

## Лекция 2

### Процессы восстановления

Пусть  $X_1, X_2, \dots$  – последовательность независимых одинаково распределенных *положительных* случайных величин и  $S_0 = 0$ ,  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ ,  $n \in \mathbb{N}$ . Напомним, что *процессом восстановления* называется случайный процесс  $\{\nu(t), t \geq 0\}$ , определяемый равенствами

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

В некотором смысле процесс восстановления  $\{\nu(t)\}$  является обратным к случайному блужданию  $\{S_n\}$  (напомним, что величины  $S_1, S_2, \dots$  называют *первым, вторым* и т.д. *моментами восстановления*).

Процессы восстановления находят применение при изучении случайных явлений, которым свойственна цикличность, носящая случайный характер (продолжительности циклов равны  $X_1, X_2, \dots$ , отсюда следует положительность этих величин).

Положим  $a = \mathbf{E}X_1$ . Ясно, что  $a > 0$ . Установим сначала закон больших чисел и центральную предельную теорему для процесса восстановления.

Предварительно напомним основные определения из курса теории вероятностей, касающиеся сходимости случайных величин. Говорят, что последовательность случайных величин  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$ , заданных на одном вероятностном пространстве, *сходится по вероятности* при  $n \rightarrow \infty$  к случайной величине  $\xi$  (короткая запись:  $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$ ), если  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(|\xi_n - \xi| \geq \varepsilon) = 0$  для произвольного  $\varepsilon > 0$ .

Пусть при каждом  $n \in \mathbb{N}$  задана случайная величина  $\xi_n$  на вероятностном пространстве  $(\Omega_n, \mathcal{F}_n, \mathbf{P}_n)$ , а случайная величина  $\xi$  задана на вероятностном пространстве  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ . Говорят, что последовательность случайных величин  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$  *сходится по распределению* при  $n \rightarrow \infty$  к случайной величине  $\xi$  (короткая запись:  $\xi_n \xrightarrow{D} \xi$ ), если  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}_n f(\xi_n) = \mathbf{E} f(\xi)$  для произвольной ограниченной и непрерывной числовой функции  $f(x)$ ,  $x \in \mathbb{R}$  (здесь  $\mathbf{E}_n$  – символ математического ожидания, соответствующий мере  $\mathbf{P}_n$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , а  $\mathbf{E}$  – символ математического ожидания, соответствующий мере  $\mathbf{P}$ ).

Пусть  $F_n(\cdot)$  – функция распределения случайной величины  $\xi_n$ , а  $F(\cdot)$  – функция распределения случайной величины  $\xi$ . Как известно, сходимость по распределению равносильна *сходимости функций распределения в основном*:  $\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x)$  в точках непрерывности функции  $F(\cdot)$ .

Отметим, что указанные виды сходимости и соответствующие утверждения имеют место и для случайных векторов.

**Теорема 1.** Пусть  $\mathbf{E}X_1 = a < +\infty$ , тогда при  $t \rightarrow \infty$

$$\frac{\nu(t)}{t} \xrightarrow{P} \frac{1}{a}.$$

*Доказательство.* Заметим, что при  $t > 0$  и  $k \in \mathbb{N}$

$$\{\nu(t) \geq k\} = \{S_k \leq t\}. \quad (1)$$

Зафиксируем  $\varepsilon > 0$ . Очевидно, что

$$\mathbf{P}\left(\frac{\nu(t)}{t} - \frac{1}{a} \geq \varepsilon\right) = \mathbf{P}\left(\nu(t) \geq t\left(\frac{1}{a} + \varepsilon\right)\right) = \mathbf{P}(\nu(t) \geq k(t)),$$

где  $k(t) = \lceil t(1/a + \varepsilon) \rceil$  (по определению  $\lceil x \rceil = x$ , если  $x \in \mathbb{Z}$ , и  $\lceil x \rceil = \lfloor x \rfloor + 1$  для остальных  $x \in \mathbb{R}$ ). Следовательно, учитывая (1), находим

$$\mathbf{P}\left(\frac{\nu(t)}{t} - \frac{1}{a} \geq \varepsilon\right) = \mathbf{P}(S_{k(t)} \leq t) = \mathbf{P}\left(\frac{S_{k(t)}}{k(t)} \leq a - \left(a - \frac{t}{k(t)}\right)\right).$$

Теперь заметим, что

$$a - \frac{t}{k(t)} \geq a - \frac{t}{t(1/a + \varepsilon)} = a - \frac{a}{1 + a\varepsilon} = \frac{a^2\varepsilon}{1 + a\varepsilon} := \varepsilon_1.$$

Итак,

$$\mathbf{P}\left(\frac{\nu(t)}{t} - \frac{1}{a} \geq \varepsilon\right) \leq \mathbf{P}\left(\frac{S_{k(t)}}{k(t)} \leq a - \varepsilon_1\right). \quad (2)$$

По закону больших чисел (для случайного блуждания) при  $n \rightarrow \infty$

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} a.$$

Следовательно, при фиксированном  $\varepsilon_1 > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\left(\left|\frac{S_n}{n} - a\right| \geq \varepsilon_1\right) = 0$$

и, значит,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \leq a - \varepsilon_1\right) = 0. \quad (3)$$

Поскольку  $k(t) \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$ , то из соотношений (2) и (3) следует, что

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P}\left(\frac{\nu(t)}{t} - \frac{1}{a} \geq \varepsilon\right) = 0.$$

Аналогично показывается, что

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P}\left(\frac{\nu(t)}{t} - \frac{1}{a} \leq -\varepsilon\right) = 0.$$

Следовательно,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P}\left(\left|\frac{\nu(t)}{t} - \frac{1}{a}\right| \geq \varepsilon\right) = 0,$$

что равносильно утверждению доказываемой теоремы.

**Теорема 2.** Пусть  $\mathbf{E}X_1 = a < +\infty$  и  $\mathbf{D}X_1 := \sigma^2$ ,  $0 < \sigma^2 < +\infty$ . Тогда при  $t \rightarrow \infty$

$$\frac{\nu(t) - t/a}{\sqrt{t\sigma^2/a^3}} \xrightarrow{D} N,$$

где  $N \sim N(0, 1)$ .

*Доказательство.* Очевидно, что для произвольного  $x \in \mathbb{R}$

$$\mathbf{P} \left( \frac{\nu(t) - t/a}{\sqrt{t\sigma^2/a^3}} \geq x \right) = \mathbf{P} \left( \nu(t) \geq \frac{t}{a} + x\sqrt{\frac{t\sigma^2}{a^3}} \right) = \mathbf{P}(\nu(t) \geq k(t)),$$

где  $k(t) = \left\lceil t/a + x\sqrt{t\sigma^2/a^3} \right\rceil$ . Ввиду соотношения (1)

$$\mathbf{P}(\nu(t) \geq k(t)) = \mathbf{P}(S_{k(t)} \leq t) = \mathbf{P} \left( \frac{S_{k(t)} - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} \leq \frac{t - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} \right).$$

Итак,

$$\mathbf{P} \left( \frac{\nu(t) - t/a}{\sqrt{t\sigma^2/a^3}} \geq x \right) = \mathbf{P} \left( \frac{S_{k(t)} - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} \leq \frac{t - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} \right). \quad (4)$$

Заметим, что  $k(t) \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$  и

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{t - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} = - \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{ax\sqrt{t\sigma^2/a^3}}{\sigma\sqrt{k(t)}} = -x. \quad (5)$$

По центральной предельной теореме (для случайного блуждания) при  $n \rightarrow \infty$

$$\frac{S_n - an}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{D} N.$$

Но сходимость по распределению равносильна сходимости функций распределения в основном: для произвольного  $u \in \mathbb{R}$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P} \left( \frac{S_n - an}{\sigma\sqrt{n}} \leq u \right) = \Phi(u),$$

где  $\Phi(\cdot)$  – функция распределения случайной величины  $N$  (называемая также *функцией Лапласа*), т.е.

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-v^2/2} dv, \quad u \in \mathbb{R}.$$

Следовательно (см. (5)),

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P} \left( \frac{S_{k(t)} - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} \leq \frac{t - k(t)a}{\sigma\sqrt{k(t)}} \right) = \Phi(-x) = 1 - \Phi(x).$$

Таким образом (см. (4)),

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P} \left( \frac{\nu(t) - t/a}{\sqrt{t\sigma^2/a^3}} \geq x \right) = 1 - \Phi(x),$$

что равносильно утверждению доказываемой теоремы.

При решении многих задач теории восстановления полезной оказывается функция восстановления  $U(t)$ ,  $t \geq 0$ , определяемая равенствами

$$U(0) = 1, \quad U(t) = 1 + \mathbf{E}\nu(t), \quad t > 0.$$

Заметим, что если  $\{\nu(t), t \geq 0\}$  – процесс Пуассона с интенсивностью  $\lambda$ , то  $U(t) = 1 + \lambda t$  при  $t \geq 0$ , поскольку  $\nu(t) \sim \Pi_{\lambda t}$ .

При  $t \geq 0$  справедливо равенство

$$U(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{P}(S_n \leq t). \quad (6)$$

Действительно,

$$\nu(t) = \sum_{n=1}^{\infty} I(S_n \leq t),$$

где  $I(A)$  – индикатор случайного события  $A$ , поэтому

$$U(t) = 1 + \mathbf{E} \left( \sum_{n=1}^{\infty} I(S_n \leq t) \right) = 1 + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{P}(S_n \leq t) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{P}(S_n \leq t).$$

Положим при  $t > 0$

$$\tau(t) = \min \{n \in \mathbb{N}_0 : S_n > t\},$$

т.е.  $\tau(t)$  – момент первого достижения полуоси  $(t, \infty)$  случайным блужданием  $\{S_n\}$ . Заметим, что при  $t > 0$

$$\tau(t) = \nu(t) + 1 \quad (7)$$

и, следовательно,

$$U(t) = \mathbf{E}\tau(t). \quad (8)$$

При  $a < +\infty$  справедливо *тождество Вальда*: при  $t > 0$

$$\mathbf{E}S_{\tau(t)} = a\mathbf{E}\tau(t) = aU(t).$$

Действительно, положим  $\beta_n = I(\tau(t) \geq n) = I(\nu(t) \geq n-1) = I(S_{n-1} \leq t)$  при  $n \in \mathbb{N}$  (см. (1)). Тогда

$$S_{\tau(t)} = \sum_{n=1}^{\tau(t)} X_n = \sum_{n=1}^{\infty} X_n \beta_n,$$

причем при  $n \in \mathbb{N}$  случайные величины  $X_n$  и  $\beta_n$  – независимые. Следовательно,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}S_{\tau(t)} &= \mathbf{E} \left( \sum_{n=1}^{\infty} X_n \beta_n \right) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{E}(X_n \beta_n) = \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{E}X_n \cdot \mathbf{E}\beta_n = a \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{P}(S_{n-1} \leq t) = a \sum_{n=0}^{\infty} \mathbf{P}(S_n \leq t) = aU(t) \end{aligned}$$

(последнее равенство объясняется соотношением (6)). Вспоминая (8), получаем требуемое тождество.

Установим так называемую *интегральную теорему восстановления*.

**Теорема 3.** При  $a < +\infty$  справедливо равенство

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{U(t)}{t} = \frac{1}{a}.$$

*Доказательство.* Заметим, что  $S_{\tau(t)} > t$  при  $t > 0$ , откуда на основании тождества Вальда находим, что

$$U(t) > \frac{t}{a}. \quad (9)$$

Зафиксируем  $c > 0$ . Введем при  $n \in \mathbb{N}$  случайные величины  $X_n^{(c)} = X_n \wedge c$  и положим  $a^{(c)} = \mathbf{E}X_1^{(c)}$ . Пусть  $\{S_n^{(c)}\}$  – случайное блуждание, построенное по последовательности  $\{X_n^{(c)}, n \in \mathbb{N}\}$ . Пусть  $\{\nu^{(c)}(t)\}$  и  $U^{(c)}(\cdot)$  – соответствующие этому блужданию процесс и функция восстановления. Ясно, что  $S_{\nu^{(c)}(t)+1}^{(c)} = S_{\nu^{(c)}(t)}^{(c)} + X_{\nu^{(c)}(t)+1}^{(c)} \leq t+c$ , поэтому из тождества Вальда находим, что

$$U^{(c)}(t) \leq \frac{t+c}{a^{(c)}}. \quad (10)$$

Далее, поскольку  $X_n^{(c)} \leq X_n$  при  $n \in \mathbb{N}$ , то  $\nu^{(c)}(t) \geq \nu(t)$  при  $t > 0$  и, следовательно,  $U^{(c)}(t) \geq U(t)$ . Откуда, учитывая (10), получаем, что

$$U(t) \leq \frac{t+c}{a^{(c)}}. \quad (11)$$

Из соотношений (9) и (11) следует, что

$$\frac{1}{a} \leq \liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{U(t)}{t} \leq \limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{U(t)}{t} \leq \frac{1}{a^{(c)}}.$$

Переходя теперь к пределу при  $c \rightarrow \infty$  и учитывая, что  $\lim_{c \rightarrow \infty} a^{(c)} = a$ , получаем утверждение теоремы.

**Замечание 1.** Из доказательства теоремы следует, в частности, что функция восстановления  $U(t)$  конечна при любом  $t \geq 0$ . Нетрудно понять, что функция восстановления не убывает и непрерывна справа (см. (6)).