

## Лекция 9

### Броуновское движение и его существование

Приступим к изучению одного из важнейших случайных процессов, получившего название *броуновское движение*. Как известно, броуновским движением в физике называется хаотическое движение микрочастицы, взвешенной в воде, в результате столкновений этой частицы с молекулами воды. В изучение математической модели броуновского движения внесли весомый вклад основатель стохастической финансовой математики Бопалье, великий физик Эйнштейн, создатель кибернетики Винер, выдающийся французский математик П. Леви.

**Определение 1.** *Броуновским движением* называется случайный процесс  $W = \{W(t), t \geq 0\}$ , удовлетворяющий следующим аксиомам:

- 1)  $W(0) = 0$ ;
- 2)  $W$  является процессом с независимыми приращениями, т.е. для каждого набора чисел  $t_1, \dots, t_m$  ( $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$ ),  $m \in \mathbb{N}$ , случайные величины  $W(t_1) - W(0), W(t_2) - W(t_1), \dots, W(t_m) - W(t_{m-1})$  независимы;
- 3) приращения процесса  $W$  распределены нормально:  $W(t_2) - W(t_1) \sim N(0, t_2 - t_1)$  для произвольных чисел  $t_1, t_2$  ( $0 \leq t_1 < t_2$ ).

Наша задача – найти конечномерные распределения этого процесса (вопрос о его существовании решим позже). Воспользуемся аппаратом характеристических функций.

Характеристическую функцию случайного вектора  $(W(t_1), \dots, W(t_m))$  при  $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$  и  $m \in \mathbb{N}$  обозначим  $\varphi_{t_1, \dots, t_m}(\lambda_1, \dots, \lambda_m)$ , где  $\lambda_1, \dots, \lambda_m \in \mathbb{R}$ . По определению характеристической функции при  $\lambda_1, \dots, \lambda_m \in \mathbb{R}$

$$\varphi_{t_1, \dots, t_m}(\lambda_1, \dots, \lambda_m) = \mathbf{E} \exp \left( i \sum_{k=1}^m \lambda_k W(t_k) \right),$$

где  $i$  – мнимая единица. Условимся, что  $t_0 = 0$ . Положим  $\Delta_k = W(t_k) - W(t_{k-1})$  при  $k \in \{1, \dots, m\}$ . Заметим, что по определению броуновского движения случайные величины  $\Delta_1, \dots, \Delta_m$  независимы,  $\Delta_k \sim N(0, t_k - t_{k-1})$  и  $W(t_k) = \sum_{l=1}^k \Delta_l$  при  $k \in \{1, \dots, m\}$ . В силу сказанного

$$\varphi_{t_1, \dots, t_m}(\lambda_1, \dots, \lambda_m) = \mathbf{E} \exp \left( i \sum_{k=1}^m \lambda_k \sum_{l=1}^k \Delta_l \right) = \mathbf{E} \exp \left( i \sum_{k=1}^m \lambda_{k,m} \Delta_k \right). \quad (1)$$

где  $\lambda_{k,m} = \sum_{l=k}^m \lambda_l$ ,  $k \in \{1, \dots, m\}$ . Воспользуемся независимостью случайных величин  $\Delta_1, \dots, \Delta_m$ :

$$\mathbf{E} \exp \left( i \sum_{k=1}^m \lambda_{k,m} \Delta_k \right) = \prod_{k=1}^m \mathbf{E} \exp(i \lambda_{k,m} \Delta_k). \quad (2)$$

Теперь используем тот факт, что если случайная величина  $\xi$  нормально распределена,  $\xi \sim N(0, \sigma^2)$ , то  $\mathbf{E} \exp(i\lambda\xi) = \exp(-\lambda^2\sigma^2/2)$ ,  $\lambda \in \mathbb{R}$ :

$$\prod_{k=1}^m \mathbf{E} \exp(i\lambda_{k,m}\Delta_k) = \exp\left(-\sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 \frac{t_k - t_{k-1}}{2}\right). \quad (3)$$

Из соотношений (1)-(3) следует, что

$$\varphi_{t_1, \dots, t_m}(\lambda_1, \dots, \lambda_m) = \exp\left(-\sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 \frac{t_k - t_{k-1}}{2}\right). \quad (4)$$

Напомним, что случайный вектор  $(\xi_1, \dots, \xi_m)$  имеет многомерное нормальное распределение с вектором средних  $(a_1, \dots, a_m)$  и ковариационной матрицей  $A = \{a_{k,l}\}$  размера  $m \times m$  (которая должна быть симметричной и неотрицательно определенной), если характеристическая функция этого вектора имеет вид  $\exp(i\sum_{k=1}^m \lambda_k a_k - \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m \lambda_k a_{k,l} \lambda_l / 2)$ . В следующей теореме указаны конечномерные распределения броуновского движения.

**Теорема 1.** *Случайный вектор  $(W(t_1), \dots, W(t_m))$  при  $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$  имеет нормальное распределение с нулевым вектором средних и ковариационной матрицей  $A = \{a_{k,l}\}$ , где  $a_{k,l} = \min(t_k, t_l)$ ,  $k, l \in \{1, \dots, m\}$ .*

*Доказательство.* Нетрудно понять, что

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m \lambda_k a_{k,l} \lambda_l &= 2 \sum_{k=1}^m \sum_{l=k}^m \lambda_k t_k \lambda_l - \sum_{k=1}^m \lambda_k^2 t_k = 2 \sum_{k=1}^m \lambda_k \lambda_{k,m} t_k - \sum_{k=1}^m \lambda_k^2 t_k = \\ &= -\sum_{k=1}^m (\lambda_k - \lambda_{k,m})^2 t_k + \sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 t_k = -\sum_{k=1}^{m-1} \lambda_{k+1,m}^2 t_k + \sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 t_k = \\ &= -\sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 t_{k-1} + \sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 t_k = \sum_{k=1}^m \lambda_{k,m}^2 (t_k - t_{k-1}), \end{aligned} \quad (5)$$

т.е. характеристическая функция вектора  $(W(t_1), \dots, W(t_m))$  совпадает с характеристической функцией указанного в формулировке теоремы нормального распределения, откуда следует совпадение соответствующих распределений. Теорема доказана.

Из доказательства теоремы 1 следует, что броуновское движение можно определить другим способом.

**Определение 2.** *Процесс  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  называется броуновским движением, если*

- 1)  $W(0) = 0$ ;
- 2) конечномерные распределения являются нормальными;
- 3)  $\mathbf{E}W(t) = 0$  при  $t \geq 0$  и  $\mathbf{cov}(W(t), W(s)) = \mathbf{E}W(t)W(s) = \min(t, s)$  при  $t, s \geq 0$ .

Определения 1 и 2 эквивалентны. Действительно, эквивалентность означает, что совпадают конечномерные распределения процессов из первого и второго определений, т.е. совпадают характеристические функции этих распределений, но это уже сделано (см. соотношение (5)).

Случайные процессы, все конечномерные распределения которых являются нормальными, называются *гауссовскими*. В силу сказанного броуновское движение является гауссовским процессом. Из физических соображений ясно, что траектории броуновского движения непрерывны, поэтому в дальнейшем предполагается, что броуновское движение удовлетворяет еще одной аксиоме:

4) траектории процесса  $W$  п.н. непрерывны.

Докажем существование броуновского движения в случае, когда временной промежуток совпадает с  $[0, 1]$ . Зададим его явную конструкцию, исходя из последовательности функций Шаудера и последовательности независимых случайных величин с одинаковым распределением  $N(0, 1)$ .

Дадим определение функций Шаудера, но сначала напомним определение *функций Хаара*. Эти функции обозначаются  $H_i(t)$ ,  $i \in \mathbb{N}$ , и задаются при  $t \in [0, 1]$ . Функция  $H_1$  тождественно равна 1. Для каждого  $n \in \mathbb{N}_0$  введем  $2^n$  функций Хаара  $H_{2^n+k}$ , где  $k = 1, 2, \dots, 2^n$ . Для этой цели разобъем отрезок  $[0, 1]$  на  $2^n$  равных отрезков и пронумеруем их слева направо. Возьмем  $k$ -й такой отрезок. Вне его положим  $H_{2^n+k}(t) = 0$ . Разделим указанный отрезок пополам. На левой его половине положим  $H_{2^n+k}(t) = 2^{n/2}$ , а на правой – положим  $H_{2^n+k}(t) = -2^{n/2}$ .

Рассмотрим пространство  $L^2[0, 1]$  измеримых числовых функций  $x$ , заданных на отрезке  $[0, 1]$  и интегрируемых в квадрате:  $\int_0^1 x^2(t) dt < +\infty$ . Известно, что функции Хаара образуют полную ортонормированную систему в пространстве  $L^2[0, 1]$  со скалярным произведением  $(x, y) = \int_0^1 x(t)y(t) dt$ , где  $x, y \in L^2[0, 1]$ . Поэтому любую функцию  $x \in L^2[0, 1]$  можно разложить в ряд по этой системе функций:  $x = \sum_{i=1}^{\infty} a_i H_i$ , где  $a_i = (x, H_i)$ . Кроме того, выполнено равенство Парсеваля:  $(x, y) = \sum_{i=1}^{\infty} (x, H_i)(y, H_i)$ .

Построим непрерывные неотрицательные функции  $S_i(t)$ , называемые *функциями Шаудера*, на основе  $H_i(t)$ : при  $t \in [0, 1]$

$$S_i(t) = \int_0^t H_i(s) ds.$$

Очевидно, что для каждого  $n \in \mathbb{N}_0$  при  $i \in \{2^n + 1, \dots, 2^{n+1}\}$  и  $t \in [0, 1]$

$$|S_i(t)| \leq \frac{2^{n/2}}{2^{n+1}} = 2^{-n/2-1} \quad (6)$$

и при разных  $i_1, i_2 \in \{2^n + 1, \dots, 2^{n+1}\}$  функции  $S_{i_1}$  и  $S_{i_2}$  имеют непересекающиеся носители.

Установим два вспомогательных утверждения.

**Лемма 1.** Пусть числовая последовательность  $\{a_i, i \in \mathbb{N}\}$  такова, что  $a_i = O(i^\varepsilon)$  при  $i \rightarrow \infty$  для некоторого  $\varepsilon \in (0, 1/2)$ . Тогда ряд  $\sum_{i=1}^{\infty} a_i S_i(t)$  сходится равномерно по  $t$  на отрезке  $[0, 1]$ .

*Доказательство.* Существует такая положительная постоянная  $K$ , что при всех  $i \in \mathbb{N}$  выполняется неравенство  $|a_i| \leq K i^\varepsilon$ , поэтому для каждого  $n \in \mathbb{N}_0$  при всех  $i \in \{2^n + 1, \dots, 2^{n+1}\}$  справедливо неравенство  $|a_i| \leq K 2^{(n+1)\varepsilon}$ . В силу сказанного, учитывая (6) и то, что функции  $S_i$  при разных

$i \in \{2^n + 1, \dots, 2^{n+1}\}$  имеют попарно непересекающиеся носители, получаем, что при всех  $t \in [0, 1]$

$$\sum_{i=2^n+1}^{2^{n+1}} |a_i| S_i(t) \leq K 2^{(n+1)\varepsilon} 2^{-n/2-1} = K 2^{\varepsilon-1} 2^{-n(1/2-\varepsilon)}.$$

Следовательно, при  $m \in \mathbb{N}_0$ ,  $t \in [0, 1]$

$$\sum_{i=2^m+1}^{\infty} |a_i| S_i(t) \leq \sum_{n=m}^{\infty} K 2^{\varepsilon-1} 2^{-n(1/2-\varepsilon)},$$

но правая часть стремится к нулю при  $m \rightarrow \infty$ . Лемма доказана.

**Лемма 2.** Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  – случайные величины, заданные на одном вероятностном пространстве  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ , причем  $\xi_i \sim N(0, 1)$  при  $i \in \mathbb{N}$ . Тогда для произвольной постоянной  $c \in (\sqrt{2}, +\infty)$  и п.в.  $\omega \in \Omega$  существует такое натуральное число  $N_0(c, \omega)$ , что при всех  $i \geq N_0(c, \omega)$  будет  $|\xi_i| < c\sqrt{\ln i}$ .

*Доказательство.* Нам потребуется лемма Бореля-Кантелли, утверждающая, что если случайные события  $A_1, A_2, \dots$  таковы, что  $\sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(A_i) < +\infty$ , то для п.в.  $\omega \in \Omega$  в последовательности  $A_1, A_2, \dots$  произойдет лишь конечное число событий. Заметим, что если  $\xi \sim N(0, 1)$ , то при  $x > 0$

$$\mathbf{P}(\xi \geq x) \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}x} e^{-x^2/2}. \quad (7)$$

Действительно,

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

Поэтому при  $i \geq 2$

$$\mathbf{P}\left(|\xi_i| \geq c\sqrt{\ln i}\right) \leq \frac{2}{c\sqrt{2\pi \ln i}} e^{-(c^2 \ln i)/2} = \frac{2i^{-c^2/2}}{c\sqrt{2\pi \ln i}}.$$

При  $c > \sqrt{2}$  ряд  $\sum_{i=2}^{+\infty} i^{-c^2/2}/\sqrt{\ln i}$  сходится. Следовательно, для п.в.  $\omega$  лишь при нескольких натуральных  $i$  выполняется неравенство  $|\xi_i(\omega)| \geq c\sqrt{\ln i}$ . Лемма доказана.

Пусть задано вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Рассмотрим пространство  $L^2 = L^2(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , состоящее из случайных величин, заданных на  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  и имеющих конечный второй момент. Пусть  $\eta, \eta_1, \eta_2, \dots$  – случайные величины из  $L^2$ . Говорят, что последовательность  $\{\eta_n\}$  сходится в среднем квадратическом к величине  $\eta$  при  $n \rightarrow \infty$  (обозначение:  $\eta_n \xrightarrow{cp. \text{ кв.}} \eta$ ), если  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}(\eta_n - \eta)^2 = 0$ . Можно показать, что последовательность  $\{\eta_n\}$

сходится в среднем квадратическом при  $n \rightarrow \infty$  тогда и только тогда, когда  $\mathbf{E}(\eta_m - \eta_l)^2 \rightarrow 0$  при  $m, l \rightarrow \infty$  (критерий Коши). Аналогично вводится понятие сходимости в среднем квадратическом для последовательности случайных векторов.

**Теорема 2.** Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  – независимые одинаково распределенные случайные величины, причем  $\xi_1 \sim N(0, 1)$ ; пусть  $S_1, S_2, \dots$  – функции Шаудера. Тогда ряд  $\sum_{i=1}^{\infty} S_i(t)\xi_i$  сходится п.н., причем равномерно по  $t \in [0, 1]$ , и случайный процесс  $\{W(t), t \in [0, 1]\}$ , определяемый при  $t \in [0, 1]$  формулой

$$W(t) = \sum_{i=1}^{\infty} S_i(t)\xi_i, \quad (8)$$

является броуновским движением.

*Доказательство.* В силу лемм 1 и 2 для п.в.  $\omega$  ряд в правой части (8) сходится равномерно по  $t$  на отрезке  $[0, 1]$ . Функции  $S_i(t)$ ,  $t \in [0, 1]$ , непрерывны при любом  $i \in \mathbb{N}$ . Следовательно, для п.в.  $\omega$  правая часть (8) является непрерывной по  $t$  функцией.

Покажем, что формула (8) верна не только в смысле сходимости п.н., но и в смысле сходимости в среднем квадратическом, т.е. для каждого  $t \in [0, 1]$  при  $n \rightarrow \infty$

$$\sum_{i=1}^n S_i(t)\xi_i \xrightarrow{cp. \text{ кс.}} W(t). \quad (9)$$

Заметим, что при  $m > l$

$$\mathbf{E} \left( \sum_{i=1}^m S_i(t)\xi_i - \sum_{i=1}^l S_i(t)\xi_i \right)^2 = \mathbf{E} \left( \sum_{i=l+1}^m S_i(t)\xi_i \right)^2 = \sum_{i=l+1}^m S_i^2(t).$$

Вспоминая свойства функций Шаудера, видим, что

$$\sum_{i=2}^{\infty} S_i^2(t) \leq \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{2^n < i \leq 2^{n+1}} S_i^2(t) \leq \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{2^{n+2}} < +\infty.$$

Следовательно,

$$\lim_{m, l \rightarrow \infty} \sum_{i=l+1}^m S_i^2(t) = 0,$$

т.е. выполнен критерий Коши для последовательности  $\sum_{i=1}^n S_i(t)\xi_i$ ,  $n \in \mathbb{N}$ . Таким образом, левая часть соотношения (9) сходится в среднем квадратическом. Поскольку и сходимость п.н., и сходимость в среднем квадратическом влекут сходимость по вероятности, то пределы  $\sum_{i=1}^n S_i(t)\xi_i$  в обоих случаях будут равны п.н., откуда и следует требуемое утверждение (9).

Покажем справедливость свойств 1), 2), 3) определения 2.

1) Поскольку  $S_i(0) = 0$  для всех  $i \in \mathbb{N}$ , то  $W(0) = 0$ .

2) Известно, что если последовательность нормальных случайных векторов сходится п.н., то ее предел является нормальным случайным вектором. Поскольку для  $m \in \mathbb{N}$  и  $t_1, \dots, t_m \in [0, 1]$  при  $n \rightarrow \infty$  п.н.

$$\left( \sum_{i=1}^n S_i(t_1)\xi_i, \dots, \sum_{i=1}^n S_i(t_m)\xi_i \right) \rightarrow (W(t_1), \dots, W(t_m))$$

и вектор слева является нормальным, то и вектор справа является нормальным.

3) Из соотношения (9) следует, что при  $n \rightarrow \infty$

$$\left( \sum_{i=1}^n S_i(t_1) \xi_i, \dots, \sum_{i=1}^n S_i(t_m) \xi_i \right) \xrightarrow{cp. \kappa 6.} (W(t_1), \dots, W(t_m)). \quad (10)$$

Из соотношения (10) вытекает сходимость математических ожиданий и ковариаций компонент случайного вектора в левой части к соответствующим математическим ожиданиям и ковариациям компонент случайного вектора в правой части, поэтому при  $n \rightarrow \infty$

3.1)  $\mathbf{E} \sum_{i=1}^n S_i(t_1) \xi_i \rightarrow \mathbf{E}W(t_1)$  при  $t_1 \in [0, 1]$ , но левая часть равна нулю, следовательно,  $\mathbf{E}W(t_1) = 0$ ;

3.2)  $\mathbf{E} (\sum_{i=1}^n S_i(t_1) \xi_i) (\sum_{i=1}^n S_i(t_2) \xi_i) \rightarrow \mathbf{E}W(t_1)W(t_2)$  при  $t_1, t_2 \in [0, 1]$ , но левая часть равна  $\sum_{i=1}^n S_i(t_1)S_i(t_2)$  и ее предел равен

$$\sum_{i=1}^{\infty} S_i(t_1)S_i(t_2) = \sum_{i=1}^{\infty} (H_i, I_{[0, t_1]}) (H_i, I_{[0, t_2]}) = (I_{[0, t_1]}, I_{[0, t_2]}) = \min(t_1, t_2),$$

где  $I_{[a, b]}(\cdot)$  – индикатор отрезка  $[a, b]$  (предпоследнее равенство есть просто равенство Парсеваля). Следовательно,  $\mathbf{E}W(t_1)W(t_2) = \min(t_1, t_2)$  при  $t_1, t_2 \in [0, 1]$ . Теорема доказана.

Рассмотрим независимые броуновские движения  $W^{(1)}, W^{(2)}, \dots$  на отрезке  $[0, 1]$ . Положим при  $t \in [k, k+1)$ , где  $k \in \mathbb{N}$ ,

$$W(t) = \sum_{l=1}^k W^{(l)}(1) + W^{(k+1)}(t-k).$$

Нетрудно показать, что процесс  $W$  является броуновским движением на полуоси  $[0, +\infty)$ .