



Math-Net.Ru

Общероссийский математический портал

А. В. Шкляев, Большие отклонения ветвящегося процесса с частицами двух полов в случайной среде, *Дискрет. матем.*, 2023, том 35, выпуск 3, 125–142

DOI: 10.4213/dm1778

Использование Общероссийского математического портала Math-Net.Ru подразумевает, что вы прочитали и согласны с пользовательским соглашением
<http://www.mathnet.ru/rus/agreement>

Параметры загрузки:

IP: 18.97.9.174

17 января 2025 г., 08:47:43



Большие отклонения ветвящегося процесса с частицами двух полов в случайной среде

© 2023 г. А. В. Шкляев*

В работе рассматриваются вероятности больших отклонений ветвящегося процесса N_n с частицами двух полов в случайной среде, представляющей собой независимые одинаково распределенные величины. Для такого процесса при определенных условиях на функцию паросочетаний (возможно, зависящую от среды) вводится сопровождающее случайное блуждание S_n . При выполнении условия Крамера для шагов блуждания и моментных ограничениях на число потомков одной пары найдена точная асимптотика вероятностей $\mathbf{P}(\ln N_n \in [x, x + \Delta_n])$ при значениях x/n , изменяющихся в некотором диапазоне, и всех достаточно медленно стремящихся к нулю при $n \rightarrow \infty$ последовательностей Δ_n . Аналогичная теорема доказывается для ветвящегося процесса с частицами двух полов в случайной среде с иммиграцией.

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда №19-11-00111-П, <https://rscf.ru/project/19-11-00111/>, в Математическом институте им. В. А. Стеклова Российской академии наук.

Ключевые слова: ветвящиеся процессы с частицами двух полов, случайные среды, большие отклонения, условие Крамера

1. Введение

Пусть $\boldsymbol{\eta} = (\eta_1, \dots, \eta_n, \dots)$ — последовательность независимых одинаково распределенных (н. о. р.) невырожденных случайных величин (сл. в.) и $\{f_y(s, t), y \in \mathbb{R}\}$ — семейство вероятностных производящих функций (п. ф.) от двух аргументов, $L: \mathbb{N}_0 \times \mathbb{N}_0 \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{N}_0$ — некоторая функция, мы будем называть ее функцией паросочетаний. Здесь $\mathbb{N}_0 = \mathbb{N} \cup \{0\}$.

Ветвящийся процесс с частицами двух полов в случайной среде (для краткости будем называть его двуполым ветвящимся процессом в случайной среде или ДВПСС) $\mathcal{N} = (N_n, n \geq 0)$ определяется как однородная марковская цепь с условиями относительно среды $\boldsymbol{\eta}$ переходными вероятностями, заданными соотношением

$$\mathbf{P}(N_{n+1} = j \mid N_n = i, \boldsymbol{\eta}) = \mathbf{P}(L(U, V, \eta_{n+1}) = j),$$

где вектор (U, V) имеет п. ф. $f_{\eta_{n+1}}(s, t)^i$, $s, t \in [0, 1]$.

*Место работы: Математический институт им. В. А. Стеклова Российской академии наук, ashklyaev@gmail.com

Дадим более явное представление процесса N_n . Пусть последовательность $(U_{i,j}, V_{i,j}, i, j > 0)$ состоит из случайных векторов с целочисленными неотрицательными компонентами, причем при каждом натуральном i при фиксации среды последовательность $((U_{i,j}, V_{i,j}), j > 0)$ состоит из условно независимых и одинаково распределенных случайных векторов с п. ф. f_{η_i} . При разных i последовательности $((U_{i,j}, V_{i,j}), j > 0)$ предполагаются независимыми. Двуполом ветвящимся процессом в случайной среде назовем случайную последовательность

$$N_0 = 1, \quad N_{n+1} = L(U_{n+1,1} + \dots + U_{n+1,N_n}, V_{n+1,1} + \dots + V_{n+1,N_n}, \eta_{n+1}).$$

Таким образом, можно дать следующую интерпретацию: частицы в рассматриваемом процессе бывают двух полов U и V , если в поколении n имеется k частиц первого и l второго пола, то они образуют $L(k, l, \eta_{n+1})$ пар, а затем разыгрывается среда η_{n+2} и каждая из пар при фиксированной среде дает случайное число потомков в соответствии с п. ф. $f_{\eta_{n+2}}$ независимо от остальных частиц и предыстории процесса.

Наиболее естественная функция паросочетания $L(x, y) = \min(x, y)$ соответствует случаю, когда частицы разбиваются на непересекающиеся пары. Также можно рассмотреть случай, когда частицы одного из полов могут входить в несколько ($d > 1$) пар, что соответствует $L(x, y) = \min(x, dy)$ или более общей модели $L(x, y) = \min(d_1x, d_2y)$, где $d_1, d_2 \in \mathbb{N}$. Наконец, $L(x, y) = xI_{y>0}$ соответствует случаю, когда представители второго пола могут входить в неограниченное число пар с представителями первого пола, а $L(x, y) = d_1xI_{y>0}$, $d_1 \in \mathbb{N}$, обобщает эту модель. Выделим два важных частных случая функций паросочетаний:

$$L(x, y) = \min(d_1x, d_2y), \quad L(x, y) = d_1xI_{y>0}, \quad d_1, d_2 \in \mathbb{N}. \quad (1)$$

Модель двуполого ветвящегося процесса была введена D. Daley в [1], где исследовалось вырождение процесса с вероятностью единица для указанных выше функций паросочетаний. В [2, 3] рассматривались условия невырождения для более общего случая супераддитивных функций L . В [4] была исследована сходимость нормированного процесса для $L(x, y) = \min(x, y)$, в [5] эти результаты были обобщены на супераддитивные функции. В [6] были введены двуполые ветвящиеся процессы с иммиграцией, исследованные более подробно в [7]. В [8] рассматривался случай, когда иммиграция неоднородна и зависит от числа частиц. При этом в названных выше работах рассматривались два вида иммиграции: иммиграция частиц и иммиграция пар. Различие между этими формами миграции не слишком существенно, в настоящей работе предполагается первый вид иммиграции.

Двуполые ветвящиеся процессы в случайной среде были введены в [9], для них исследовались условия невырождения и сходимость для нормированного процесса в случае невырождения. В [10] предыдущие результаты были обобщены на случай, когда функция паросочетания зависит от среды.

Будем считать, что функция $L(x, y, z)$ при всех $x, y \in \mathbb{N} \setminus \{0\}$, $z \in \mathbb{R}$, удовлетворяет соотношению

$$|L(x, y, z) - g(x, y, z)| \leq c_1(|x| + |y|)^{1-\delta}, \quad (2)$$

где c_1, δ — некоторые положительные константы, не зависящие от z , $g: \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ — некоторая функция, являющаяся липшицевой по первым двум переменным,

удовлетворяющая соотношению $g(cx, cy, z) = cg(x, y, z)$ при всех $c, x, y \in \mathbb{R}^+$, $z \in \mathbb{R}$. В частности, нас устраивают такие функции $L(x, y, z)$, что при всех натуральных c, x, y и некотором $C < \infty$

$$L(cx, cy, z) = cL(x, y, z), \quad |L(x, y, z) - L(u, v, z)| \leq C(|x - u| + |y - v|).$$

Тогда можно положить $g(x, y, z) = L(x, y, z)$ при $x, y \in \mathbb{N} \cup \{0\}$ и доопределить ее кусочно линейно при нецелых x, y . Отметим, что типовые функции паросочетаний (1) попадают в последний случай. Кроме того, нам подойдут любые функции, получающиеся из функций (1) изменениями на ограниченных областях.

Положим

$$\chi_i = \ln \mathbf{E}_{\eta_i} U_{i,1}, \quad \zeta_i = \ln \mathbf{E}_{\eta_i} V_{i,1}.$$

Шагом сопровождающего блуждания назовем величину $\xi_i = g(\chi_i, \zeta_i, \eta_i)$. Будем использовать общее обозначение ξ для величин с тем же распределением. ДВПСС назовем надкритическим, если $\mu := \mathbf{E}\xi > 0$, критическим, если $\mu = 0$, докритическим, если $\mu < 0$.

В [9–11] в качестве аналога шага сопровождающего блуждания по существу рассматриваются величины

$$\ln \inf_{k>0} \frac{1}{k} \mathbf{E}(N_{n+1} \mid N_n = k, \boldsymbol{\eta}).$$

Можно показать, что в наших условиях данная величина совпадает с ξ_{n+1} . Отметим, что во всех трех указанных работах авторы накладывают довольно сильные условия на параметры процесса. Можно переформулировать приведенные ниже результаты, не предполагая выполнения условия (2), что и будет сделано в замечании 7. Однако условие (2) кажется значительно более естественным, легко проверяется, выполнено для наиболее популярных частных случаев и накладывает ограничение на размножение процесса только при достаточно больших количествах частиц. В частности, мы не требуем супераддитивности функции паросочетаний.

Основной целью настоящей работы является исследование вероятностей больших уклонений ДВПСС. Изучение больших уклонений для ветвящихся процессов Z_n в случайной среде началось в [12, 13], где в случае геометрических п. ф. $\{f_y\}$ была получена точная асимптотика вероятностей больших уклонений $\mathbf{P}(\ln Z_n \geq \theta n)$ при $\theta > \max(0, \mu)$. В [14] был получен принцип больших уклонений для надкритических процессов в более общих предположениях. В [15, 16] принцип больших уклонений был получен для всех типов процессов в предположении, что хвосты распределения числа непосредственных потомков убывают экспоненциально. В [17, 18] исследовалась точная асимптотика вероятностей больших уклонений для ветвящихся процессов с иммиграцией в случайной среде в случае геометрического распределения числа непосредственных потомков одной частицы. Наиболее общие результаты о точной асимптотике вероятностей больших уклонений ветвящихся процессов в случайной среде были получены в [19, 20]. В последней работе рассматривался также случай, включающий иммиграцию. Теория больших уклонений для ДВПСС на данный момент не развита.

В нашей работе найдена точная асимптотика вероятностей $\mathbf{P}(\ln N_n \in [x, x + \Delta_n])$ при достаточно медленно стремящихся к нулю последовательностях Δ_n и значениях x/n , лежащих в некотором диапазоне, форма которого зависит от типа рассматриваемого процесса. Показано, что асимптотика такого рода вероятностей с точностью до мультипликативной константы совпадает с асимптотикой вероятностей $\mathbf{P}(S_n \in [x, x + \Delta_n])$, где $\{S_n, n \geq 0\}$ — сопровождающее блуждание для ДВПСС \mathcal{N} . На основе такого рода результатов получена асимптотика вероятностей больших уклонений $\mathbf{P}(\ln N_n \geq \theta n)$, $\theta > m^*$, m^* определено ниже. Аналогичные результаты получены и для двуполых ветвящихся процессов с иммиграцией в случайной среде (ДВПИСС)

Основным методом является представление ДВПСС в виде рекуррентной последовательности $N_{n+1} = A_n N_n + B_n$, где $A_i = e^{\xi_{i+1}}$. Для такого рода процессов хорошо изучен случай, когда (A_i, B_i) — н. о. р. сл. в. (см., например, [21]). Нам потребуются результаты для более общего случая, полученные в [22]. Данный подход позволяет доказать теорему 4 о больших уклонениях для ДВПСС и теорему 5 для ДВПИСС.

Работа устроена следующим образом. В разделе 2 введены обозначения и приведены вспомогательные результаты. В разделе 3 сформулированы результаты работы [22] о больших уклонениях рекуррентно заданных последовательностей, а также приведено полезное дополнение для случая марковских рекуррентных последовательностей. В разделе 4 сформулированы основные результаты работы, в разделе 5 приведены их доказательства.

2. Вспомогательные результаты

Пусть $\xi = (\xi, \xi_1, \dots, \xi_i, \dots)$ — последовательность н. о. р. невырожденных случайных величин на вероятностном пространстве $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$, удовлетворяющих условиям $\mu := \mathbf{E}\xi < \infty$ и $R(h) := \mathbf{E}e^{h\xi} < \infty$, $h \in [0, h^+)$, где h^+ — некоторая положительная константа. При $h \in (0, h^+)$ положим

$$m(h) = (\ln R(h))', \quad \sigma^2(h) = m'(h) > 0, \quad m^+ = \lim_{h \rightarrow h^+} m(h).$$

Функция $m(h)$ непрерывна и монотонно возрастает при $h \in [0, h^+)$ и $m(0) = \mu$. Поэтому для любого $\theta \in [\mu, m^+)$ существует такое $h_\theta \in [0, h^+)$, что $m(h_\theta) = \theta$. Отметим, что $\sigma^2(h)$ также непрерывна на $(0, h^+)$ и $\sigma^2(0) = \mathbf{D}\xi$, если $\mathbf{D}\xi < \infty$. Пусть $\Lambda(\theta) = \theta h_\theta - \ln R(h_\theta)$ — функция уклонений.

Введем случайное блуждание $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$, $n \geq 1$, $S_0 = 0$. Фиксируем $h \in [0, h^+)$. Сопряженным блужданием к $\{S_n\}$ назовем блуждание $\{S_n^{(h)}\}$, где $S_n^{(h)} = \sum_{i=1}^n \xi_i^{(h)}$, $n \geq 1$, $S_0^{(h)} = 0$, а $\xi_i^{(h)}$ — последовательность н. о. р. сл. в. с функцией распределения

$$F^{(h)}(x) = R(h)^{-1} \int_{-\infty}^x e^{hy} dF(y).$$

При этом $\mathbf{E}\xi^{(h)} = m(h)$, $\mathbf{D}\xi^{(h)} = \sigma^2(h)$. Рассмотрим сигма-алгебру подмножеств Ω , порожденную последовательностью ξ , зададим на ней меру $\mathbf{P}^{(h)}$ соотношением

$$\mathbf{P}^{(h)}(A) = \mathbf{P}(\xi^{(h)} \in B), \quad A = \xi^{-1}(B), \quad B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^\infty),$$

где $\xi^{(h)} \stackrel{d}{=} (\xi_1^{(h)}, \xi_2^{(h)}, \dots)$. Доопределим меру $\mathbf{P}^{(h)}$ на \mathcal{F} формулой

$$\mathbf{P}^{(h)}(A) = \mathbf{E}^{(h)}(\mathbf{P}(A \mid \xi)), \quad A \in \mathcal{F},$$

здесь и далее $\mathbf{E}^{(h)}$ обозначает математическое ожидание по мере $\mathbf{P}^{(h)}$. Меру $\mathbf{P}^{(h)}$ будем называть мерой, сопряженной к \mathbf{P} .

Будем говорить, что некоторое соотношение выполнено для всех числовых последовательностей Δ_n , достаточно медленно стремящихся к нулю при $n \rightarrow \infty$, подразумевая под этим следующее: существует такая положительная последовательность $\tilde{\Delta}_n \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$, что для любой последовательности $\Delta_n \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$, удовлетворяющей неравенствам $\Delta_k > \tilde{\Delta}_k$ при всех натуральных k , выполнено это соотношение.

Для удобства в дальнейшем будем использовать общее обозначение $r_n(u)$ для последовательностей, стремящихся к нулю при $n \rightarrow \infty$ равномерно по рассматриваемым u . При этом в разных формулах $r_n(u)$ обозначают, вообще говоря, разные последовательности.

Нам понадобится ряд неравенств. При $h \geq 1$ справедливы неравенства Минковского

$$\left(\mathbf{E} \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^h \right)^{1/h} \leq \sum_{i=1}^n (\mathbf{E} X_i^h)^{1/h}$$

и неравенство для средних

$$\mathbf{E} \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^h \leq n^{h-1} \sum_{i=1}^n \mathbf{E} X_i^h, \quad (3)$$

при $h \in [0, 1]$ — неравенство

$$\mathbf{E} \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^h \leq \sum_{i=1}^n \mathbf{E} X_i^h. \quad (4)$$

Здесь X_i — неотрицательные случайные величины, имеющие конечные моменты порядка h . Кроме того, воспользуемся следующей теоремой.

Теорема 1 ([23, 24]). Пусть T_n — мартингал, $T_0 = 0$. Тогда при некоторой абсолютной константе c справедливы неравенства

$$\begin{aligned} \mathbf{E}|T_n|^h &\leq c \sum_{i=1}^n \mathbf{E}|T_i - T_{i-1}|^h, \quad h \in [1, 2], \\ \mathbf{E}|T_n|^h &\leq cn^{h/2-1} \sum_{i=1}^n \mathbf{E}|T_i - T_{i-1}|^h, \quad h \in [2, \infty). \end{aligned}$$

Сформулируем следующее простое следствие теоремы 1. Пусть X_i — независимые и одинаково распределенные при условии сигма-алгебры \mathcal{A} сл. в., $\mathbf{E}(X_1 \mid \mathcal{A}) = 0$, а T — измеримая относительно \mathcal{A} сл. в. с целыми неотрицательными значениями, не зависящая от $\mathbf{E}(X_1 \mid \mathcal{A})$. Тогда

$$\mathbf{E} \left| \sum_{i=1}^T X_i \right|^h = \mathbf{E} \left(\mathbf{E} \left(\left| \sum_{i=1}^T X_i \right|^h \mid \mathcal{A} \right) \right) \leq \begin{cases} c\mathbf{E}T \mathbf{E}|X_1|^h, & h \in [1, 2), \\ c\mathbf{E}T^{h/2} \mathbf{E}|X_1|^h, & h \geq 2. \end{cases} \quad (5)$$

3. Рекуррентные последовательности

Для удобства читателя приведем ряд результатов, полученных в [22]. Пусть

$$Y_{k+1} = A_k Y_k + B_k, \quad k \geq 0, \quad (6)$$

где A_k — н. о. р. положительные сл. в. Положим $\xi_{k+1} = \ln A_k$, $S_0 = 0$, $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$, $n \geq 1$, и $\mu = \mathbf{E}\xi$, $m^* = \max(0, \mu)$.

Пусть $\theta_1, \theta_2 \geq m^*$, $\theta_1 < \theta_2$. Введем ряд условий:

- A1) при любом $k \geq 0$ вектор $(Y_0, A_0, \dots, A_k, B_0, \dots, B_k)$ не зависит от последовательности $(A_{k+1}, A_{k+2}, \dots)$;
 A2) величины $\xi_{k+1} = \ln A_k$ невырождены, нерешетчатые, имеют конечное математическое ожидание $\mathbf{E}\xi = \mu$ и удовлетворяют правостороннему условию Крамера

$$R(h) = \mathbf{E}e^{h\xi} < \infty, \quad h \in [0, h^+),$$

при некотором h^+ , для которого $m^+ = \lim_{h \rightarrow h^+} m(h) > \theta_2$;

- A3) величина Y_0 такова, что $\mathbf{E}|Y_0|^h < \infty$, $h \in [0, h_{\theta_2}]$;

- A4) при любом $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$ существует такое $\delta > 0$, что

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(h)}(Y_n \geq \delta \exp(S_n)) > 0;$$

- A5) при некоторых $c, \delta > 0$, всех $k > 0$ и всех $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$ выполнено неравенство

$$\mathbf{E}|B_k|^h < ce^{-\delta hk} R(h)^{k+1}.$$

Теорема 2 ([22]). Пусть $m^* < \theta_1 < \theta_2$. Предположим, что выполнены условия A1–A5. Тогда при $x/n \in [\theta_1, \theta_2]$ соотношение

$$\mathbf{P}(\ln Y_n \in [x, x + \Delta_n)) = \left(1 + r_n\left(\frac{x}{n}\right)\right) \frac{I_Y\left(\frac{x}{n}\right) \Delta_n \exp(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n)}{\sqrt{2\pi n} \sigma(h_{x/n})}, \quad n \rightarrow \infty, \quad (7)$$

справедливо при всех достаточно медленно стремящихся к нулю последовательностях Δ_n , где

$$I_Y(\theta) = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbf{E}(Y_k^+)^{h_\theta}}{R(h_\theta)^k}, \quad (8)$$

$Y_k^+ = \max(Y_k, 0)$, $\theta \in [\theta_1, \theta_2]$. При этом предел в правой части (8) определен и положителен, причем сходимость к нему равномерна по $\theta \in [\theta_1, \theta_2]$.

Напомним, что $r_n(x/n)$ в (7) обозначает последовательность, стремящуюся к нулю при $n \rightarrow \infty$ равномерно по рассматриваемым x/n .

Замечание 1 ([22]). Функция $I_Y(\cdot)$ непрерывна на $[\theta_1, \theta_2]$ и допускает представление

$$I_Y(\theta) = \mathbf{E}(Y_{h_\theta}^*)^{h_\theta},$$

где Y_h^* , $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$, — предел по распределению относительно меры $\mathbf{P}^{(h)}$ последовательности $Y_n^+ e^{-S_n}$.

Отметим, что проверка условия A4 упрощается, если Y_n — однородная марковская цепь.

Лемма 1. Пусть Y_n — однородная марковская цепь, заданная соотношением (6), $m^* \leq \theta_1 < \theta_2$. Если выполнены условия А1–А3 и

А4*) для любого x найдется такое k , что $\mathbf{P}(Y_k \geq x) > 0$;

А5*) при некоторых $\delta_1, \delta_2 \in (0, 1)$, $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$ и всех натуральных n справедливо соотношение

$$\mathbf{E}(|B_n|^h \mid Y_0 = x) \leq x^{h(1-\delta_1)} R(h)^n e^{-\delta_2 h n};$$

то выполнены условия А1–А5.

Доказательство. Условие А5 вытекает из А5* и А3, поэтому достаточно проверить выполнение условия А4. Положим для краткости $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n, \dots)$. Фиксируем $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$ и рассмотрим такое положительное x , что

$$2^h x^{-\delta_1 h} < \frac{\min(1 - e^{-\delta_2 h}, (1 - e^{-\delta_2})^h)}{2},$$

где параметры δ_1, δ_2 таковы, что выполнено условие А5*.

Заметим, что при любом y и $h \in (0, 1]$

$$\mathbf{E}(|Y_n - ye^{S_n}|^h \mid Y_0 = y) \leq \sum_{i=0}^{n-1} \mathbf{E}(|B_i|^h \mid Y_0 = y) R(h)^{n-i} \leq \frac{y^{h(1-\delta_1)} R(h)^n}{1 - e^{-\delta_2 h}}.$$

Здесь мы воспользовались неравенством (4) и независимостью B_i и $\exp(S_n - S_i)$ при каждом $i \leq n$. При $h \geq 1$ оценка

$$\mathbf{E}(|Y_n - ye^{S_n}|^h \mid Y_0 = y) \leq \frac{y^{h(1-\delta_1)} R(h)^n}{(1 - e^{-\delta_2})^h}$$

вытекает из неравенства Минковского аналогичным образом.

Следовательно,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}^{(h)}\left(|Y_n - ye^{S_n}| > \frac{ye^{S_n}}{2} \mid Y_0 = y\right) &\leq \mathbf{E}^{(h)}\left(\frac{\mathbf{E}(|Y_n - ye^{S_n}|^h \mid Y_0 = y, \xi)}{y^h e^{hS_n} 2^{-h}}\right) \\ &\leq \frac{2^h}{y^h} R(h)^{-n} \mathbf{E}(|Y_n - ye^{S_n}|^h \mid Y_0 = y) \leq \frac{2^h y^{-\delta_1 h}}{\min((1 - e^{-\delta_2})^h, 1 - e^{-\delta_2 h})}. \end{aligned}$$

Выберем k , соответствующее x по условию А4*. При условии, что $y > \max(x, 2\delta e^s)$, получаем

$$\begin{aligned} \mathbf{P}^{(h)}\left(\frac{Y_n}{e^{S_n}} < \delta \mid Y_k = y, S_k = s\right) &\leq \mathbf{P}^{(h)}\left(\left|\frac{Y_{n-k}}{e^{S_{n-k}}} - y\right| > (y - \delta e^s) \mid Y_0 = y\right) \\ &\leq \frac{2^h y^{-\delta_1 h}}{\min((1 - e^{-\delta_2})^h, 1 - e^{-\delta_2 h})} < \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Выберем положительный параметр δ достаточно малым так, что

$$\mathbf{P}^{(h)}(Y_k > x, Y_k > 2\delta e^{S_k}) > 0.$$

Тогда

$$\begin{aligned} \mathbf{P}^{(h)}\left(\frac{Y_n}{e^{S_n}} \geq \delta\right) &\geq \mathbf{E}^{(h)}\left(\mathbf{P}^{(h)}\left(\frac{Y_n}{e^{S_n}} \geq \delta \mid Y_k, S_k\right); Y_k > \max(2\delta e^{S_k}, x)\right) \\ &\geq \frac{1}{2}\mathbf{P}^{(h)}(Y_k > \max(2\delta e^{S_k}, x)). \end{aligned}$$

Правая часть полученного выражения не зависит от n и положительна, откуда и вытекает выполнение условия А4. \square

Теорема 3 ([22]). Пусть $m^* < \theta_1 < \theta_2$ и выполнены условия А1–А5. Тогда при $x/n \in [\theta_1, \theta_2]$

$$\mathbf{P}(\ln Y_n \geq x) = \frac{(1 + r_n(x/n))}{\sqrt{2\pi n} \sigma(h_{x/n}) h_{x/n}} I_Y\left(\frac{x}{n}\right) \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n\right).$$

4. Большие уклонения двуполых ветвящихся процессов в случайной среде

Положим $\mathbb{N}_0 = \mathbb{N} \cup \{0\}$. Пусть $\mathcal{N} = \{N_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ — ДВПСС, удовлетворяющий следующим условиям:

ВВР1) функция паросочетаний $L(x, y, z)$ удовлетворяет соотношению $L(x, y, z) \leq xy$ и неравенству

$$|L(x, y, z) - g(x, y, z)| \leq c_1(|x| + |y|)^{1-\delta},$$

где c_1, δ — некоторые положительные константы, $g: \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$ является липшицевой функцией по первым двум переменным, константа Липшица которой не зависит от z , причем $g(cx, cy, z) = cg(x, y, z)$, $c, x, y \in \mathbb{R}^+$, $z \in \mathbb{R}$;

ВВР2) $\mu = \mathbf{E}\xi < \infty$, $R(h) = \mathbf{E}e^{h\xi} < \infty$ при $h \in [0, h^+)$ для некоторого $h^+ > 1$, причем $\sup_{h \in [0, h^+)} R(h) > 1$;

ВВР3) $\mathbf{E}U^h < \infty$, $\mathbf{E}V^h < \infty$ при $h \in [0, h^+)$, где U, V — общее обозначение для $U_{i,j}, V_{i,j}$;

ВВР4) величина ξ нерешетчата;

ВВР5) для любого k существует такое n , что $\mathbf{P}(N_n \geq k) > 0$.

Отметим, что условие ВВР5 не вытекает, вообще говоря, из предыдущих, однако выполнено в ряде частных случаев, например, для процессов, у которых носитель распределения количества потомков одной частицы неограничен.

Назовем последовательность, заданную соотношениями $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$, $n \geq 1$, $S_0 = 0$, случайным блужданием, сопровождающим ДВПСС \mathcal{N} .

В докритическом случае в силу условия ВВР2 существует $\varkappa^* > 0$: $R(\varkappa^*) = 1$. Положим $\gamma^* = m(\varkappa^*)$ и $\hat{m}^* = \mu$ для надкритических процессов, $\hat{m}^* = 0$ для критических процессов, $\hat{m}^* = \gamma^*$ для докритических процессов. Отметим, что при $h > h_{\hat{m}^*}$ выполнено неравенство $R(h) > 1$.

Справедлива следующая теорема.

Теорема 4. Пусть ДВПСС \mathcal{N} удовлетворяет условиям ВВР1–ВВР5, $[\theta_1, \theta_2] \subset (\hat{m}^*, m^+)$. Тогда при $x/n \in [\theta_1, \theta_2]$ соотношение

$$\mathbf{P}(\ln N_n \in [x, x + \Delta_n]) = \left(1 + r_n \left(\frac{x}{n}\right)\right) \frac{I_N\left(\frac{x}{n}\right)\Delta_n}{\sqrt{2\pi n} \sigma(h_{x/n})} \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n\right) \quad (9)$$

справедливо для всех достаточно медленно стремящихся к нулю последовательностей Δ_n , где

$$I_N(\theta) = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbf{E}N_k^{h_\theta}}{R(h_\theta)^k}, \quad \theta \in [\theta_1, \theta_2]. \quad (10)$$

При этом сходимость в (10) равномерна по $\theta \in [\theta_1, \theta_2]$.

Замечание 2. Для доказательства теоремы 4 будет проверено выполнение условий А1–А5. При этом, как следует из замечания 1, последовательность $N_k/\exp(S_k)$ сходится по распределению относительно меры $\mathbf{P}^{(h)}$ к некоторой величине W_h при всех рассматриваемых h , функция I_N является непрерывной на отрезке $[\theta_1, \theta_2]$ и допускает представление

$$I_N(\theta) = \mathbf{E}W_{h_\theta}^{h_\theta}, \quad \theta \in (\hat{m}^*, m^+).$$

Из теоремы 3 вытекает следующее соотношение.

Замечание 3. Пусть \mathcal{N} — ДВПСС, удовлетворяющий условиям ВВР1–ВВР5, $[\theta_1, \theta_2] \subset (\hat{m}^*, m^+)$. Тогда при $x/n \in [\theta_1, \theta_2]$ выполнено соотношение

$$\mathbf{P}(\ln N_n \geq x) = \frac{(1 + r_n(x/n))}{\sqrt{2\pi n} \sigma(h_{x/n})h_{x/n}} I_N\left(\frac{x}{n}\right) \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n\right).$$

Замечание 4. В условии ВВР1 предполагается, что константа c_1 в формуле (2) и константа Липшица c_g функции g не зависят от среды. Можно ослабить данные условия, допустив зависимость от переменной z обеих указанных величин:

$$\begin{aligned} |L(x, y, z) - g(x, y, z)| &\leq c_1(z)(|x| + |y|)^{1-\delta}, \quad x, y \in \mathbb{N}, \\ |g(x_1, y_1, z) - g(x_2, y_2, z)| &\leq c_g(z)(|x_1 - x_2| + |y_1 - y_2|), \quad x_1, x_2 \in \mathbb{R}^+. \end{aligned}$$

Тогда теорема 4 останется верна, если потребовать вместо ВВР3 выполнение при $h \in [0, h^+)$ условий

$$\max(\mathbf{E}(c_1(\eta_1)U_1)^h, \mathbf{E}(c_g(\eta_1)U_1)^h, \mathbf{E}(c_1(\eta_1)V_1)^h, \mathbf{E}(c_g(\eta_1)V_1)^h) < +\infty. \quad (11)$$

В частности, достаточным условием для (11) в силу неравенства Гельдера является выполнение условия ВВР3 вместе с конечностью моментов любого положительного порядка у обеих величин $c_1(\eta_1)$, $c_g(\eta_1)$. Доказательство при этом по существу не меняется за исключением того, что $c_1(\eta)$, $c_g(\eta)$ не будут выноситься из-под знаков математических ожиданий, что и требует наложения условий (11).

Замечание 5. Для удобства записи мы доказываем теорему 4 в случае $N_0 = 1$. Впрочем, доказательство по существу не опирается на это условие, и при $N_0 = n_1 > 1$ справедливо аналогичное утверждение: при выполнении ВВР1–ВВР4 при $x/n \in [\theta_1, \theta_2]$

$$\mathbf{P}(\ln N_n \in [x, x + \Delta_n] \mid Z_0 = n_1) = \left(1 + r_n \left(\frac{x}{n}\right)\right) \frac{I_{N, n_1} \left(\frac{x}{n}\right) \Delta_n}{\sqrt{2\pi n} \sigma(h_{x/n})} \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n\right) \quad (12)$$

для всех достаточно медленно стремящихся к нулю последовательностей Δ_n , где

$$I_{N, n_1}(\theta) = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbf{E}(N_k^{h_\theta} \mid N_0 = n_1)}{R(h_\theta)^k}.$$

Замечание 6. Отметим, что теорема легко переносится на случай $k > 2$ полов. В этом случае вместо пары будем рассматривать «семьи», содержащие по одному представителю каждого пола, предполагая, что каждая семья производит случайное число потомков всех k полов. Количество семей, образующихся из x_i , $i \leq k$, представителей каждого пола при фиксированной среде z , будет определяться функцией сочетаний $L(x_1, \dots, x_k, z)$. В этом случае вместо условия ВВР1 понадобится следующее условие:

ВВР1*) функция паросочетаний $L(x_1, \dots, x_k, z)$ при некотором положительном δ удовлетворяет соотношению

$$|L(x_1, \dots, x_k, z) - g(x_1, \dots, x_k, z)| \leq c \sum_{i=1}^k |x_i|^{1-\delta},$$

где $g(x_1, \dots, x_k, z)$ является липшицевой функцией по первым k переменным, константа Липшица которой не зависит от z . Пусть, кроме того, при всех положительных c выполнено соотношение $g(cx_1, \dots, cx_k, z) = cg(x_1, x_2, \dots, x_k, z)$.

При этом шаг сопровождающего блуждания будет определяться соотношением

$$\xi_i = g(\mathbf{E}_{\eta_i} U_{i,1,1}, \dots, \mathbf{E}_{\eta_i} U_{i,1,k}),$$

где $U_{i,j,l}$ — число потомков l -го пола у j -й семьи в i -м поколении. Тогда при выполнении ВВР1*, ВВР2–ВВР5 основное утверждение (9) сохраняет силу. Доказательство при этом полностью аналогично.

Замечание 7. Отметим, что можно отказаться от ВВР1 и наложить следующее условие ВВР*.

ВВР*) Если $\xi(y) = \ln \inf_{k>0} \frac{1}{k} \mathbf{E}(N_1 \mid N_0 = k, \eta_1 = y)$, то $\xi(\eta_1)$ удовлетворяет ВВР2, ВВР4, а также при всех $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$, некотором положительном c и некотором $\delta \in (0, 1)$ выполнено неравенство

$$\mathbf{E}(|N_1 - ke^{\xi(\eta_1)}|^h \mid N_0 = k) \leq ck^{h(1-\delta)}, \quad k \geq 1. \quad (13)$$

Тогда при выполнении ВВР* и ВВР5 справедливо соотношение (9). Доказательство вытекает из доказательства теоремы 4.

Аналогичные результаты можно получить для ДВПСС с иммиграцией (ДВПИСС). Предположим, что \tilde{N} — дупольный ветвящийся процесс в случайной среде с иммиграцией μ_i, ν_i индивидуумов каждого из полов в поколении $i, i \geq 0$. Более конкретно, пусть

$$\tilde{N}_{n+1} = L(U_{n+1,1} + \dots + U_{n+1,\tilde{N}_n} + \mu_{n+1}, V_{n+1,1} + \dots + V_{n+1,\tilde{N}_n} + \nu_{n+1}, \eta_{n+1}),$$

где (μ_i, ν_i) — целочисленные неотрицательные независимые случайные векторы. Будем считать, что $\tilde{N}_0 = 0$, а начальное число иммигрантов в процессе μ_1, ν_1 может быть случайным. При этом случайные векторы $(\mu_i, \nu_i), i \geq 1$, могут иметь разные распределения и могут зависеть от среды и предыстории процесса (более конкретно эта зависимость описывается в условии ВВР6).

Можно дать следующую интерпретацию рассматриваемому процессу: в каждом поколении n в процессе присутствует \tilde{N}_n пар-аборигенов и μ_{n+1}, ν_{n+1} прибывших в этом поколении иммигрантов каждого из полов. На следующем шаге все указанные частицы образуют пары, эти пары независимо (при условии среды η) согласно одному и тому же вероятностному закону дают потомков, которые становятся аборигенами следующего поколения. Кроме того, в процесс прибывает новая партия иммигрантов.

Наложим следующие условия на иммиграцию:

ВВР6) случайный вектор $(U_{i,l}, V_{i,l}, \mu_i, \nu_i, i \leq j, l \geq 0)$ не зависит от последовательности $(U_{i,l}, V_{i,l}, i \geq j + 1, l \geq 0)$ при всех натуральных j ;

ВВР7) при некоторых положительных c, δ и $\hat{h} > 1$, всех натуральных n и всех $h \in [h_{\theta_1}, \max(\hat{h}, h_{\theta_2})]$ справедливы неравенства

$$\mathbf{E}\mu_{n+1}^h \leq ce^{-\delta hn} R(h)^n, \quad \mathbf{E}\nu_{n+1}^h \leq ce^{-\delta hn} R(h)^n.$$

Теорема 5. Пусть ДВПИСС \tilde{N} удовлетворяет условиям ВВР1–ВВР7 при некоторых $\theta_1, \theta_2 \in (\hat{m}^*, m^+)$. Тогда при $x/n \in [\theta_1, \theta_2]$ соотношение

$$\mathbf{P}(\ln \tilde{N}_n \in [x, x + \Delta_n]) = \left(1 + r_n \left(\frac{x}{n}\right)\right) \frac{\tilde{I}_N\left(\frac{x}{n}\right)\Delta_n}{\sqrt{2\pi n} \sigma(h_{x/n})} \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n\right), \quad n \rightarrow \infty, \quad (14)$$

справедливо для всех достаточно медленно стремящихся к нулю последовательностей Δ_n , где

$$\tilde{I}_N(\theta) = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbf{E}(\tilde{N}_k)^{h_\theta}}{R(h_\theta)^k}. \quad (15)$$

При этом сходимость в (15) равномерна по $\theta \in [\theta_1, \theta_2]$, функция $\tilde{I}_N(\theta)$ непрерывна на $[\theta_1, \theta_2]$ и положительна.

Замечание 8. Отметим, что замечания 4 и 6 остаются в силе и в этом случае.

5. Доказательство теорем 4 и 5

Доказательство теоремы 4. На протяжении доказательства мы будем использовать обозначение s с индексами и без для постоянных величин, не подразумевая, что в различных формулах оно обозначает одну и ту же величину.

Для доказательства представим ДВПСС в виде рекуррентной последовательности:

$$N_{n+1} = A_n N_n + B_n = \sum_{i=-1}^n B_i e^{S_{n+1}-S_{i+1}}, \quad (16)$$

$$B_n := N_{n+1} - A_n N_n, \quad A_n := e^{\xi_{n+1}}, \quad n \geq 0,$$

где для удобства мы полагаем $B_{-1} = N_0 = 1$. Проверим, что для последовательности (A_n, B_n) выполнены условия теоремы 2.

При любом неотрицательном целом k вектор $(B_0, \dots, B_k, A_0, \dots, A_k)$ измерим относительно сигма-алгебры, порожденной последовательностью $(\eta_i, U_{i,l}, V_{i,l}, i \leq k+1, l > 0)$, а значит, не зависит от последовательности $(A_i, i > k)$. Следовательно, выполнено условие А1. Условие А2 вытекает из ВВР2 и ВВР4. Условие А3 выполнено в силу того, что $N_0 = 1$. Условие А4* вытекает из ВВР5.

Проверим выполнение условия А5*. Для этого убедимся, что при $N_0 = a_0 \geq 1$ и некоторых положительных δ_1, δ_2, c , всех достаточно больших n и $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$ выполнено неравенство

$$\mathbf{E}|B_n|^h < ce^{-\delta_2 hn} R(h)^{n+1} a_0^{h(1-\delta_1)}. \quad (17)$$

Для доказательства нам понадобится следующая оценка:

$$\begin{aligned} |B_n| &= \left| L \left(\sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i}, \sum_{i=1}^{N_n} V_{n+1,i}, \eta_{n+1} \right) - g(N_n e^{\chi_{n+1}}, N_n e^{\zeta_{n+1}}) \right| \\ &\leq \left| L \left(\sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i}, \sum_{i=1}^{N_n} V_{n+1,i}, \eta_{n+1} \right) - g \left(\sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i}, \sum_{i=1}^{N_n} V_{n+1,i}, \eta_{n+1} \right) \right| \\ &\quad + \left| g \left(\sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i}, \sum_{i=1}^{N_n} V_{n+1,i}, \eta_{n+1} \right) - g(N_n e^{\chi_{n+1}}, N_n e^{\zeta_{n+1}}) \right|. \end{aligned}$$

Применяя условие ВВР1 и используя липшицевость функции g , приходим к неравенству

$$B_n \leq c_1 \left(\left| \sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i} \right| + \left| \sum_{i=1}^{N_n} V_{n+1,i} \right| \right)^{1-\delta} \left(\left| \sum_{i=1}^{N_n} (U_{n+1,i} - e^{\chi_{n+1}}) \right| + \left| \sum_{i=1}^{N_n} (V_{n+1,i} - e^{\zeta_{n+1}}) \right| \right), \quad (18)$$

где c_1, δ — параметры из условия ВВР1, c_g — константа Липшица функции g . Следовательно, при $h \geq 1$ в силу неравенства (3) справедливы неравенства

$$\begin{aligned} \mathbf{E}|B_n|^h &\leq 4^{h-1} c_1^h \left(\mathbf{E} \left| \sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i} \right|^{h(1-\delta)} + \mathbf{E} \left| \sum_{i=1}^{N_n} V_{n+1,i} \right|^{h(1-\delta)} \right) \\ &\quad + 4^{h-1} c_g^h \left(\mathbf{E} \left| \sum_{i=1}^{N_n} (U_{n+1,i} - e^{\chi_{n+1}}) \right|^h + \mathbf{E} \left| \sum_{i=1}^{N_n} (V_{n+1,i} - e^{\zeta_{n+1}}) \right|^h \right). \quad (19) \end{aligned}$$

Из неравенства Минковского при $h(1 - \delta) \geq 1$ вытекает соотношение

$$\mathbf{E} \left(\left| \sum_{i=1}^{N_n} U_{n+1,i} \right|^{h(1-\delta)} \middle| N_n \right)^{1/(h(1-\delta))} \leq N_n \left(\mathbf{E} U_{n+1,i}^{h(1-\delta)} \right)^{1/(h(1-\delta))}, \quad (20)$$

поэтому первое слагаемое правой части (19) оценивается сверху величиной

$$c_2 \mathbf{E} N_n^{h(1-\delta)} (\mathbf{E} |U_{n+1,1}|^h + \mathbf{E} |V_{n+1,1}|^h),$$

а второе в силу неравенства (5) оценивается сверху величиной

$$c_3 \mathbf{E} N_n^{\max(h/2, 1)} ((\mathbf{E} |U_{1,1} - e^{X_1}|^h)^{1/h} + (\mathbf{E} |V_{1,1} - e^{\zeta_1}|^h)^{1/h}).$$

Таким образом, при всех $h(1 - \delta) \geq 1$ справедливо неравенство

$$\mathbf{E} |B_n|^h \leq c \max(\mathbf{E} N_n^{h(1-\delta)}, 1), \quad (21)$$

где c можно выбрать одним для всех рассматриваемых h .

Заметим, что отсюда при любой последовательности $\{t_n\}$, большей единицы, при тех же h вытекает соотношение

$$\mathbf{E} |B_n|^h \leq ct_n^h + c \mathbf{E} (N_n^{h(1-\delta)}; N_n \geq t_n) \leq ct_n^h + ct_n^{-\delta h} \mathbf{E} N_n^h. \quad (22)$$

Приступим к доказательству (17). Как было замечено выше, $R(h) > 1$ при $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$. Кроме того, в силу монотонности функции m при $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$ выполнено неравенство $m(h) \geq m(h_{\theta_1}) > 0$. Выберем $\hat{h} \in [1, \min(2, h^+))$ так, что $m(h_{\theta_1}/\hat{h}) > 0$. Будем полагать при этом, что $\hat{h}(1 - \delta) = 1$, где δ предполагается взятым из условия ВВР1. Здесь мы пользуемся тем, что и параметр $\hat{h} - 1$, и δ могут быть взятыми сколь угодно малыми.

Разобьем рассуждение на две части. В п. 1.1) рассмотрим случай $h \leq \hat{h}$, в п. 1.2) — случай $h > \hat{h}$.

1.1) Пусть $h \leq \hat{h}$. Отметим, что данный случай возникает только для процессов, у которых $m(1) > 0$. Тогда в силу неравенства Ляпунова

$$\mathbf{E} (|B_n|^h | \eta) = \mathbf{E} (\mathbf{E} (|B_n|^h | \eta, N_n) | \eta) \leq \mathbf{E} (\mathbf{E} (|B_n|^{\hat{h}} | N_n, \eta)^{h/\hat{h}} | \eta). \quad (23)$$

Из неравенств (3), (5) и (18), а также соотношения $\hat{h}(1 - \delta) = 1$ следует, что

$$\begin{aligned} \mathbf{E} (|B_n|^{\hat{h}} | N_n, \eta) &\leq 4^{\hat{h}-1} c_1^{\hat{h}} N_n \mathbf{E} (|U_{n+1,1}|^{\hat{h}} + |V_{n+1,1}|^{\hat{h}} | \eta_{n+1}) \\ &+ 4^{\hat{h}-1} c_g^{\hat{h}} c_2 N_n \mathbf{E} (|U_{n+1,1} - e^{X_1}|^{\hat{h}} + |V_{n+1,1} - e^{\zeta_1}|^{\hat{h}} | \eta_{n+1}) = c N_n D(\eta_{n+1})^{\hat{h}}, \end{aligned} \quad (24)$$

где $D(\cdot)$ — некоторая функция. Отметим, что величина $\mathbf{E} D(\eta_1)^{\hat{h}}$ конечна в силу неравенства Минковского.

Следовательно, для любой последовательности $t_n \geq 1$ выполнено соотношение

$$\mathbf{E} |B_n|^h \leq c \mathbf{E} N_n^{h(1-\delta)} \leq c \mathbf{E} (N_n^{h(1-\delta)}; N_n \leq t_n) + c \mathbf{E} (N_n^{h(1-\delta)}; N_n > t_n) \leq ct_n^{h(1-\delta)} + ct_n^{-\delta h} \mathbf{E} N_n^h.$$

При $h \in (0, 1)$ получаем

$$\mathbf{E}N_n^h \leq \mathbf{E}A_n^h \mathbf{E}N_{n-1}^h + \mathbf{E}|B_{n-1}|^h \leq R(h)\mathbf{E}N_{n-1}^h + ct_n^{-\delta h} \mathbf{E}N_{n-1}^h + ct_n^{h(1-\delta)},$$

при $h \in (1, \widehat{h})$ получаем

$$\mathbf{E}N_n^h \leq \left((R(h)\mathbf{E}N_{n-1}^h)^{1/h} + c^{1/h} (t_n^{-\delta h} \mathbf{E}N_{n-1}^h + t_n^{(1-\delta)h})^{1/h} \right)^h.$$

Если при этом $\mathbf{E}N_{n-1}^h \leq d_{n-1}a_0^h R(h)^{n-1}$, $d_{n-1} \geq 1$, а $t_n = \exp(\ln^2 n)$, то

$$\mathbf{E}N_n^h \leq d_{n-1}a_0^h R(h)^n \left(1 + c \exp(-\delta h \ln^2 n) + \frac{c \exp((1-\delta)h \ln^2 n)}{R(h_{\theta_1})^n} \right), \quad h \in (0, 1),$$

$$\mathbf{E}N_n^h \leq d_{n-1}a_0^h R(h)^n \left(1 + \left(ce^{-\delta h \ln^2 n} + \frac{c \exp((1-\delta)h \ln^2 n)}{R(h_{\theta_1})^n} \right)^{1/h} \right)^h, \quad h \in [1, 1+\delta).$$

Положим

$$d_n(h) = \prod_{i=1}^n \left(1 + c \exp(-\delta h \ln^2 i) + \frac{c \exp((1-\delta)h \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right), \quad d(h) = \lim d_n(h)$$

при $h \in (0, 1)$ и

$$d_n(h) = \prod_{i=1}^n \left(1 + ce^{-\delta \ln^2 i} \left(1 + \frac{\exp(h \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right)^{1/h} \right)^h, \quad d(h) = \lim d_n(h)$$

при $h \in [1, \widehat{h}]$, где без ограничения общности можно считать, что $c > 1$. Тогда при всех $h \in [h_{\theta_1}, \widehat{h}]$ выполнено соотношение

$$\mathbf{E}N_n^h \leq d_n(h)a_0^h R(h)^n \leq d(h)a_0^h R(h)^n.$$

Действительно, левое неравенство несложно устанавливается по индукции: база при $n = 0$ вытекает из того, что $N_0 = a_0$, а шаг индукции проделан выше. Второе неравенство вытекает из монотонности и ограниченности последовательности $d_n(h)$ по n .

При этом функция $d(h)$ ограничена величиной d_1 , равной максимуму из величин

$$\prod_{i=1}^{\infty} \left(1 + ce^{-\delta h_{\theta_1} \ln^2 i} + \frac{c \exp((1-\delta) \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right),$$

$$\prod_{i=1}^{\infty} \left(1 + ce^{-\delta \ln^2 i} \left(1 + \frac{\exp(2 \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right) \right)^2.$$

Таким образом,

$$\mathbf{E}N_n^h \leq d_1 a_0^h R(h)^n, \quad \mathbf{E}|B_n|^h \leq ca_0^{h(1-\delta)} R(h(1-\delta))^n.$$

Остается воспользоваться тем, что при рассматриваемых h в силу выпуклости $\ln R(h)$ и монотонности $m(h)$ выполнено неравенство

$$\ln R(h) \geq \ln R(h(1-\delta)) + \delta h m(h_{\theta_1}(1-\delta)).$$

Выбирая δ достаточно малым, так что $m(h_{\theta_1}(1 - \delta)) > 0$, получаем оценку (17).

1.2) При $h \geq \hat{h}$ воспользуемся неравенством Минковского

$$\mathbf{E}N_{n+1}^h \leq ((R(h)\mathbf{E}N_n^h)^{1/h} + (\mathbf{E}|B_n|^h)^{1/h})^h$$

и соотношением

$$\mathbf{E}|B_n|^h \leq ct_n^h + \frac{c}{t_n^{\delta h}} \mathbf{E}N_n^h.$$

Те же рассуждения, что и прежде, показывают, что

$$\mathbf{E}N_n^h \leq d_2 a_0^h R(h)^n,$$

где

$$d_2 = \prod_{i=1}^{\infty} \left(1 + ce^{-\delta \ln^2 i} \left(1 + \frac{\exp(h_{\theta_2} \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right) \right)^{h_{\theta_2}}.$$

В силу неравенства (21) отсюда вытекает оценка

$$\begin{aligned} \mathbf{E}|B_n|^h &\leq cd_2 a_0^{h(1-\delta)} R(h(1-\delta))^n \leq c_1 a_0^{h(1-\delta)} \exp((\ln R(h) - m(h)\delta h)n) \\ &\leq c_1 a_0^{h(1-\delta)} R(h)^n \exp(-\delta_2 hn) \end{aligned}$$

при $\delta_2 = \delta m(h_{\theta_1})$, откуда и вытекает соотношение (17).

Таким образом, выполнены условия леммы 1, откуда следует выполнение условий А1–А5. Применяя теорему 2, получаем требуемое. \square

Доказательство теоремы 5. Воспользуемся представлением

$$\tilde{N}_{n+1} = A_n \tilde{N}_n + B_n, \quad A_n = e^{\xi_{n+1}}, \quad B_n = \tilde{N}_{n+1} - A_n \tilde{N}_n, \quad n \geq 0.$$

Выполнение условий А1, А2 теоремы 4 вытекает из условий ВВР6, ВВР4 и ВВР2, условие А3 выполнено в силу ВВР7.

Проверим условие А4. Фиксируем $h \in [h_{\theta_1}, h_{\theta_2}]$. Отметим, что из условия ВВР5 вытекает справедливость соотношения

$$\mathbf{P}(L(\mu_i, \zeta_i) > 0) = \int_{\mathbb{R}^i} \mathbf{P}(L(\mu_i, \zeta_i) > 0 \mid \vec{\xi} = \vec{y}) \mathbf{P}(\vec{\xi} \in d\vec{y}) > 0$$

при некотором i , где $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_i)$. При этом вероятность

$$\mathbf{P}^{(h)}(L(\mu_i, \zeta_i) > 0) = R(h)^{-i} \int_{\mathbb{R}^i} e^{h(y_1 + \dots + y_i)} \mathbf{P}(L(\mu_i, \zeta_i) > 0 \mid \vec{\xi} = \vec{y}) \mathbf{P}(\vec{\xi} \in d\vec{y})$$

также положительна. Заметим, что количество частиц в процессе с иммиграцией не меньше количества частиц в соответствующем процессе без иммиграции с тем же начальным числом частиц, поэтому

$$\begin{aligned} \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(h)}(\tilde{N}_n \geq \delta \exp(S_n)) &\geq \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(h)}(N_n \geq \delta \exp(S_n) \mid N_i \geq 1) \mathbf{P}(\tilde{N}_i \geq 1) \\ &\geq \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(h)}(N_{n-i} \geq \delta T_i \exp(S_{n-i}) \mid N_0 = 1) \mathbf{P}^{(h)}(L(\mu_i, \nu_i) \geq 1), \end{aligned}$$

где T_i — не зависящая (относительно меры $\mathbf{P}^{(h)}$) от $(N_j, S_j, j \geq 1)$ величина с распределением, заданным соотношением

$$\mathbf{P}^{(h)}(T_i \in G) = \mathbf{P}^{(h)}(\exp(S_i) \in G \mid \tilde{N}_i \geq 1), \quad G \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

Оценим снизу предел в правой части полученного выражения произведением

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(h)}(N_n \geq \tilde{\delta} \delta \exp(S_n) \mid N_0 = 1) \mathbf{P}^{(h)}(T_i \leq \tilde{\delta}),$$

где $\tilde{\delta}$ — некоторый положительный параметр. Выберем $\tilde{\delta}$ таким образом, чтобы второй множитель был положителен, и δ таким, чтобы положительным был первый множитель. Последнее возможно сделать в силу выполнения условия А4 для последовательности $\{N_n, n \in \mathbb{N}_0\}$, что было доказано в теореме 4. Следовательно, процесс \tilde{N}_n также удовлетворяет условию А4.

Остается проверить выполнение условия А5. Для этого заметим, что аналогично соотношению (18) для ДВПИСС выполнено неравенство

$$\begin{aligned} |B_n| \leq & c_1 \left(\left| \sum_{i=1}^{\tilde{N}_n} U_{n+1,i} + \mu_{n+1} \right| + \left| \sum_{i=1}^{\tilde{N}_n} V_{n+1,i} + \nu_{n+1} \right| \right)^{1-\delta} \\ & + c_g \left(\left| \sum_{i=1}^{\tilde{N}_n} (U_{n+1,i} - e^{\chi_{n+1}}) + \mu_{n+1} \right| + \left| \sum_{i=1}^{\tilde{N}_n} (V_{n+1,i} - e^{\zeta_{n+1}}) + \nu_{n+1} \right| \right), \end{aligned} \quad (25)$$

где c_1, δ — параметры из условия ВВР1, c_g — константа Липшица функции g . Действуя аналогично доказательству неравенства (24), получаем при $h \in (0, \hat{h})$ и некоторой величине $\tilde{D}(\eta_{n+1})$ с конечным моментом порядка h соотношение

$$\mathbf{E}(|B_n|^{\hat{h}} \mid \tilde{N}_n, \boldsymbol{\eta}) \leq c \tilde{N}_n \tilde{D}(\eta_{n+1})^{\hat{h}} + c \mathbf{E}(\mu_{n+1}^{\hat{h}} + \nu_{n+1}^{\hat{h}} \mid \tilde{N}_n, \boldsymbol{\eta}).$$

Значит,

$$\mathbf{E}|B_n|^h \leq c_1 \mathbf{E} \tilde{N}_n^{h(1-\delta)} + c_2 R(h)^n \exp(-\delta n h).$$

Те же рассуждения, что в доказательстве теоремы 4, приводят к оценкам

$$\mathbf{E} \tilde{N}_n^h \leq d_1^* R(h)^n, \quad h \in [h_{\theta_1}, \hat{h}),$$

где d_1^* есть максимум из выражений

$$\begin{aligned} & \prod_{i=1}^{\infty} \left(1 + c \exp(-\delta h_{\theta_1} \ln^2 i) + \frac{c \exp((1-\delta) \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} + c_2 \exp(-\delta i h_{\theta_1}) \right), \\ & \prod_{i=1}^{\infty} \left(1 + c \exp(-\delta \ln^2 i) \left(1 + \frac{\exp(2 \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right) + c_2 \exp(-\delta i h_{\theta_1}) \right)^2, \end{aligned}$$

поэтому при некотором c

$$\mathbf{E}|B_n|^h \leq c R(h)^n \exp(-\delta n h).$$

Аналогично при $h \in [\widehat{h}, h_{\theta_2}]$

$$\mathbf{E}N_n^h \leq d_2^* R(h)^n,$$

где

$$d_2^* = \prod_{i=1}^{\infty} \left(1 + c e^{-\delta \ln^2 i} \left(1 + \frac{\exp(h_{\theta_2} \ln^2 i)}{R(h_{\theta_1})^i} \right) + c_2 \exp(-\delta i h_{\theta_1}) \right)^{h_{\theta_2}},$$

поэтому

$$\mathbf{E}|B_n|^h \leq c R(h)^n \exp(-\delta n h).$$

Следовательно, выполнены условия А1–А5, и доказываемое утверждение следует из теоремы 2. \square

Автор благодарит анонимного рецензента за значительную работу по улучшению текста настоящей статьи.

Список литературы

1. Daley D. J., “Extinction conditions for certain bisexual Galton–Watson branching processes”, *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie verw. Gebiete*, **9**:4 (1968), 315–322.
2. Hull D. M., “A necessary condition for extinction in those bisexual Galton–Watson branching processes governed by superadditive mating functions”, *J. Appl. Probab.*, **19**:4 (1982), 847–850.
3. Bruss F. T., “A note on extinction criteria for bisexual Galton–Watson processes”, *J. Appl. Probab.*, **21**:4 (1984), 915–919.
4. Bagley J. H., “On the asymptotic properties of a supercritical bisexual branching process”, *J. Appl. Probab.*, **23**:3 (1986), 820–826.
5. Gonzalez M., Molina M., “On the limit behaviour of a superadditive bisexual Galton–Watson branching process”, *J. Appl. Probab.*, **33**:4 (1996), 960–967.
6. Gonzalez M., Molina M., Mota M., “A note on bisexual branching models with immigration”, *J. Inter-American Stat. Inst.*, **49** (1999), 81–107.
7. Gonzalez M., Molina M., Mota M., “On the limit behavior of a supercritical bisexual Galton–Watson branching process with immigration of mating units”, *Stoch. Anal. Appl.*, **19**:6 (2001), 933–943.
8. Ma S., Xing Y., “Bisexual branching processes with immigration depending on the number of females and males”, *Workshop on Branching Processes and Their Applications, Lect. Notes in Statist.*, **197**, 2010, 269–277.
9. Ma S., “Bisexual Galton–Watson branching processes in random environments”, *Acta Math. Appl. Sin, Engl. Ser.*, **22** (2006), 419–428.
10. Ma S., Molina M., “Two-sex branching processes with offspring and mating in a random environment”, *J. Appl. Probab.*, **46**:4 (2009), 993–1004.
11. Xiao S., Liu X., Li Y., “A.S. convergence rate and L^p -convergence of bisexual branching processes in a random environment and varying environment”, *Acta Math. Appl. Sin, Engl. Ser.*, **39** (2023), 337–353.
12. Козлов М. В., “О больших отклонениях ветвящихся процессов в случайной среде: геометрическое распределение числа потомков”, *Дискретная математика*, **18**:2 (2006), 29–47.
13. Козлов М. В., “О больших отклонениях строго докритических ветвящихся процессов в случайной среде с геометрическим распределением числа потомков”, *Теория вероятностей и ее применения*, **54**:3 (2009), 439–465.

14. Bansaye V., Berestycki J., *Large deviations for branching processes in random environment*, 2008, 28 pp., arXiv:0810.4991.
15. Böinghoff C., Kersting G., “Upper large deviations of branching processes in a random environment — Offspring distributions with geometrically bounded tails”, *Stoch. Proc. Appl.*, **120**:10 (2010), 2064–2077.
16. Bansaye V., Böinghoff C., “Lower large deviations for supercritical branching processes in random environment”, *Proc. Steklov Inst. Math.*, **282** (2013), 15–34.
17. Дмитрущенко Д. В., “О больших отклонениях ветвящегося процесса в случайной среде с иммиграцией в моменты вырождения”, *Дискретная математика*, **26**:4 (2014), 36–42.
18. Дмитрущенко Д. В., Шкляев А. В., “Большие отклонения ветвящихся процессов с иммиграцией в случайной среде”, *Дискретная математика*, **28**:3 (2016), 28–48.
19. Buraczewski D., Dyszewski P., “Precise large deviation estimates for branching process in random environment”, *Ann. Inst. H. Poincaré. Probab. Statist.*, **58**:3 (2022), 1669–1700.
20. Шкляев А. В., “Большие отклонения ветвящегося процесса в случайной среде. II”, *Дискретная математика*, **32**:1 (2020), 135–156.
21. Buraczewski D., Damek E., Mikosch T., *Stochastic Models with Power-Law Tails: The Equation $X = AX + B$* , Springer Series in Operations Research and Financial Engineering, 2016, 335 pp.
22. Шкляев А. В., “Большие отклонения ветвящегося процесса в случайной среде. I”, *Дискретная математика*, **31**:4 (2019), 102–115.
23. Ватутин В. А., Топчий В. А., “Максимум критических процессов Гальтона–Ватсона и непрерывные слева случайные блуждания”, *Теория вероятн. и ее примен.*, **42**:1 (1997), 21–34.
24. Dharmadhikari S. W., Fabian V., Jogdeo K., “Bounds on the moments of martingales”, *Ann. Math. Statist.*, **39**:5 (1968), 1719–1723.

Статья поступила 05.06.2023.