),$$

что равносильно

$$\frac{(f'(\tau_0 + \omega\Delta) - f'(\tau_0)) \ln \gamma}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma} = o\left(\frac{1}{\gamma\varepsilon}\right).$$

По теореме Лагранжа для некоторого $\tilde{\omega} \in [0, \omega]$

$$f'(\tau_0 + \omega\Delta) - f'(\tau_0) = \omega\Delta f''(\tau_0 + \tilde{\omega}\Delta) \asymp \omega\Delta f''(\tau_0) \asymp \omega\Delta f'(\tau_0)\tau_0^{-\lambda}.$$

Поэтому осталось воспользоваться тем, что

$$\Delta\tau_0^{-\lambda} \ln \gamma = o(1).$$

1.4.3 Выбор параметров $\ell(\varepsilon)$ и $s(\varepsilon)$

Напомним, что мы выбираем параметры ℓ и s , для которых выполнено

$$\begin{aligned} \ln s > \gamma^2, \text{ то есть } \ln s > -\ln(\varepsilon) \text{ при } \lambda = 1 \text{ и } \ln s > \ln(-\ln \varepsilon) \text{ при } \lambda < 1, \\ s/\ell &\rightarrow 0, \\ f(\tau)f'(\tau)\varepsilon^2\ell &\rightarrow 0. \end{aligned}$$

Покажем, что требуемый выбор s и ℓ возможен. Мы знаем асимптотику γ из соотношений (6) и (7). При $\lambda < 1$ имеем

$$\gamma^2 \asymp \ln(-\ln \varepsilon),$$

но в то же время

$$f(\tau) > 1/\varepsilon,$$

откуда в силу асимптотической монотонности f и соотношения (28) имеем

$$\tau > f^{-1}(1/\varepsilon) \asymp (-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{1-\lambda}}.$$

Так что

$$\gamma^2 \tau^{-\lambda} \prec \ln(-\ln \varepsilon)^2 (-\ln \varepsilon)^{\frac{-\lambda}{1-\lambda}},$$

поэтому можно выбрать ℓ и s , удовлетворяющие соотношениям (8), (9), (10).

При $\lambda = 1$ имеем

$$\gamma^2 \asymp -\ln \varepsilon$$

и из монотонности f и тождества (29) следует

$$\ln \tau > \ln f^{-1}(1/\varepsilon) \succ -\ln \varepsilon,$$

так что для некоторой константы $d > 0$

$$\tau > \frac{1}{\varepsilon^d}.$$

Поэтому

$$\gamma^2 \tau^{-1} \succ (-\ln \varepsilon) \varepsilon^d$$

и значит можно выбрать требуемые ℓ и s при $\lambda = 1$.

1.4.4 Доказательство леммы 6

Монотонное убывание функции $x \mapsto x^{2/\alpha-1} \exp\{-x^2/2\}$ при больших x вместе с соотношением $(f(\theta - a) + c)\varepsilon \rightarrow \infty$ позволяет зажать сумму между двумя интегралами

$$\frac{1}{a} \int_{\theta \pm a}^{\infty} (f(x)\varepsilon + c\varepsilon)^{2/\alpha-1} \exp\{-(f(x)\varepsilon + c\varepsilon)^2/2\} dx.$$

Сделаем замену $y = (f(x) + c)\varepsilon$, то есть $x = f^{-1}(y/\varepsilon - c)$. Значит $dx = \frac{1}{\varepsilon} (f^{-1})'(y/\varepsilon - c) dy$. Интегралы можно будет переписать в виде

$$\frac{1}{a\varepsilon} \int_{(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon}^{\infty} y^{2/\alpha-1} \exp\{-y^2/2\} (f^{-1})'(y/\varepsilon - c) dy.$$

С интегралом разберемся так: нужно оценить $(f^{-1})'(y/\varepsilon - c)$ для больших y и показать, что асимптотика на самом деле сосредоточена в начале луча, а для y из $[(1 - \rho)\gamma, (1 + \rho)\gamma]$ воспользоваться регулярностью и условием

$$(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon \sim \gamma.$$

Поскольку $f(\theta \pm a)\varepsilon \sim \gamma$, то с некоторого места выполнено

$$[f(\theta \pm a)\varepsilon, (1 + \rho/2)f(\theta \pm a)\varepsilon] \subset [(1 - \rho)\gamma, (1 + \rho)\gamma].$$

Поэтому, используя наложенное на f условие регулярности (4), имеем

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{a\varepsilon} \int_{(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon}^{(1+\rho/2)(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon} y^{2/\alpha-1} \exp\{-y^2/2\} (f^{-1})'(y/\varepsilon - c) dy \\
& \sim \frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} \int_{(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon}^{(1+\rho/2)(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon} y^{2/\alpha-1} \exp\{-y^2/2\} (y - c\varepsilon)^\beta dy \\
& \sim \frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} \int_{(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon}^{(1+\rho/2)(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon} y^{2/\alpha+\beta-1} \exp\{-y^2/2\} dy \\
& \sim \frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} ([f(\theta \pm a) + c]\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-[f(\theta \pm a) + c]\varepsilon^2/2\} \\
& \sim \frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} (f(\theta)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\theta)\varepsilon)^2/2\}.
\end{aligned}$$

В то же время, вторая часть условия регулярности (5) дает оценку

$$(f^{-1})' \left(\frac{y - c\varepsilon}{\varepsilon} \right) < (y - c\varepsilon)^{\tilde{\beta}} (f^{-1})' \left(\frac{1}{\varepsilon} \right),$$

из которой следует

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{a\varepsilon} \int_{(1+\rho/2)(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon}^{\infty} y^{2/\alpha-1} \exp\{-y^2/2\} (f^{-1})'(y/\varepsilon - c) dy \\
& < \frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} ((1 + \rho/2)(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon)^{2/\alpha+\tilde{\beta}-2} \exp\{-[(1 + \rho/2)(f(\theta \pm a) + c)\varepsilon]^2/2\} \\
& = o \left(\frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} (f(\theta)\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-(f(\theta)\varepsilon)^2/2\} \right).
\end{aligned}$$

Получается итоговая асимптотика интеграла

$$\frac{(f^{-1})'(1/\varepsilon)}{a\varepsilon} ([f(\theta \pm a) + c]\varepsilon)^{2/\alpha+\beta-2} \exp\{-[f(\theta \pm a) + c]\varepsilon^2/2\}.$$

2 Примеры

Ниже приведены интересные варианты границ, для которых нормировочные константы можно найти в явном виде.

Степенная граница.

Если $f(x) = x^d$, $d > 0$, то $f''(x) = (d-1)x^{-1}f'(x)$, то есть $\lambda = 1$. При этом $f^{-1}(x) = x^{1/d}$ и $(f^{-1})'(x) = \frac{1}{d}x^{1/d-1}$. Поэтому мы выбираем

$$\gamma^2 = 2 \ln \left(\frac{1}{d} \varepsilon^{-1/d} \right) + o(1) = \frac{-2 \ln \varepsilon}{d} - 2 \ln d + o(1).$$

При этом для всех y выполнено

$$(f^{-1})'(y/\varepsilon) = \frac{1}{d} y^{1/d-1} \varepsilon^{1-1/d} = y^{1/d-1} (f^{-1})'(1/\varepsilon),$$

то есть выполнено условие регулярности с параметром $\beta = 1/d - 1$.
Возьмем

$$\tau_0 = f^{-1}(\gamma/\varepsilon) = (\gamma/\varepsilon)^{1/d}.$$

При этом

$$f'(\tau_0) = d \frac{f(\tau_0)}{\tau_0} = d \frac{\gamma}{\varepsilon \tau_0},$$

а значит, подставляя в формулу теоремы 2, получаем

$$A_\varepsilon = \tau_0 + \frac{\tau_0}{\gamma} \left[\left(\frac{2}{\alpha} + \beta - 2 \right) \frac{\ln \gamma}{\gamma} \right] + o\left(\frac{\tau_0}{\gamma^2}\right); \quad B_\varepsilon = \frac{\tau_0 + o(\tau_0)}{\gamma^2}.$$

Следовательно

$$\begin{aligned} A_\varepsilon &= \frac{\gamma^{\frac{1}{d}}}{\varepsilon^{\frac{1}{d}}} + \left(\frac{2}{\alpha} + \frac{1}{d} - 3 \right) \frac{\gamma^{\frac{1}{d}-2} \ln \gamma}{\varepsilon^{\frac{1}{d}}} + o\left(\frac{\gamma^{\frac{1}{d}-2}}{\varepsilon^{\frac{1}{d}}}\right) \\ &= \frac{(-2 \ln \varepsilon)^{\frac{1}{2d}-1}}{d^{\frac{1}{2d}} \varepsilon^{\frac{1}{d}}} \left(-2 \ln \varepsilon + \left(\frac{1}{\alpha} + \frac{1}{2d} - \frac{3}{2} \right) \ln(-2 \ln \varepsilon) \right. \\ &\quad \left. - \left(\frac{1}{\alpha} + \frac{1}{2d} - \frac{1}{2} \right) \ln d \right), \\ B_\varepsilon &= \frac{\gamma^{\frac{1}{d}-2}}{\varepsilon^{\frac{1}{d}}} = \frac{(-2 \ln \varepsilon)^{\frac{1}{2d}-1} (1 + o(1))}{d^{\frac{1}{2d}} \varepsilon^{\frac{1}{d}}}. \end{aligned}$$

Экспоненциальная граница.

Если $f(x) = \exp\{x^q\}$, $0 < q < 1$, то

$$f'(x) = qx^{q-1} \exp\{x^q\}$$

и

$$f''(x) = q(q-1)x^{q-2} \exp\{x^q\} + q^2 x^{2q-2} \exp\{x^q\}.$$

Поэтому выполнено сильное ограничение на скорость роста

$$f''(x)/f'(x) \sim qx^{-(1-q)}.$$

При этом

$$(f^{-1})'(t) = \frac{(\ln t)^{\frac{1}{q}-1}}{qt},$$

То есть

$$\gamma^2 = \left(\frac{2}{q} - 2 \right) \ln(-\ln \varepsilon) - 2 \ln q + o(1).$$

Поэтому выполнено первое условие регулярности с $\beta = -1$. При $y \in [0.5\gamma, 2\gamma]$ имеем

$$(f^{-1})'(y/\varepsilon) = \frac{(\ln y - \ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}-1}}{qy/\varepsilon} \sim y^{-1} (f^{-1})'(1/\varepsilon).$$

Второе условие регулярности тоже выполнено, а значит функция подходит под условие теоремы. Возьмем

$$\tau_0 = f^{-1}(\gamma/\varepsilon) = (\ln \gamma - \ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}},$$

тогда

$$f'(\tau_0)\varepsilon = q\tau_0^{q-1}f(\tau_0)\varepsilon = q\tau_0^{q-1}\gamma.$$

Поэтому в формуле для A_ε и B_ε нас интересует точность

$$o\left(\frac{1}{f'(\tau_0)\varepsilon\gamma}\right) = o\left(\frac{\tau_0^{1-q}}{q\gamma^2}\right) = o\left(\frac{(-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}-1}}{\gamma^2}\right).$$

Получается

$$A_\varepsilon = \tau_0 + \frac{\tau_0^{1-q}}{q\gamma} \left[\left(\frac{2}{\alpha} + \beta - 2 \right) \right] \frac{\ln \gamma}{\gamma} + o\left(\frac{\tau_0^{1-q}}{\gamma^2}\right); \quad B_\varepsilon = \frac{\tau_0^{1-q}(1 + o(1))}{q\gamma^2}.$$

Тогда запишем

$$\tau_0 = (-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}} + \frac{1}{q}(-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}-1} \ln \gamma + o\left(\frac{(-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}-1}}{\gamma^2}\right),$$

$$\begin{aligned} \ln \gamma &= \frac{1}{2} \ln \gamma^2 = \frac{1}{2} \left(\ln \left(\left[\frac{2}{q} - 2 \right] \ln(-\ln \varepsilon) \right) + \ln \left(1 - \frac{q}{[\frac{1}{q} - 1] \ln(-\ln \varepsilon)} \right) \right) \\ &= \frac{1}{2} \ln \ln(-\ln \varepsilon) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{q} - 2 \right) - \frac{\ln q}{[\frac{2}{q} - 2] \ln(-\ln \varepsilon)} + o\left(\frac{1}{\ln(-\ln \varepsilon)}\right). \end{aligned}$$

Откуда нетрудно найти, что

$$\begin{aligned} A_\varepsilon &= \frac{(-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}-1}}{q} \left(q(-\ln \varepsilon) + \frac{1}{2} \ln \ln(-\ln \varepsilon) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{q} - 2 \right) \right) \\ &\quad + \left(\frac{1}{\alpha} - \frac{3}{2} \right) \frac{\ln \ln(-\ln \varepsilon)}{[\frac{2}{q} - 2] \ln(-\ln \varepsilon)} + \frac{(\frac{1}{\alpha} - \frac{3}{2}) \ln \left(\frac{2}{q} - 2 \right) - \ln q}{[\frac{2}{q} - 2] \ln(-\ln \varepsilon)}, \\ B_\varepsilon &= \frac{(-\ln \varepsilon)^{\frac{1}{q}-1}}{(2 - 2q) \ln(-\ln \varepsilon)}. \end{aligned}$$

Список литературы

- [1] F.Aurzada, V.Betz, M.Lifshits, Breaking a chain of interacting Brownian particles. <https://arxiv.org/abs/1912.05168>.
- [2] F.Aurzada, V.Betz, M.Lifshits, Universal break law for chains of Brownian particles with nearest neighbour interaction. Preprint www.arxiv.org/abs/2010.07706.

- [3] Н. А. Карагодин, М. А. Лифшиц, О распределении времени окончательного ухода гауссовского процесса под медленно растущую линейную границу. Теория вероятн. и ее примен., 2021, том 66, выпуск 3, страницы 419–432.
- [4] S.M.Berman, Limit theorems for the maximum term in stationary sequences. Ann. Math. Statist., 35, 502–516, 1964.
- [5] Я.Галамбош, Асимптотическая теория экстремальных порядковых статистик, М.: Наука, 1984.
- [6] K.Debicki, P.Liu, The time of ultimate recovery in Gaussian risk model. Extremes, 22(3), 499-521, 2019. <https://arxiv.org/abs/1801.02469>.
- [7] J.Hüsler, Y.Zhang, On first and last ruin times of Gaussian processes. Statist. Probab. Lett., 78(10):1230–1235, 2008.
- [8] M.Lifshits, Gaussian random functions, Kluwer, Dordrecht, 1995.
- [9] Ch.Paroissin, L.Rabehasaina, First and last passage times of spectrally positive Lévy processes with application to reliability. Methodology and Computing in Applied Probability, 17, 351–372, 2015.
- [10] J.Pickands III, Asymptotic properties of the maximum in a stationary Gaussian process, Trans. Amer. Math. Soc. 145 (1969), 75–86.
- [11] В.И.Питербарг, Двадцать лекций о гауссовских процессах, М.: МЦНМО, 2015.
- [12] K. Debicki, E. Hashorva, L. Ji, Parisian ruin of self-similar gaussian risk processes. <https://arxiv.org/abs/1405.2958>.
- [13] J. Hüsler, V.I. Piterbarg. A limit theorem for the time of ruin in a Gaussian ruin problem. Stochastic Process. Appl., 118(11):2014–2021, 2008.
- [14] P. Salminen, On the first hitting time and the last exit time for a Brownian Motion to/from a moving boundary, Advances in Applied Probability Vol. 20, No. 2 (Jun., 1988), pp. 411-426.