

## Лекция 7

### Принцип инвариантности Донскера-Прохорова

Развитая ранее теория применима к различным вероятностным моделям. В качестве первой такой модели рассмотрим случайное блуждание.

Пусть  $X_1, X_2, \dots$  – независимые одинаково распределенные случайные величины. *Случайным блужданием* называется последовательность сумм

$$S_0 = 0, S_n = X_1 + \dots + X_n, n \in \mathbb{N}.$$

Случайная величина  $X_n$  называется  $n$ -м *шагом* случайного блуждания. Числовые характеристики  $\mathbf{E}X_1, \mathbf{D}X_1$  называются соответственно *сносом* и *шаговой дисперсией* случайного блуждания.

Отметим, что случайное блуждание обладает *марковским свойством*: для любого  $n_0 \in \mathbb{N}$  случайная последовательность  $\{S_{n_0+n} - S_{n_0}, n \in \mathbb{N}_0\}$  имеет такое же распределение, как  $\{S_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ , и не зависит от случайного вектора  $\{S_0, S_1, \dots, S_{n_0}\}$ . Этим же свойством обладает броуновское движение  $W$ : для каждого  $t_0 \in (0, +\infty)$  процесс  $\{W(t_0+t) - W(t_0), t \geq 0\}$  является броуновским движением, причем не зависящим от прошлого, т.е. процесса  $\{W(t), t \in [0, t_0]\}$ .

Многие результаты классической теории вероятностей посвящены случайному блужданию с нулевым сносом и конечной положительной шаговой дисперсией  $\sigma^2$ . Примером является центральная предельная теорема: при  $n \rightarrow \infty$

$$\frac{S_n}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{D} N,$$

где  $N \sim N(0, 1)$ , т.е.  $N$  является случайной величиной со стандартным нормальным распределением.

Положим

$$Y_n(t) := \frac{S_{[nt]}}{\sigma\sqrt{n}}, t \in [0, 1].$$

Заметим, что  $Y_n$  является случайным процессом с траекториями из  $D[0, 1]$ , сохраняющим всю информацию об отрезке блуждания  $S_0, S_1, \dots, S_n$ . При  $t \in (0, 1]$  получаем, что при  $n \rightarrow \infty$

$$Y_n(t) = \frac{S_{[nt]}}{\sigma\sqrt{n}} = \frac{S_{[nt]}}{\sigma\sqrt{[nt]}} \frac{\sqrt{[nt]}}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} \sqrt{t}N.$$

Далее (символ  $\stackrel{d}{=}$  означает совпадение распределений),

$$\sqrt{t}N \sim N(0, t) \implies \sqrt{t}N \stackrel{d}{=} W(t).$$

Это наводит на мысль, что  $Y_n \xrightarrow{D} W$  при  $n \rightarrow \infty$ . Следующий результат получил название *принципа инвариантности Донскера-Прохорова*.

**Теорема 1.** Если  $\mathbf{E}X_1 = 0$ ,  $\mathbf{E}X_1^2 := \sigma^2$ ,  $0 < \sigma^2 < +\infty$ , то при  $n \rightarrow \infty$

$$Y_n \xrightarrow{D} W,$$

где  $W = \{W(t), t \in [0, 1]\}$  – стандартное броуновское движение, знак  $\xrightarrow{D}$  означает сходимость по распределению в пространстве  $D[0, 1]$  с топологией Скорохода.

Доказательство разобьем на ряд лемм.

**Лемма 1.** Пусть  $\{\xi_n\}$  и  $\{\eta_n\}$  – последовательности случайных величин, причем  $\xi_n, \eta_n$  – независимые случайные величины при каждом  $n \in \mathbb{N}$ . Если  $\xi_n \xrightarrow{D} \xi$ ,  $\eta_n \xrightarrow{D} \eta$  при  $n \rightarrow \infty$ , то

$$\{\xi_n, \eta_n\} \xrightarrow{D} \{\tilde{\xi}, \tilde{\eta}\},$$

где  $\tilde{\xi}, \tilde{\eta}$  – независимые случайные величины, причем  $\tilde{\xi} \stackrel{d}{=} \xi$ ,  $\tilde{\eta} \stackrel{d}{=} \eta$ .

*Доказательство.* Если  $x$  – точка непрерывности функции  $F(x) := \mathbf{P}(\xi \leq x)$ , а  $y$  – точка непрерывности функции  $G(y) := \mathbf{P}(\eta \leq y)$ , то при  $n \rightarrow \infty$

$$\mathbf{P}(\xi_n \leq x, \eta_n \leq y) = \mathbf{P}(\xi_n \leq x) \mathbf{P}(\eta_n \leq y) \rightarrow F(x) G(y).$$

Отсюда следует, что если  $(x, y)$  – точка непрерывности функции  $F(x) G(y) = \mathbf{P}(\tilde{\xi} \leq x, \tilde{\eta} \leq y)$ , то при  $n \rightarrow \infty$

$$\mathbf{P}(\xi_n \leq x, \eta_n \leq y) \rightarrow \mathbf{P}(\tilde{\xi} \leq x, \tilde{\eta} \leq y).$$

Лемма доказана.

**Лемма 2.** Последовательность случайных процессов  $Y_n$  сходится при  $n \rightarrow \infty$  в смысле конечномерных распределений к процессу  $W$ .

*Доказательство.* Сходимость одномерных распределений уже установлена. Пусть  $0 < t_1 < t_2 \leq 1$ . Поскольку

$$Y_n(t_2) - Y_n(t_1) = \frac{S_{[nt_2]} - S_{[nt_1]}}{\sigma\sqrt{n}},$$

то случайная величина  $Y_n(t_2) - Y_n(t_1)$  не зависит от  $Y_n(t_1)$ . Далее, при  $n \rightarrow \infty$

$$Y_n(t_2) - Y_n(t_1) = \frac{S_{[nt_2]} - S_{[nt_1]}}{\sigma\sqrt{[nt_2] - [nt_1]}} \frac{\sqrt{[nt_2] - [nt_1]}}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} \sqrt{t_2 - t_1} N$$

Но

$$\sqrt{t_2 - t_1} N \sim N(0, t_2 - t_1) \implies \sqrt{t_2 - t_1} N \stackrel{d}{=} W(t_2) - W(t_1).$$

В силу леммы 1 при  $n \rightarrow \infty$

$$\{Y_n(t_1), Y_n(t_2) - Y_n(t_1)\} \xrightarrow{D} \{W(t_1), W(t_2) - W(t_1)\}.$$

Следовательно, при  $n \rightarrow \infty$

$$\{Y_n(t_1), Y_n(t_2)\} \xrightarrow{D} \{W(t_1), W(t_2)\}.$$

Аналогично рассматривается случай распределений размерности 3 и больше. Лемма доказана.

Напомним, что  $w_x(\delta)$  – модуль непрерывности функции  $x \in D[0, 1]$ .

**Лемма 3.** Пусть  $\delta = 1/m$ , где  $m$  – натуральное число, и  $t_k = \delta k$ ,  $k \in \{0, 1, \dots, m\}$ , тогда для любого  $x \in D[0, 1]$  справедливо неравенство

$$w_x(\delta) \leq 3 \max_k \sup_{s \in [t_k, t_{k+1}]} |x(s) - x(t_k)|.$$

*Доказательство.* Пусть  $s, t$  таковы, что  $0 \leq s \leq t \leq 1$  и  $|s - t| \leq \delta$ . Тогда либо  $s, t \in [t_k, t_{k+1}]$  для некоторого  $k \in \{0, 1, \dots, m-1\}$  и, следовательно,

$$\begin{aligned} |x(s) - x(t)| &\leq |x(s) - x(t_k)| + |x(t) - x(t_k)| \leq \\ &\leq 2 \max_k \sup_{s \in [t_k, t_{k+1}]} |x(s) - x(t_k)|; \end{aligned}$$

либо  $s \in [t_k, t_{k+1}]$ ,  $t \in [t_{k+1}, t_{k+2}]$  для некоторого  $k \in \{0, 1, \dots, m-2\}$  и, следовательно,

$$\begin{aligned} |x(s) - x(t)| &\leq |x(s) - x(t_k)| + |x(t_k) - x(t_{k+1})| + |x(t_{k+1}) - x(t)| \leq \\ &\leq 3 \max_k \sup_{s \in [t_k, t_{k+1}]} |x(s) - x(t_k)|. \end{aligned}$$

Поэтому если  $|s - t| \leq \delta$ , то

$$|x(s) - x(t)| \leq 3 \max_k \sup_{s \in [t_k, t_{k+1}]} |x(s) - x(t_k)|.$$

Следовательно,

$$w_x(\delta) \leq 3 \max_k \sup_{s \in [t_k, t_{k+1}]} |x(s) - x(t_k)|.$$

Лемма доказана.

**Лемма 4.** Пусть выполнены условия теоремы 1, тогда справедливо неравенство Колмогорова: при любом  $\lambda > 0$

$$\mathbf{P} \left( \max_{1 \leq i \leq n} |S_i| \geq \lambda \sigma \sqrt{n} \right) \leq 2\mathbf{P} \left( |S_n| \geq (\lambda - \sqrt{2}) \sigma \sqrt{n} \right).$$

*Доказательство.* Пусть  $\tau$  – момент первого достижения случайной последовательностью  $\{|S_i|, i \in \mathbb{N}_0\}$  полуоси  $[\lambda \sigma \sqrt{n}, +\infty)$ . Тогда

$$\left\{ \max_{1 \leq i \leq n} |S_i| \geq \lambda \sigma \sqrt{n} \right\} = \bigcup_{m=1}^n \{\tau = m\},$$

причем события справа являются попарно несовместными. Поэтому

$$\mathbf{P} \left( \max_{1 \leq i \leq n} |S_i| \geq \lambda \sigma \sqrt{n} \right) = \mathbf{P} \left( \max_{1 \leq i \leq n} |S_i| \geq \lambda \sigma \sqrt{n}, |S_n| \geq (\lambda - \sqrt{2}) \sigma \sqrt{n} \right) +$$

$$\begin{aligned}
& +\mathbf{P}\left(\max_{1\leq i\leq n}|S_i|\geq\lambda\sigma\sqrt{n},|S_n|<(\lambda-\sqrt{2})\sigma\sqrt{n}\right)\leq \\
& \leq\mathbf{P}\left(|S_n|\geq(\lambda-\sqrt{2})\sigma\sqrt{n}\right)+\sum_{m=1}^{n-1}\mathbf{P}\left(|S_n|<(\lambda-\sqrt{2})\sigma\sqrt{n},\tau=m\right).
\end{aligned}$$

Теперь заметим, что

$$\begin{aligned}
\mathbf{P}\left(|S_n|<(\lambda-\sqrt{2})\sigma\sqrt{n},\tau=m\right)&\leq\mathbf{P}\left(\tau=m,|S_n-S_m|>\sqrt{2}\sigma\sqrt{n}\right)= \\
& =\mathbf{P}\left(\tau=m\right)\mathbf{P}\left(|S_n-S_m|>\sqrt{2}\sigma\sqrt{n}\right)
\end{aligned}$$

(здесь учтено, что случайные события  $\{\tau=m\}$  и  $\{|S_n-S_m|>\sqrt{2}\sigma\sqrt{n}\}$  являются независимыми). По неравенству Чебышева

$$\mathbf{P}\left(|S_n-S_m|>\sqrt{2}\sigma\sqrt{n}\right)\leq\frac{\mathbf{E}(S_n-S_m)^2}{2\sigma^2n}=\frac{(n-m)\sigma^2}{2\sigma^2n}=\frac{n-m}{2n}\leq\frac{1}{2}.$$

Следовательно,

$$\begin{aligned}
& \sum_{m=1}^{n-1}\mathbf{P}\left(|S_n|<(\lambda-\sqrt{2})\sigma\sqrt{n},\tau=m\right)\leq \\
& \leq\frac{1}{2}\sum_{m=1}^{n-1}\mathbf{P}\left(\tau=m\right)\leq\frac{1}{2}\mathbf{P}\left(\max_{1\leq i\leq n}|S_i|\geq\lambda\sigma\sqrt{n}\right).
\end{aligned}$$

Итак,

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P}\left(\max_{1\leq i\leq n}|S_i|\geq\lambda\sigma\sqrt{n}\right)\leq \\
& \leq\mathbf{P}\left(|S_n|\geq(\lambda-\sqrt{2})\sigma\sqrt{n}\right)+\frac{1}{2}\mathbf{P}\left(\max_{1\leq i\leq n}|S_i|\geq\lambda\sigma\sqrt{n}\right),
\end{aligned}$$

откуда следует утверждение леммы.

**Лемма 5.** В условиях теоремы 1 при любом  $\varepsilon>0$

$$\lim_{\delta\rightarrow 0}\limsup_{n\rightarrow\infty}\mathbf{P}(w_{Y_n}(\delta)\geq\varepsilon)=0.$$

*Доказательство.* Из леммы 3 следует, что

$$\mathbf{P}(w_{Y_n}(\delta)\geq\varepsilon)\leq\sum_{k=0}^{m-1}\mathbf{P}\left(\sup_{s\in[t_k,t_{k+1}]}|Y_n(s)-Y_n(t_k)|\geq\frac{\varepsilon}{3}\right).$$

В силу неравенства Колмогорова

$$\begin{aligned}
& \mathbf{P}\left(\sup_{s\in[t_k,t_{k+1}]}|Y_n(s)-Y_n(t_k)|\geq\frac{\varepsilon}{3}\right)= \\
& =\mathbf{P}\left(\sup_{s\in[t_k,t_{k+1}]}|S_{[ns]}-S_{[nt_k]}|\geq\frac{\varepsilon}{3}\sigma\sqrt{n}\right)=
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \mathbf{P} \left( \max_{\lfloor nt_k \rfloor \leq i \leq \lfloor nt_{k+1} \rfloor} |S_i - S_{\lfloor nt_k \rfloor}| \geq \frac{\varepsilon}{3} \sigma \sqrt{n} \right) = \\
&= \mathbf{P} \left( \max_{0 \leq i \leq \lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor} |S_i| \geq \frac{\varepsilon}{3} \sigma \sqrt{n} \right) = \\
&= \mathbf{P} \left( \max_{0 \leq i \leq \lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor} |S_i| \geq \lambda_n \sigma \sqrt{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor} \right) \leq \\
&\leq 2\mathbf{P} \left( |S_{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor}| \geq (\lambda_n - \sqrt{2}) \sigma \sqrt{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor} \right),
\end{aligned}$$

где

$$\lambda_n = \frac{\varepsilon}{3} \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor}}.$$

Следовательно,

$$\mathbf{P}(w_{Y_n}(\delta) \geq \varepsilon) \leq 2 \sum_{k=0}^{m-1} \mathbf{P} \left( |S_{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor}| \geq (\lambda_n - \sqrt{2}) \sigma \sqrt{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor} \right).$$

Поскольку  $\lim_{n \rightarrow \infty} \lambda_n = \varepsilon / (3\sqrt{\delta})$ , то по центральной предельной теореме при  $k \in \{0, 1, \dots, m-1\}$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P} \left( |S_{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor}| \geq (\lambda_n - \sqrt{2}) \sigma \sqrt{\lfloor nt_{k+1} \rfloor - \lfloor nt_k \rfloor} \right) = 2(1 - \Phi(x_\delta)),$$

где  $x_\delta = \varepsilon / (3\sqrt{\delta}) - \sqrt{2}$ . Таким образом,

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(w_{Y_n}(\delta) \geq \varepsilon) \leq 4 \sum_{k=0}^{m-1} (1 - \Phi(x_\delta)) = \frac{4}{\delta} (1 - \Phi(x_\delta)). \quad (1)$$

Заметим, что при  $x > 0$

$$1 - \Phi(x) \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}x} e^{-x^2/2}.$$

В самом деле,

$$\begin{aligned}
1 - \Phi(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^{+\infty} e^{-u^2/2} du = -\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^{+\infty} \frac{1}{u} de^{-u^2/2} = \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}x} e^{-x^2/2} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^{+\infty} \frac{1}{u^2} e^{-u^2/2} du \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}x} e^{-x^2/2}.
\end{aligned}$$

Таким образом, при достаточно малом  $\delta$

$$1 - \Phi(x_\delta) \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}x_\delta} e^{-x_\delta^2/2}. \quad (2)$$

Из соотношений (1), (2) находим, что

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(w_{Y_n}(\delta) \geq \varepsilon) \leq \frac{4}{\sqrt{2\pi}\delta x_\delta} e^{-x_\delta^2/2}.$$

Очевидно, предел правой части равен 0 при  $\delta \rightarrow 0$ , что доказывает лемму.

Из установленных лемм 2 и 5 по теореме о  $C$ -сходимости получаем утверждение теоремы 1.