

# Скорость сходимости в предельных теоремах о локальном времени пребывания случайного блуждания в точке $\mathbb{Z}^d$

Юшкова Ольга Владиславовна  
Научный руководитель: Яровая Е.Б.

кафедра теории вероятностей  
механико-математический факультет  
МГУ имени М.В. Ломоносова

Цель работы: Оценка скорости сходимости распределения времени пребывания случайного блуждания в точке в зависимости от размерности решетки в предположении конечной дисперсии и при условии, приводящем к бесконечной дисперсии скачков, к предельным распределениям, полученным в статье А. А. Апарина, Г. А. Попова и Е. Б. Яровой, с помощью метода Стейна в метрике Вассерштейна.

## Содержание:

- описание модели случайного блуждания с непрерывным временем
- дискретная аппроксимация
- оценка скорости сходимости к экспоненциальному распределению
- оценка скорости сходимости к полунормальному распределению
- оценка скорости сходимости к распределению Миттаг-Леффлера

## Определение (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)

Пусть  $\nu$  — некоторая вероятностная мера на  $\mathbb{Z}^d$ ,  $d \in \mathbb{N}$ , и матрица  $A = \|a(x, y)\|_{x, y \in \mathbb{Z}^d}$ , такова, что ее элементы обладают следующими свойствами:

- 1)  $a(x, y) \geq 0$  при  $x \neq y$  и  $a(x, x) < 0$  для любого  $x$ ;
- 2)  $\sum_{y \in \mathbb{Z}^d} a(x, y) = 0$  для любого  $x$ ;
- 3)  $\sup_{x \in \mathbb{Z}^d} |a(x, x)| < \infty$ .

Тогда случайный процесс  $X_t = \{X_t, t \geq 0\}$  с непрерывным временем, пространством состояний  $\mathbb{Z}^d$ , начальным распределением  $\nu$  и генератором  $A$  называется стохастическим блужданием по  $\mathbb{Z}^d$ .

Дополнительно потребуем, чтобы для  $X_t$  выполнялись следующие условия:

4) симметрия:  $a(x, y) = a(y, x)$ ;

5) пространственная однородность:  $a(x, y) = a(0, y - x)$ ;

6) однородность по времени:  $P(X_t = y | X_s = x) = P(X_{t-s} = y | X_0 = x)$   
для  $\forall x, y \in \mathbb{Z}^d$  и  $\forall t, s : t > s$ ;

7) неразложимость (неприводимость):  $\forall x, y \in \mathbb{Z}^d$  найдется момент  $t > 0$  такой, что  $P(X_t = y | X_0 = x) > 0$ . Другими словами, все точки решетки  $\mathbb{Z}^d$  достижимы.

## Определение (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)

Переходную вероятность обозначим через  $p(t, x, y) = P(X_t = y | X_0 = x)$ .  
В случае  $x = 0$  и  $y = 0$  будем использовать  $p(t) := p(t, 0, 0)$ .

Пусть

$$l_0(X_s) = \begin{cases} 1, & \text{в момент времени } s \text{ блуждание находится в нуле,} \\ 0, & \text{в момент времени } s \text{ блуждание не находится в нуле.} \end{cases}$$

Тогда случайная величина  $\xi_t$ , равная времени, которое блуждание проведет в точке  $x = 0$  до момента  $t \geq 0$ , будет иметь следующее представление в виде интеграла Лебега:

$$\xi_t := \xi_t(\omega) = \int_0^t l_0(X_s) ds.$$

Из определения  $\xi_t$  имеем

$$E\xi_t = E \int_0^t l_0(X_s) ds = \int_0^t E l_0(X_s) ds = \int_0^t p(s) ds.$$

## Случай конечной дисперсии скачков

$$\sum_{x \in \mathbb{Z}^d} \|x\|^2 a(0, x) < \infty,$$

где  $\|\cdot\|$  — некоторая норма в  $\mathbb{Z}^d$ .

## Случай бесконечной дисперсии скачков

$$\lim_{\|x\| \rightarrow \infty} a(0, x) \|x\|^{d+\alpha} = H\left(\frac{x}{\|x\|}\right),$$

где  $\alpha \in (0, 2)$ ,  $\|\cdot\|$  — некоторая норма в  $\mathbb{Z}^d$  и  $H : S^{d-1} \rightarrow R$ ,  $H(x) = H(-x)$ ,  $x \in S^{d-1}$  — непрерывная положительная функция, определенная на сфере  $S^{d-1}$  размерности  $d - 1$ .

В случае конечной дисперсии скачков для переходной вероятности  $p(t)$  для размерности  $d \geq 1$  при  $t \rightarrow \infty$  имеет место асимптотическое представление:

$$p(t, x, y) \sim \frac{\gamma_d}{t^{d/2}},$$

где  $\gamma_d$  некоторая известная константа.

**Лемма (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)**

При  $t \rightarrow \infty$  верны следующие асимптотические равенства:

$$E\xi_t = \begin{cases} 2\gamma_1\sqrt{t} & \text{при } d = 1, \\ \gamma_2 \ln t & \text{при } d = 2, \\ C_d & \text{при } d \geq 3. \end{cases}$$



В случае бесконечной дисперсии скачков для переходной  $p(t)$  для размерности  $d \geq 1$  при  $t \rightarrow \infty$ ,  $\alpha \in (0, 2)$  имеет место асимптотическое представление

$$p(t) \sim h_{\alpha,d} t^{-d/\alpha}.$$

При этом справедлива следующая теорема.

**Лемма (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)**

При  $t \rightarrow \infty$  верны следующие асимптотические равенства:

$$E\xi_t = \begin{cases} C_1^* & \text{при } d = 1 \text{ и } 0 < \alpha < 1, \\ h_{1,1} \ln t & \text{при } d = 1 \text{ и } \alpha = 1, \\ h_{\alpha,1} \frac{\alpha}{\alpha-1} t^{1-1/\alpha} & \text{при } d = 1 \text{ и } 1 < \alpha < 2, \\ C_d^* & \text{при } d \geq 2 \text{ и } 0 < \alpha < 2. \end{cases}$$

## Теорема (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}^d$ ,  $d \in \mathbb{N}$ , с конечной дисперсией скачков и носителем распределения  $x \in R_+$  при  $t \rightarrow \infty$  имеет место соотношение:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\left(\frac{2}{\sqrt{\pi}} \frac{\xi_t}{E\xi_t} \leq x\right) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2/4} dt \text{ при } d = 1,$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\left(\frac{\xi_t}{E\xi_t} \leq x\right) = 1 - e^{-x} \text{ при } d \geq 2.$$

## Теорема (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}^d$ ,  $d \in \mathbb{N}$ , с бесконечной дисперсией скачков и носителем распределения  $x \in R_+$  при  $t \rightarrow \infty$  имеет место соотношение:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P \left( \frac{\xi_t}{\Gamma(1+\theta)E\xi_t} \leq x \right) = P(\zeta_\theta \leq x) \text{ при } d = 1, \alpha \in (1, 2),$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P \left( \frac{\xi_t}{E\xi_t} \leq x \right) = 1 - e^{-x} \text{ при } d = 1, \alpha \in (0, 1] \text{ и при } d \geq 2, \alpha \in (0, 2),$$

где  $\zeta_\theta$  - случайная величина, имеющая распределение Миттаг-Леффлера для  $\theta = 1 - 1/\alpha$  с плотностью

$$g_\theta(y) = \frac{1}{\pi\theta} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^{j-1}}{j!} \sin(\pi\theta j) \Gamma(\theta j + 1) y^{j-1}.$$

**Метод Стейна** - это метод, который позволяет количественно оценить ошибку в приближении одного распределения другим в различных метриках.

Определение (Nathan Ross, 2011)

$$d_H(\mu, \nu) = \sup_{h \in H} \left| \int_X h(x) d\mu(x) - \int_X h(x) d\nu(x) \right|$$

$\mu, \nu$  - вероятностные меры на измеримом пространстве  $X$ ,  
 $W, Z$  - случайные величины с распределением  $\mu$  и  $\nu$  соответственно,  
 $H$  - набор функций из  $X$  на множество действительных чисел  $\mathbb{R}$ .

Метрика Васерштейна:

$$d_W(W, Z) = \sup_{h \in H_w} |Eh(W) - Eh(Z)|$$

$H_w = \{h : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} : |h(x) - h(y)| \leq |x - y|\}$ , или, другими словами, множество всех липшицевых функций на множестве действительных чисел  $\mathbb{R}$  с константой Липшица 1.

Зафиксируем  $t > 0$  и определим нормированное время пребывания

$$W_t = \frac{\xi_t}{E\xi_t}.$$

Введём дискретную аппроксимацию

$$G_t^n = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{[nt]} I_0 \left( X_{\frac{i}{n}} \right),$$

где  $[ ]$  - целая часть,  $n \in \mathbb{N}$ .

Соответствующую нормированную величину обозначим

$$Y_n^t = \frac{G_t^n}{EG_t^n}.$$

## Лемма 1

Для случайных величин  $G_t^n$ ,  $\xi_t$ ,  $Y_n^t$ ,  $W_t$ , определенных выше, имеют место соотношения:

$$G_t^n \xrightarrow{L^1} \xi_t \text{ при } n \rightarrow \infty,$$

$$Y_n^t \xrightarrow{L^1} W_t \text{ при } n \rightarrow \infty,$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} d_W(Y_n^t, Z) = d_W(W_t, Z).$$

## Теорема 1

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}^2$ , с конечной дисперсией скачков при  $t \rightarrow \infty$  имеет место оценка

$$d_W(W_t, Z) \leq \frac{C_2}{(\ln t)^2},$$

где  $W_t = \frac{\xi_t}{E\xi_t}$ ,  $Z \sim \text{Exp}(1)$ , а  $C_2$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .

## Теорема 2

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}^d$ ,  $d \geq 3$ ,  $d \in \mathbb{N}$ , с конечной дисперсией скачков при  $t \rightarrow \infty$  имеет место оценка

$$d_W(W_t, Z) \leq C_d t^{-d/2+1},$$

где  $W_t = \frac{\xi_t}{E\xi_t}$ ,  $Z \sim \text{Exp}(1)$ , а  $C_d$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .



## Теорема 3

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}$ , с бесконечной дисперсией скачков, параметром  $\alpha = 1$  при  $t \rightarrow \infty$  имеет место оценка

$$d_W(W_t, Z) \leq \frac{C_{1,1}}{(\ln t)^2},$$

где  $W_t = \frac{\xi_t}{E\xi_t}$ ,  $Z \sim \text{Exp}(1)$ , а  $C_{1,1}$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .

## Теорема 4

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}^d$ ,  $d \in N$ , с бесконечной дисперсией скачков при  $t \rightarrow \infty$  имеет место оценка

$$d_W(W_t, Z) \leq C_{d,\alpha} t^{-d/\alpha+1} \text{ при } d = 1, 0 < \alpha < 1 \text{ или } d \geq 2, 0 < \alpha < 2.$$

Здесь  $W_t = \frac{\xi_t}{E\xi_t}$ ,  $Z \sim \text{Exp}(1)$ , а  $C_{d,\alpha}$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .

## Теорема 5

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}$ , с конечной дисперсией скачков при  $t \rightarrow \infty$  имеет место оценка

$$d_W(W_t, Z) \geq \frac{C_d^*}{(\ln t)^2},$$

где  $W_t = \frac{\xi_t}{E\xi_t}$ ,  $Z \sim \text{Exp}(1)$ , а  $C_d^*$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .

По определению

$$d_W(W_t, Z) = \sup_{h \in H_W} |Eh(W_t) - Eh(Z)|.$$

Рассмотрим функцию  $h(x) = e^{-\frac{1}{2}x}$ . Тогда

$$d_W(W_t, Z) \geq |Ee^{-\frac{1}{2}W_t} - Ee^{-\frac{1}{2}Z}|.$$

## Лемма (А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021)

Моменты величины  $\frac{\xi_t}{E\xi_t}$  допускают следующее представление:

$$E \left[ \frac{\xi_t}{E\xi_t} \right]^k = \frac{k!}{(E\xi_t)^k} \int_0^t f_k(s_k) ds_k,$$

где  $f_k(s_k) := \int_0^{s_k} \dots \int_0^{s_2} p(s_k - s_{k-1})p(s_2 - s_1)p(s_1)ds_1 \dots ds_{k-1}$ .

Применив известные нам асимптотические представления, получим оценку

$$EW_t^2 \leq 2!(1 + \chi) - \frac{C}{\ln^2(t)},$$

где  $\chi$  - произвольная малая величина.

Кроме того, при доказательстве предельных теорем (см. А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая, 2021) было показано, что

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E \left[ \frac{\xi_t}{E\xi_t} \right] = k!.$$

Таким образом,

$$dw(W, Z) \geq \left| \frac{2}{3} - \frac{2}{3} - \frac{\chi}{8} + \frac{C}{\ln^2(t)} \right|$$

## Теорема 6

Для симметричного, неприводимого и пространственно однородного стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}$  с бесконечной дисперсией скачков и параметром  $\alpha = 1$  при  $t \rightarrow \infty$  имеет место оценка снизу

$$d_W(W_t, Z) \geq \frac{C_{d,\alpha}^*}{(\ln t)^2},$$

где  $W_t = \xi_t / E\xi_t$ ,  $Z \sim \text{Exp}(1)$ , а  $C_{d,\alpha}^*$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .

Пусть  $X \sim N(0, \sigma^2)$ .

Тогда случайная величина  $Z = |X|$  будет иметь полунормальное распределение  $HN(\sigma)$  с плотностью

$$f_Z(y, \sigma) = \frac{\sqrt{2}}{\sigma\sqrt{\pi}} e^{-y^2/2\sigma^2}.$$

## Теорема 7

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}$  с конечной дисперсией скачков при  $t \rightarrow \infty$  имеет место следующая оценка

$$d_W(W_t, Z) \leq \frac{C_1}{t^{1/2}},$$

где  $W_t = \frac{2\xi_t}{\sqrt{\pi E\xi_t^2}}$ ,  $Z \sim HN(\sigma)$ , а  $C_1$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ .

## Теорема 8

Определим оператор  $\mathbb{A}$  как

$$\mathbb{A}f(x) = \sigma^2 f'(x) - xf(x) + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} f(0).$$

Если неотрицательная случайная величина  $Z$  имеет полунормальное распределение с параметром  $\sigma$ , то  $E\mathbb{A}f(Z) = 0$  для любой абсолютно непрерывной функции  $f : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  с  $Ef'(Z) < \infty$ .

## Лемма 2

Рассмотрим измеримую на  $[0, \infty)$  функцию  $h$ . Пусть  $Z$  имеет полунормальное распределение с параметром  $\sigma$ , тогда дифференциальное уравнение

$$\sigma^2 f'_h(w) - w f_h(w) + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} f_h(0) = h(w) - E h(Z)$$

имеет единственное решение  $f_h$ , такое что  $f_h(0) = 0$ . Оно имеет вид

$$f_h(w) = \frac{1}{\sigma^2} e^{w^2/2\sigma^2} \int_w^\infty e^{-t^2/2\sigma^2} (E h(Z) - h(t)) dt.$$

## Лемма 3

Пусть  $h : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  измеримая функция. Если  $h$  - липшицева, то  $f_h$  непрерывно дифференцируема с липшицевой непрерывной производной, и верны следующие границы:

$$a) \|f_h\|_\infty \leq \sigma \|h'\|_\infty,$$

$$b) \|f'_h\|_\infty \leq \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{1}{\sigma} \|h'\|_\infty,$$

$$c) \|f''_h\|_\infty \leq 2 \frac{1}{\sigma^2} \|h'\|_\infty.$$

Таким образом, если  $W$  - неотрицательная случайная величина, а  $Z$  имеет распределение  $HN(\sigma)$ , то

$$d_W(W, Z) = \sup_{h \in H_W} |\mathbb{E}h(W) - \mathbb{E}h(Z)| = \sup_{h \in H_W} |\mathbb{E}[\sigma^2 f'_h(W) - Wf_h(W) + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} f_h(0)]|.$$



## Определение (Nathan Ross, 2011)

Случайная величина  $W^s$  имеет сбалансированное по размеру распределение относительно случайной величины  $W$ , где  $W \geq 0$  и  $EW < \infty$ , если для всех  $f$  таких, что  $E|Wf(W)| < \infty$  справедливо

$$E(Wf(W)) = E(W)E(f(W^s)).$$

## Определение (Nathan Ross, 2011)

Случайная величина  $W^e$  имеет равновесное распределение относительно случайной величины  $W$ , где  $W \geq 0$ , если

$$E(f(W)) - f(0) = E(W)E(f'(W^e))$$

для всех липшицевых функций  $f$  с константой Липшица 1.

Для функции  $f_h(x)$  имеем

$$EWf_h(W) = EWEf_h(W^s) = EW(f_h(0) + EW^s Ef'_h((W^s)^e)),$$

где  $(W^s)^e$  имеет равновесное распределение относительно  $W^s$ .

Следовательно,

$$\begin{aligned} \sigma^2 Ef'_h(W) - EWf_h(W) + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} f_h(0) &= \\ &= \sigma^2 Ef'_h(W) - EWEW^s Ef'_h((W^s)^e) - EWf_h(0) + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} f_h(0). \end{aligned}$$

Используя теорему о среднем и следующие свойства

$$EW^s = \frac{EW^2}{EW} \text{ и } EW^e = \frac{EW^2}{2EW},$$

получим оценку

$$d_W(W, Z) \leq \|f''_h\| |EWEW^2 - \frac{E(W)^3}{2}| + \|f'_h\| |\sigma^2 - EW^2|.$$

Зафиксируем  $n$  и  $t$ .

Рассмотрим

$$W_t = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \frac{\xi_t}{E\xi_t} \quad \text{и} \quad Y_n^t = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=0}^{[nt]} l_0 \left( X_{\frac{i}{n}} \right)}{E \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{[nt]} l_0 \left( X_{\frac{i}{n}} \right)} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \frac{G_t^n}{EG_t^n}.$$

Для введенной случайной величины  $W_t$  и случайной величины  $Z$  с распределением  $HN(\sigma)$  справедливо, что

$$d_W(W_t, Z) = \lim_{n \rightarrow \infty} d_W(Y_n^t, Z).$$

Заметим, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(Y_t^n)^k = EW_t^k.$$

Мы уже знаем, что  $p(t) \sim \gamma_1 t^{-1/2}$  и  $E\xi_t \sim 2\gamma_1 \sqrt{t}$ .

Рассмотрим функцию

$$q_{c,\varepsilon}(t) = \begin{cases} 1, & \text{при } t < c \\ (1 + \varepsilon)\gamma_1 t^{-1/2} & \text{при } t > c. \end{cases}$$

Тогда для  $\forall \varepsilon \exists c$ , такое что для  $\forall t$   $p(t) < q(t)$ . Отсюда

$$\int_0^t \int_0^i p(i-j)p(j)djdi \leq \int_0^t \int_0^i q_{c,\varepsilon}(i-j)q_{c,\varepsilon}(j)djdi.$$

Можно доказать, что

$$\int_0^t \int_0^i q_{c,\varepsilon}(i-j)q_{c,\varepsilon}(j)djdi = (1 + \varepsilon)^2 \gamma_1^2 \pi t + O(t^{1/2}).$$

Таким образом,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} |\sigma^2 - E(Y_t^n)^2| \leq |2 - \frac{4}{\pi} \frac{2}{4\gamma_1^2 t} ((1 + \varepsilon)^2 \gamma_1^2 \pi t + C^* t^{1/2})| = |2 - 2(1 + \varepsilon)^2 + C^{**} t^{-1/2}|,$$

где  $C^*, C^{**}$  - константы, не зависящие от  $t$ .

Рассмотрим третий момент

$$\int_0^t \int_0^i \int_0^j p(i-j)p(j-k)p(k)dkdjdi \leq \int_0^t \int_0^i \int_0^j q_{c,\varepsilon}(i-j)q_{c,\varepsilon}(j-k)q_{c,\varepsilon}(k)dkdjdi.$$

Справедливо,

$$\frac{8}{\pi\sqrt{\pi}} \frac{6}{8\gamma_1^3 t^{3/2}} \int_0^t \int_0^i \int_0^j q_{c,\varepsilon}(i-j)q_{c,\varepsilon}(j-k)q_{c,\varepsilon}(k)dsdk = (1+\varepsilon)^3 \frac{8}{\sqrt{\pi}} + O(t^{-1/2}).$$

Таким образом,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} |EY_n^t E(Y_n^t)^2 - E(Y_n^t)^3 \frac{1}{2}| \leq |\frac{2}{\sqrt{\pi}}(2 + c^* t^{-1/2}) - \frac{1}{2}(\frac{8}{\sqrt{\pi}} + c^{**} t^{-1/2})|,$$

где  $c^*, c^{**}$  - константы, не зависящие от  $t$ .

## Теорема 9

Для симметричного, неприводимого и однородного по пространству стохастического блуждания по  $\mathbb{Z}$  с бесконечной дисперсией скачков при  $t \rightarrow \infty$  имеет место следующая оценка

$$d_W(W_t, Z) \leq C_{1,\alpha} t^{1/\alpha-1}, \quad \alpha \in (1, 2), \quad \frac{\alpha}{\alpha-1} \in \mathbb{N}$$

где  $C_{1,\alpha}$  - некоторая константа, не зависящая от  $t$ ,  $W_t = \frac{\xi_t}{\Gamma(2-1/\alpha)E\xi_t}$ , а случайная величина  $Z$  при  $\theta = 1 - 1/\alpha$  имеет плотность

$$g_\theta(y) = \frac{1}{\pi\theta} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^{j-1}}{j!} \sin(\pi\theta j) \Gamma(\theta j + 1) y^{j-1}.$$

Заметим, что функция плотности  $g_\theta(y)$  это функция М-Райта, введенная Франческо Майнард в 1994.

$$g_\theta(y) = \frac{1}{\pi\theta} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^{j-1}}{j!} \sin(\pi\theta j) \Gamma(\theta j + 1) y^{j-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-y)^j}{j!} \frac{1}{\Gamma(1 - \theta(j+1))} = M_\theta(y)$$

Известно, что  $M_{\frac{1}{q}}(z)$  ( $q \geq 2$  целое число) удовлетворяет дифференциальному уравнению порядка  $q - 1$

$$\frac{d^{q-1}}{dz^{q-1}} M_{\frac{1}{q}}(z) + \frac{(-1)^q}{q} z M_{\frac{1}{q}}(z) = 0$$

при начальных условиях

$$M_{1/q}^{(h)}(0) = \frac{(-1)^h}{\Gamma(1 - (h+1)/q)},$$

где  $h = 0, 1, \dots, q - 2$ .

## Теорема 10

Определим оператор  $\mathbb{A}$  как

$$\mathbb{A}f(x) = \frac{d^{q-1}}{dz^{q-1}} f(x) - \frac{1}{q} x f(x) + \sum_{m=0}^{q-2} f^{(m)}(0) \frac{1}{\Gamma((m+1)/q)} = 0.$$

Если неотрицательная случайная величина  $Z$  при  $\theta = 1/q$ ,  $q \in \mathbb{N}$ ,  $q > 2$  имеет распределение с плотностью

$$g_{\theta}(y) = \frac{1}{\pi\theta} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^{j-1}}{j!} \sin(\pi\theta j) \Gamma(\theta j + 1) y^{j-1},$$

то  $E\mathbb{A}f(Z) = 0$  для любой функции  $f : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $f \in C^n$  с  $Ef^{(k)}(Z) < \infty$ , при  $k = 0, 1, \dots, q-1$ .



## Лемма 4

Рассмотрим измеримую на  $[0, \infty)$  функцию  $h$ . Пусть  $Z$  имеет распределение с плотностью  $M_{1/q}$ , тогда дифференциальное уравнение

$$\frac{d^{q-1}}{dz^{q-1}} f_h(x) - \frac{1}{q} x f_h(x) = h(x) - E h(Z)$$

имеет единственное ограниченное решение  $f_h$ , такое что  $f_h^{(k)}(0) = 0$ ,  $k = 0, 1, \dots, q-2$ . Оно имеет вид

$$f_h(x) = \sum_{i=1}^{q-1} y_i(x) \int_0^x \frac{W_i(t)}{W(t)} (h(t) - E h(Z)) dt,$$

где  $\{y_1, y_2, \dots, y_{q-1}\}$  решения соответствующего однородного уравнения, вида

$$y_k^+(x) = \int_0^\infty e^{-(-c)^{q-1} \frac{w^q}{q}} [e^{-cwx} - e^{-cwx a_k} \cos(cwx b_k - \frac{2k\pi}{q})] dw,$$

$$y_k^-(x) = - \int_0^\infty e^{-(-c)^{q-1} \frac{w^q}{q} - cwx a_k} \sin(cwx b_k - \frac{2k\pi}{q}) dw,$$

где  $c = -1/q < 0$ , натуральные  $k \leq q/2$  и  $a_k = \cos(2k\pi/q)$  и  $b_k = \sin(2k\pi/q)$ .

## Определение

Случайная величина  $W^{ek}$  имеет  $k$ -равновесное распределение относительно случайной величины  $W$ , где  $W \geq 0$  и  $E(W^i) < \infty$  для  $i = 0, 1, \dots, k$ , если

$$E(f(W)) - \sum_{i=0}^{k-1} \frac{f^{(i)}(0)}{i!} E(W^i) = \frac{E(W)^k}{k!} E(f^{(k)}(W^{ek}))$$

для всех липшицевых функций  $f \in C^k$ .

Аналогично случаю с полунормальным распределением для подходящей  $f(x)$  имеем

$$EWf(W) = EW \left( \sum_{i=0}^{q-2} \frac{f^{(i)}(0)}{i!} E((W^s)^i) + \frac{E(W^s)^{q-1}}{(q-1)!} E(f^{(q-1)}((W^s)^{e(q-1)})) \right),$$

где  $f(x) \in C^q$  неотрицательная функция, а  $(W^s)^{eq}$  имеет  $q$ -равновесное распределение относительно  $W^s$ , которое имеет сбалансированное по размеру распределение относительно  $W$ .

Воспользовавшись свойствами равновесного и сбалансированного по размеру распределений, получим

$$\begin{aligned} & E \left( \frac{d^{q-1}}{dz^{q-1}} f(W) - \frac{1}{q} W f(W) + \sum_{m=0}^{q-2} f^{(m)}(0) \frac{1}{\Gamma((m+1)/q)} \right) \\ & \leq \|f^{(q)}\| \left| \frac{EW^q}{q!} E(W - (W^s)^{e(q-1)}) \right| + \|f^{(q-1)}\| \left| 1 - \frac{EW^q}{q!} \right| + \\ & \quad + \sum_{m=0}^{q-2} f^{(m)}(0) \left| \frac{1}{q} \frac{m+1}{\Gamma(1 + (m+1)/q)} - \frac{1}{q} \frac{E(W^{m+1})}{m!} \right|. \end{aligned}$$

Отсюда

$$d_W(W, Z) \leq \|f_h^{(q)}\| \frac{1}{q!} \left| EW^q E(W) - \frac{EW^{q+1}}{q} \right| + \|f_h^{(q-1)}\| \left| 1 - \frac{EW^q}{q!} \right|.$$

Рассмотрим дискретную аппроксимацию. Для случайной величины

$$W_t = \frac{1}{\Gamma(1+\theta)} \frac{\xi_t}{E\xi_t},$$

где  $\theta = 1 - \frac{1}{\alpha} = \frac{1}{q}$ ,  $\alpha \in (1, 2)$ ,  $q \in \mathbb{N}$  положим

$$Y_n^t = \frac{1}{\Gamma(1+\theta)} \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=0}^{[nt]} I_0\left(X_{\frac{i}{n}}\right)}{E \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{[nt]} I_0\left(X_{\frac{i}{n}}\right)} = \frac{1}{\Gamma(1+\theta)} \frac{G_t^n}{EG_t^n}.$$

Заметим, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(Y_t^n)^k = EW_t^k.$$

При  $t \rightarrow \infty$  верна асимптотическая оценка  $p(t) \sim h_{\alpha,1} t^{-1/\alpha}$ ,  $E\xi_t \sim h_{\alpha,1} \frac{\alpha}{\alpha-1} t^{1-1/\alpha}$ .  
Аналогично случаю полунормального распределения рассмотрим функцию

$$q_{c,\varepsilon}(t) = \begin{cases} 1, & \text{при } t < c \\ (1 + \varepsilon)h_{\alpha,1}t^{-1/\alpha} & \text{при } t > c. \end{cases}$$

Рассмотрим момент  $k$ . Изменим порядок интегрирования в исходном интеграле

$$\int_0^t \int_0^{s_k} \dots \int_0^{s_2} q_{c,\varepsilon}(s_k - s_{k-1}) \dots q_{c,\varepsilon}(s_2 - s_1) q_{c,\varepsilon}(s_1) ds_1 \dots ds_k =$$

$$\int_0^t \int_{s_1}^t \dots \int_{s_{k-1}}^t q_{c,\varepsilon}(s_k - s_{k-1}) \dots q_{c,\varepsilon}(s_2 - s_1) q_{c,\varepsilon}(s_1) ds_k \dots ds_1.$$

Случай, когда все множители не равны 1, дает

$$(1 + \varepsilon)^k h_{\alpha,1}^k \Gamma(1 + \theta)^k \left( \frac{\alpha}{\alpha - 1} \right)^k t^{k(1-1/\alpha)}.$$

Пусть некоторый множитель  $q_{c,\varepsilon}(s_k - s_{k-1})$  равен 1. Тогда получим интеграл, который при  $t \rightarrow \infty$  имеет асимптотическую оценку  $O(t^{(k-1)(1-1/\alpha)})$ .

Таким образом, скорость сходимости  $EW_t^k$  к  $\frac{k!}{\Gamma(1+k\theta)}$  при  $t \rightarrow \infty$  равна  $O(t^{1/\alpha-1})$ . Откуда получаем

$$d_W(W_t, Z) \leq \|f^{(q)}\| \frac{1}{q!} \left| \frac{q!}{\Gamma(1 + q\frac{1}{q})} \frac{1}{\Gamma(1 + \frac{1}{q})} - \frac{1}{q} \frac{(q+1)!}{\Gamma(1 + (q+1)\frac{1}{q})} + C^* t^{\frac{1}{\alpha}-1} \right| +$$

$$+ \|f^{(q-1)}\| \left| 1 - \frac{q!}{q! \Gamma(2)} + C^{**} t^{\frac{1}{\alpha}-1} \right|.$$

где  $C^*$ ,  $C^{**}$  константы, не зависящие от  $t$ .

Вопрос, связанный со случаем  $\frac{\alpha}{\alpha-1} \notin \mathbb{N}$ , до сих пор остаётся открытым и может стать темой отдельных изысканий.

- [Nathan Ross.](#)  
**Fundamentals of Stein's method.**  
*Probab. Surv.*, 8:210–293, 2011.
- [А. А. Апарин, Г. А. Попов, Е. Б. Яровая.](#)  
**О распределении времени пребывания случайного блуждания в точке многомерной решетки.**  
*Теория вероятн. и ее примен.*, 66:4 (2021), 657–675.
- [Erol Peköz and Adrian Röllin.](#)  
**Exponential approximation for the nearly critical Galton-Watson process and occupation times of Markov chains.**  
*Electron. J. Probab.*, 16:no. 51, 1381–1393, 2011.
- [Е. Б. Яровая.](#)  
**Ветвящиеся случайные блуждания в неоднородной среде.**  
*Изд-во ЦПИ при мех.-матем. ф-те МГУ, М., 104 с., 2007.*
- [Е. Б. Яровая А. И. Рытова.](#)  
**Многомерная лемма Ватсона и ее применение.**  
*Матем. заметки*, 2016, том 99, выпуск 3, 2016.



Christian Döbler.

**Stein's method for the half-normal distribution with applications to limit theorems related to the simple symmetric random walk.**

*ALEA. Latin American Journal of Probability and Mathematical Statistics, 2015.*

Francesco Mainardi.

**On the initial value problem for the fractional diffusion-wave equation.**

*In Waves and stability in continuous media (Bologna, 1993), 1994.*

Fabrizio Cinque and Enzo Orsingher.

**General Airy-type equations, heat-type equations and pseudo-processes.**

*J. Evol. Equ., 25(1):Paper No. 17, 28, 2025.*