

Лекция 1

Понятие случайного процесса.

Процесс Пуассона

В теории вероятностей основными объектами исследований являются *случайные величины и векторы*. Напомним их определение. Пусть задано некоторое *вероятностное пространство* $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$. На числовой прямой \mathbb{R} рассмотрим *борелевскую σ -алгебру* \mathcal{B} (так называется минимальная σ -алгебра, содержащая все открытые подмножества прямой \mathbb{R}). *Случайной величиной* называется отображение ξ вероятностного пространства Ω на числовую прямую \mathbb{R} , *измеримое* относительно пары σ -алгебр \mathcal{F} и \mathcal{B} . Это означает, что для произвольного множества $A \in \mathcal{B}$ его прообраз $\xi^{-1}(A)$ принадлежит \mathcal{F} .

Случайным вектором называется упорядоченная совокупность случайных величин $(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_m)$, $m \in \mathbb{N}$, заданных на одном вероятностном пространстве. Равносильное определение случайного вектора состоит в следующем. Так называется отображение $\bar{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_m)$ вероятностного пространства Ω на \mathbb{R}^m , измеримое относительно пары σ -алгебр \mathcal{F} и \mathcal{B}^m , где \mathcal{B}^m – борелевская σ -алгебра пространства \mathbb{R}^m .

В теории случайных процессов рассматриваются случайные явления, *развивающиеся во времени*. Дадим определение основных объектов этой теории. Пусть \mathbb{N}_0 означает множество $\{0, 1, \dots\}$.

Определение 1. *Случайной последовательностью* называется последовательность случайных величин ξ_n , $n \in \mathbb{N}_0$, заданных на одном вероятностном пространстве.

Определение 2. *Случайным процессом* называется совокупность случайных величин $X(t)$, зависящих от параметра $t \geq 0$ и заданных на одном вероятностном пространстве. Случайный процесс обозначается $\{X(t), t \geq 0\}$, или $\{X(t)\}$, или просто X .

Напомним, что основным инструментом исследования случайной величины ξ является ее *распределение*. Так называется вероятностная мера $\mathbf{P}^{(\xi)}$ на измеримом пространстве $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$, задаваемая равенством

$$\mathbf{P}^{(\xi)}(A) = \mathbf{P}(\xi \in A), \quad A \in \mathcal{B}.$$

Часто вместо распределения рассматривают *функцию распределения*

$$F(x) = \mathbf{P}(\xi \in (-\infty, x]) = \mathbf{P}(\xi \leq x), \quad x \in \mathbb{R}.$$

Аналогично распределением случайного вектора $\bar{\xi}$ называется вероятностная мера $\mathbf{P}^{(\bar{\xi})}$ на измеримом пространстве $(\mathbb{R}^m, \mathcal{B}^m)$, задаваемая равенством

$$\mathbf{P}^{(\bar{\xi})}(A) = \mathbf{P}(\bar{\xi} \in A), \quad A \in \mathcal{B}^m.$$

Определение 3. Конечномерным распределением случайного процесса X , отвечающим моментам времени t_1, \dots, t_m ($0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$), $m \in \mathbb{N}$, называется распределение случайного вектора $(X(t_1), \dots, X(t_m))$, т.е. следующая вероятностная мера на измеримом пространстве $(\mathbb{R}^m, \mathcal{B}^m)$:

$$\mathbf{P}_{t_1, \dots, t_m}^{(X)}(A) = \mathbf{P}((X(t_1), \dots, X(t_m)) \in A), \quad A \in \mathcal{B}^m.$$

Рассмотрим *примеры* случайных последовательностей и процессов.

Случайное блуждание. Пусть X_1, X_2, \dots – последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин. Положим

$$S_0 = 0, \quad S_n = \sum_{i=1}^n X_i, \quad n \in \mathbb{N}.$$

Последовательность $\{S_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ называется *случайным блужданием*. Поскольку S_n является случайной величиной при каждом $n \in \mathbb{N}_0$, то указанная последовательность является случайной. Отметим, что при $n, m \in \mathbb{N}$ случайные величины $S_{n+m} - S_n$ и S_n являются независимыми, причем $S_{n+m} - S_n \stackrel{d}{=} S_m$ (символ $\stackrel{d}{=}$ означает совпадение распределений).

Значительный интерес в дальнейшем представляет ситуация, когда случайные величины X_1, X_2, \dots имеют показательное распределение с параметром $\lambda > 0$, т.е.

$$\mathbf{P}(X_1 > t) = e^{-\lambda t}, \quad t \geq 0.$$

Найдем одномерные распределения последовательности $\{S_n, n \in \mathbb{N}_0\}$.

Лемма 1. Пусть ξ, η – независимые случайные величины, $f(x, y)$ – измеримое отображение \mathbb{R}^2 в \mathbb{R} и A – произвольное одномерное борелевское множество. Если η – дискретная случайная величина, принимающая значения $x_i, i \in \mathbb{N}$, причем $\mathbf{P}(\eta = x_i) = p_i$, то

$$\mathbf{P}(f(\xi, \eta) \in A) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(f(\xi, x_i) \in A) p_i.$$

Если η – случайная величина с плотностью вероятностей $p(\cdot)$, то

$$\mathbf{P}(f(\xi, \eta) \in A) = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbf{P}(f(\xi, x) \in A) p(x) dx.$$

Доказательство. В дискретном случае по формуле полной вероятности

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(f(\xi, \eta) \in A) &= \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(f(\xi, \eta) \in A \mid \eta = x_i) p_i = \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(f(\xi, x_i) \in A \mid \eta = x_i) p_i = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(f(\xi, x_i) \in A) p_i. \end{aligned}$$

В непрерывном случае доказательство проведите самостоятельно.

Теорема 1. Если случайные величины X_1, X_2, \dots имеют показательное распределение с параметром $\lambda > 0$, то при $t > 0$

$$\mathbf{P}(S_n > t) = \left(1 + \lambda t + \frac{(\lambda t)^2}{2!} + \dots + \frac{(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!}\right) e^{-\lambda t}. \quad (1)$$

Доказательство. Соотношение (1) устанавливается по индукции. При $n = 1$ оно справедливо, поскольку X_1 имеет показательное распределение с параметром λ . Предположим, что (1) справедливо при некотором $n \in \mathbb{N}$. Тогда по лемме 1

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(S_{n+1} > t) &= \mathbf{P}(S_{n+1} > t, X_{n+1} > t) + \mathbf{P}(S_{n+1} > t, X_{n+1} \leq t) = \\ &= \mathbf{P}(X_{n+1} > t) + \mathbf{P}(S_n + X_{n+1} > t, X_{n+1} \leq t) = \\ &= e^{-\lambda t} + \int_0^t \mathbf{P}(S_n + x > t) \lambda e^{-\lambda x} dx = \\ &= e^{-\lambda t} + \int_0^t \left(1 + \lambda(t-x) + \dots + \frac{(\lambda(t-x))^{n-1}}{(n-1)!}\right) e^{-\lambda(t-x)} \lambda e^{-\lambda x} dx = \\ &= e^{-\lambda t} + \left(\lambda t + \frac{(\lambda t)^2}{2!} \dots + \frac{(\lambda t)^n}{n!}\right) e^{-\lambda t}, \end{aligned}$$

т.е. соотношение (1) справедливо и при $n + 1$. Теорема доказана.

Процесс восстановления. Пусть X_1, X_2, \dots – последовательность независимых одинаково распределенных *положительных* случайных величин и $S_0 = 0$, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$, $n \in \mathbb{N}$. Положим

$$\nu(0) = 0, \quad \nu(t) = \max\{n \in \mathbb{N}_0 : S_n \leq t\}, \quad t > 0.$$

Величина $\nu(t)$ при фиксированном $t > 0$ принимает целые неотрицательные значения. Множество $\{\nu(t) = k\}$ при $k \in \mathbb{N}_0$ совпадает с множеством $\{S_k \leq t\} \cap \{S_{k+1} > t\}$. Следовательно, множество $\{\nu(t) = k\}$ является случайным событием. Таким образом, величина $\nu(t)$ при фиксированном $t > 0$ является случайной. А это означает, что $\{\nu(t), t \geq 0\}$ образует случайный процесс, который называется *процессом восстановления*.

Наглядно его можно представить следующим образом. В момент времени 0 начинает функционировать некоторый прибор, срок службы которого равен X_1 , в момент X_1 (равный S_1) выхода из строя этого прибора он мгновенно заменяется на следующий прибор, срок службы которого равен X_2 . В момент $X_1 + X_2$ (равный S_2) выхода из строя второго прибора он мгновенно заменяется на следующий прибор, срок службы которого равен X_3 и т.д. Величины S_1, S_2, \dots называются соответственно первым, вторым и т.д. *моментами восстановления*. Величина $\nu(t)$ при этом равна числу восстановлений до момента t включительно.

Определение 4. *Процессом Пуассона* называется частный случай процесса восстановления $\{\nu(t), t \geq 0\}$, когда случайные величины X_1, X_2, \dots

имеют показательное распределение с параметром $\lambda > 0$. При этом параметр λ называется *интенсивностью* процесса Пуассона.

Найдем конечномерные распределения процесса Пуассона. Напомним, что случайная величина η имеет *распределение Пуассона* с параметром a (короткая запись: $\eta \sim \Pi_a$), если η принимает значения из \mathbb{N}_0 и

$$\mathbf{P}(\eta = n) = \frac{a^n}{n!} e^{-a}, \quad n \in \mathbb{N}_0. \quad (2)$$

Теорема 2. Пусть $\{\nu(t), t \geq 0\}$ – процесс Пуассона, тогда при $t > 0$

$$\nu(t) \sim \Pi_{\lambda t}.$$

Доказательство. Поскольку при $n \in \mathbb{N}_0$

$$\{\nu(t) = n\} = \{S_n \leq t, S_{n+1} > t\} = \{S_{n+1} > t\} \setminus \{S_n > t\}, \quad (3)$$

то по теореме 1

$$\mathbf{P}(\nu(t) = n) = \mathbf{P}(S_{n+1} > t) - \mathbf{P}(S_n > t) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}.$$

Вспомогая соотношение (2), получаем утверждение теоремы.

Замечание 1. Если $\eta \sim \Pi_a$, то $\mathbf{E}\eta = a$. Следовательно, $\mathbf{E}\nu(1) = \lambda$. Итак, λ – среднее число восстановлений за единицу времени. Это объясняет, почему параметр λ называется интенсивностью процесса Пуассона.

Лемма 2. В условиях теоремы 1 при $n, m \in \mathbb{N}_0$ и $t, s > 0$

$$\mathbf{P}(S_{n+m} > t + s \mid \nu(t) = n) = \mathbf{P}(S_m > s). \quad (4)$$

Доказательство. При $m = 0$ соотношение (4) справедливо, поскольку его правая и левая части равны 0.

Установим (4) при $m = 1$ и произвольном s . При $s < 0$ обе части (4) равны 1. Заметим, что при $s \geq 0$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s, \nu(t) = n) &= \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s, S_n \leq t, S_{n+1} > t) = \\ &= \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s, S_n \leq t). \end{aligned} \quad (5)$$

Пусть $f_n(\cdot)$ – плотность вероятностей случайной величины S_n (см. теорему 1). По лемме 1

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s, S_n \leq t) &= \mathbf{P}(S_n + X_{n+1} > t + s, S_n \leq t) = \\ &= \int_0^t \mathbf{P}(x + X_{n+1} > t + s) f_n(x) dx = e^{-\lambda s} \int_0^t e^{-\lambda(t-x)} f_n(x) dx. \end{aligned} \quad (6)$$

Из соотношения (6) при $s = 0$ следует, что

$$\mathbf{P}(S_{n+1} > t, S_n \leq t) = \int_0^t e^{-\lambda(t-x)} f_n(x) dx. \quad (7)$$

Из соотношений (6) и (7) вытекает, что

$$\mathbf{P}(S_{n+1} > t + s, S_n \leq t) = e^{-\lambda s} \mathbf{P}(S_{n+1} > t, S_n \leq t).$$

Откуда, вспоминая соотношения (3) и (5), находим, что

$$\mathbf{P}(S_{n+1} > t + s, \nu(t) = n) = e^{-\lambda s} \mathbf{P}(\nu(t) = n). \quad (8)$$

После деления (8) на $\mathbf{P}(\nu(t) = n)$ получаем (4) при $m = 1$.

Пусть $m > 1$. Очевидно,

$$\mathbf{P}(S_{n+m} > t + s \mid \nu(t) = n) = \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s - \eta \mid \nu(t) = n), \quad (9)$$

где $\eta = S_{n+m} - S_{n+1} \stackrel{d}{=} S_{m-1}$. Случайная величина η не зависит от величины S_{n+1} и события $\{\nu(t) = n\}$, поэтому по лемме 1

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s - \eta \mid \nu(t) = n) &= \\ &= \int_0^\infty f_{m-1}(x) \mathbf{P}(S_{n+1} > t + s - x \mid \nu(t) = n) dx. \end{aligned} \quad (10)$$

Учитывая, что утверждение леммы доказано при $m = 1$, заключаем, что

$$\mathbf{P}(S_{n+1} > t + s - x \mid \nu(t) = n) = \mathbf{P}(S_1 > s - x). \quad (11)$$

Из соотношений (9)-(11) находим, что

$$\mathbf{P}(S_{n+m} > t + s \mid \nu(t) = n) = \int_0^\infty f_{m-1}(x) \mathbf{P}(S_1 > s - x) dx. \quad (12)$$

По лемме 1

$$\mathbf{P}(S_m > s) = \mathbf{P}(S_{m-1} + X_m > s) = \int_0^\infty f_{m-1}(x) \mathbf{P}(S_1 > s - x) dx. \quad (13)$$

Сравнивая (12) и (13), получаем (4). Лемма доказана.

Теорема 3. Пусть $\{\nu(t), t \geq 0\}$ – процесс Пуассона, тогда при $t, s > 0$ случайные величины $\nu(t)$ и $\nu(t+s) - \nu(t)$ независимы, т.е. для произвольных $n, m \in \mathbb{N}_0$

$$\mathbf{P}(\nu(t) = n, \nu(t+s) - \nu(t) = m) = \mathbf{P}(\nu(t) = n) \mathbf{P}(\nu(t+s) - \nu(t) = m).$$

Кроме того, $\nu(t+s) - \nu(t) \stackrel{d}{=} \nu(s)$, т.е. для произвольного $m \in \mathbb{N}_0$

$$\mathbf{P}(\nu(t+s) - \nu(t) = m) = \mathbf{P}(\nu(s) = m).$$

Доказательство. Из леммы 2 следует, что

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P}(\nu(t+s) = n+m \mid \nu(t) = n) = \\
& = \mathbf{P}(S_{n+m} \leq t+s, S_{n+m+1} > t+s \mid \nu(t) = n) = \\
& = \mathbf{P}(S_{n+m+1} > t+s \mid \nu(t) = n) - \mathbf{P}(S_{n+m} > t+s \mid \nu(t) = n) = \\
& = \mathbf{P}(S_{m+1} > s) - \mathbf{P}(S_m > s) = \mathbf{P}(S_m \leq s, S_{m+1} > s) = \mathbf{P}(\nu(s) = m).
\end{aligned}$$

Значит,

$$\mathbf{P}(\nu(t) = n, \nu(t+s) = n+m) = \mathbf{P}(\nu(t) = n) \mathbf{P}(\nu(s) = m). \quad (14)$$

Формулу (14) можно переписать:

$$\mathbf{P}(\nu(t) = n, \nu(t+s) - \nu(t) = m) = \mathbf{P}(\nu(t) = n) \mathbf{P}(\nu(s) = m). \quad (15)$$

Правая часть соотношения (15) распадается в произведение множителей, один из которых зависит от n , а второй – от m , следовательно, случайные величины $\nu(t)$ и $\nu(t+s) - \nu(t)$ независимы, причем $\nu(t+s) - \nu(t) \stackrel{d}{=} \nu(s)$ (это следует из (15) путем суммирования по всем $n \in \mathbb{N}_0$). Теорема доказана.

Определение 5. Говорят, что случайный процесс $\{X(t), t \geq 0\}$ имеет *независимые приращения*, если для произвольных моментов времени $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_m$, $m \in \mathbb{N}$, случайные величины $X(t_1) - X(0), X(t_2) - X(t_1), \dots, X(t_m) - X(t_{m-1})$ независимы.

Процессы с независимыми приращениями играют важную роль в теории случайных процессов. Отметим, что и случайные блуждания, и процесс Пуассона имеют независимые приращения (это установлено нами для двух моментов времени и может быть аналогичным образом доказано для произвольного числа моментов времени).

Данное ранее определение 4 называется *конструктивным определением* процесса Пуассона. В связи с теоремой 3 и ее упомянутым обобщением можно дать *общее определение* процесса Пуассона.

Определение 6. Случайный процесс $\{X(t), t \geq 0\}$ называется *процессом Пуассона с интенсивностью* $\lambda > 0$, если

- 1) $X(0) = 0$;
- 2) процесс $\{X(t)\}$ имеет независимые приращения;
- 3) $X(t_2) - X(t_1) \sim \Pi_{\lambda(t_2-t_1)}$ для произвольных моментов времени $0 \leq t_1 < t_2$.