Содержание

1 Лекция от 08.02.17

Случайные блуждания

1.1 Понятие случайного блуждания

Определение 1.1. Пусть V — множество, а $\mathscr{A}$ — σ-алгебра его подмножеств. Тогда $(V, \mathscr{A})$ называется *измеримым пространством.*

Определение 1.2. Пусть есть $(V, \mathscr{A})$ и $(S, \mathscr{B})$ — два измеримых пространства, $f\colon V \to S$ — отображение. f называется *$\mathscr{A}|\mathscr{B}$-измеримым*, если $\forall B \in \mathscr{B}$ $f^{-1}(B) \in \mathscr{A}$. *Обозначение*: $f \in \mathscr{A}|\mathscr{B}$.

Определение 1.3. Пусть есть $(\Omega, \mathscr{F}, \mathsf{P})$ — вероятностное пространство, $(S, \mathscr{B})$ — измеримое пространство, $Y\colon \Omega \to S$ — отображение. Если $Y \in \mathscr{F}|\mathscr{B}$, то Y называется *случайным элементом.*

Определение 1.4. Пусть $(\Omega, \mathscr{F}, \mathsf{P})$ — вероятностное пространство, $(S, \mathscr{B})$ — измеримое пространство, $Y\colon \Omega \to S$ — случайный элемент. *Распределение вероятностей, индуцированное случайным элементом* Y, — это функция на множествах из $\mathscr{B}$, задаваемая равенством

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

Определение 1.5. Пусть $(S_t, \mathscr{B}_t)_{t\in T}$ — семейство измеримых пространств. *Случайный процесс, ассоциированный с этим семейством*, — это семейство случайных элементов $X = \{X(t), t \in T\}$, где

$$X(t) : \Omega \to S_t,\ X(t) \in \mathscr{F}|\mathscr{B}_t\ \ \forall t \in T.$$

Здесь T — это произвольное параметрическое множество, $(S_t, \mathscr{B}_t)$ — произвольные измеримые пространства.

Замечание. Если $\mathrm{T} \subset \mathbb{R}$, 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 1.6. Случайные элементы $X_1, \ldots, X_n$ называются *независимыми*, если $\mathsf{P}\left(\bigcap\limits_{k=1}^{n} \{X_k \in B_k\}\right) = \prod\limits_{k=1}^{n} \mathsf{P}(X_k \in B_k)$ $\forall B_1 \in \mathscr{B}_1, \ldots, B_n \in \mathscr{B}_n$.

Теорема 1.1 (Ломницкого-Улама)**.** *Пусть $(S_t, \mathscr{B}_t, \mathsf{Q}_t)_{t\in T}$ — семейство вероятностных пространств. Тогда на некотором $(\Omega, \mathscr{F}, \mathsf{P})$ существует семейство* независимых *случайных элементов $X_t\colon \Omega \to S_t$, $X_t \in \mathscr{F}|\mathscr{B}_t$ таких, что $\mathsf{P}_{X_t} = \mathsf{Q}_t$, $t \in T$.*

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

1.2 Случайные блуждания

Определение 1.7. Пусть $X, X_1, X_2, \ldots$ - независимые одинаково распределенные случайные векторы со значениями в $\mathbb{R}^d$. *Случайным блужданием в* $\mathbb{R}^d$ называется случайный процесс с дискретным временем $S = \{S_n,\, n \geqslant 0\}$ $(n \in \mathbb{Z}_+)$ такой, что

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

Определение 1.8. *Простое случайное блуждание в* $\mathbb{Z}^d$ — это такое случайное блуждание, что

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

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

Определение 1.9. Введем $N := \sum\limits_{n=0}^{\infty} \mathbb{I}\{S_n = 0\}$ $(\leqslant \infty)$. Это, по сути, число попаданий нашего процесса в точку 0. Простое случайное блуждание $S = \{S_n, n \geqslant 0\}$ называется *возвратным*, если $\mathsf{P}(N = \infty) = 1$; *невозвратным*, если $\mathsf{P}(N < \infty) = 1$.

Замечание. Далее считаем, что начальная точка случайного блуждания — ноль.

Определение 1.10. Число $\tau := \inf\{n \in \mathbb{N} : S_n = 0\}$ ($\tau := \infty$, если $S_n \neq 0$ $\forall\, n \in N$) называется *моментом первого возвращения в 0.*

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

Лемма 1.2. *Для* $\forall\, n \in \mathbb{N}$

$$
\mathsf{P}(N = n) = \mathsf{P}(\tau = \infty)\, \mathsf{P}(\tau < \infty)^{n-1}.
$$

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

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

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

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

Заметим теперь, что

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

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

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

Пользуемся предположением индукции и получаем, что

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

что и завершает доказательство леммы. $\square$

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

Доказательство. Пусть $\mathsf{P}(\tau < \infty) < 1$. Тогда

$\mathsf{P}(N < \infty) = \sum\limits_{n=1}^{\infty} \mathsf{P}(N = n) = \sum\limits_{n=1}^{\infty} \mathsf{P}(\tau = \infty)\,\mathsf{P}(\tau < \infty)^{n-1} = \frac{\mathsf{P}(\tau=\infty)}{1-\mathsf{P}(\tau<\infty)} =$
$= \frac{\mathsf{P}(\tau=\infty)}{\mathsf{P}(\tau=\infty)} = 1.$

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

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

Следствие доказано. $\square$

Теорема 1.3. *Простое случайное блуждание в* $\mathbb{Z}^d$ *возвратно* $\Leftrightarrow \mathsf{E}N = \infty$ *(соответственно, невозвратно* $\Leftrightarrow \mathsf{E}N < \infty$*).*

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

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

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

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

что завершает доказательство теоремы. □

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

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

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

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

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

Доказательство. $\mathsf{P}(S_{2n} = 0) = (\frac{1}{2d})^{2n} \sum_{\substack{n_1,\ldots,n_d \geqslant 0 \\ n_1+\ldots+n_d=n}} \frac{(2n)!}{(n_1!)^2\ldots(n_d!)^2}$.

Случай $d = 1$: $\mathsf{P}(S_{2n} = 0) = \frac{(2n)!}{(n!)^2}(\frac{1}{2})^{2n}$.

Согласно формуле Стирлинга,

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

Соответственно,

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

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

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

$\Rightarrow$ ряд тоже разойдется $\Rightarrow$ блуждание возвратно (подробнее см. [2], т.1, стр. 354). Теорема доказана. □

1.3 Исследование случайного блуждания с помощью характеристической функции

Теорема 1.4. *Для простого случайного блуждания в $\mathbb{Z}^d$*

$$\mathsf{E}N = \lim_{c \uparrow 1} \frac{1}{(2\pi)^d} \int\limits_{[-\pi,\pi]^d} \frac{1}{1 - c\varphi(t)}\, \mathrm{d}t,$$

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

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

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

По теореме Фубини

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

Заметим, что

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

Тогда

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

Из этого следует, что

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

Поскольку $|c\varphi| \leqslant c < 1$, то

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

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

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

что и завершает доказательство теоремы. □

Следствие. *При $d \geqslant 3$ простое случайное блуждание невозвратно.*

Доказательство. Запишем характеристическую функцию X в явном виде:

$$\varphi(t) = \mathsf{E}e^{i(t,X)} = \sum_{k=1}^{d} \left(\frac{1}{2d} e^{it_k} + \frac{1}{2d} e^{-it_k} \right) = \frac{1}{d} \sum_{k=1}^{d} \cos(t_k).$$

Тогда

$$\mathsf{E}N = \lim_{c \uparrow 1} \frac{1}{(2\pi)^d} \int\limits_{[-\pi,\pi]^d} \frac{1}{1 - \frac{c}{d}(\cos(t_1) + \ldots + \cos(t_d))}\, dt.$$

Из вида подынтегрального выражения ясно, что расходимость может происходить только из-за особенности $t = 0$. Воспользуемся разложением косинуса в ряд Тейлора:

$$\frac{1}{1 - \frac{c}{d}(\cos(t_1) + \ldots + \cos(t_k))} \sim \frac{1}{1 - \frac{1}{d}(1 - \frac{1}{t_1^2} + \ldots + 1 - \frac{1}{t_d^2})} \sim \frac{d}{\|t\|^2},$$

где

$$c \uparrow 1, \quad t \to 0.$$

Поскольку якобиан перехода к d–мерной сферической системе координат содержит множитель R в степени $d-1$, то интеграл сойдется $\Leftrightarrow d \geqslant 3$. Теорема доказана. □

Доказательство (комбинаторное). Заметим, что

$$\begin{aligned}\mathsf{P}\left(S_{2n} = 0\right) &= \sum_{\substack{n_1,\ldots,n_d \geqslant 0 \\ n_1+\ldots+n_d=n}} \frac{2n!}{(n_1!)^2 \ldots (n_d!)^2} \left(\frac{1}{2d}\right)^{2n} = \\ &= \frac{(2n)!}{n!n!} \sum_{\substack{n_1,\ldots,n_d \geqslant 0 \\ n_1+\ldots+n_d=n}} \left(\frac{n!}{n_1! \ldots n_d!}\right)^2 \left(\frac{1}{2d}\right)^{2n} \leqslant \\ &\leqslant \frac{(2n)!}{n!n!} \left(\frac{1}{2d}\right)^{2n} \frac{n!}{\left((n/d)!\right)^d} \sum_{\substack{n_1,\ldots,n_d \geqslant 0 \\ n_1+\ldots+n_d=n}} \frac{n!}{n_1! \ldots n_d!} = \Theta\left(n^{-d/2}\right)\end{aligned}$$

по формуле Стирлинга. Соответственно, при $d \geqslant 3$ ряд из вероятностей сходится, что и требовалось доказать (подробнее см. [2], т.1, стр. 354). □

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

Определение 1.11. 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 1.12. Пусть есть случайное блуждание S на $\mathbb{R}^d$. Тогда *точки, достижимые случайным блужданием* S, — это множество $P(S)$ такое, что

$$\forall\, z \in P(S) \;\; \forall\, \varepsilon > 0 \;\; \exists\, n\colon \;\; \mathsf{P}(\|S_n - z\| < \varepsilon) > 0.$$

Теорема 1.5 (Чжуна-Фукса). *Если $R(S) \neq \varnothing$, то $R(S) = P(S)$.*

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

Замечание. Подробнее см. [1], стр. 65.

2 Лекция от 15.02.17

Ветвящиеся процессы и процессы восстановления

2.1 Модель Гальтона–Ватсона

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

$$\mathsf{P}(\xi = m) = p_m \geqslant 0, \quad m \in \mathbb{Z}_+ = \{0, 1, 2, \ldots\}.$$

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 $A = \{\omega\colon \exists\, n = n(\omega),\ Z_n(\omega) = 0\}$ — *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 $A = \bigcup\limits_{n=1}^{\infty} \{Z_n = 0\}$.

По свойству непрерывности вероятностной меры,

$$\mathsf{P}(A) = \lim_{n\to\infty} \mathsf{P}(Z_n = 0).$$

Определение 2.1. Пусть дана последовательность $(a_n)_{n=0}^{\infty}$ неотрицательных чисел такая, что $\sum\limits_{n=0}^{\infty} a_n = 1$. *Производящая функция* для этой последовательности — это

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

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

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

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

Лемма 2.1. *Вероятность* $\mathsf{P}(A)$ *является корнем уравнения* $\psi(p) = p$*, где* $\psi = f_\xi$ *и* $p \in [0, 1]$.

Доказательство.

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

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 (на самом деле все тут понятно: первый множитель под матожиданием является борелевской функцией от $\xi_{n,\bullet}$, а второй — от $\xi_{i,\bullet}$, $i = 1, \dots, n-1$, эти два множества случайных величин независимы)), то

$$\sum_{j=0}^{\infty} \mathsf{E}\left[\left(s^{\,\sum_{k=1}^{j} \xi_{n,k}}\right) \mathbb{I}\{Z_{n-1} = j\}\right] = \sum_{j=0}^{\infty} \mathsf{E}\left(s^{\,\sum\limits_{k=1}^{j} \xi_{n,k}}\right) \mathsf{E}\mathbb{I}\{Z_{n-1} = j\} =$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \mathsf{E}\left(s^{\,\sum\limits_{k=1}^{j} \xi_{n,k}}\right) \mathsf{P}(Z_{n-1} = j) = \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{k=1}^{j} \mathsf{E} s^{\xi_{n,k}}\, \mathsf{P}(Z_{n-1} = j) =$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \psi_\xi^j(s)\, \mathsf{P}(Z_{n-1} = j) = f_{Z_{n-1}}\big(\psi_\xi\,(s)\big)$$

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

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

Подставим $s = 0$ и получим, что

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

Заметим, что

$$f_{Z_n}(s) = f_{Z_{n-1}}(\psi_\xi(s)) = f_{Z_{n-2}}\Big(\psi_\xi\,\big(\psi_\xi\,(s)\big)\Big) = \ldots = \underbrace{\psi_\xi(\psi_\xi \ldots (\psi_\xi}_{n \text{ итераций}}(s))\ldots) =$$

$$= \psi_\xi(f_{Z_{n-1}}(s)).$$

Тогда при $s = 0$ имеем, что

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

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

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

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

Теорема 2.2. *Вероятность p вырождения процесса Гальтона–Ватсона есть **наименьший** корень уравнения*

$$\psi(p) = p, \quad p \in [0,1], \tag{1}$$

где $\psi = \psi_\xi$.

Доказательство. Пусть $p_0 := \mathsf{P}(\xi = 0) = 0$. Тогда

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

Поэтому $Z_n \geqslant 1$ при $\forall\, n$, то есть $\mathsf{P}(A)$ — наименьший корень уравнения (1). Пусть теперь $p_0 = 1$. Тогда $\mathsf{P}(\xi = 0) = 1 \Rightarrow \mathsf{P}(A)$ — наименьший корень уравнения (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

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

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 (1) нет корней на $\Delta_n\ \forall\, n \in \mathbb{Z}_+$. Заметим, что

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

По лемме 2.1 $\mathsf{P}(A)$ является корнем уравнения (1). Следовательно, показано, что $\mathsf{P}(A)$ — наименьший корень, что и требовалось доказать. □

Теорема 2.3. *1. Вероятность вырождения* $\mathsf{P}(A)$ *есть нуль* $\Leftrightarrow p_0 = 0$.

2. Пусть $p_0 > 0$. *Тогда при* $\mathsf{E}\xi \leqslant 1$ *имеем* $\mathsf{P}(A) = 1$, *при* $\mathsf{E}\xi > 1$ *имеем* $\mathsf{P}(A) < 1$.

Доказательство. 1. Пусть $\mathsf{P}(A) = 0$. Тогда $p_0 = 0$, потому что иначе была бы ненулевая вероятность вымирания $\mathsf{P}(A) > \mathsf{P}(Z_1 = 0) = p_0$. 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).

2. (a) Пусть $\mu = \mathsf{E}\xi \leqslant 1$. Покажем, что в таком случае у уравнения (1) будет единственный корень, равный 1.

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

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:

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

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 (1). Значит, $P(A) = 1$.

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

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

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

$$1 - \psi'_\xi(0) = 1 - \mathsf{P}(\xi = 1) > 0,$$
$$1 - \psi'_\xi(1) = 1 - \mu < 0.$$

Рассмотрим теперь $z - \psi_\xi(z)$ при $z = 0$. Поскольку $1 - \psi_\xi(1) = = 0$, производная этой функции монотонно убывает, а $0 - \psi_\xi(0) = = -\mathsf{P}(\xi = 0) < 0$, 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 $\mathsf{P}(A)$ равна наименьшему корню уравнения (1), то $\mathsf{P}(A) < 1$, что и требовалось доказать.

□

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

Доказательство. Доказательство проводится по индукции.

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

Индуктивный переход:

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

□

Определение 2.2.

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

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

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

2.2 Процессы восстановления

Определение 2.3. Пусть $S_n = X_1 + \ldots + X_n$, $n \in \mathbb{N}$, $X, X_1, X_2, \ldots$ — независимые одинаково распределенные случайные величины, $X \geqslant 0$. Положим

$$Z(0) := 0;$$
$$Z(t) := \sup\{n \in \mathbb{N} :\ S_n \leqslant t\}, \quad t > 0.$$

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

$$Z(t, \omega) = \sup\left\{n \in \mathbb{N} :\ S_n(\omega) \leqslant t\right\}.$$

Иными словами,

$$\{Z(t) \geqslant n\} = \{S_n \leqslant t\}.$$

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

Замечание. Полезно заметить, что

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

Определение 2.4. Рассмотрим *вспомогательный процесс восстановления* $\{Z^\star(t),\, t \geqslant 0\}$, который строится по $Y, Y_1, Y_2, \ldots$ — независимым одинаково распределенным случайным величинам, где

$$\mathsf{P}(Y = \alpha) = p \in (0,1); \;\; \mathsf{P}(Y = 0) = q = 1 - p.$$

Исключаем из рассмотрения случай, когда $Y = C = const$: если $C = 0$, то $Z(t) = \infty \;\; \forall\, t > 0$; если же $C > 0$, то $Z(t) = \left[\frac{t}{c}\right]$.

Лемма 2.4.

$$\mathsf{P}(Z^\star(t) = m) = \begin{cases} C_m^j\, p^{j+1} q^{m-j}, \text{ где } j = \left[\frac{t}{\alpha}\right] & , \text{ если } m \geqslant j; \\ 0 & , \text{ если } m < j, \end{cases}$$

где $m = 0, 1, 2, \ldots$.

Определение 2.5. U имеет *геометрическое распределение* с параметром $p \in (0,1)$, если $\mathsf{P}(U = k) = (1-p)^k p, \; k = 0, 1, 2, \ldots$.

Замечание. Наглядная иллюстрация этой случайной величины такова: это число неудач до первого успеха, если вероятность успеха равна p, а вероятность неудачи, соответственно, равна $1 - p$.

Лемма 2.5. *Рассмотрим независимые геометрические величины* $U_0, \ldots, U_{j+m}$ *с параметром* $p \in (0,1)$. *Тогда* $\forall t \geqslant \alpha$ *и* $m \geqslant j$

$$\mathsf{P}(j + U_0 + \ldots + U_j = m) = \mathsf{P}(Z^\star(t) = m).$$

3 Лекция от 22.02.17

Пуассоновские процессы

3.1 Процессы восстановления (продолжение)

Доказательство. Заметим, что

$$\mathsf{P}(U_0 + \ldots + U_j = m - j) = \sum_{\substack{k_0, \ldots,\, k_j \geqslant 0 \\ k_0 + \ldots + k_j = m - j}} \mathsf{P}(U_0 = k_0, \ldots, U_j = k_j).$$

В силу независимости U_i получаем, что

$$\sum_{\substack{k_0, \ldots, k_j \geqslant 0 \\ k_0 + \ldots + k_j = m - j}} \mathsf{P}(U_0 = k_0, \ldots, U_j = k_j) \; =$$

$$= \sum_{\substack{k_0, \ldots,\, k_j \geqslant 0 \\ k_0 + \ldots + k_j = m - j}} \mathsf{P}(U_0 = k_0) \ldots \mathsf{P}(U_j = k_j) =$$

$$= \sum_{\substack{k_0, \ldots, k_j \geqslant 0 \\ k_0 + \ldots + k_j = m - j}} p(1-p)^{k_0} \ldots p(1-p)^{k_j} \; = \sum_{\substack{k_0, \ldots, k_j \geqslant 0 \\ k_0 + \ldots + k_j = m - j}} p^{j+1}(1-p)^{k_0 + \ldots + k_j} =$$

$$= \sum_{\substack{k_0, \ldots, k_j \geqslant 0 \\ k_0 + \ldots + k_j = m - j}} p^{j+1}(1-p)^{m-j} \; = \; p^{j+1}(1-p)^{m-j} \# M,$$

где M — множество всевозможных упорядоченных наборов целых чисел k_j, удовлетворяющих условию под знаком суммы, а $\#M$ — мощность этого множества. Заметим, что задача нахождения $\#M$ эквивалентна "задаче о перегородках" из курса теории вероятностей с числом элементов $m-j$ и числом перегородок j. Таким образом,

$$\#M = C_m^j,$$

и, соответственно,

$$\mathsf{P}(U_0 + \ldots + U_j = m - j) = C_m^j \, p^{j+1}(1-p)^{m-j},$$

что и требовалось доказать. □

3.2 Сопоставление исходного процесса восстановления со вспомогательным

Лемма 3.1. *Пусть $t > \alpha$. Тогда*

$$\mathsf{E}Z^\star(t) \leqslant At, \quad \mathsf{E}(Z^\star(t))^2 \leqslant Bt^2,$$

где $A = A(p,\alpha) > 0$, $B = B(p,\alpha) > 0$.

Доказательство. По лемме 2.5

$$\mathsf{E}Z^\star(t) = \mathsf{E}(j + U_0 + \ldots + U_j) = j + (j+1)\mathsf{E}U,$$

где

$$\mathsf{E}U = \sum_{k=0}^{\infty} k(1-p)^k p \; = \; a(p) < \infty.$$

Следовательно,

$$j + (j+1)\mathsf{E}U = j + (j+1)a(p) \leqslant (j+1)\big(a(p)+1\big) \leqslant \frac{2t}{\alpha}\big(a(p)+1\big) = At,$$

поскольку $j = \left[\frac{t}{\alpha}\right] \leqslant \frac{t}{\alpha}$, а $t > \alpha$; здесь $A = \frac{2(a(p)+1)}{\alpha}$. Рассмотрим теперь $\mathsf{E}\left(Z^\star(t)\right)^2$.

$$\mathsf{E}\left(Z^\star(t)\right)^2 = \mathsf{D}Z^\star(t) + \big(\mathsf{E}Z^\star(t)\big)^2 = (j+1)\mathsf{D}U + \big(\mathsf{E}Z^\star(t)\big)^2.$$

Обозначим через $\sigma^2(p) := \mathsf{D}U$. Используя оценку выше для $\mathsf{E}Z^\star(t)$, получаем, что

$$(j+1)\mathsf{D}U + \big(\mathsf{E}Z^\star(t)\big)^2 \leqslant (j+1)^2\left(\sigma^2(p) + \big(a(p)+1\big)^2\right) \leqslant Bt^2,$$

так как $(j+1)^2 \geqslant (j+1)$. Лемма доказана. □

Замечание. Пусть случайная величина $X \geqslant 0$, X отлична от константы. Тогда

$$\exists \alpha > 0 : \mathsf{P}(X > \alpha) = p \in (0,1).$$

Определим тогда по X вспомогательный процесс восстановления $Z^\star = \{Z^\star(t),\ t \geqslant 0\}$: пусть

$$Y_n = \begin{cases} \alpha, & X_n > \alpha \\ 0, & X_n \leqslant \alpha \end{cases}.$$

По построению $Y_n \leqslant X_n \ \Rightarrow\ Z(t) \leqslant Z^\star(t)\ \ \forall t \geqslant 0$. Тогда $\forall \alpha > t$

$$\mathsf{E}Z(t) \leqslant \mathsf{E}Z^\star(t) < \infty,\ \mathsf{E}\left(Z(t)\right)^2 \leqslant \mathsf{E}\left(Z^\star(t)\right)^2 \Rightarrow Z(t) < \infty$$

почти наверное.

Следствие. $\mathsf{P}\left(\forall t \geqslant 0\ \ Z(t) < \infty\right) = 1$.

Доказательство. Z является неубываюшим процессом:

$$s \leqslant t \to Z(s) \leqslant Z(t) \Rightarrow \mathsf{P}\left(Z(n) < \infty\ \forall n \in \mathbb{N}\right) = \mathsf{P}\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \{Z(n) < \infty\}\right).$$

Поскольку счетное пересечение множеств вероятности 1 имеет вероятность 1, то

$$\mathsf{P}\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \{Z(n) < \infty\}\right) = 1,$$

что и завершает доказательство. □

Следствие. $\mathsf{E}Z(t) \leqslant At$; $\mathsf{E}\left(Z(t)\right)^2 < Bt^2,\ t > \alpha$.

3.3 Элементарная теорема восстановления

Лемма 3.2. *Пусть $X, X_1, X_2, \ldots$ — независимые одинаково распределенные случайные величины, $X \geqslant 0$. Тогда*

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{\text{п.н.}} \mu \in [0, \infty],\ n \to \infty,$$

где $\mu = \mathsf{E}X$.

Доказательство. Если $\mu < \infty$, то утверждение следует из УЗБЧ.
Пусть теперь $\mu = \infty$. Положим для $c > 0$

$$V_n(c) := X_n \mathbb{I}\{X_n \leqslant c\}.$$

Тогда по УЗБЧ

$$\liminf_{n\to\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} X_k \xrightarrow{\text{п.н.}} \mathsf{E}X\mathbb{I}\{X \leqslant c\}.$$

Возьмем $c = m \in \mathbb{N}$. Тогда

$$\liminf_{n\to\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} X_k \ \geqslant\ \liminf_{n\to\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} V_k \ =\ \mathsf{E}X\mathbb{I}\{X \leqslant m\} \text{ почти наверное.}$$

Тогда по теореме о монотонной сходимости

$$\liminf_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_k \ \geqslant\ \lim_{m\to\infty}\mathsf{E}X\mathbb{I}\{X\leqslant m\}=\mathsf{E}X=\mu=\infty,$$

что и завершает доказательство леммы. $\square$

Теорема 3.3. *Пусть* $Z=\{Z(t),\ t\geqslant 0\}$ *— процесс восстановления, построенный по последовательности независимых одинаково распределенных случайных величин* $X,X_1,X_2,\dots,\ X\geqslant 0$ *. Тогда*

$$\frac{Z(t)}{t}\xrightarrow{\textit{п.н.}}\frac{1}{\mu},\ \ t\to\infty;$$

$$\frac{\mathsf{E}Z(t)}{t}\xrightarrow{\textit{п.н.}}\frac{1}{\mu},\ \ t\to\infty,$$

где $\frac{1}{0}:=\infty,\ \frac{1}{\infty}:=0.$

Доказательство. Если $\mu=0$, то $X_n=0$ почти наверное, поэтому утверждение теоремы верно ($Z(t)=\infty\ \ \forall t$).
Далее $\mu>0$. Заметим, что для $t>0$

$$S_{Z(t)}\leqslant t<S_{Z(t)+1}. \tag{2}$$

Поскольку $Z(t_n,\ \omega)=n$, если $t_n=S_n(\omega)$, то $Z(t)\to\infty$ почти наверное (Z монотонна по t). Итак, рассмотрим $(t,\ \omega)$ такие, что

$$0<Z(t,\omega)<\infty\quad\text{почти наверное.}$$

Тогда для этих $(t,\ \omega)$ поделим обе части неравенства (2) на $Z(t)$:

$$\frac{S_{Z(t)}}{Z(t)}\ \leqslant\ \frac{t}{Z(t)}\ \leqslant\ \frac{S_{Z(t)+1}}{Z(t)+1}\frac{Z(t)+1}{Z(t)}.$$

Согласно лемме 3.2 ,

$$\frac{S_{Z(t)}}{Z(t)}\xrightarrow{\text{п.н.}}\mu,\ \frac{S_{Z(t)+1}}{Z(t)+1}\xrightarrow{\text{п.н.}}\mu,\ \frac{Z(t)+1}{Z(t)}\xrightarrow{\text{п.н.}}1.$$

Следовательно,

$$\frac{t}{Z(t)}\xrightarrow{\text{п.н.}}\mu,\ \ t\to\infty.$$

Таким образом,

$$\frac{Z(t)}{t}\xrightarrow{\text{п.н.}}\frac{1}{\mu},\ \ t\to\infty,$$

что завершает доказательство первого утверждения теоремы.
Следует понимать, что второе утверждение из первого нельзя получить, попросту "навесив" на него сверху матожидание: вообще говоря,

$$\xi_t\xrightarrow{\text{п.н.}}\xi\ \not\Rightarrow\ \mathsf{E}\xi_t\xrightarrow{\text{п.н.}}\mathsf{E}\xi,\ \ t\to\infty:$$

наглядным примером является последовательность

$$\xi_t(\omega)=\begin{cases}t, & \omega\in[0,1/t]\\ 0, & \omega\notin[0,1/t]\end{cases}\quad.$$

Для того чтобы завершить доказательство теоремы, введем следующее понятие.

Определение 3.1. Семейство случайных величин $\{\xi_t,\ t > \alpha\}$ называется *равномерно интегрируемым*, если

$$\sup_{t\to\alpha} \mathsf{E}\left(|\xi_t|\,\mathbb{I}\left\{|\xi_t| > c\right\}\right) \to 0, \quad c \to \infty.$$

Без доказательства предлагаются следующие утверждения.

Теорема 3.4. *Если* $\{\xi_t,\ t > \alpha\}$ *равномерно интегрируемо, то* $\mathsf{E}\xi_t \to \mathsf{E}\xi$. *Для неотрицательных случайных величин это условие является необходимым и достаточным.*

Теорема 3.5 (де ла Валле Пуссена)**.** $\{\xi_t,\ t > \alpha\}$ *равномерно интегрируемо* $\Leftrightarrow \exists$ *неубывающая функция* g *такая, что*

$$\frac{g(t)}{t} \to \infty, \ \ t \to \infty \quad \textit{и} \quad \sup_t \mathsf{E} g\left(|\xi_t|\right) < \infty.$$

Возьмем $g(t) := t^2$, $\xi_t := \frac{Z(t)}{t}$, $t > 0$. Тогда по лемме 3.1

$$\mathsf{E}\left(\xi_t\right)^2 = \frac{\mathsf{E}\left(Z(t)\right)^2}{t^2} \leqslant \frac{Bt^2}{t^2} = B < \infty,$$

что позволяет нам использовать теорему 3.5 и получить по теореме 3.4 второе утверждение теоремы 3.3, что и требовалось сделать. □

3.4 Пуассоновский процесс как процесс восстановления

Определение 3.2. Пусть $X, X_1, X_2, \ldots$ — независимые одинаково распределенные случайные величины такие, что $X \sim \mathrm{Exp}(\lambda)$, $\lambda > 0$, то есть

$$p_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geqslant 0 \\ 0 & , x < 0 \end{cases}.$$

Тогда *пуассоновский процесс интенсивности* λ $N = \left\{N(t),\ t \geqslant 0\right\}$ есть процесс восстановления, построенный на $\{X_i\}$.

Определение 3.3. Определим для $t > 0$

$$X_1^t := S_{N(t)+1} - t,$$
$$X_k^t := X_{N(t)+k},\ \ k \geqslant 2.$$

Лемма 3.6. *Для* $\forall t > 0$ *величины* $N(t)$, X_1^t, $X_2^t, \ldots$ *независимы, причем*

$$N(t) \sim \mathrm{Poiss}(\lambda t),\ X_k^t \sim \mathrm{Exp}(\lambda), \quad k = 1, 2, \ldots .$$

Доказательство. Для доказательства независимости достаточно показать, что для $\forall k \in \mathbb{N}$, $\forall n \in \mathbb{Z}_+$, $\forall u_1, \ldots, u_k \geqslant 0$

$$\mathsf{P}\left(N(t) = n,\ X_1^t \geqslant u, \ldots,\ X_k^t \geqslant u_k\right) = \\ = \mathsf{P}\left(N(t) = n\right)\mathsf{P}(X_1^t \geqslant u_1)\ldots\mathsf{P}(X_k^t \geqslant u_k).$$

Будем доказывать это равенство по индукции по k.
Докажем базу индукции: $k = 1$:

$$\mathsf{P}\left(N(t) = n,\ X_1^t \geqslant u_1\right) = \mathsf{P}\left(S_n \leqslant t,\ S_{n+1} > t,\ S_{N(t)+1} - t \geqslant u_1\right) = \\ = \mathsf{P}\left(S_n \leqslant t,\ S_{n+1} \geqslant t + u_1\right),$$

поскольку

$$\{S_n \leqslant t,\ S_{n+1} > t\} = \left\{N(t) = n\right\}.$$

Из курса теории вероятностей известно, что если

$$S_n = X_1 + \ldots + X_n,$$

где X_i независимы и $X_i \sim \mathrm{Exp}(\lambda)$, то

$$p_{S_n}(x) = \begin{cases} \lambda \frac{(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda x} &, \ x \geqslant 0 \\ 0 &, \ x < 0 \end{cases}.$$

Следовательно,

$$\mathsf{P}\left(S_n \leqslant t,\ S_{n+1} \geqslant t + u_1\right) = \mathsf{P}\left(S_n \leqslant t,\ S_n + X_{n+1} \geqslant t + u_1\right) = \\ = \iint\limits_{\substack{0 \leqslant x \leqslant t \\ x+y \geqslant t+u_1}} p_{S_n}(x) p_{X_n+1}(y)\, dx\, dy = \\ = \iint\limits_{\substack{0 \leqslant x \leqslant t \\ x+y \geqslant t+u_1 \\ y \geqslant 0}} \lambda \frac{(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda x} \lambda y e^{-\lambda y}\, dx\, dy$$

в силу независимости S_n и X_{n+1}. Воспользуемся теоремой Фубини, чтобы вычислить этот интеграл:

$$\iint\limits_{\substack{0 \leqslant x \leqslant t \\ x+y \geqslant t+u_1 \\ y \geqslant 0}} \lambda \frac{(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda x} \lambda y e^{-\lambda y}\, dx\, dy \ = \int\limits_0^t \frac{\lambda (\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda x}\, dx \int\limits_{t+u_1-x}^{\infty} \lambda y e^{-\lambda y}\, dy = \\ = \int\limits_0^t \frac{\lambda (\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda x} e^{-\lambda(t+u_1-x)}\, dx \ = \ e^{-\lambda(t+u_1)} \int\limits_0^t \lambda \frac{(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!}\, dx = \\ = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} e^{-\lambda u_1}.$$

Таким образом, получаем, что

$$\mathsf{P}\left(N(t) = n,\ X_1^t \geqslant u_1\right) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} e^{-\lambda u_1}. \tag{3}$$

Возьмем в равенстве (3) $u_1 = 0$ и получим, что

$$\mathsf{P}\left(N(t) = n\right) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t},$$

то есть
$$N(t) \sim \mathrm{Poiss}(\lambda t).$$
Теперь просуммируем равенство (3) по всем $n \in \mathbb{Z}_+$:
$$\sum_{n=0}^{\infty} \mathsf{P}\left(N(t) = n,\ X_1^t \geqslant u_1\right) = \mathsf{P}\left(X_1^t \geqslant u_1\right) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} e^{-\lambda u_1} =$$
$$= e^{-\lambda u_1} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} = e^{-\lambda u_1},$$
то есть
$$X_1^t \sim \mathrm{Exp}(\lambda).$$
Таким образом, полностью доказана база индукции. Перейдем к доказательству индуктивного перехода: пусть $k \geqslant 2$:
$$\mathsf{P}\left(N(t) = n,\ X_1^t \geqslant u, \ldots,\ X_k^t \geqslant u_k\right) =$$
$$= \mathsf{P}\left(\underbrace{S_n \leqslant t,\ S_{n+1} > t,\ S_{n+1} - t \geqslant u_1}_{\text{зависят от } X_1, \ldots, X_{n+1}},\ \underbrace{X_{n+2} \geqslant u_2, \ldots,\ X_{n+k} \geqslant u_k}_{\text{зависят от } X_{n+2}, \ldots}\right) =$$
$$= \mathsf{P}\left(N(t) = n\right) \underbrace{\mathsf{P}\left(X_1 \geqslant u_1\right)}_{= e^{-\lambda u_1}} e^{-\lambda u_2} \ldots e^{-\lambda u_k} = \mathsf{P}\left(N(t) = n\right) e^{-\lambda u_1} \ldots e^{-\lambda u_k}$$
по предположению индукции. Таким образом, доказано, что
$$X_k^t \sim \mathrm{Exp}(\lambda),$$
а также показана независимость. Теорема доказана. □

Замечание (парадокс времени ожидания). Из доказанного следует, что
$$X_1^t \sim \mathrm{Exp}(\lambda), \quad X_{N(t)+1} \sim \mathrm{Exp}(\lambda),$$
несмотря на то что отрезок длины $X_{N(t)+1}$ содержит отрезок длины X_1^t по определению. Можно привести следующую иллюстрацию: пусть автобусы подходят на остановку в случайные моменты времени S_n, то есть между последовательными прибытиями автобусов на остановку проходят случайные промежутки времени X_i, а мы пришли на остановку в момент времени t и хотим понять, как распределено время нашего ожидания следующего автобуса; в частности, нам интересно, сколько в среднем мы будем этот автобус ждать. Из достигнутого выше результата следует, что время ожидания нами этого автобуса распределено так же (и имеет то же среднее), как и время между прибытиями автобусов. Разгадка этого "парадокса" заключается в том, что концы отрезков также случайны.

4 Лекция от 01.03.17

Точечные процессы

4.1 Независимость приращений пуассоновского процесса

Определение 4.1. Процесс $\{Y(t),\, t \geqslant 0\}$ имеет *независимые приращения*, если

$$\forall\, 0 \leqslant t_0 \leq t_1 \leq \ldots \leq t_n \;\; \forall n \in \mathbb{N}$$

случайные величины

$$Y(t_0), Y(t_1) - Y(t_0), \ldots, Y(t_n) - Y(t_{n-1})$$

независимы в совокупности.

Теорема 4.1. *Пуассоновский процесс интенсивности λ имеет независимые приращения.*

Доказательство. Доказательство будем проводить по индукции по n. Введем процесс

$$N^t(s) := \sup\left\{n : \sum_{k=1}^{n} X_k^t \leqslant s\right\},\;\; s \geqslant 0.$$

Из доказанного ранее следует, что $\left\{N^t(s),\, s \geqslant 0\right\}$ — пуассоновский процесс интенсивности λ. Заметим, что по определению

$$N^t(s) \in \sigma\left\{X_1^t,\, X_2^t,\, \ldots\right\},$$

из чего следует, что $N(t)$ независима с $N^t(s)\;\forall\, s$. Но

$$N^t(s) = N(t+s) - N(t),$$

а значит, для $n = 1$ утверждение доказано: $t_0 = t$, $t_1 = t + s$. Тем самым получена база индукции. Перейдем к доказательству индуктивного перехода. Зафиксируем t_0 и рассмотрим $N^{t_0}(s)$. Заметим, что

$$\begin{aligned}
&N^{t_0}\left(t_k - t_0\right) - N^{t_0}\left(t_{k-1} - t_0\right) = \\
&\qquad = N\left(t_k - t_0 + t_0\right) - N(t_0) - \big(N\left(t_{k-1} - t_0 + t_0\right) - N\left(t_0\right)\big) = \\
&\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad = N(t_k) - N(t_{k-1}).
\end{aligned}$$

Тогда можем заменить последовательность случайных величин

$$N_{t_0},\, N(t_1) - N(t_0),\, \ldots,\, N(t_n) - N(t_{n-1})$$

на равную ей последовательность

$$N_{t_0},\, N^{t_0}(s_1),\, \ldots,\, N^{t_0}(s_n) - N^{t_0}(s_{n-1}),$$

где $s_k = t_k - t_0$, $k = 1, \ldots, n$. Но поскольку мы знаем, что N_{t_0} независима с $N^t(s)\;\forall\, s$, мы можем перейти к предположению индукции для случайных величин

$$N^{t_0}(s_1),\, \ldots,\, N^{t_0}(s_n) - N^{t_0}(s_{n-1}),$$

рассматривая их как приращения нововведенного пуассоновского процесса интенсивности λ $N^t(s)$. Таким образом, доказана независимость. Теорема доказана. $\square$

4.2 Пространственный пуассоновский процесс

Определение 4.2. Пусть $(S, \mathscr{B})$ — измеримое пространство, а μ — σ-конечная мера на нем, то есть

$$S = \bigcup_{q=1}^{\infty} S_q, \quad S_q \in \mathcal{B}, \quad \mu(S_q) < \infty \ \forall q.$$

Тогда процесс $N = \{N(B),\, B \in \mathscr{B}\}$ называется *пространственным пуассоновским процессом с мерой интенсивности* μ, если выполнены два условия: во-первых,

$$N(B) \sim \mathrm{Poiss}\left(\mu\left(B\right)\right), \ B \in \mathscr{B};$$

во-вторых,

$$\begin{gathered}\forall\, n \in \mathbb{N} \text{ и } \forall\, B_1, \ldots, B_n \in \mathscr{B} \text{ таких, что } B_i B_j = \emptyset \text{ при } i \neq j, \\ \mu(B_i) < \infty \ \forall i = 1, \ldots, n, \text{ выполнено, что } N(B_1), \ldots, N(B_n) \text{ независимы.}\end{gathered}$$

Замечание. В определении выше сознательно не отбрасывались случаи $\mu(B) = 0$ и $\mu(B) = \infty$. Положим по определению, что если $\xi \sim \mathrm{Poiss(a)}$, то

$$\begin{aligned} a = 0 \quad &\Rightarrow \quad \xi = 0 \text{ почти наверное;} \\ a = \infty \quad &\Rightarrow \quad \xi = \infty \text{ почти наверное;} \\ 0 < a < \infty \quad &\Rightarrow \quad \mathsf{P}(\xi = k) = \frac{a^k}{k!} e^{-a}, \quad k = 0, 1, 2, \ldots . \end{aligned}$$

Определение 4.3. Пусть $(S, \mathscr{B})$ — измеримое пространство, а μ — σ-конечная мера на нем. Пусть $\mu(S) < \infty$. Введем независимые случайные величины $Y, X_1, X_2, \ldots$ такие, что

$$\begin{gathered} Y : \Omega \to \mathbb{Z}_+, \quad Y \sim \mathrm{Poiss}\left(\mu\left(S\right)\right), \\ X_i : \Omega \to S, \quad X \in \mathscr{F} | \mathscr{B}, \quad \mathsf{P}\left(X_1 \in B\right) = \frac{\mu\left(B\right)}{\mu\left(S\right)}. \end{gathered}$$

Возможность введения такого семейства случайных величин объясняется теоремой Ломницкого–Улама. Определим тогда

$$N\left(B\right) = \sum_{n=1}^{Y} \mathbb{I}_B\left(X_n\right), \quad B \in \mathscr{B}.$$

Более подробно,

$$N\left(B, \omega\right) = \sum_{n=1}^{Y(\omega)} \mathbb{I}_B\left(X_n(\omega)\right), \quad B \in \mathscr{B}, \quad \omega \in \Omega.$$

Замечание. $\sum\limits_{1}^{0} := 0.$

Теорема 4.2. *В терминах определения 4.3 $\{N\left(B\right), B \in \mathscr{B}\}$ есть пространственный пуассоновский процесс с мерой интенсивности μ.*

Доказательство. Возьмем

$$\forall n \in \mathbb{N} \ \text{ и } \ \forall B_1, \ldots, B_n \in \mathscr{B}, \ \text{что} \ B_i \cap B_j = \emptyset, \ \text{если } i \neq j.$$

Заметим, что

$$\mu(B_i) < \mu(S) < \infty.$$

Убедимся, что $\forall m_1, \ldots, m_n \in \mathbb{Z}_+$

$$\begin{aligned} &\mathsf{P}\big(N(B_1) = m_1, \ldots, N(B_n) = m_n\big) = \\ &\qquad = \mathsf{P}\big(N(B_1) = m_1\big), \ldots, \mathsf{P}\big(N(B_n) = m_n\big) = \\ &\qquad\qquad = \frac{\mu(B_1)^{m_1}}{m_1!} e^{-\mu(B_1)} \ldots \frac{\mu(B_n)^{m_n}}{m_n!} e^{-\mu(B_n)}. \end{aligned}$$

Действительно,

$$\begin{aligned} &\mathsf{P}\big(N(B_1) = m_1, \ldots, N(B_n) = m_n)\big) = \\ &\qquad = \sum_{k=0}^{\infty} \mathsf{P}\big(N(B_1) = m_1, \ldots, N(B_n) = m_n, Y = k\big) = \\ &\qquad = \sum_{k=0}^{\infty} \mathsf{P}\left(\sum_{i=1}^{k} \mathbb{I}_{B_1}(X_i) = m_1, \ldots, \sum_{i=1}^{k} \mathbb{I}_{B_n}(X_i) = m_n\right) \mathsf{P}(Y = k) \end{aligned}$$

по формуле полной вероятности. Введем следующие обозначения:

$$\begin{aligned} &m := m_1 + \ldots + m_n; \\ &m_0 := k - m; \\ &B_0 := S \setminus \left(\bigcup_{i=1}^{n} B_i\right). \end{aligned}$$

Заметим, что сейчас фактически происходит следующее: у нас есть случайные величины ("частицы") X_i, $i = 1, \ldots, k$, которые нужно расположить в попарно непересекающихся множествах ("ящиках") B_j, $j = 0, \ldots, n$; мы хотим узнать, какова вероятность того, что в каждом ящике будет ровно m_j частиц. Такая задача эквивалентна хорошо известной задаче о ящиках из курса теории вероятностей. Воспользуемся ее решением, а также тем, что Y — пуассоновская случайная величина:

$$\begin{aligned} &\sum_{k=0}^{\infty} \mathsf{P}\left(\sum_{i=1}^{k} \mathbb{I}_{B_1}(X_i) = m_1, \ldots, \sum_{i=1}^{k} \mathbb{I}_{B_n}(X_i) = m_n\right) \mathsf{P}(Y = k) = \\ &\quad = \sum_{k=0}^{\infty} \mathsf{P}\left(\sum_{i=1}^{k} \mathbb{I}_{B_1}(X_i) = m_1, \ldots, \sum_{i=1}^{k} \mathbb{I}_{B_n}(X_i) = m_n\right) \frac{\mu(S)^k}{k!} e^{-\mu(S)} = \\ &\quad = \sum_{k=m}^{\infty} \frac{k!}{m_0! \ldots m_n!} \left(\frac{\mu(B_0)}{\mu(S)}\right)^{m_0} \ldots \left(\frac{\mu(B_n)}{\mu(S)}\right)^{m_n} \frac{\mu(S)^k}{k!} e^{-\mu(S)} = \\ &\quad\quad = e^{-\mu(S)} \frac{\mu(B_1)^{m_1}}{m_1!} \ldots \frac{\mu(B_n)^{m_n}}{m_n!} \sum_{k=m}^{\infty} \frac{\mu(B_0)^{k-m}}{(k-m)!}. \end{aligned}$$

Поскольку ряд в последней строчке — это ряд для экспоненты, а множества B_j попарно не пересекаются, цепочку равенств можно продолжить следующим образом:

$$\begin{aligned}
e^{-\mu(S)}\,\frac{\mu(B_1)^{m_1}}{m_1!}\dots\frac{\mu(B_n)^{m_n}}{m_n!}\,\sum_{k=m}^{\infty}\frac{\mu(B_0)^{k-m}}{(k-m)!} &= \\
&= e^{-\mu(S)}\,\frac{\mu(B_1)^{m_1}}{m_1!}\dots\frac{\mu(B_n)^{m_n}}{m_n!}\,e^{\,\mu(B_0)} = \\
&= \frac{\mu\left(B_1\right)^{m_1}}{m_1!}e^{-\mu(B_1)}\ \dots\ \frac{\mu\left(B_n\right)^{m_n}}{m_n!}e^{-\mu(B_n)},
\end{aligned}$$

потому что

$$e^{-\mu(S)}e^{\mu(B_0)} = e^{-\left(\mu(B_1)+\ldots+\mu(B_n)\right)}.$$

Теорема доказана. □

Лемма 4.3. *Пусть* $\xi_1, \xi_2, \ldots$ — *независимые одинаково распределенные случайные величины,* $\xi_k \sim \mathrm{Poiss}(\lambda k)$, $k \in \mathbb{N}$. *Тогда*

$$\sum_{k=1}^{\infty}\xi_k \sim \mathrm{Poiss}\left(\sum_{k=1}^{\infty}\lambda_k\right),$$

где ряд может расходиться.

Доказательство. Если некоторое $\lambda_k = \infty$, то $\xi_k = \infty$, как и вся левая часть. Далее все $\lambda_k < \infty$.

1. Пусть

$$\sum_{k=1}^{\infty}\lambda_k < \infty.$$

Имеем

$$\mathsf{E}\left(\sum_{k=1}^{\infty}\xi_k\right) = \sum_{k=1}^{\infty}\mathsf{E}\xi_k = \sum_{k=1}^{\infty}\lambda_k < \infty$$

по теореме о монотонной сходимости (здесь важно, что ξ_k неотрицательны). Из этого следует, что

$$\sum_{k=1}^{\infty}\xi_k = \xi < \infty$$

почти наверное. Заметим, что

$$\sum_{k=1}^{n}\xi_k \xrightarrow{\text{п.н.}} \xi \quad\Rightarrow\quad \sum_{k=1}^{n}\xi_k \xrightarrow{\mathrm{d}} \xi.$$

Тогда

$$\begin{aligned}
\varphi_{\sum\limits_{k=1}^{n}\xi_k}(u) = \prod_{k=1}^{n}\varphi_{\xi_k}(u) = \prod_{k=1}^{n}e^{\lambda_k\left(e^{iu}-1\right)} &= \\
&= \exp\sum_{k=1}^{n}\lambda_k\left(e^{iu}-1\right) \to \exp\sum_{k=1}^{\infty}\lambda_k\left(e^{iu}-1\right),\ n\to\infty.
\end{aligned}$$

Тогда из непрерывного соответствия между характеристическими функциями и функциями распределения заключаем, что

$$\xi = \sum_{k=1}^{\infty} \xi_k \sim \mathrm{Poiss}\left(\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k\right).$$

2. Пусть теперь
$$\sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k = \infty.$$
Находим последовательность r_j со свойством
$$\sum_{k=r_j}^{r_{j+1}} \lambda_k \geqslant 1,$$
которая существует в силу расходимости ряда и неотрицательности его членов. Введем обозначение
$$\eta_j := \sum_{k=r_j}^{r_{j+1}} \xi_k;$$
Тогда $\eta_1, \eta_2, \ldots$ независимы, к тому же
$$\eta_j \sim \mathrm{Poiss}\left(\sum_{k=r_j}^{r_{j+1}} \lambda_k\right).$$
Отсюда вытекает, что
$$\mathsf{P}\left(\eta_j \geqslant 1\right) = 1 - \mathsf{P}\left(\eta_j = 0\right) \geqslant 1 - e^{-1} > 0.$$
Тогда по лемме Бореля–Кантелли, поскольку
$$\sum_{j=1}^{\infty} \mathsf{P}(\eta_j \geqslant 1) = \infty,$$
то
$$\sum_{j=1}^{\infty} \eta_j = \infty$$
почти наверное. Лемма доказана.

□

Определение 4.4. Пусть $(S, \mathscr{B})$ — измеримое пространство, а μ — — σ-конечная мера на нем, то есть

$$S = \bigcup_{q=1}^{\infty} S_q, \quad S_q \in \mathcal{B}, \quad \mu(S_q) < \infty \ \forall q.$$

Пусть теперь $\mu(S) = \infty$. Для каждого S_q вводим множество независимых случайных величин (все как в определении 4.3):

$$Y_q : \Omega \to \mathbb{Z}_+, \;\; Y_q \sim \text{Poiss}\left(\mu\left(S_q\right)\right),$$

$$X_{q_i} : \Omega \to S_q, \;\; X \in \mathscr{F}|\mathscr{B} \cap S_q, \;\; \mathsf{P}\left(X_{q_i} \in C\right) = \frac{\mu\left(C\right)}{\mu\left(S_q\right)},$$

где

$$C \in \mathscr{B} \cap S_q \in \mathscr{B}.$$

Строим процесс

$$N_q(C) := \sum_{n=1}^{Y_q} \mathbb{I}_C\left(X_{q,n}\right).$$

Положим

$$N(B) := \sum_{q=1}^{\infty} N_q\left(B \cap S_q\right), \;\; B \in \mathscr{B}.$$

Заметим, что все члены ряда независимы, а также что

$$N_q\left(B \cap S_q\right) \sim \text{Poiss}\left(\mu(B \cap S_q)\right).$$

Тогда по лемме 4.3

$$N(B) \sim \text{Poiss}\left(\sum_{q=1}^{\infty} \mu(B \cap S_q)\right) = \text{Poiss}\left(\mu\left(B\right)\right).$$

4.3 Функционал Лапласа точечного процесса

Определение 4.5. Процесс $\left\{X(B),\, B \in \mathscr{B}\right\}$ называется *(простым) точечным процессом*, если

$$X(B) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}_B(Z_n), \; B \in \mathscr{B},$$

где

$$Z_n : \Omega \to S, \; Z_n \in \mathscr{F}|\mathscr{B}.$$

Определение 4.6. Пусть $\mu\left(S\right) = \infty$, $\mu - \sigma$–конечная мера на $(S, \mathscr{B})$, а также

$$N(B) = \sum_{q=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{Y_{q_k}} \mathbb{I}_{B \cap S_q}\left(X_{q,n}\right).$$

Пусть

$$V_0 := 0, \;\; V_1 := Y_1, \;\; V_k := \sum_{j=1}^{k} Y_j.$$

Введем Z_n, $n \in \mathbb{N}$. Пусть для $\omega \in \Omega$

$$V_{k-1}(\omega) \leqslant n < V_k(\omega).$$

Определим

$$Z_n(\omega) := X_{k, n - V_{k-1}(\omega)}(\omega).$$

Тогда

$$N(B) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}_B(Z_n).$$

Определение 4.7. Пусть $f : S \to \mathbb{R}_+,\ f \in \mathscr{B}|\mathscr{B}(\mathbb{R}_+)$. Тогда *функционал Лапласа* $\mathscr{L}(f)$ определяется следующим образом:

$$\mathscr{L}(f) := \mathsf{E} e^{-\sum\limits_{n=1}^{\infty} f(Z_n)},$$

где $e^{-\infty} := 0$.

Теорема 4.4. *$N = \big\{N(B),\, B \in \mathscr{B}\big\}$ является пространственным пуассоновским процессом с σ–конечной мерой интенсивности μ $\Leftrightarrow$*

$$\mathscr{L}(f) = \exp\left[\int\limits_S \left(e^{-f(x)} - 1\right)\, \mu(dx)\right].$$

4.4 Маркирование пуассоновских процессов

Замечание. На момент набора этой части лекции я до конца не осознаю (совсем не осознаю), что было сказано на лекции и что на лекции подразумевалось лектором. Написанное здесь будет подвержено пересмотру (пишите мне, если знаете, как написать лучше!).

Определение 4.8. Рассмотрим $T, T_1, T_2, \ldots$ — независимые одинаково распределенные неотрицательные случайные величины. Пусть T независима с S_n. Процесс, заданный элементами

$$Z_n := (S_n, T_n)_{n \geqslant 1},$$

является пространственным пуассоновским процессом с мерой

$$\lambda\nu \otimes \mathsf{Q},$$

где ν — мера на $B(\mathbb{R}_+)$, Q — мера, задаваемая распределением T.

Замечание. Наглядно: модель массового обслуживания. Пусть S_n — время начала работы с клиентом, T_n — время работы с клиентом, Y_t — число клиентов в момент t. Тогда

$$Y_t = \#\left\{n : S_n \leqslant t < S_n + T_n\right\} = \#\big\{n : (S_n,\, T_n) \in B_t\big\} = \\ = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}_{B_t}(S_n,\, T_n) \sim \mathrm{Poiss}\left(\left(\lambda\nu \otimes \mathsf{Q}\right)(B_t)\right),$$

где подмножество плоскости B_t задается неравенствами

$$x \leqslant t;$$
$$x + y > t,$$

а точка $(x,\, y)$ задается парой $(S_n,\, T_n)$. Вычислим:

$$(\lambda\nu \otimes \mathsf{Q})\,(B_t) = \int\limits_0^t \lambda y\,\mathsf{Q}(dy) + \int\limits_t^\infty \lambda t\,\mathsf{Q}(dy) = \lambda \int\limits_0^\infty \min(t, y)\,\mathsf{Q}(dy).$$

Итак,

$$Y_t \sim \mathrm{Poiss}\left(\lambda \int\limits_0^\infty \min(t, y)\,\mathsf{Q}(dy)\right) \quad \forall t > 0.$$

Если $\mathsf{E}T < \infty$, то

$$\mathrm{Poiss}\left(\lambda \int\limits_0^\infty \min(t, y)\,\mathsf{Q}(dy)\right) \;\to\; \mathrm{Poiss}(\lambda \mathsf{E}T), \quad t \to \infty.$$

Список литературы

[1] Булинский А.В., Ширяев А.Н. Теория случайных процессов. — М.: ФИЗМАТЛИТ, 2005

[2] Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения.

Предметный указатель