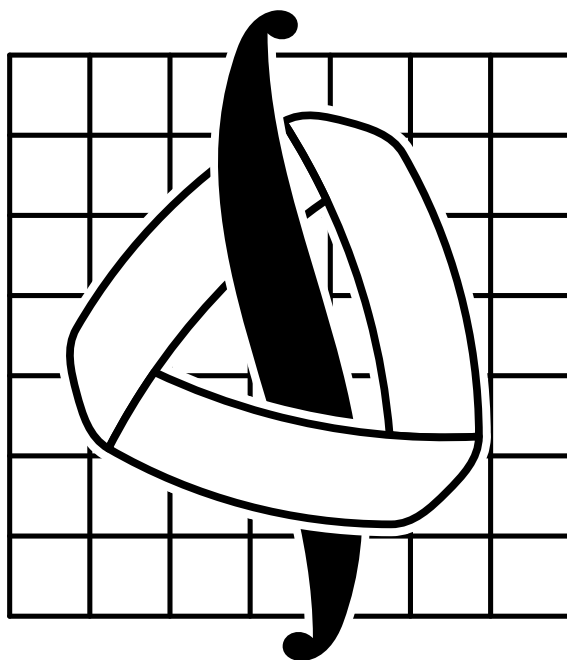


МОСКОВСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
имени М. В. ЛОМОНОСОВА
Механико-математический факультет



Булинский А.В.
Случайные процессы

6 семестр, второй поток

4 марта 2017 г.

Оглавление

1	Случайные блуждания	4
1.1	Понятие случайного блуждания	4
1.2	Случайные блуждания	5
1.3	Исследование случайного блуждания с помощью характеристической функции	7
2	Ветвящиеся процессы и процессы восстановления	9
2.1	Модель Гальтона – Ватсона	9
2.2	Процессы восстановления	12

Предметный указатель

Вырождение, 9

Измеримое

 отображение, 4

 пространство, 4

Множество

 возвратности, 8

 достижимости, 8

Модель Гальтона-Ватсона, 9

Производящая функция, 9

Процесс

 восстановления, 12

Распределение

 случайного элемента, 4

Случайное блуждание, 5

 простое, 5

 возвратное, 5

Случайный

 процесс, 4

 элемент, 4

Теорема

 Ломницкого-Улама, 4

 Чжуна-Фукса, 8

Лекция 1

Случайные блуждания

1.1 Понятие случайного блуждания

Определение. Пусть V — множество, а \mathcal{A} — σ -алгебра его подмножеств. Тогда (V, \mathcal{A}) называется *измеримым пространством*.

Определение. Пусть есть (V, \mathcal{A}) и (S, \mathcal{B}) — два измеримых пространства, $f: V \rightarrow S$ — отображение. f называется $\mathcal{A} \mid \mathcal{B}$ -измеримым, если $\forall B \in \mathcal{B} f^{-1}(B) \in \mathcal{A}$.

Обозначение. $f \in \mathcal{A} \mid \mathcal{B}$.

Определение. Пусть есть $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ — вероятностное пространство, (S, \mathcal{B}) — измеримое пространство, $Y: \Omega \rightarrow S$ — отображение. Если $Y \in \mathcal{F} \mid \mathcal{B}$, то Y называется *случайным элементом*.

Пример 1.1.1. $S = \mathbb{R}^m$, $\mathcal{B} = \mathcal{B}(\mathbb{R})$ — борелевские множества. Тогда при $m > 1$ случайный элемент Y — случайный вектор; если $m = 1$, то Y — случайная величина. $\mathbf{P}_Y(B) = \mathbf{P}[Y^{-1}(B)]$ — мера на \mathcal{B} .

Легко видеть, что

$$\mathbf{P}_Y(B) = \mathbf{P} \{ \omega \in \Omega \mid Y(\omega) \in B \}$$

Определение. Пусть $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ — вероятностное пространство, (S, \mathcal{B}) — измеримое пространство, $Y: \Omega \rightarrow S$ — случайный элемент. *Распределение вероятностей, индуцированное случайным элементом Y* , — это функция на множествах из \mathcal{B} , задаваемая равенством

$$\mathbf{P}_Y(B) := \mathbf{P}(Y^{-1}(B)), \quad B \in \mathcal{B}.$$

Определение. Пусть $(S_t, \mathcal{B}_t)_{t \in T}$ — семейство измеримых пространств. *Случайный процесс, ассоциированный с этим семейством*, — это семейство случайных элементов $X = \{X(t) \mid t \in T\}$, где $X(t): \Omega \rightarrow S_t$, $X(t) \in \mathcal{F} \mid \mathcal{B}_t \quad \forall t \in T$. Здесь T — это произвольное параметрическое множество, (S_t, \mathcal{B}_t) — произвольные измеримые пространства.

Замечание. Если $T \subset \mathbb{R}$, то $t \in T$ интерпретируется как время. Если $T = \mathbb{R}$, то время *непрерывно*; если $T = \mathbb{Z}$ или $T = \mathbb{Z}_+$, то время *дискретно*; если $T \subset \mathbb{R}^d$, то говорят о *случайном поле*.

Определение. Случайные элементы X_1, \dots, X_n называются *независимыми*, если

$$\mathbf{P} \left(\bigcap_{k=1}^n \{X_k \in B_k\} \right) = \prod_{k=1}^n \mathbf{P}(X_k \in B_k), \quad \forall B_1 \in \mathcal{B}_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}_n.$$

Теорема 1.1 (Ломницкого-Улама). Пусть $(S_t, \mathcal{B}_t, \mathbb{Q}_t)_{t \in T}$ — семейство вероятностных пространств. Тогда на некотором $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ существует семейство независимых случайных элементов $X_t: \Omega \rightarrow S_t$, $X_t \in \mathcal{F} \mid \mathcal{B}_t$ таких, что $\mathbf{P}_{X_t} = \mathbb{Q}_t$, $t \in T$.

Замечание. Это значит, что на некотором вероятностном пространстве можно задать независимое семейство случайных элементов с наперед указанными распределениями. При этом T по-прежнему любое, как и $(S_t, \mathcal{B}_t, \mathbb{Q})_{t \in T}$ — произвольные вероятностные пространства. Независимость здесь означает независимость в совокупности для любого конечного поднабора.

1.2 Случайные блуждания

Определение. Пусть X, X_1, X_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные векторы со значениями в \mathbb{R}^d . *Случайным блужданием в \mathbb{R}^d* называется случайный процесс с дискретным временем $S = \{S_n, n \geq 0\}$, $n \in \mathbb{Z}_+$ такой, что

$$\begin{aligned} S_0 &:= x \in \mathbb{R}^d \quad (\text{начальная точка}); \\ S_n &:= x + X_1 + \dots + X_n, \quad n \in \mathbb{N}. \end{aligned}$$

Определение. *Простое случайное блуждание в \mathbb{Z}^d* — это такое случайное блуждание, что

$$\mathbf{P}(X = e_k) = \mathbf{P}(X = -e_k) = \frac{1}{2d},$$

где $e_k = (0, \dots, 0, \underbrace{1}_k, 0, \dots, 0)$, $k = 1, \dots, d$.

Определение. Введем $N := \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{I}\{S_n = 0\} \leq \infty$. Это, по сути, число попаданий нашего процесса в точку 0. Простое случайное блуждание $S = \{S_n, n \geq 0\}$ называется *возвратным*, если $\mathbf{P}(N = \infty) = 1$; *невозвратным*, если $\mathbf{P}(N < \infty) = 1$.

Замечание. Следует понимать, что хотя определение подразумевает, что $\mathbf{P}(N = \infty)$ равно либо 0, либо 1, пока что это является недоказанным фактом. Это свойство будет следовать из следующей леммы.

Определение. Число $\tau := \inf \{n \in \mathbb{N} : S_n = 0\}$ ($\tau := \infty$, если $S_n \neq 0 \forall n \in \mathbb{N}$) называется *моментом первого возвращения в 0*.

Лемма 2.1. Для $\forall n \in \mathbb{N}$ $\mathbf{P}(N = n) = \mathbf{P}(\tau = \infty)\mathbf{P}(\tau < \infty)^{n-1}$.¹

□ При $n = 1$ формула верна: $\{N = 1\} = \{\tau = \infty\}$. Докажем по индукции.

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(N = n + 1, \tau < \infty) &= \sum_{k=1}^n \mathbf{P}(N = n + 1, \tau = k) = \sum_{k=1}^n \mathbf{P}\left(\sum_{m=0}^{\infty} \mathbb{I}\{S_{m+k} - S_k = 0\} = n, \tau = k\right) = \\ &= \sum_{k=1}^n \mathbf{P}\left(\sum_{m=0}^{\infty} \mathbb{I}\{S_m = 0\} = n\right) \mathbf{P}(\tau = k) = \sum_{k=1}^n \mathbf{P}(N' = n) \mathbf{P}(\tau = k), \end{aligned}$$

где N' определяется по последовательности $X'_1 = X_{k+1}, X'_2 = X_{k+2}$ и так далее. Из того, что X_i — независимые одинаково распределенные случайные векторы, следует, что N' и N распределены одинаково. Таким образом, получаем, что

$$\mathbf{P}(N = n + 1, \tau < \infty) = \mathbf{P}(N = n) \mathbf{P}(\tau < \infty).$$

Заметим теперь, что

$$\mathbf{P}(N = n + 1) = \mathbf{P}(N = n + 1, \tau < \infty) + \mathbf{P}(N = n + 1, \tau = \infty),$$

¹ от наборщика: Судя по всему, в лемме подразумевается, что начальная точка нашего случайного блуждания — это 0.

где второе слагаемое обнуляется из-за того, что $n + 1 \geq 2$. Из этого следует, что

$$\mathbf{P}(N = n + 1) = \mathbf{P}(N = n)\mathbf{P}(\tau < \infty).$$

Пользуемся предположением индукции и получаем, что

$$\mathbf{P}(N = n + 1) = \mathbf{P}(\tau = \infty)\mathbf{P}(\tau < \infty)^n,$$

что и завершает доказательство леммы. ■

Следствие 2.1. $\mathbf{P}(N = \infty)$ равно 0 или 1. $\mathbf{P}(N < \infty) = 1 \Leftrightarrow \mathbf{P}(\tau < \infty) < 1$.

□ Пусть $\mathbf{P}(\tau < \infty) < 1$. Тогда

$$\mathbf{P}(N < \infty) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{P}(N = n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{P}(\tau = \infty)\mathbf{P}(\tau < \infty)^{n-1} = \frac{\mathbf{P}(\tau = \infty)}{1 - \mathbf{P}(\tau < \infty)} = \frac{\mathbf{P}(\tau = \infty)}{\mathbf{P}(\tau = \infty)} = 1.$$

Это доказывает первое утверждение следствия и импликацию справа налево в формулировке следствия. Докажем импликацию слева направо.

$$\mathbf{P}(\tau < \infty) = 1 \Rightarrow \mathbf{P}(\tau = \infty) = 0 \Rightarrow \mathbf{P}(N = n) = 0 \quad \forall n \in \mathbb{N} \Rightarrow \mathbf{P}(N < \infty) = 0.$$

Следствие доказано. ■

Теорема 2.2. Простое случайное блуждание в \mathbb{Z}^d возвратно $\Leftrightarrow \mathbf{E}N = \infty$ (соответственно, невозвратно $\Leftrightarrow \mathbf{E}N < \infty$).

□ Если $\mathbf{E}N < \infty$, то $\mathbf{P}(N < \infty) = 1$. Пусть теперь $\mathbf{P}(N < \infty) = 1$. Это равносильно тому, что $\mathbf{P}(\tau < \infty) < 1$.

$$\mathbf{E}N = \sum_{n=1}^{\infty} n\mathbf{P}(N = n) = \sum_{n=1}^{\infty} n\mathbf{P}(\tau = \infty)\mathbf{P}(\tau < \infty)^{n-1} = \mathbf{P}(\tau = \infty) \sum_{n=1}^{\infty} n\mathbf{P}(\tau < \infty)^{n-1}.$$

Заметим, что

$$\sum_{n=1}^{\infty} np^{n-1} = \left(\sum_{n=1}^{\infty} p^n \right)' = \left(\frac{1}{1-p} \right)' = \frac{1}{(1-p)^2}.$$

Тогда, продолжая цепочку равенств, получаем, что

$$\mathbf{P}(\tau = \infty) \sum_{n=1}^{\infty} n\mathbf{P}(\tau < \infty)^{n-1} = \frac{\mathbf{P}(\tau = \infty)}{(1 - \mathbf{P}(\tau < \infty))^2} = \frac{1}{1 - \mathbf{P}(\tau < \infty)},$$

что завершает доказательство теоремы. ■

Замечание. Заметим, что поскольку $N = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}\{S_n = 0\}$, то

$$\mathbf{E}N = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{E}\mathbb{I}\{S_n = 0\} = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{P}(S_n = 0),$$

где перестановка местами знаков матожидания и суммы возможна в силу неотрицательности членов ряда. Таким образом,

$$S \text{ возвратно} \Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{P}(S_n = 0) = \infty.$$

Следствие 2.2. S возвратно при $d = 1$ и $d = 2$.

□

$$\mathbf{P}(S_{2n} = 0) = \left(\frac{1}{2d}\right)^{2n} \sum_{\substack{n_1, \dots, n_d \geq 0 \\ n_1 + \dots + n_d = n}} \frac{(2n)!}{(n_1!)^2 \dots (n_d!)^2}.$$

Случай $d = 1$: $\mathbf{P}(S_{2n} = 0) = \frac{(2n)!}{(n!)^2} \left(\frac{1}{2}\right)^{2n}$. Согласно формуле Стирлинга,

$$m! \sim \left(\frac{m}{e}\right)^m \sqrt{2\pi m}, \quad m \rightarrow \infty.$$

Соответственно,

$$\mathbf{P}(S_{2n} = 0) \sim \frac{1}{\sqrt{\pi n}} \Rightarrow$$

ряд $\sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{\pi n}} = \infty \Rightarrow$ блуждание возвратно. Аналогично рассматривается случай $d = 2$:

$$\mathbf{P}(S_{2n} = 0) = \dots = \left\{ \frac{(2n)!}{(n!)^2} \left(\frac{1}{2}\right)^{2n} \right\}^2 \sim \frac{1}{\pi n} \Rightarrow$$

ряд тоже разойдется \Rightarrow блуждание возвратно. Теорема доказана. ■

1.3 Исследование случайного блуждания с помощью характеристической функции

Теорема 3.1. Для простого случайного блуждания в \mathbb{Z}^d

$$\mathbf{E}N = \lim_{c \uparrow 1} \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} \frac{1}{1 - c\varphi(t)} dt,$$

где $\varphi(t)$ — характеристическая функция X , $t \in \mathbb{R}^d$.

□

$$\int_{[-\pi, \pi]} \frac{e^{inx}}{2\pi} dx = \begin{cases} 1, & n = 0, \\ 0, & n \neq 0. \end{cases}$$

Следовательно,

$$\mathbb{I}\{S_n = 0\} = \prod_{k=1}^d \mathbb{I}\{S_n^{(k)} = 0\} = \prod_{k=1}^d \int_{[-\pi, \pi]} \frac{e^{iS_n^{(k)} t_k}}{2\pi} dt_k = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} e^{i(S_n, t)} dt.$$

По теореме Фубини

$$\mathbb{E}\mathbb{I}\{S_n = 0\} = \mathbf{E} \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} e^{i(S_n, t)} dt = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} \mathbf{E} e^{i(S_n, t)} dt.$$

Заметим, что

$$\mathbf{E} e^{i(S_n, t)} = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t) = (\varphi(t))^n.$$

Тогда

$$\mathbf{E}\mathbb{I}(S_n = 0) = \mathbf{P}(S_n = 0) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} (\varphi(t))^n dt.$$

Из этого следует, что

$$\sum_{n=0}^{\infty} c^n \mathbf{P}(S_n = 0) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} \sum_{n=0}^{\infty} (c\varphi(t))^n dt, \quad \text{где } 0 < c < 1.$$

Поскольку $|c\varphi| \leq c < 1$, то

$$\frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} \sum_{n=0}^{\infty} (c\varphi(t))^n dt = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi, \pi]^d} \frac{1}{1 - c\varphi(t)} dt$$

по формуле для суммы бесконечно убывающей геометрической прогрессии. Осталось только заметить, что

$$\sum_{n=0}^{\infty} c^n \mathbf{P}(S_n = 0) \rightarrow \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{P}(S_n = 0) = \mathbf{E}N, \quad c \uparrow 1,$$

что и завершает доказательство теоремы. ■

Следствие 3.1. При $d \geq 3$ простое случайное блуждание не возвратно.

Замечание. Можно говорить и о случайных блужданиях в \mathbb{R}^d , если $X_i : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d$. Но тогда о возвратности приходится говорить в терминах бесконечно частого попадания в ε -окрестность точки x .

Определение. Пусть есть случайное блуждание S на \mathbb{R}^d . Тогда множество возвратности случайного блуждания S — это множество

$$R(S) = \{x \in \mathbb{R}^d : \text{блуждание возвратно в окрестности точки } x\}.$$

Определение. Пусть есть случайное блуждание S на \mathbb{R}^d . Тогда точки, достижимые случайным блужданием S , — это множество $P(S)$ такое, что

$$\forall z \in P(S) \quad \forall \varepsilon > 0 \quad \exists n : \mathbf{P}(|S_n - z| < \varepsilon) > 0.$$

Теорема 3.2 (Чжуна-Фукса). Если $R(S) \neq \emptyset$, то $R(S) = P(S)$.

Следствие 3.2. Если $0 \in R(S)$, то $R(S) = P(S)$; если $0 \notin R(S)$, то $R(S) = \emptyset$.

Лекция 2

Ветвящиеся процессы и процессы восстановления

2.1 Модель Гальтона – Ватсона

Описание модели. Пусть $\{\xi, \xi_{n,k} \mid n, k \in \mathbb{N}\}$ — массив независимых одинаково распределенных случайных величин,

$$\mathbf{P}(\xi = m) = p_m \geq 0, \quad m \in \mathbb{Z}_+ = \{0, 1, 2, \dots\}.$$

Такие существуют в силу теоремы Ломницкого–Улама. Положим

$$Z_0(\omega) := 1, \\ Z_n(\omega) := \sum_{k=1}^{Z_{n-1}(\omega)} \xi_{n,k}(\omega) \quad \text{для } n \in \mathbb{N}.$$

Здесь подразумевается, что если $Z_{n-1}(\omega) = 0$, то и вся сумма равна нулю. Таким образом, рассматривается сумма случайного числа случайных величин. Определим $A = \{\omega \mid \exists n = n(\omega) : Z_n(\omega) = 0\}$ — событие вырождения популяции. Заметим, что если $Z_n(\omega) = 0$, то $Z_{n+1}(\omega) = 0$. Таким образом, $\{Z_n = 0\} \subset \{Z_{n+1} = 0\}$ и $A = \bigcup_{n=1}^{\infty} \{Z_n = 0\}$.

По свойству непрерывности вероятностной меры,

$$\mathbf{P}(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(Z_n = 0).$$

Определение. Пусть дана последовательность $(a_n)_{n=0}^{\infty}$ неотрицательных чисел такая, что $\sum_{n=0}^{\infty} a_n = 1$. Производящая функция для этой последовательности — это

$$f(s) := \sum_{k=0}^{\infty} s^k a_k, \quad |s| \leq 1$$

(нас в основном будут интересовать $s \in [0, 1]$).

Заметим, что если $a_k = \mathbf{P}(Y = k)$, $k = 0, 1, \dots$, то

$$f_Y(s) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k \mathbf{P}(Y = k) = \mathbf{E}s^Y, \quad s \in [0, 1].$$

Лемма 1.1. Вероятность $\mathbf{P}(A)$ является корнем уравнения $\psi(p) = p$, где $\psi = f_{\xi}$ и $p \in [0, 1]$.

□

$$\begin{aligned}
f_{Z_n}(s) &= \mathbf{E} s^{Z_n} = \mathbf{E} \left(s^{\sum_{k=1}^{Z_{n-1}} \xi_{n,k}} \right) = \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{E} \left[\left(s^{\sum_{k=1}^{Z_{n-1}} \xi_{n,k}} \right) \mathbb{I} \{Z_{n-1} = j\} \right] = \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{E} \left[\left(s^{\sum_{k=1}^j \xi_{n,k}} \right) \mathbb{I} \{Z_{n-1} = j\} \right].
\end{aligned}$$

Поскольку $\sigma \{Z_r\} \subset \sigma \{\xi_{m,k}, m = 1, \dots, r, k \in \mathbb{N}\}$, которая независима с $\sigma \{\xi_{n,k}, k \in \mathbb{N}\}$ (строгое и полное обоснование остается в качестве упражнения), то

$$\begin{aligned}
\sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{E} \left[\left(s^{\sum_{k=1}^j \xi_{n,k}} \right) \mathbb{I} \{Z_{n-1} = j\} \right] &= \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{E} \left(s^{\sum_{k=1}^j \xi_{n,k}} \right) \mathbf{E} \mathbb{I} \{Z_{n-1} = j\} = \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{E} \left(s^{\sum_{k=1}^j \xi_{n,k}} \right) \mathbf{P}(Z_{n-1} = j) = \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{k=1}^j \mathbf{E} s^{\xi_{n,k}} \mathbf{P}(Z_{n-1} = j) = \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \psi_{\xi}^j(s) \mathbf{P}(Z_{n-1} = j) = f_{Z_{n-1}}(\psi_{\xi}(s))
\end{aligned}$$

в силу независимости и одинаковой распределенности $\xi_{n,k}$ и определения производящей функции. Таким образом,

$$f_{Z_n}(s) = f_{Z_{n-1}}(\psi_{\xi}(s)), \quad s \in [0, 1].$$

Подставим $s = 0$ и получим, что

$$f_{Z_n}(0) = f_{Z_{n-1}}(\psi_{\xi}(0))$$

Заметим, что

$$f_{Z_n}(s) = f_{Z_{n-1}}(\psi_{\xi}(s)) = f_{Z_{n-2}}(\psi_{\xi}(\psi_{\xi}(s))) = \dots = \underbrace{\psi_{\xi}(\psi_{\xi} \dots (\psi_{\xi}(s)) \dots)}_{n \text{ итераций}} = \psi_{\xi}(f_{Z_{n-1}}(s)).$$

Тогда при $s = 0$ имеем, что

$$\mathbf{P}(Z_n = 0) = \psi_{\xi}(\mathbf{P}(Z_{n-1} = 0)).$$

Но $\mathbf{P}(Z_n = 0) \nearrow \mathbf{P}(A)$ при $n \rightarrow \infty$ и ψ_{ξ} непрерывна на $[0, 1]$. Переходим к пределу при $n \rightarrow \infty$. Тогда

$$\mathbf{P}(A) = \psi_{\xi}(\mathbf{P}(A)),$$

то есть $\mathbf{P}(A)$ — корень уравнения $p = \psi_{\xi}(p)$, $p \in [0, 1]$. ■

Теорема 1.2. Вероятность p вырождения процесса Гальтона – Ватсона есть **наименьший** корень уравнения

$$\psi(p) = p, \quad p \in [0, 1], \quad (2.1.1)$$

где $\psi = \psi_{\xi}$.

□ Пусть $p_0 := \mathbf{P}(\xi = 0) = 0$. Тогда

$$\mathbf{P}(\xi \geq 1) = 1, \quad \mathbf{P} \left(\bigcap_{n,k} \{\xi_{n,k} \geq 1\} \right) = 1.$$

Поэтому $Z_n \geq 1$ при $\forall n$, то есть $\mathbf{P}(A)$ — наименьший корень уравнения (2.1.1).

Пусть теперь $p_0 = 1$. Тогда $\mathbf{P}(\xi = 0) = 1 \Rightarrow \mathbf{P}(A)$ — наименьший корень уравнения (2.1.1).

Пусть, наконец, $0 < p_0 < 1$. Из этого следует, что $\exists m \in \mathbb{N} : p_m > 0$, а значит, ψ строго возрастает на $[0, 1]$. Рассмотрим

$$\Delta_n = [\psi_n(0), \psi_{n+1}(0)), \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

где $\psi_n(s)$ — это производящая функция Z_n .

Пусть $s \in \Delta_n$. Тогда из монотонности ψ на $[0, 1]$ получаем, что

$$\psi(s) - s > \psi(\psi_n(0)) - \psi_{n+1}(0) = \psi_{n+1}(0) - \psi_{n+1}(0) = 0,$$

что означает, что у уравнения (2.1.1) нет корней на $\Delta_n \quad \forall n \in \mathbb{Z}_+$. Заметим, что

$$\bigcup_{n=0}^{\infty} \Delta_n = [0, \mathbf{P}(A)), \quad \psi_n(0) \nearrow \mathbf{P}(A).$$

По лемме 1.1 $\mathbf{P}(A)$ является корнем уравнения (2.1.1). Следовательно, показано, что $\mathbf{P}(A)$ — наименьший корень, что и требовалось доказать. ■

Теорема 1.3.

1° Вероятность вырождения $\mathbf{P}(A)$ есть нуль $\Leftrightarrow p_0 = 0$.

2° Пусть $p_0 > 0$. Тогда при $\mathbf{E}\xi \leq 1$ имеем $\mathbf{P}(A) = 1$, при $\mathbf{E}\xi > 1$ имеем $\mathbf{P}(A) < 1$.

□ Докажем п. 1°. Пусть $\mathbf{P}(A) = 0$. Тогда $p_0 = 0$, потому что иначе была бы ненулевая вероятность вымирания $\mathbf{P}(A) > \mathbf{P}(Z_1 = 0) = p_0$. В другую сторону, если $p_0 = 0$, то вымирания не происходит (почти наверное) из-за того, что у каждой частицы есть как минимум один потомок (почти наверное).

Докажем 2°. Пусть $\mu = \mathbf{E}\xi \leq 1$. Покажем, что в таком случае у уравнения (2.1.1) будет единственный корень, равный 1.

$$\psi'_\xi(z) = \sum_{k=1}^{\infty} k z^{k-1} \mathbf{P}(\xi = k) \Rightarrow \psi'_\xi(z) > 0, \quad \text{при } z > 0,$$

если только ξ не тождественно равна нулю (в противном случае утверждение теоремы выполнено). Заметим также, что $\psi'_\xi(z)$ возрастает на $z > 0$. Воспользуемся формулой Лагранжа:

$$1 - \psi_\xi(z) = \psi_\xi(1) - \psi_\xi(z) = \psi'_\xi(\theta)(1 - z) < \psi'_\xi(1)(1 - z) \leq 1 - z,$$

где $z \in (0, 1)$, в силу монотонности $\psi'_\xi(z)$. Следовательно, если $z < 1$, то

$$1 - \psi_\xi(z) < 1 - z,$$

то есть $z = 1$ — это единственный корень уравнения (2.1.1). Значит, $\mathbf{P}(A) = 1$.

Пусть $\mu = \mathbf{E}\xi > 1$. Покажем, что в таком случае у уравнения (2.1.1) есть два корня, один из которых строго меньше единицы.

$$\psi''_\xi(z) = \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) z^{k-2} \mathbf{P}(\xi = k),$$

следовательно, $\psi''_\xi(z)$ монотонно возрастает и больше нуля при $z > 0$. Из этого следует, что $1 - \psi'_\xi(z)$ строго убывает, причем

$$1 - \psi'_\xi(0) = 1 - \mathbf{P}(\xi = 1) > 0,$$

$$1 - \psi'_\xi(1) = 1 - \mu < 0.$$

Рассмотрим теперь $z - \psi_\xi(z)$ при $z = 0$. Поскольку $1 - \psi_\xi(1) = 0$, производная этой функции монотонно убывает, а $0 - \psi_\xi(0) = -\mathbf{P}(\xi = 0) < 0$, то график функции $z - \psi_\xi(z)$ пересечет ось абсцисс в двух точках, одна из которых будет лежать в интервале $(0, 1)$. Так как вероятность вырождения $\mathbf{P}(A)$ равна наименьшему корню уравнения (2.1.1), то $\mathbf{P}(A) < 1$, что и требовалось доказать. ■

Следствие 1.1. Пусть $\mathbf{E}\xi < \infty$. Тогда $\mathbf{E}Z_n = (\mathbf{E}\xi)^n$, $n \in \mathbb{N}$.

□ Доказательство проводится по индукции.

База индукции: $n = 1 \Rightarrow \mathbf{E}Z_1 = \mathbf{E}\xi$.

Индуктивный переход:

$$\mathbf{E}Z_n = \mathbf{E} \left(\sum_{k=1}^{Z_{n-1}} \xi_{n,k} \right) = \sum_{j=0}^{\infty} j \mathbf{E}\xi \mathbf{P}(Z_{n-1} = j) = \mathbf{E}\xi \mathbf{E}Z_{n-1} = (\mathbf{E}\xi)^n.$$

■

Определение.

При $\mathbf{E}\xi < 1$ процесс называется *докритическим*.

При $\mathbf{E}\xi = 1$ процесс называется *критическим*.

При $\mathbf{E}\xi > 1$ процесс называется *надкритическим*.

2.2 Процессы восстановления

Определение. Пусть $S_n = X_1 + \dots + X_n$, где $n \in \mathbb{N}$, X, X_1, X_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины, $X \geq 0$. Положим

$$\begin{aligned} Z(0) &:= 0; \\ Z(t) &:= \sup \{n \in \mathbb{N} \mid S_n \leq t\}, \quad t > 0. \end{aligned}$$

(здесь считаем, что $\sup \emptyset := \infty$). Таким образом,

$$Z(t, \omega) = \sup \{n \in \mathbb{N} \mid S_n(\omega) \leq t\}.$$

Иными словами,

$$\{Z(t) \geq n\} = \{S_n \leq t\}.$$

Так определенный процесс $Z(t)$ называется *процессом восстановления*.

Замечание. Полезно заметить, что

$$Z(t) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}\{S_n \leq t\}, \quad t > 0.$$

Определение. Рассмотрим процесс восстановления $\{Z^*(t), t \geq 0\}$, который строится по Y, Y_1, Y_2, \dots — независимым одинаково распределенным случайным величинам, где $\mathbf{P}(Y = \alpha) = p \in (0, 1)$, $\mathbf{P}(Y = 0) = 1 - p$. Исключаем из рассмотрения случай, когда $Y = C = \text{const}$: если $C = 0$, то $Z(t) = \infty \quad \forall t > 0$; если же $C > 0$, то $Z(t) = \left\lfloor \frac{t}{C} \right\rfloor$.

Лемма 2.1. Для $l = 0, 1, 2, \dots$

$$\mathbf{P}(Z^*(t) = m) = \begin{cases} C_m^j p^{\left\lfloor \frac{t}{\alpha} \right\rfloor + 1} q^{m - \left\lfloor \frac{t}{\alpha} \right\rfloor}, & \text{если } m \geq j; \\ 0, & \text{если } m < j. \end{cases}$$

Литература

- [1] Булинский, Ширяев, Теория случайных процессов