

**А.П.Шашкин**

**Слабая сходимость вероятностных мер**

**Москва, МГУ, кафедра теории вероятностей, 2013**

## Введение

Данное пособие подготовлено по материалам спецкурса, читавшегося автором в 2011–2012 гг. для студентов 4 курса механико-математического факультета МГУ, специализирующихся по теории вероятностей. В нем даются базовые сведения о функциональных предельных теоремах для последовательностей независимых случайных величин. Изложение строится по возможности так, чтобы обойтись минимально требуемым количеством вспомогательных результатов, и в то же время познакомить читателя со средствами доказательства предельных теорем, оставляющими возможность обобщения на более сложные системы случайных величин. Параграфы, относящиеся к слабой сходимости в пространствах непрерывных функций и Скорохода, в основном следуют книге [1], а параграфы о сильном принципе инвариантности — книге [2] и статье [5].

## Содержание

1	Меры на метрических пространствах, слабая сходимость мер.	4
2	Случайные элементы, теорема Прохорова.	7
3	Сходимость распределений в $C[0, 1]$ .	10
4	Принцип инвариантности Донскера-Прохорова.	14
5	Геометрия пространства Скорохода.	16
6	Случайные элементы в $D[0, 1]$ .	20
7	Эмпирические процессы и критерий Колмогорова.	22
8	Функциональный закон повторного логарифма (начало).	25
9	Функциональный закон повторного логарифма (окончание). Лемма о склейке.	28
10	Сильный принцип инвариантности (начало).	31
11	Сильный принцип инвариантности (окончание).	33
12	Приложения сильного принципа инвариантности.	36
13	Задачи	39

# 1 Меры на метрических пространствах, слабая сходимость мер.

Рассмотрим метрическое пространство  $(S, \rho)$ , наделенное борелевской  $\sigma$ -алгеброй его подмножеств  $\mathcal{B}(S)$ , т.е. наименьшей  $\sigma$ -алгеброй, содержащей все открытые множества. Напомним, что функция  $P : \mathcal{B}(S) \rightarrow \mathbb{R}_+$  называется *вероятностной мерой*, если

- 1)  $P(S) = 1$ ,
- 2)  $P$  счетно-аддитивна, т.е.  $P(\cup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$  для любой последовательности попарно непересекающихся множеств  $A_i \in \mathcal{B}(S)$ ,  $i \in \mathbb{N}$ .

**Теорема 1.1** (*свойство регулярности вероятностной меры*). Для любого  $\varepsilon > 0$  и каждого  $A \in \mathcal{B}(S)$  существуют такие открытое множество  $G \subset S$  и замкнутое  $F \subset S$ , что  $F \subset A \subset G$  и  $P(G \setminus F) < \varepsilon$ .

**Доказательство.** Пусть сначала  $A$  замкнуто. Тогда можно взять  $F = A$ . Далее, множества  $A^{(1/n)}$  открыты и образуют вложенную последовательность, причем  $\cap_{n=1}^{\infty} A^{(1/n)} = A$ . Следовательно,  $P(A^{(1/n)}) \rightarrow P(A)$ ,  $n \rightarrow \infty$ , и можно найти такое  $n_0 \in \mathbb{N}$ , что  $P(A^{(1/n_0)}) < P(A) + \varepsilon$ .

Пусть  $\mathcal{R}$  — класс множеств  $A$ , обладающих описанным в условии теоремы свойством. Очевидно,  $S \in \mathcal{R}$ . Пусть  $A \in \mathcal{R}$ ; по заданному  $\varepsilon > 0$  выберем замкнутое  $F$  и открытое  $G$  из утверждения теоремы. Тогда  $\overline{G} \subset \overline{A} \subseteq \overline{F}$  и  $P(\overline{F} \setminus \overline{G}) < \varepsilon$ , причем  $\overline{F}$  открыто, а  $\overline{G}$  замкнуто. Поэтому  $\overline{A} \in \mathcal{R}$ . Далее, пусть  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{R}$ ,  $A := \cup_{n=1}^{\infty} A_n$  и  $\varepsilon > 0$ . Для каждого  $n \in \mathbb{N}$  подберем замкнутое  $F_n$  и открытое  $G_n$  так, чтобы  $F_n \subset A_n \subset G_n$  и  $P(G_n \setminus F_n) < \varepsilon/2^{n+1}$ . Положим  $G := \cup_{n=1}^{\infty} G_n$  и  $F := \cup_{n \leq n_0} F_n$ , где  $n_0$  выбрано так, чтобы  $P(\cup_{n=1}^{\infty} F_n \setminus \cup_{n \leq n_0} F_n) < \varepsilon/2$  (ввиду непрерывности меры это можно сделать). Тогда  $F$  замкнуто,  $G$  открыто,  $F \subset A \subset G$  и

$$P(G \setminus F) \leq \frac{\varepsilon}{2} + P(\cup_{n=1}^{\infty} G_n \setminus \cup_{n=1}^{\infty} F_n) \leq \frac{\varepsilon}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} P(G_n \setminus F_n) \leq \varepsilon,$$

так что  $A \in \mathcal{R}$ .

Итак,  $\mathcal{R}$  — сигма-алгебра, содержащая все замкнутые множества. Поэтому она содержит  $\mathcal{B}(S)$ .  $\square$

Напомним, что класс  $\mathcal{C}$  множеств, содержащихся в  $S$ , называется  *$\pi$ -системой*, если он замкнут относительно конечных пересечений и  $S \in \mathcal{C}$ . Класс  $\mathcal{M}$  называется  *$\mu$ -системой* или *монотонным классом*, если

- 1)  $S \in \mathcal{M}$ ,
- 2) если  $A, B \in \mathcal{M}$  и  $A \subseteq B$ , то  $B \setminus A \in \mathcal{M}$ ;
- 3) если  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{M}$  и  $A_i \subseteq A_{i+1}$ ,  $i \in \mathbb{N}$ , то  $\cup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{M}$ .

Многие свойства мер удобнее проверять для множеств, образующих монотонные классы, и сложно — для элементов сигма-алгебр. Поэтому важную роль играет

**Лемма 1.2** (*лемма о монотонных классах*). Пусть  $\mathcal{C} \subset \mathcal{M}$ , где  $\mathcal{C}$  —  $\pi$ -система, а  $\mathcal{M}$  — монотонный класс. Тогда  $\sigma(\mathcal{C}) \subset \mathcal{M}$ .

**Доказательство.** Можно сразу считать, что  $\mathcal{M}$  — наименьший монотонный класс, содержащий  $\mathcal{C}$  (такой класс получается пересечением всех монотонных классов, содержащих  $\mathcal{C}$ ). Тогда достаточно доказать его замкнутость относительно конечных пересечений. В самом деле, тогда  $\mathcal{M}$  замкнуто и относительно конечных объединений; далее, для любых  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{M}$  имеем

$$\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} (A_n \cap_{i=1}^{n-1} \overline{A_i}) \in \mathcal{M},$$

(здесь  $\bigcap_{i=1}^0 A_i = \emptyset$ ), т.е.  $\mathcal{M}$  оказывается сигма-алгеброй.

Итак, пусть  $B \in \mathcal{C}$ . Положим  $\mathcal{M}_B = \{A \subset S : AB \in \mathcal{M}\}$ . Это — монотонный класс множеств, содержащий  $\mathcal{C}$  и, следовательно,  $\mathcal{M} \subset \mathcal{M}_B$ . Теперь пусть  $A \in \mathcal{M}$ . Положим  $\mathcal{M}_A = \{B \subset S : AB \in \mathcal{M}\}$ . В силу того же рассуждения  $\mathcal{M} \subset \mathcal{M}_A$ .  $\square$

Лемма 1.2 применяется обычно следующим образом. Проверяется, что для некоторой  $\pi$ -системы  $\mathcal{C}$ , порождающей  $\mathcal{B}(S)$ , выполняется некоторое свойство, и что все множества, обладающие этим свойством, образуют монотонный класс. Тогда данное свойство выполняется для всех борелевских множеств в  $S$ .

**Теорема 1.3** Пусть  $P, Q$  — две вероятностные меры на  $(S, \rho)$ , причем для любой ограниченной и равномерно непрерывной функции  $f : S \rightarrow \mathbb{R}$  справедливо равенство  $\int_S f dP = \int_S f dQ$ . Тогда  $P = Q$ .

**Доказательство.** Достаточно убедиться, что  $P(F) = Q(F)$  для любого замкнутого  $F \in \mathcal{B}(S)$ , а затем применить лемму о монотонных классах. Положим  $f_n(x) = \varphi(n\rho(x, F))$ , где  $x \in S$ ,  $n \in \mathbb{N}$  и функция  $\varphi(y) = \max\{0, 1 - y^+\}$ ,  $y \in \mathbb{R}$ . Тогда функции  $f_n$  ограничены и равномерно непрерывны, причем  $f_n(x) \rightarrow I_F(x)$  для каждого  $x \in S$ . Поэтому в силу теоремы о мажорированной сходимости

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_S f_n(x) P(dx) = P(F) = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_S f_n(x) Q(dx) = Q(F).$$

$\square$

Далее  $C_b(S)$  — пространство непрерывных и ограниченных на пространстве  $S$  вещественнозначных функций.

**Определение 1.4** Последовательность вероятностных мер  $\{P_n, n \in \mathbb{N}\}$  слабо сходится к вероятностной мере  $P$ , если для любой функции  $f \in C_b(S)$  справедливо равенство  $\int_S f dP_n \rightarrow \int_S f dP$ , при  $n \rightarrow \infty$ .

**Теорема 1.5** (теорема Александрова). Пусть  $P$  и  $\{P_n, n \in \mathbb{N}\}$  — вероятностные меры. Следующие пять условий эквивалентны:

- 1)  $P_n$  слабо сходятся к мере  $P$ .
- 2)  $\int_S f dP_n \rightarrow \int_S f dP$ , при  $n \rightarrow \infty$ , для любой ограниченной и равномерно непрерывной функции  $f : S \rightarrow \mathbb{R}$ .
- 3) для каждого замкнутого множества  $F \in \mathcal{B}(S)$  справедливо соотношение

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(F) \leq P(F).$$

- 4) для каждого открытого множества  $G \in \mathcal{B}(S)$  справедливо соотношение

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} P_n(G) \geq P(G).$$

- 5) для любого множества  $A \in \mathcal{B}(S)$ , для которого  $P(\partial A) = 0$ , справедливо соотношение  $\lim_{n \rightarrow \infty} P_n(A) = P(A)$ .

**Доказательство.** Импликация 1)  $\Rightarrow$  2) очевидна. Докажем импликацию 2)  $\Rightarrow$  3). Пусть множество  $F$  замкнуто и последовательность функций  $f_k$ ,  $k \in \mathbb{N}$ , введена в доказательстве теоремы 1.3. Зададим произвольное  $\delta > 0$  и рассмотрим такое  $k$ , чтобы  $P(F^{(1/k)} \setminus F) < \delta$ . Так как функция  $f_k$  равна нулю вне множества  $F^{(1/k)}$ , и при этом  $I_F \leq f_k$ , то

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(F) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \int_S f_k dP_n = \int_S f_k dP \leq P(F) + \delta.$$

Утверждение следует теперь из произвольности выбора  $\delta$ .

Импликация 3)  $\Rightarrow$  1). Применяя линейное преобразование, можно сразу ограничиться случаем, когда  $f$  принимает значения в интервале  $(0, 1)$ . Для произвольного  $k \in \mathbb{N}$  имеем

$$\begin{aligned} \int_S f dP_n &\leq \sum_{i=1}^k \frac{i}{k} P_n \left\{ \frac{i-1}{k} \leq f(x) < \frac{i}{k} \right\} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^i P_n \left\{ \frac{i-1}{k} \leq f(x) < \frac{i}{k} \right\} = \\ &= \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \sum_{i=j}^k P_n \left\{ \frac{i-1}{k} \leq f(x) < \frac{i}{k} \right\} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k P_n \left\{ \frac{j-1}{k} \leq f(x) \right\}. \end{aligned}$$

Множества, от которых берется мера в последнем выражении, замкнуты, поэтому

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \int_S f dP_n \leq \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k P \left\{ \frac{j-1}{k} \leq f(x) \right\}.$$

Аналогично

$$\int_S f dP \geq \sum_{i=1}^k \frac{i-1}{k} P_n \left\{ \frac{i-1}{k} \leq f(x) < \frac{i}{k} \right\} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k P_n \left\{ \frac{j-1}{k} \leq f(x) \right\} - \frac{1}{k},$$

так что утверждение следует из произвольности выбора  $k$ .

Импликации 3)  $\Leftrightarrow$  4) легко доказываются с учетом того, что дополнение к замкнутому множеству открыто.

Импликация 3)  $\Rightarrow$  5). Пусть  $A \in \mathcal{B}(S)$  таково, как в условии пункта 5), и  $B = A \setminus \partial A$  — внутренность  $A$ , а  $C = A \cup \partial A$  — его замыкание. Тогда в силу свойств 3) и 4) имеем

$$P(C) \geq \limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(C) \geq \limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(A) \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} P_n(A) \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} P_n(B) \geq P(B).$$

Крайние слева и справа выражения в этой оценке равны (и равны  $P(A)$ ), поэтому этому же числу равны верхний и нижний пределы последовательности  $\{P_n(A)\}$ .

Импликация 5)  $\Rightarrow$  3). Пусть множество  $F$  замкнуто. Множества  $\{\partial F^{(\delta)}, \delta > 0\}$  при различных  $\delta > 0$  попарно не пересекаются. Поэтому можно выбрать такую последовательность  $\delta_k \rightarrow 0$ , что  $P(\partial F^{(\delta_k)}) = 0$ . Для произвольного  $\varepsilon > 0$  возьмем такое  $k \in \mathbb{N}$ , что  $P(F^{(\delta_k)}) < P(F) + \varepsilon$ . Тогда

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(F) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(F^{(\delta)}) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_n(F^{(\delta)}) = P(F^{(\delta)}) < P(F) + \delta,$$

откуда и вытекает утверждение.  $\square$

## 2 Случайные элементы, теорема Прохорова.

Пусть имеется вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Напомним, что случайным элементом со значениями в пространстве  $S$  называется такое отображение  $X : \Omega \rightarrow S$ , что для любого  $B \in \mathcal{B}(S)$  прообраз  $X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$ .

**Определение 2.1** *Распределением* случайного элемента  $X$  называется мера  $P_X$  на  $(S, \rho)$ , определяемая соотношением

$$P_X(B) = P(X \in B), \quad B \in \mathcal{B}(S).$$

Говорят, что случайные элементы  $X_n$  сходятся по распределению к случайному элементу  $X$  (при этом они могут быть заданы на различных вероятностных пространствах), если имеет место слабая сходимост  $P_{X_n} \rightarrow P_X, n \rightarrow \infty$ . Теорема 1.5 легко может быть переформулирована в терминах сходимости по распределению.

**Теорема 2.2** *(о наследовании)*. Пусть  $X_n \rightarrow X$  по распределению, когда  $n \rightarrow \infty$ , и множество  $B$  точек разрыва борелевской функции  $g : S \rightarrow \mathbb{R}$  принадлежит  $\mathcal{B}(S)$ , причем  $P_X(B) = 0$ . Тогда  $g(X_n) \rightarrow g(X)$  по распределению,  $n \rightarrow \infty$ .

**Доказательство.** Пусть  $F \in \mathcal{B}(S)$  замкнуто. Задача состоит в проверке соотношения

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in g^{-1}(F)) \leq P(X \in g^{-1}(F)).$$

Обозначая  $D$  замыкание множества  $g^{-1}(F)$ , имеем

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in g^{-1}(F)) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in D) \leq P(X \in D)$$

в силу теоремы 1.5. Пусть  $x \in D \setminus g^{-1}(F)$ . Тогда можно выбрать последовательность точек  $x_m \in g^{-1}(F)$ , сходящуюся к  $x$ . Предположим, что  $g$  непрерывна в  $x$ . Так как  $F$  замкнуто, то это означает, что  $g(x_m) \rightarrow g(x) \in F$ . Но тогда  $x \in g^{-1}(F)$ . Данное противоречие показывает, что  $D \setminus g^{-1}(F) \subset B$ , так что  $P(X \in D) = P(X \in g^{-1}(F))$ .  $\square$

**Следствие 2.3** *(теорема Служко)*. Пусть  $X_n \rightarrow X$  по распределению, когда  $n \rightarrow \infty$ , и пусть последовательность случайных элементов  $Y_n$  со значениями в метрическом пространстве  $(\tilde{S}, \tilde{\rho})$  сходится по вероятности к  $a \in \tilde{S}$ . Тогда, если функция  $f : S \times \tilde{S} \rightarrow \mathbb{R}$  непрерывна, то  $f(X_n, Y_n) \rightarrow f(X, a)$  по распределению, когда  $n \rightarrow \infty$ .

**Доказательство.** Согласно теореме 2.2 достаточно проверить, что  $(X_n, Y_n) \rightarrow (X, a)$  по распределению при  $n \rightarrow \infty$  (это случайные элементы в прямом произведении пространств  $S$  и  $\tilde{S}$  с соответствующей метрикой). Пусть  $\varphi : S \times \tilde{S} \rightarrow \mathbb{R}$  — ограниченная и равномерно непрерывная функция. Пользуясь теоремой 1.5, видим, что достаточно доказать соотношение

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E\varphi(X_n, Y_n) = E\varphi(X, a).$$

Пусть  $\varepsilon > 0$  произвольно и  $\delta > 0$  выбрано так, что из соотношения  $\tilde{\rho}(y, y') < \delta$  следует, что  $|\varphi(x, y) - \varphi(x, y')| < \varepsilon$ , при любых  $x \in S$  и  $y, y' \in \tilde{S}$ . Тогда

$$\begin{aligned} \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}\varphi(X_n, Y_n) &\leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}\varphi(X_n, a) + \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}(\varphi(X_n, Y_n) - \varphi(X_n, a)) \\ &\leq \mathbf{E}\varphi(X, a) + \varepsilon + \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}|\varphi(X_n, Y_n) - \varphi(X_n, a)|I\{|Y_n - a| \geq \delta\}, \end{aligned}$$

но последнее слагаемое равно нулю в силу сходимости по вероятности и ограниченности  $\varphi$ . Рассматривая теперь так же функцию  $-\varphi$ , получаем требуемое соотношение.  $\square$

**Определение 2.4** Пусть  $\Pi$  — семейство вероятностных мер на пространстве  $(S, \rho)$ . Оно называется *плотным*, если для любого  $\varepsilon > 0$  найдется такой компакт  $K \subset S$ , что для любой меры  $P \in \Pi$  справедливо неравенство

$$P(S \setminus K) < \varepsilon.$$

**Определение 2.5** Пусть  $\Pi$  — семейство вероятностных мер на пространстве  $(S, \rho)$ . Оно называется *относительно компактным*, если из любой содержащейся в нем последовательности можно извлечь слабо сходящуюся подпоследовательность.

Проверка свойства плотности обычно проще, чем второго свойства. Поэтому важнейшую роль играет

**Теорема 2.6** (теорема Прохорова). *Плотное семейство мер относительно компактно. Если пространство  $S$  польское, то верно обратное.*

**Доказательство.** Сначала докажем обратное утверждение. Проверим истинность следующего условия:

для любых  $\varepsilon, \delta > 0$  существует конечный набор открытых шаров  $A_1, \dots, A_n$  радиуса  $\delta$

$$\text{такой, что } P(\cup_{i=1}^n A_i) \geq 1 - \varepsilon \text{ для любой меры } P \in \Pi. \quad (2.1)$$

Действительно, отрицание условия (2.1) означает, что можно выбрать  $\varepsilon, \delta > 0$  так, чтобы для любой последовательности шаров  $A_1, A_2, \dots$  радиуса  $\delta$ , любого  $n \in \mathbb{N}$  и некоторой меры  $P_n \in \Pi$  выполнялось соотношение

$$P_n(\cup_{i=1}^n A_i) \leq 1 - \varepsilon.$$

Пусть центры шаров  $A_1, A_2, \dots$  образуют счетное всюду плотное подмножество в  $S$ . По условию теоремы можно выделить такую подпоследовательность  $\{P_{n_k}, k \in \mathbb{N}\}$ , что  $P_{n_k} \rightarrow Q$  по распределению при  $k \rightarrow \infty$ .

При каждом фиксированном  $m \in \mathbb{N}$  в силу Теоремы 1.5 имеем

$$Q(\cup_{i=1}^m A_i) \leq \liminf_{k \rightarrow \infty} P_{n_k}(\cup_{i=1}^m A_i) \leq \liminf_{k \rightarrow \infty} P_{n_k}(\cup_{i=1}^{n_k} A_i) \leq 1 - \varepsilon.$$

Следовательно,  $Q(S) \leq 1 - \varepsilon$ , что противоречит сделанному предположению.



Зададим  $\varepsilon > 0$ . Пользуясь условием (2.1), для каждого  $k \in \mathbb{N}$  выберем шары  $A_{k,1}, \dots, A_{k,n_k}$  так, чтобы

$$P(\cup_{i=1}^{n_k} A_{k,i}) > 1 - \frac{\varepsilon}{2^k}$$

для любой  $P \in \Pi$ . Положим

$$K_0 := \cap_{k=1}^{\infty} \cup_{i=1}^{n_k} A_{k,i}.$$

Тогда  $P(S \setminus K_0) \leq \varepsilon$ ,  $P \in \Pi$ , и множество  $K_0$  предкомпактно (так как имеет  $k^{-1}$ -сеть размера  $n_k$  при каждом  $k \in \mathbb{N}$ ). Взяв замыкание  $K_0$ , получаем требуемое утверждение.

Перейдем к доказательству прямого утверждения. Для каждого  $m \in \mathbb{N}$  найдем такой компакт  $K_m \subset S$ , что  $P(K_m) \geq 1 - m^{-1}$ ,  $P \in \Pi$ . Положим  $M := \cup_{m=1}^{\infty} K_m$ . Так как меры  $P \in \Pi$  сосредоточены на  $M$ , то далее можно рассматривать только пространство  $(M, \rho)$  и ограничения мер  $P$  на него. Мы будем обозначать эти ограничения так же, как и сами меры.

Напомним, что две метрики на общем метрическом пространстве называются эквивалентными, если сходимость в одной из них влечет сходимость и по другой. Открытые и замкнутые множества, борелевская сигма-алгебра, непрерывность функции, свойство относительной компактности не меняются при замене метрики на эквивалентную ей.

Будем считать, что метрика  $\rho$  принимает значения в множестве  $[0, 1)$  (если это не так, перейдем к эквивалентной метрике  $\rho(x, y)/(1 + \rho(x, y))$ ; множества, компактные по метрике  $\rho$ , будут компактны и в этой новой метрике). Далее, множество  $M$  сигма-компактно и потому сепарабельно. Возьмем в нем счетное всюду плотное подмножество  $\{s_j, j \in \mathbb{N}\}$ . Введем метрику

$$d(x, y) = \sum_{j=1}^{\infty} 2^{-j} |\rho(x, s_j) - \rho(y, s_j)|, \quad x, y \in M.$$

**Лемма 2.7** *Метрики  $\rho$  и  $d$  эквивалентны.*

**Доказательство.** Пусть  $x_n \rightarrow x$  в метрике  $\rho$ . Тогда  $|\rho(x_n, s_j) - \rho(x, s_j)| \rightarrow 0$  при каждом  $j \in \mathbb{N}$ . Так как указанный модуль не превосходит 2, то  $d(x_n, x) \rightarrow 0$  ввиду теоремы о мажорированной сходимости. Обратно, пусть  $d(x_n, x) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Тогда при каждом  $j \in \mathbb{N}$  имеем  $\rho(x_n, s_j) - \rho(x, s_j) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Зададим произвольное  $\varepsilon > 0$  и выберем такое  $j \in \mathbb{N}$ , что  $\rho(x, s_j) < \varepsilon$ . Тогда

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \rho(x_n, x) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} (\rho(x_n, s_j) + \rho(s_j, x)) \leq 2\varepsilon,$$

так что  $\rho(x_n, x) \rightarrow 0$ .  $\square$

**Лемма 2.8** *Метрическое пространство  $(M, d)$  предкомпактно.*

**Доказательство.** Пусть  $\varepsilon > 0$ . Найдем такое  $n \in \mathbb{N}$ , что  $2^{-n} < \varepsilon$ . В кубе  $[0, 1]^n$ , снабженном метрикой  $\rho_{\infty}(x, y) = \max_{1 \leq i \leq n} |x_i - y_i|$ , возьмем конечную  $\varepsilon$ -сеть  $\{a_1, \dots, a_L\}$ . Для каждого  $j \in \{1, \dots, L\}$  найдем в  $M$  такое  $y_j$ , что

$$\rho_{\infty}(a_j, (\rho(y_j, s_1), \dots, \rho(y_j, s_n))) \leq \varepsilon,$$

а если такого не нашлось, то положим  $y_j = s_1$ . Множество  $\{y_1, \dots, y_L\}$  образует в  $(M, d)$   $(3\varepsilon)$ -сеть. Действительно, пусть  $z \in M$ . Тогда найдется такой номер  $j \in \{1, \dots, L\}$ , что  $\max_{1 \leq i \leq n} |\rho(z, s_i) - \rho(y_j, s_i)| \leq 2\varepsilon$ . Но тогда

$$d(z, y_j) \leq \sum_{i=1}^n 2^{-i} |\rho(z, s_i) - \rho(y_j, s_i)| + \sum_{i=n+1}^{\infty} 2^{-i} \leq 3\varepsilon.$$

□

Продолжим доказательство теоремы. Все меры  $P \in \Pi$  можно продолжить на пространство  $(M', d)$ , являющееся замыканием  $(M, d)$ . Пространство  $C(M', d)$  непрерывных функций на этом компактном пространстве — это банахово пространство, и сопряженное к нему пространство  $C^*(M', d)$  состоит из всех зарядов конечной вариации, с нормой, равной полной вариации заряда. В частности, семейство  $\Pi$  содержится в единичном шаре пространства  $C^*(M', d)$ . По теореме Банаха-Алаоглу (см., напр., [3, с. 202]) из любого подмножества  $\Pi$  можно выделить такую последовательность мер  $\{P_n, n \in \mathbb{N}\}$  что

$$\int_{M'} f dP_n \rightarrow \int_{M'} f dQ, \quad n \rightarrow \infty,$$

для любой непрерывной на  $M'$  функции  $f$ . Заметим, что отсюда еще не следует слабая сходимости мер  $P_n$  на  $(M, d)$ , так как функция, непрерывная на множестве, необязательно продолжается до непрерывной функции на его замыкании. Тем не менее,  $Q$  — вероятностная мера на  $(M', d)$  (это вытекает из того, что можно взять  $f \equiv 1$ ). При этом по теореме 1.5 для любого  $m \in \mathbb{N}$

$$Q(K_m) \geq \limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(K_m) \geq 1 - \frac{1}{m},$$

так что  $Q(M) = Q(\cup_{m=1}^{\infty} K_m) = 1$ , т.е. мера  $Q$  сосредоточена на  $M$ . Пусть множество  $F \subset M$  замкнуто. Тогда оно замкнуто и в  $(M', d)$ , и по теореме 1.5

$$Q(F) \geq \limsup_{n \rightarrow \infty} P_n(F).$$

По той же теореме Александрова это означает, что  $P_n \rightarrow P$  в  $(M, d)$ , а следовательно, и в  $(M, \rho)$ .

Теперь распространим  $Q$  на все пространство  $S$ , полагая  $Q(S \setminus M) = 0$ . Тогда для любой функции  $f \in C_b(S)$  имеем

$$\int_S f dP_n = \int_M f dP_n \rightarrow \int_M f dP = \int_S f dP, \quad n \rightarrow \infty,$$

что и требовалось. □

### 3 Сходимость распределений в $C[0, 1]$ .

Сегодня мы будем рассматривать случайные элементы в пространстве  $C[0, 1]$  с равномерной метрикой и их распределения. К ним применима вся изложенная ранее теория,

включая теорему Прохорова (в обе стороны, т.к.  $C[0, 1]$  сепарабельно и полно). Заметим, что если  $Q$  — вероятностная мера на  $\mathcal{B}(C[0, 1])$ , то существует и случайный элемент  $Y$ , распределение которого равно  $Q$ , причем, если нужно, его можно задать на расширении исходного вероятностного пространства. А именно, надо положить  $(\Omega_1, \mathcal{F}_1, P_1) = (C[0, 1], \mathcal{B}(C[0, 1]), Q)$  и  $Y(\omega) = \omega$ , а потом взять прямое произведение этого вероятностного пространства и исходного. Поэтому теорему Прохорова для нашего случая можно сформулировать так: из любой подпоследовательности некоторого семейства случайных элементов можно выбрать сходящуюся (по распределению) тогда и только тогда, когда для любого  $\varepsilon > 0$  существует компакт, в который каждый из случайных элементов семейства попадает с вероятностью, не меньшей  $1 - \varepsilon$ .

В классической теории случайных процессов мы рассматривали не случайные элементы в функциональном пространстве, а случайные процессы, траектории которых непрерывны. Оказывается, это одно и то же.

**Теорема 3.1** *Сигма-алгебра, порождаемая в  $C[0, 1]$  цилиндрическими множествами, совпадает с борелевской  $\mathcal{B}(C[0, 1])$ .*

**Доказательство.** Цилиндрические множества вида  $\{x : x(t) \in A\}$ , где  $A$  замкнуто и  $t \in [0, 1]$ , являются замкнутыми по метрике в  $C[0, 1]$  и порождают цилиндрическую сигма-алгебру, так что включение слева направо доказано. Обратное: борелевская сигма-алгебра в польском пространстве порождается замкнутыми шарами, поэтому достаточно проверить, что цилиндрическая сигма-алгебра содержит все такие замкнутые шары. Шар — это множество функций

$$B = \{y : \sup_{t \in [0, 1]} |x(t) - y(t)| \leq a, \} a > 0, x \in C[0, 1].$$

Пусть  $\{t_1, t_2, \dots\}$  — счетное всюду плотное подмножество отрезка, тогда  $B = \bigcap_{j=1}^{\infty} \{y : |y(t_i) - x(t_i)| \leq a, i = 1, \dots, j\}$ , а каждое из множеств справа — конечномерное (цилиндр).  $\square$

Класс конечномерных множеств замкнут относительно пересечений и, как только что показано, порождает  $\mathcal{B}(C[0, 1])$ . Поэтому (лемма 1.2) если две вероятностные меры на  $C[0, 1]$  совпадают на этом классе, то они совпадают вообще. Применительно к случайным элементам это означает, что если конечномерные распределения двух случайных элементов в  $C[0, 1]$  совпадают (для любых  $t_1, \dots, t_k \in [0, 1]$  совпадают соответствующие две меры на  $\mathbb{R}^k$ ), то распределения этих элементов одинаковы.

Пусть  $t_1, \dots, t_k \in [0, 1]$ . Отображение  $\pi_{t_1, \dots, t_k} : C[0, 1] \rightarrow \mathbb{R}^k$ , которое функции  $x$  ставит в соответствие вектор  $(x(t_1), \dots, x(t_k))$ , непрерывно. Поэтому по теореме 2.2, если случайные элементы  $X_n$  сходятся по распределению к  $X$ , то конечномерные распределения  $X_n$  сходятся к соответствующим конечномерным распределениям процесса  $X$ , т.е.

$$(X_n(t_1), \dots, X_n(t_k)) \rightarrow (X(t_1), \dots, X(t_k))$$

по распределению при  $n \rightarrow \infty$ . Обратное неверно: если положить

$$X_n(t) = (1 - |n(t - n^{-1})|)^+, \quad t \in [0, 1],$$

то (неслучайная) последовательность  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  не стремится к нулю (максимум любого ее элемента равен 1), но конечномерные распределения сходятся к конечномерным распределениям тождественного нуля. Тем не менее, верна

**Теорема 3.2** Пусть последовательность случайных элементов  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  в  $C[0, 1]$  плотна, а конечномерные распределения ее сходятся при  $n \rightarrow \infty$  к конечномерным распределениям случайного элемента  $X$ . Тогда  $X_n \rightarrow X, n \rightarrow \infty$ , по распределению.

**Доказательство.** Пусть утверждение неверно, тогда найдутся непрерывное ограниченное отображение  $\varphi : C[0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ , число  $\varepsilon > 0$  и последовательность натуральных чисел  $n_k \rightarrow \infty$  при  $k \rightarrow \infty$ , такие, что

$$|\mathbb{E}\varphi(X_{n_k}) - \mathbb{E}\varphi(X)| > \varepsilon \quad (3.1)$$

для всех  $k \in \mathbb{N}$ . Пользуясь теоремой Прохорова (теорема 2.6), выберем из последовательности  $\{X_{n_k}, k \in \mathbb{N}\}$  сходящуюся по распределению (точнее, из последовательности распределений выберем слабо сходящуюся, а затем по предельной мере построим случайный элемент, см. пояснение в самом начале лекции). Пусть  $X_{n_{k_l}} \rightarrow Y, l \rightarrow \infty$ . Тогда конечномерные распределения процессов  $X_{n_{k_l}}$  сходятся и к конечномерным распределениям  $X$  (по условию), и к конечномерным распределениям  $Y$ . Но это значит, что распределения  $X$  и  $Y$  совпадают. Поэтому

$$\mathbb{E}\varphi(X_{n_{k_l}}) \rightarrow \mathbb{E}\varphi(Y) = \mathbb{E}\varphi(X),$$

что противоречит (3.1).  $\square$

Итак, доказательство сходимости последовательности случайных процессов можно разбить на проверку сходимости конечномерных распределений и доказательство плотности. На практике проще проверять не собственно плотность, а одно из ее достаточных условий.

Напомним, что модуль непрерывности функции  $x : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  — это функция

$$w_x(\delta) = \sup_{s, t \in [0, 1]; |s-t| \leq \delta} |x(s) - x(t)|, \quad \delta \in [0, 1].$$

Теорема Кантора утверждает, что непрерывная на отрезке функция равномерно непрерывна; таким образом,  $x \in C[0, 1]$  тогда и только тогда, когда  $w_x(\delta) \rightarrow 0$  при  $\delta \rightarrow 0$ . Заметим, что модуль непрерывности есть неубывающая по  $\delta$  функция. То же касается верхней грани модулей непрерывности некоторого множества функций.

Напомним классический результат из функционального анализа (см., например, [3, с. 110]), обобщающий теорему Кантора.

**Теорема 3.3** (теорема Арцела-Асколи)<sup>1</sup>. Множество  $A \subset C[0, 1]$  предкомпактно тогда и только тогда, когда оно ограничено (по норме) и равномерно непрерывно, т.е.

$$\limsup_{\delta \rightarrow 0} \sup_{x \in A} w_x(\delta) = 0.$$

Вместо ограниченности самого  $A$  можно требовать ограниченности множества  $\{x(0) : x \in A\} \subset \mathbb{R}$ .

С помощью этой теоремы доказывается

<sup>1</sup>Арцела — ударение на последнем слоге, поэтому не склоняется.

**Теорема 3.4** Пусть  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность случайных элементов в  $C[0, 1]$ . Она плотна тогда и только тогда, когда выполнены следующие условия:

- 1) для любого  $\varepsilon > 0$  существует  $a > 0$  такое, что для каждого  $n \in \mathbb{N}$  имеем  $\mathbb{P}(|X_n(0)| > a) \leq \varepsilon$ ;
- 2) для любого  $\tau > 0$  имеем

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(w_{X_n}(\delta) \geq \tau) = 0.$$

**Доказательство.** Пусть последовательность плотна. Тогда для произвольного  $\varepsilon > 0$  выберем компакт  $K$  так, что для всех  $n$   $\mathbb{P}(X_n \notin K) \leq \varepsilon$ . Найдем такое  $a$ , что  $\|x\| \leq a$  для всех  $x \in K$ . Тогда условие 1) выполнено. По теореме Арцела-Асколи для  $\tau > 0$  мы можем взять такое  $\delta > 0$ , что для всех  $x \in K$  выполняется оценка  $w_x(\delta) < \tau$ . Но тогда  $\sup_n \mathbb{P}(w_{X_n}(\mu) \geq \tau) \leq \varepsilon$  для всех  $\mu \in (0, \delta]$ . Так как  $\varepsilon > 0$  было выбрано произвольно, то это может быть только при выполнении условия 2).

Обратно, докажем достаточность двух условий. Пусть  $\varepsilon > 0$ . Выберем  $a > 0$  так, чтобы для каждого  $n \in \mathbb{N}$  было  $\mathbb{P}(|X_n(0)| > a) \leq \varepsilon/2$ , и положим  $A := \{x \in C[0, 1] : |x(0)| \leq a\}$ . Теперь для каждого  $k \in \mathbb{N}$  подберем такие  $\delta_k > 0$  и  $n_0(k)$ , что при всех  $n > n_0(k)$  верна оценка

$$\mathbb{P}(w_{X_n}(\delta_k) \geq 1/k) \leq \varepsilon/2^{k+1}. \quad (3.2)$$

Семейство случайных элементов  $\{X_1, X_2, \dots, X_{n_0(k)}\}$  плотно (так как оно конечно, см. замечание в лекции 2). Поэтому, пользуясь уже доказанной необходимостью условий 1) и 2), можно уменьшить  $\delta_k$  настолько, чтобы (3.2) выполнялось и при  $n \leq n_0(k)$  тоже. Положим

$$A_k = \left\{ x \in C[0, 1] : w_x(\delta_k) \leq \frac{1}{k} \right\}.$$

Множество  $K := A \cap (\bigcap_{k=1}^{\infty} A_k)$  предкомпактно (в силу той же теоремы Арцела-Асколи), и для каждого  $n \in \mathbb{N}$   $\mathbb{P}(X_n \notin K) \leq \varepsilon$ .  $\square$

Бывает полезно еще пользоваться более простым достаточным условием плотности.

**Теорема 3.5** Пусть  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность случайных элементов в  $C[0, 1]$ , причем выполнено условие 1) из предыдущей теоремы и условие

- 2') для любого  $\tau > 0$  имеем

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{t \in [0, 1]} \frac{1}{\delta} \mathbb{P} \left( \sup_{s \in [t, t+\delta], s \leq 1} |X_n(s) - X_n(t)| \geq \tau \right) = 0.$$

Тогда эта последовательность плотна.

**Доказательство.** Зададим  $\tau > 0$ . Проверим, что выполняется условие 2) теоремы 3.4. Для фиксированного  $\delta$  отметим на отрезке  $[0, 1]$  точки  $t_j = j\delta$ ,  $j = 0, 1, \dots, [1/\delta]$ . Заметим, что если модуль непрерывности некоторой функции  $x : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  больше числа  $\varepsilon > 0$ , то найдется такое  $j$ , что

$$\sup_{s \in [t_j, t_j+2\delta], s \leq 1} |x(s) - x(t_j)| > \frac{\varepsilon}{3}.$$

Чтобы его найти, достаточно взять ближайшую слева к отрезку  $[s, t]$ , на котором достигается максимум, точку разметки.

Итак, имеем

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(w_{X_n}(\delta) \geq \tau) &\leq \mathbb{P}\left(\max_{j:0 \leq j \leq 1/\delta} \sup_{s \in [t_j, t_j + 2\delta], s \leq 1} |X_n(t_j) - X_n(s)| \geq \tau/3\right) \leq \\ &\leq \sum_{j=0}^{[1/\delta]} \mathbb{P}\left(\sup_{s \in [t_j, t_j + 2\delta], s \leq 1} |X_n(t_j) - X_n(s)| \geq \tau/3\right) \leq \frac{2}{\delta} \sup_{t \in [0,1]} \mathbb{P}\left(\sup_{s \in [t, t+2\delta], s \leq 1} |X_n(t) - X_n(s)| \geq \tau/3\right). \end{aligned}$$

Остается взять верхний предел по  $n \rightarrow \infty$ , а потом предел по  $\delta \rightarrow 0$ .

## 4 Принцип инвариантности Донскера-Прохорова.

**Теорема 4.1** (*принцип инвариантности Донскера-Прохорова*). Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, причем  $\mathbb{E}X_1 = 0$  и  $\mathbb{D}X_1 = 1$ . Положим  $S_0 = 0$  и  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ ,  $n \in \mathbb{N}$ . Рассмотрим случайные процессы  $W_n$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , полагая

$$W_n(t) = \frac{1}{\sqrt{n}} S_{[nt]} + (nt - [nt]) \frac{X_{[nt]+1}}{\sqrt{n}}, \quad t \in [0, 1], \quad n \in \mathbb{N},$$

где  $[z]$  есть целая часть  $z \in \mathbb{R}$ . Процессы  $\{W_n, n \in \mathbb{N}\}$  сходятся по распределению при  $n \rightarrow \infty$  к винеровскому процессу  $W = \{W(t), t \in [0, 1]\}$ .

**Доказательство.** Согласно теореме 3.2, следует проверить сходимость конечномерных распределений и плотность. Заметим, что для любого  $t \in [0, 1]$  имеем

$$\left|W_n(t) - \frac{S_{[nt]}}{\sqrt{n}}\right| \leq \frac{|X_{[nt]+1}|}{\sqrt{n}} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty,$$

в среднем квадратическом. Поэтому для проверки сходимости конечномерных распределений по теореме 2.3 можно убедиться, что для любых  $t_1, t_2, \dots, t_k \in [0, 1]$

$$\frac{1}{\sqrt{n}} (S_{[nt_1]}, S_{[nt_2]}, \dots, S_{[nt_k]}) \rightarrow (W(t_1), \dots, W(t_k)), \quad n \rightarrow \infty$$

по распределению. Можно считать, что  $t_1 < \dots < t_k$ . Применим к рассматриваемым случайным векторам невырожденное линейное преобразование с матрицей, содержащей единицы на главной диагонали, минус единицы на диагонали под главной и нули в остальных местах. Тогда задача сводится к проверке того, что

$$\frac{1}{\sqrt{n}} (S_{[nt_1]}, S_{[nt_2]} - S_{[nt_1]}, \dots, S_{[nt_k]} - S_{[nt_{k-1}]}) \rightarrow (W(t_1), \dots, W(t_k) - W(t_{k-1})), \quad n \rightarrow \infty.$$

Компоненты левой части взаимно независимы, и при  $n \rightarrow \infty$  согласно центральной предельной теореме

$$\frac{S_{[nt_j]} - S_{[nt_{j-1}]}}{\sqrt{n}} \rightarrow N(0, t_j - t_{j-1}), \quad 1 \leq j \leq k, \quad n \rightarrow \infty,$$

(здесь  $t_0 := 0$ ). Пользуясь характеристическими функциями (см., напр., [4, гл. 2, §12; гл. 3, §3]), получаем, что левая часть сходится по распределению к гауссовскому случайному вектору с нулевым средним и матрицей ковариаций  $diag(t_1, t_2 - t_1, \dots, t_k - t_{k-1})$ ; но такое же распределение у вектора, стоящего в правой части.

Доказательству плотности семейства  $\{W_n\}$  предпошлем следующую лемму.

**Лемма 4.2** Пусть  $Y_0 = 0, Y_1, \dots, Y_n$  — квадратично-интегрируемый мартингал. Тогда для любого  $x > 0$  верна оценка

$$\mathbf{P}(\max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x) \leq \frac{2}{x} \sqrt{\mathbf{P}(Y_n \geq x) \mathbf{D}Y_n}.$$

**Доказательство.** Пусть  $\tau$  равно минимальному  $k \in \{1, \dots, n\}$ , для которого  $Y_k \geq x$ , и  $\tau = n$ , если такого значения  $k$  не нашлось. По теореме Дуба

$$\mathbf{E}Y_n = \mathbf{E}Y_\tau \geq x\mathbf{P}(Y_\tau \geq x) + \mathbf{E}Y_n I\{Y_n < x\},$$

так что

$$x\mathbf{P}(\max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x) \leq \mathbf{E}Y_n I\{\max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x\}.$$

С учетом этого

$$\begin{aligned} x\mathbf{P}(\max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x) &\leq \mathbf{E}Y_n I\{Y_n \geq x/2\} + \mathbf{E}Y_n I\{Y_n < x/2, \max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x\} \leq \\ &\leq \mathbf{E}Y_n I\{Y_n \geq x/2\} + \frac{x}{2}\mathbf{P}\{\max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x\}. \end{aligned}$$

Таким образом,

$$\frac{x}{2}\mathbf{P}\{\max_{1 \leq k \leq n} Y_k \geq x\} \leq \mathbf{E}Y_n I\{Y_n \geq x/2\},$$

и остается применить неравенство Коши-Буняковского-Шварца.  $\square$

Продолжим доказательство теоремы. Фиксируем  $\varepsilon > 0$  и  $\delta > 0$ . Нужно оценить

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\delta} \sup_{t \in [0,1]} \mathbf{P}(\sup_{u \in [t, t+\delta]} |W_n(u) - W_n(t)| > \varepsilon) =: A(\delta, \varepsilon).$$

Можно считать, что  $n > \delta^{-1}$ . Тогда для любого  $t$  отрезок  $[t, t + \delta]$  содержится в отрезке вида  $[k/n, l/n]$ , причем длина последнего отрезка составляет не более  $3\delta$ . Следовательно, применяя лемму 4.2 (сначала к последовательности частных сумм независимых случайных величин, а затем к ней же со знаком минус), имеем

$$\begin{aligned} A(\delta, \varepsilon) &\leq \frac{1}{\delta} \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\left(\max_{1 \leq m \leq 3\delta n} |X_1 + \dots + X_m| > \varepsilon\sqrt{n}\right) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{4}{\delta\varepsilon\sqrt{n}} \sqrt{n\mathbf{P}(|S_{[n\delta]+1}| \geq \varepsilon\sqrt{n})} \leq \\ &\leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{4}{\delta\varepsilon} \sqrt{\mathbf{P}\left(\left|\frac{S_{[n\delta]+1}}{\sqrt{[n\delta]+1}}\right| \geq \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{[n\delta]+1}}\right)} = \frac{4}{\varepsilon\delta\sqrt{2\pi}} \left(2 \int_{\varepsilon\delta^{-1/2}}^{\infty} e^{-z^2/2} dz\right)^{1/2}, \end{aligned}$$

где последнее равенство следует из центральной предельной теоремы. Следовательно,  $\lim_{\delta \rightarrow 0} A(\delta, \varepsilon) = 0$ , что и завершает доказательство теоремы.  $\square$

Теорема Донскера-Прохорова, или *функциональная центральная предельная теорема*, позволяет с помощью теоремы о наследовании (теорема 2.2) получить множество предельных теорем для функционалов от процесса случайных ломаных, например, такую:

**Следствие 4.3** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, причем  $\mathbf{E}X_1 = 0$  и  $\mathbf{D}X_1 = 1$ . Положим  $S_0 = 0$  и  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , а также  $M_n = \max_{k \leq n} S_k$ ,  $n \in \mathbb{N}$ . Тогда  $M_n/\sqrt{n} \rightarrow |Z|$  по распределению при  $n \rightarrow \infty$ , где  $Z \sim N(0, 1)$ .

**Доказательство.** Сначала пусть случайные величины  $X_i$  имеют распределение  $\mathbf{P}(X_i = 1) = \mathbf{P}(X_i = -1) = 1/2$ . Тогда для любых  $a \in \mathbb{R}$  и  $n \in \mathbb{N}$  справедливо равенство

$$\mathbf{P}(M_n \geq a) = \mathbf{P}(S_n \geq a) + \mathbf{P}(S_n < a, M_n \geq a) = 2\mathbf{P}(S_n > a) + \mathbf{P}(S_n = a),$$

которое проверяется с помощью симметричного отражения (см., например, [4, гл. 1, §10]). Заменяя  $a$  на  $a\sqrt{n}$  и применяя центральную предельную теорему, получаем требуемое утверждение.

Теперь пусть распределение  $X_i$  — произвольное, удовлетворяющее условию следствия. Так как распределение  $M_n/\sqrt{n}$  совпадает с распределением  $\max_{t \in [0,1]} W_n(t)$ , где процессы  $W_n$  введены в формулировке теоремы Донскера-Прохорова, то в силу теоремы о наследовании и того, что отображение  $x \mapsto \max_{t \in [0,1]} x(t)$  непрерывно на  $C[0, 1]$ , имеет место сходимость  $M_n/\sqrt{n} \rightarrow \max_{t \in [0,1]} W(t)$  по распределению,  $n \rightarrow \infty$ . Но тогда из уже рассмотренного случая вытекает, что последняя случайная величина распределена как  $|Z|$ .  $\square$

## 5 Геометрия пространства Скорохода.

**Определение 5.1** Пространство Скорохода  $D = D[0, 1]$  — это пространство функций  $x : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ , которые непрерывны справа и в каждой точке имеют предел слева.

Назовем разбиением  $T$  отрезка  $[0, 1]$  произвольный набор точек  $t_0 = 0 < t_1 < \dots < t_r = 1$ . Число ненулевых точек в таком разбиении  $T$  будем обозначать  $r(T)$ . Шириной  $b(T)$  разбиения  $T$  будем называть число  $\min_{1 \leq i \leq r(T)} (t_i - t_{i-1})$ .

**Определение 5.2** Модуль частичной непрерывности функции  $x : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  — это зависящее от  $\delta \in (0, 1)$  число

$$w'_x(\delta) = \inf_{T: b(T) > \delta} \max_{1 \leq i \leq r(T)} w_x[t_{i-1}, t_i],$$

где  $w_x(B) = \sup_{s, t \in B} |x(s) - x(t)|$ ,  $B \in \mathcal{B}([0, 1])$ .

**Лемма 5.3**  $w'_x(\delta) \rightarrow 0$  при  $\delta \rightarrow 0$  тогда и только тогда, когда  $x \in D[0, 1]$ .

**Доказательство.** Пусть  $w'_x(\delta) \rightarrow 0$  при  $\delta \rightarrow 0$ . Допустим, что в некоторой точке  $t \in (0, 1]$  у функции  $x$  нет предела слева. Тогда существует такое  $a > 0$ , что  $\limsup_{s \nearrow t} x(s) > \liminf_{s \nearrow t} x(s) + a$ . Выберем  $\delta > 0$  так, что  $w'_x(\delta) < a/3$ . Тогда существует разбиение  $T$  ширины больше  $\delta$ , для которого на каждом полуинтервале  $[t_{i-1}, t_i)$  значения функции  $x$  различаются менее чем на  $a/2$ . Точка  $t$  либо совпадает с одной из точек  $t_i$ , либо является внутренней точкой одного из интервалов. В обоих случаях разность верхнего и нижнего левых пределов в этой точке не может превышать  $a/2$ . Полученное противоречие означает,



что  $x$  имеет пределы слева. Точно так же доказывается, что при  $t \in [0, 1)$   $x$  имеет предел справа, совпадающий с числом  $x(t)$ .

Обратное утверждение. Зафиксируем  $\varepsilon > 0$  и возьмем

$$\tau = \inf\{t > 0 : \text{существует разбиение } T, \max_{1 \leq i \leq r(T)} w_x([t_{i-1}, t_i] \cap [0, t]) < \varepsilon\}.$$

Так как  $x$  непрерывна справа в нуле, то  $|x(s) - x(0)| < \varepsilon$  для всех достаточно малых  $s > 0$ , а потому  $\tau > 0$ . Допустим, что  $\tau < 1$ . Выберем  $\delta > 0$  настолько малым, чтобы  $\delta + \tau < 1$ ,  $w_x[\tau - \delta, \tau] < \varepsilon$  и  $w_x[\tau, \tau + \delta] < \varepsilon$ . Пусть  $T = \{t_0, t_1, \dots, t_r\}$  — разбиение, для которого

$$\max_{1 \leq i \leq r(T)} w_x([t_{i-1}, t_i] \cap [0, \tau - \delta]) < \varepsilon.$$

Добавим к этому разбиению точки  $\tau - \delta$  и  $\tau$ . Тогда мы получим, что в последней оценке можно заменить  $\tau - \delta$  на  $\tau + \delta$ . Это противоречит выбору  $\tau$ . Итак, всегда  $\tau = 1$ . Остается заметить, что функция  $w'_x(\delta)$  монотонна по  $\delta > 0$ .  $\square$

Пространство  $D[0, 1]$  полно относительно равномерной метрики  $\|\cdot\|_\infty$  (это доказывается так же, как полнота пространства  $C[0, 1]$ , т.е. непрерывность равномерного предела непрерывных функций). Однако по этой метрике оно не сепарабельно: функции  $I\{[a, 1]\}$ ,  $0 < a < 1$ , удалены друг от друга на расстояние 1, и их множество несчетно. Поэтому в практических целях удобнее пользоваться другой метрикой.

Введем множество  $\Lambda$  гомеоморфизмов отрезка  $[0, 1]$  на себя, полагая

$$\Lambda = \left\{ \lambda : [0, 1] \rightarrow [0, 1], \lambda(0) = 0, \lambda(1) = 1, \|\lambda\| := \sup_{t \neq s} \left| \ln \frac{\lambda t - \lambda s}{t - s} \right| < \infty \right\}$$

(здесь и далее  $\lambda(t) = \lambda t$ ,  $t \in [0, 1]$ ). Легко видеть, что  $\Lambda$  — группа (с операцией композиции гомеоморфизмов), причем  $\|\lambda^{-1}\| = \|\lambda\|$  и  $\|\lambda_1 \lambda_2\| \leq \|\lambda_1\| + \|\lambda_2\|$ .

Введем метрику  $d_0$  на пространстве  $D[0, 1]$ , полагая

$$d_0(x, y) = \inf\{\varepsilon > 0 : \text{существует } \lambda \in \Lambda, \text{ для которого } \|\lambda\| < \varepsilon \text{ и } \|x - y \circ \lambda\|_\infty < \varepsilon\}.$$

**Лемма 5.4** Пусть  $\lambda \in \Lambda$ . Тогда  $\sup_{t \in [0, 1]} |\lambda t - t| \leq e^{|\lambda|} - 1$ . Если к тому же  $\|\lambda\| < 1/2$ , то  $\sup_{t \in [0, 1]} |\lambda t - t| \leq 2\|\lambda\|$ .

**Доказательство.**

$$\left| \ln \frac{\lambda t}{t} \right| \leq \|\lambda\| \Rightarrow \frac{\lambda t}{t} \in (e^{-\|\lambda\|}, e^{\|\lambda\|}).$$

Следовательно,

$$\sup_{t \in [0, 1]} |\lambda t - t| \leq \sup_{t \in (0, 1)} \left| \frac{\lambda t}{t} - 1 \right| \leq \max\{e^{|\lambda|} - 1, 1 - e^{-|\lambda|}\} = e^{|\lambda|} - 1.$$

Остается заметить, что если  $|x| \leq 1/2$ , то  $e^x - 1 \leq 2|x|$ .  $\square$

**Теорема 5.5** Пространство  $(D, d_0)$  полно.

**Доказательство.** Пусть последовательность  $\{x_k, k \in \mathbb{N}\}$  фундаментальна по метрике  $d_0$ . Тогда из нее можно выделить подпоследовательность  $\{y_n, n \in \mathbb{N}\}$ , для которой

$$d_0(y_n, y_{n+1}) < 2^{-n}.$$

Достаточно доказать, что эта подпоследовательность имеет предел (тогда предел исходной последовательности с ним совпадает).

Для каждого  $n \in \mathbb{N}$  существует такое  $\mu_n \in \Lambda$ , что  $\|\mu_n\| < 2^{-n}$  и  $\|y_n - y_{n+1} \circ \mu_n\|_\infty < 2^{-n}$ .

В силу леммы 5.4 для любых  $m, n \in \mathbb{N}$  справедливы оценки

$$\sup_{t \in [0,1]} |\mu_{n+m+1} \mu_{n+m} \dots \mu_n t - \mu_{n+m} \dots \mu_n t| = \sup_{z \in [0,1]} |\mu_{n+m+1} z - z| \leq 2^{-n-m+1}.$$

Следовательно, последовательность  $\{\mu_{n+m} \dots \mu_n, m \in \mathbb{N}\}$  фундаментальна в  $C[0, 1]$ . Обозначим ее предел  $\lambda_n$ . Тогда функция  $\lambda_n$  непрерывна, не убывает и оставляет на месте точки 0 и 1. Для любых различных  $s, t \in [0, 1]$

$$\begin{aligned} \left| \ln \frac{\lambda_n t - \lambda_n s}{t - s} \right| &= \lim_{m \rightarrow \infty} \left| \ln \frac{\mu_{n+m} \dots \mu_n t - \mu_{n+m} \dots \mu_n s}{t - s} \right| \leq \\ &\leq \limsup_{m \rightarrow \infty} \|\mu_{n+m} \dots \mu_n\| \leq \limsup_{m \rightarrow \infty} (\|\mu_{n+m}\| + \dots + \|\mu_n\|) \leq 2^{2-n}. \end{aligned}$$

При этом  $\lambda_n = \lambda_{n+1} \mu_n$ , так что

$$\sup_{t \in [0,1]} |y_n(\lambda_n^{-1} t) - y_{n+1}(\lambda_{n+1}^{-1} t)| = \sup_{t \in [0,1]} |y_n(\lambda_n^{-1} t) - y_{n+1}(\mu_n \lambda_n^{-1} t)| \leq 2^{-n}.$$

Функции  $y_n \circ \lambda_n^{-1}$ , как отсюда следует, равномерно сходятся к некоторой функции  $x \in D$ ; но это и означает, что  $d_0(y_n, x) \rightarrow 0$ .

Следующая теорема является аналогом теоремы Арцела-Асколи для пространства Скорохода.

**Теорема 5.6** *Множество  $A \subset D$  предкомпактно тогда и только тогда, когда оно ограничено и  $\lim_{\delta \rightarrow 0} \sup_{x \in A} w'_x(\delta) = 0$ .*

**Доказательство.** Докажем сначала достаточность данных условий предкомпактности. Так как множество  $A$  ограничено по метрике  $d_0$ , то  $L := \sup_{x \in A} \sup_{t \in [0,1]} |x(t)| < \infty$ . Зададим  $\varepsilon > 0$  и найдем в  $[-L, L]$  конечную  $\varepsilon$ -сеть  $H$ . Далее, пусть  $k \in \mathbb{N}$  таково, что  $k > \varepsilon^{-1} + 1$  и  $w'_x(k^{-1}) < \varepsilon$ ,  $x \in A$ . Пусть  $B \subset D$  — множество функций, постоянных на полуинтервалах вида  $[(l-1)/k^2, l/k^2)$ , и принимающих значения в  $H$ ; тогда  $B$  конечно.

Возьмем функцию  $x \in A$  и такое разбиение  $T = \{t_0 < \dots < t_r\}$  ширины, большей  $k^{-1}$ , что  $w_x[t_{i-1}, t_i] < \varepsilon$ . Найдем такие целые  $u_i$ , что

$$\frac{u_i}{k^2} \leq t_i < \frac{u_i + 1}{k^2}, \quad 0 \leq i < r.$$

Эти числа попарно различны (потому что отрезок длины  $1/k^2$  не может содержать более одной точки вида  $q/k$ ,  $q \in \mathbb{Z}$ ). Поэтому можно построить функцию  $\lambda \in \Lambda$ , которая удовлетворяет соотношениям

$$\lambda \frac{u_i}{k^2} = t_i, \quad 0 \leq i < r,$$

и линейна на промежутках между соседними из этих точек. Оценим  $\|\lambda\|$ . Очевидно, экстремумы функции  $(s, t) \rightarrow (\lambda t - \lambda s)/(t - s)$  достигаются, когда  $s, t$  имеют вид  $u_i/k^2$ ,  $0 \leq i \leq r$  (здесь  $u_r := k^2$ ). Имеем

$$\begin{aligned} \left( \lambda \frac{u_i}{k^2} - \lambda \frac{u_{i+1}}{k^2} \right) \left( \frac{u_i}{k^2} - \frac{u_{i+1}}{k^2} \right)^{-1} &= k^2 \frac{t_{i+1} - t_i}{u_{i+1} - u_i} \leq \\ &\leq \frac{u_{i+1} - u_i + 1}{u_{i+1} - u_i} \leq 1 + \frac{1}{k-1} < 1 + \varepsilon, \end{aligned}$$

где мы учли соотношения между точками  $t_i$  и  $u_i/k^2$ , а также то, что  $u_{i+1}/k^2 - u_i/k^2 \geq t_{i+1} - t_i - k^{-2} \geq k^{-1} - k^{-2}$ . Сходное рассуждение ведет к оценке

$$\begin{aligned} \left( \lambda \frac{u_i}{k^2} - \lambda \frac{u_{i+1}}{k^2} \right) \left( \frac{u_i}{k^2} - \frac{u_{i+1}}{k^2} \right)^{-1} &= k^2 \frac{t_{i+1} - t_i}{u_{i+1} - u_i} \geq \\ &\geq 1 - \frac{1}{k-1} \geq 1 - \varepsilon. \end{aligned}$$

Итак,  $\|\lambda\| \leq \varepsilon - \ln(1 - \varepsilon)$ . По функции  $x$  найдем функцию  $y \in B$  так, чтобы

$$|x(t_{i-1}) - y(\lambda^{-1}t_{i-1})| \leq \varepsilon, \quad i = 1, \dots, r.$$

Тогда в произвольной точке  $t \in [t_{i-1}, t_i)$  справедливо неравенство

$$|x(t) - y(\lambda^{-1}t)| \leq \varepsilon + |x(t_{i-1}) - y(\lambda^{-1}t_{i-1})| \leq 2\varepsilon.$$

Итак,  $B$  является конечной  $(3\varepsilon - \ln(1 - \varepsilon))$ -сетью для множества  $A$ . Достаточность установлена.

Проверим необходимость условий. Можно сразу считать, что  $A$  замкнуто и потому компактно. Докажем, что для любых  $x \in A, \delta > 0, \varepsilon > 0$  найдется такое  $\eta > 0$ , что для каждой функции  $y$ , принадлежащей  $\eta$ -окрестности точки  $x$ , выполняется неравенство

$$w'_y(\delta) < w'_x(\delta) + \varepsilon.$$

В самом деле, по определению величины  $w'_x(\delta)$  можно найти такое разбиение  $T = \{t_0 < \dots < t_r = 1\}$ , что  $b(T) > \delta$  и

$$w_x[t_{i-1}, t_i] < w'_x(\delta) + \frac{\varepsilon}{2}.$$

Найдем такое положительное  $\eta$ , что

$$e^\eta - 1 < \frac{\varepsilon}{4}, \quad e^\eta - 1 < \frac{1}{2} \min_{1 \leq i \leq r} (t_i - t_{i-1} - \delta).$$

Пусть  $d_0(x, y) < \eta$ . Тогда есть  $\lambda \in \Lambda$ , для которой  $\|\lambda\| < \eta$  и  $\|x - y \circ \lambda\|_\infty < \lambda$ . Положим  $s_i = \lambda^{-1}t_i$ , тогда  $s_i - s_{i-1} > t_i - t_{i-1} - 2(e^\eta - 1) > \delta$  в силу леммы 5.4 и выбора  $\eta$ . Теперь, если  $u, v \in [s_{i-1}, s_i)$ , то

$$|y(u) - y(v)| \leq 2\eta + |x(\lambda^{-1}u) - x(\lambda^{-1}v)| \leq \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} + w'_x(\delta).$$

Вспомогательное утверждение доказано.

Мы доказали, что при каждом  $\varepsilon > 0$  множества  $\{x \in D : w'_x(\delta) < \varepsilon, \delta > 0\}$  открыты. Так как они при этом вложены и образуют покрытие компакта  $A$ , то  $A$  содержится в одном из них, т.е. при некотором  $\delta > 0$   $\sup_{x \in A} w'_x(\delta) < \varepsilon$ . Для доказательства теоремы остается заметить, что компактное множество ограничено.  $\square$

**Теорема 5.7** *Пространство  $D[0, 1]$  сепарабельно.*

**Доказательство.** В качестве счетного множества, всюду плотного в  $D[0, 1]$ , можно взять множество кусочно-постоянных функций с разрывами в конечном числе рациональных точек, принимающих рациональные значения.  $\square$

## 6 Случайные элементы в $D[0, 1]$ .

Цель данной лекции – построение для случайных процессов с траекториями, непрерывными справа и имеющими пределы слева, теории сходимости по распределению, аналогичной построенной ранее для процессов с непрерывными траекториями.

**Теорема 6.1**  *$X$  – случайный элемент в пространстве  $(D, d_0)$  тогда и только тогда, когда  $X = \{X(t), t \in [0, 1]\}$  процесс с траекториями, непрерывными справа и имеющими пределы слева.*

**Доказательство.** Пусть  $X$  – случайный элемент в пространстве  $(D, d_0)$ . Требуется доказать, что  $X(t)$  – случайная величина, если  $t \in [0, 1]$ . Отображение, ставящее функции  $x \in D$  в соответствие ее значение  $x(t)$ , при  $t < 1$  уже не является непрерывным, однако оно является борелевским. В самом деле, для любой  $x \in D$

$$x(t) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{1}{\varepsilon} \int_t^{t+\varepsilon} x(s) ds.$$

Пусть  $d_0(x_n, x) \rightarrow 0$ ,  $n \rightarrow \infty$ , для некоторой последовательности  $x_n, n \in \mathbb{N}$ . Тогда в точках непрерывности  $x$  имеем  $x_n(t) \rightarrow x(t)$  (так как композиция непрерывных функций непрерывна), и последовательность  $\|x_n\|_\infty$  ограничена, поэтому сходимость  $\int_t^{t+\varepsilon} x_n(s) ds \rightarrow \int_t^{t+\varepsilon} x(s) ds$  вытекает из теоремы о мажорированной сходимости. Непрерывность отображения  $x \mapsto x(1)$  очевидна.

Докажем обратное утверждение. Достаточно проверить, что любой открытый шар  $B_x(r) \subset D[0, 1]$  с центром в точке  $x$  и радиусом  $r$  лежит в цилиндрической сигма-алгебре. Пусть  $\{t_1, t_2, \dots\}$  – все рациональные числа отрезка  $[0, 1]$ ,  $t_1 = 1$ . Для  $r > 0$  и  $\varepsilon \in (0, r)$  введем множества

$$A_k(\varepsilon) = \{y : \text{существует } \lambda \in \Lambda \text{ и } \max_{1 \leq i \leq k} |y(t_i) - x(\lambda t_i)| < r - \varepsilon\}.$$

Легко видеть, что  $B_x(r) \subset \cup_{\varepsilon \in (0, r)} \cap_k A_k(\varepsilon)$ . Обратно, пусть  $y \in \cap_k A_k(\varepsilon)$ . Тогда для каждого  $k \in \mathbb{N}$  можно найти соответствующее  $\lambda_k \in \Lambda$ .

Рассмотрим  $\{\lambda_k\}$  как последовательность функций распределения. Тогда из нее выделить подпоследовательность  $\{\lambda_{k_l}\}$ , сходящуюся к некоторой функции распределения  $\lambda$  ( $\lambda(0) = 0$ ,  $\lambda(1) = 1$ ) поточечно в точках непрерывности  $\lambda$ . Пусть  $s, t \in [0, 1]$  – такие точки непрерывности, тогда

$$\left| \ln \frac{\lambda t - \lambda s}{t - s} \right| = \lim_{l \rightarrow \infty} \left| \ln \frac{\lambda_{k_l} t - \lambda_{k_l} s}{t - s} \right| \leq r - \varepsilon.$$

Следовательно,  $\lambda \in \Lambda$  и  $\|\lambda\| \leq r - \varepsilon$ . Но тогда для каждого  $i \in \mathbb{N}$  имеем

$$\max\{|y(t_i) - x(\lambda t_i)|, |y(t_i) - \lim_{u \nearrow \lambda t_i} x(u)|\} \leq r - \varepsilon.$$

Таким образом,  $B_x(r) = \cup_{\varepsilon \in (0, r)} \cap_k A_k(\varepsilon)$ , а каждое из множеств в правой части лежит в цилиндрической сигма-алгебре.  $\square$

Доказательство следующей теоремы полностью повторяет доказательство теоремы 3.4.

**Теорема 6.2** Пусть  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность случайных элементов в  $D[0, 1]$ . Она плотна тогда и только тогда, когда выполнены следующие условия:

- 1) последовательность случайных величин  $\{\|X_n\|_\infty\}$  плотна;
- 2) для любого  $\tau > 0$  имеем

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} P(w'_{X_n}(\delta) \geq \tau) = 0.$$

Мы отдельно установим условия слабой сходимости распределений к процессу с непрерывными траекториями, так как далее нас будет интересовать именно этот случай.

**Теорема 6.3** Пусть  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность случайных элементов в  $D[0, 1]$ , а  $X$  — случайный процесс с непрерывными траекториями на  $[0, 1]$ , причем конечномерные распределения процессов  $X_n$  слабо сходятся к конечномерным распределениям процесса  $X$ . Пусть также выполнены следующие условия:

- 1) последовательность случайных величин  $\{X_n(0)\}$  плотна;
- 2) для любого  $\tau > 0$  имеем

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} P(w_{X_n}(\delta) \geq \tau) = 0.$$

Тогда  $X_n \rightarrow X$  по распределению, когда  $n \rightarrow \infty$ .

**Доказательство.** Проверим условия теоремы 6.2. Первое условие следует из того, что

$$\sup_{t \in [0, 1]} |X_n(t)| \leq |X_n(0)| + \frac{2}{\delta} w_{X_n}(\delta),$$

а второе — из оценки  $w'_x(\delta) \leq w_x(2\delta)$ ,  $x \in D$ , для доказательства которой достаточно взять такое разбиение  $T = \{t_0 < \dots < t_r = 1\}$  отрезка  $[0, 1]$ , что  $\delta < t_i - t_{i-1} \leq 2\delta$ ,  $1 \leq i \leq r(T)$ .

Итак, рассматриваемая последовательность случайных элементов плотна, и любой ее частный предел имеет такие же конечномерные распределения, как у  $X$ . Поэтому  $X_n \rightarrow X$  по распределению,  $n \rightarrow \infty$ .

Следующая теорема выводится из предыдущей точно так же, как теорема 3.5 из теоремы 3.4.

**Теорема 6.4** Пусть  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность случайных элементов в  $D[0, 1]$ , а  $X$  — случайный процесс с непрерывными траекториями на  $[0, 1]$ , причем конечномерные распределения процессов  $X_n$  слабо сходятся к конечномерным распределениям процесса  $X$ . Пусть также выполнены следующие условия:

- 1) последовательность случайных величин  $\{X_n(0)\}$  плотна;
- 2) для любого  $\tau > 0$  имеем

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{t \in [0,1]} \frac{1}{\delta} \mathbb{P} \left( \sup_{s \in [t, t+\delta], s \leq 1} |X_n(s) - X_n(t)| \geq \tau \right) = 0.$$

Тогда  $X_n \rightarrow X$  по распределению, когда  $n \rightarrow \infty$ .

## 7 Эмпирические процессы и критерий Колмогорова.

**Лемма 7.1** (лемма Морцица). Пусть случайные величины  $X_1, X_2, \dots$  таковы, что для некоторых  $C > 0, \alpha > 1, \gamma \geq 1$  и всех  $k, n \in \mathbb{N}$  верна оценка

$$\mathbb{E}|X_{k+1} + \dots + X_{k+n}|^\gamma \leq Cn^\alpha.$$

Тогда для всех  $n \in \mathbb{N}$

$$\mathbb{E} \max_{k \leq n} |X_1 + \dots + X_k|^\gamma \leq ACn^\alpha,$$

где  $A = A(\alpha, \gamma)$  — некоторая функция (она может быть явно указана).

**Доказательство.** Обозначим

$$S_r = X_1 + \dots + X_r, \quad M_r = \max_{k \leq r} |S_k|, \quad \widetilde{M}_r = \max_{k \leq r} |X_{r+1} + \dots + X_{r+k}| = \max_{k \leq r} |S_{r+k} - S_r|.$$

Сначала докажем утверждение для  $n = 2^m$ , где  $m \geq 0$  целое. Индукция по  $m$ . При  $m = 0$  утверждение выполняется с любым  $A \geq 1$ . Пусть оно верно для  $n = 2^m$ ; докажем для  $n = 2^{m+1}$ . Имеем

$$M_n \leq \max\{M_{n/2}, |S_{n/2}| + \widetilde{M}_{n/2}\} \leq |S_{n/2}| + \left(M_{n/2}^\gamma + \widetilde{M}_{n/2}^\gamma\right)^{1/\gamma}.$$

Применяя эту оценку, неравенство Минковского (т.е. неравенство треугольника в  $L^\gamma(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ), условие леммы и предположение индукции, получаем, что

$$\begin{aligned} \mathbb{E}M_n^\gamma &\leq \left( (\mathbb{E}|S_{n/2}|^\gamma)^{1/\gamma} + (\mathbb{E}M_{n/2}^\gamma + \mathbb{E}\widetilde{M}_{n/2}^\gamma)^{1/\gamma} \right)^\gamma \leq \\ &\leq \left( (C(n/2)^\alpha)^{1/\gamma} + (2AC(n/2)^\alpha)^{1/\gamma} \right)^\gamma = C \left( 2^{-\alpha/\gamma} + 2^{(1-\alpha)/\gamma} A^{1/\gamma} \right)^\gamma n^\alpha. \end{aligned}$$

Последнее выражение окажется меньше  $ACn^\alpha$ , если  $A$  выбрано из условия

$$2^{-\alpha/\gamma} + 2^{(1-\alpha)/\gamma} A^{1/\gamma} \leq A^{1/\gamma}$$

но это неравенство выполняется для всех  $A$ , больших некоторого фиксированного зависящего от  $\alpha$  и  $\gamma$  значения (именно здесь важно, что  $\alpha > 1$ ).

Теперь пусть  $n$  не является степенью двух. Найдем такое  $m \in \mathbb{N}$ , что  $2^m \leq n \leq 2^{m+1}$ . Тогда

$$\mathbb{E}M_n^\gamma \leq \mathbb{E}M_{2^{m+1}}^\gamma \leq AC(2^{m+1})^\alpha \leq 2^\alpha ACn^\alpha,$$

так что остается домножить константу  $A$  на  $2^\alpha$ .  $\square$

Пусть случайные величины  $X_1, \dots, X_n$  независимы и имеют одну и ту же функцию распределения  $F$ . Напомним, что эмпирическая функция распределения данной выборки  $F_n$  определяется равенством  $F_n(t) = n^{-1} \sum_{i=1}^n I\{X_i \leq t\}$ ,  $t \in \mathbb{R}$ .

**Определение 7.2** *Эмпирический процесс* (данной выборки) — это случайный процесс  $Z_n$  (на  $\mathbb{R}$ ), для которого

$$Z_n(t) = \sqrt{n}(F_n(t) - F(t)), t \in \mathbb{R}.$$

Если случайные величины имеют равномерное распределение на  $[0, 1]$ , то эмпирический процесс равен нулю для всех  $t \notin [0, 1]$ , и можно рассматривать его только на этом отрезке. Очевидно, в этом случае все траектории  $Z_n$  лежат в  $D[0, 1]$ . По теореме 6.1 это означает, что  $Z_n$  при каждом  $n$  есть случайный элемент в указанном пространстве.

**Определение 7.3** *Броуновский мост* — это случайный процесс  $B^0(t) = W_t - tW_1$ ,  $t \in [0, 1]$ , где  $W$  — винеровский процесс.

**Теорема 7.4** Пусть случайные величины  $X_1, \dots, X_n$  независимы и имеют равномерное распределение на  $[0, 1]$ . Тогда  $Z_n \rightarrow B^0$  по распределению в пространстве Скорохода, при  $n \rightarrow \infty$ .

**Доказательство.** Пользуемся теоремой 6.4. Надо доказать сходимость конечномерных распределений и то, что для любого  $\varepsilon > 0$  выполняются условия

$\{Z_n(0)\}$  плотны,

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\delta} \sup_{t \in [0, 1]} \mathbf{P} \left( \sup_{s \in [t, t+\delta]} |Z_n(s) - Z_n(t)| > \varepsilon \right) = 0,$$

которые обеспечивают и плотность, и то, что предельное распределение сосредоточено на  $C[0, 1]$ . Для любых  $t_1, \dots, t_k \in [0, 1]$  вектор  $(Z_n(t_1), \dots, Z_n(t_k))$  является центрированной и нормированной суммой н.о.р. векторов с распределением как у  $(I\{X_1 \leq t_1\}, \dots, I\{X_1 \leq t_k\})$ . Матрица ковариаций этого вектора такая же, как у  $(B^0(t_1), \dots, B^0(t_k))$  (проверить!), поэтому сходимость конечномерных распределений вытекает из ЦПТ.

Первое условие плотности очевидно, т.к.  $Z_n(0) = 0$ . Для проверки второго зафиксируем  $\varepsilon > 0$  и  $\delta > 0$ .

**Лемма 7.5** Для любых  $s, t \in [0, 1]$ ,  $s < t$ , верна оценка

$$\mathbf{E}(Z_n(t) - Z_n(s))^4 \leq \frac{t-s}{n} + 6(t-s)^2.$$

**Доказательство.** Очевидно,  $Z_n(t) - Z_n(s) = n^{-1/2} \sum_{i=1}^n (\eta_i - \mathbf{E}\eta_i)$ , где случайные величины  $\eta_i$  независимы и принимают значения 1 с вероятностью  $p := t - s$  и 0 иначе. В силу независимости, раскрывая скобки, имеем

$$\mathbf{E} \left( \sum_{i=1}^n (\eta_i - \mathbf{E}\eta_i) \right)^4 = n\mathbf{E}(\eta_1 - p)^4 + n(n-1)C_4^2 \mathbf{E}(\eta_1 - p)^2 \mathbf{E}(\eta_1 - p)^2 \leq np + 6n^2 p^2$$

(все слагаемые, содержащие  $\eta_i - \mathbf{E}\eta_i$  в первой степени, равны нулю, а оценка  $\mathbf{E}(\eta - p)^4 \leq p$  проверяется непосредственно). Остается поделить на  $n^2$ .  $\square$

Заметим, что поскольку случайные величины  $X_i$  равномерно распределены на  $[0, 1]$ , то для любого отрезка  $[\alpha, \beta] \subset [0, 1]$  и любой точки  $s \in [\alpha, \beta]$  верны оценки

$$Z_n(s) \leq \sqrt{n}(F_n(\beta) - s) \leq Z_n(\beta) + \sqrt{n}(\beta - \alpha) \text{ и } Z_n(s) \geq \sqrt{n}(F_n(\alpha) - s) \geq Z_n(\alpha) + \sqrt{n}(\beta - \alpha).$$

С учетом этого для любого  $k \in \mathbb{N}$  и  $t \in [0, 1]$  имеем оценку

$$\sup_{u \in [t, t+\delta]} |Z_n(u) - Z_n(t)| \leq \max_{i:i/k \leq \delta} \left| Z_n\left(t + \frac{i}{k}\right) - Z_n(t) \right| + \frac{\sqrt{n}}{k}.$$

Напомним, что если отрезок  $[t, t+\delta]$  не помещается в  $[0, 1]$ , то мы, вообще говоря, рассматриваем только  $u \leq 1$ ; но можно и просто помнить, что при  $u > 1$  эмпирический процесс равен нулю.

Положим  $k = k(n) = [n^{2/3}]$ . Так как мы рассматриваем верхний предел при  $n \rightarrow \infty$ , то можно считать, что  $n$  настолько велико, чтобы  $\sqrt{n}/k(n) < \varepsilon/2$ . Тогда по неравенству Маркова

$$\begin{aligned} & \sup_{t \in [0, 1]} \mathbb{P} \left( \sup_{s \in [t, t+\delta]} |Z_n(s) - Z_n(t)| > \varepsilon \right) \leq \\ & \leq \sup_{t \in [0, 1]} \mathbb{P} \left( \max_{i:i/k \leq \delta} \left| Z_n\left(t + \frac{i}{k}\right) - Z_n(t) \right| > \varepsilon/2 \right) \leq \frac{16}{\varepsilon^4} \sup_{t \in [0, 1]} \mathbb{E} \max_{i:i/k \leq \delta} \left| Z_n\left(t + \frac{i}{k}\right) - Z_n(t) \right|^4. \end{aligned}$$

В силу леммы 7.5 и нашего выбора последовательности  $k(n)$ , для любых  $i, j$  ( $0 \leq i, j \leq \delta k$ ) имеем

$$\mathbb{E} \left( Z_n\left(t + \frac{i}{k}\right) - Z_n\left(t + \frac{j}{k}\right) \right)^4 \leq \frac{|j - i|}{nk} + 6 \frac{(j - i)^2}{k^2} \leq \frac{|j - i| + 6(j - i)^2}{k^2} \leq 7 \frac{(j - i)^2}{k^2}.$$

Следовательно, по лемме 7.1 (применяемой к величинам  $Z_n(t + i/k) - Z_n(t + (i - 1)/k)$ , которых всего не более чем  $\delta k$ )

$$\mathbb{E} \max_{i:i/k \leq \delta} \left| Z_n\left(t + \frac{i}{k}\right) - Z_n(t) \right|^4 \leq \frac{7}{k^2} A(2, 4) (\delta k)^2.$$

Последнее выражение не зависит от  $t$  и  $n$ . То, что получится после его деления на  $\delta$ , стремится к нулю при  $\delta \rightarrow 0$ .  $\square$

**Следствие 7.6** (критерий Колмогорова). Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — н.о.р. случайные величины с непрерывной функцией распределения. Если функция  $F$  является их функцией распределения, то  $\sup_{t \in \mathbb{R}} \sqrt{n} |F_n(t) - F(t)| \rightarrow \sup_{t \in [0, 1]} |B^0(t)|$  по распределению,  $n \rightarrow \infty$ . В противном случае указанные случайные величины стремятся по вероятности к бесконечности.

**Доказательство.** Если истинная функция распределения  $G$  не равна  $F$ , то для некоторого  $t$  имеем  $F(t) \neq G(t)$  и тогда

$$\sqrt{n}(F_n(t) - F(t)) = \sqrt{n}(F_n(t) - G(t)) + \sqrt{n}(G(t) - F(t)),$$

здесь первое слагаемое имеет предел по распределению в силу ЦПТ, а второе неслучайно и стремится к  $\pm\infty$  при  $n \rightarrow \infty$ .



Теперь пусть  $G = F$ . Так как  $F$  непрерывна, то случайные величины  $F(X_i) =: U_i$  равномерно распределены на  $[0, 1]$ . Далее, когда  $t \in \mathbb{R}$ , функция  $F(t)$  принимает все возможные значения из интервала  $(0, 1)$ . Следовательно,

$$\begin{aligned} \sup_{t \in \mathbb{R}} \sqrt{n} |F_n(t) - F(t)| &= \sup_{t \in \mathbb{R}} \sqrt{n} \left| n^{-1} \sum_{i=1}^n I\{F(X_i) \leq F(t)\} - F(t) \right| = \\ &= \sup_{u \in (0,1)} \sqrt{n} \left| n^{-1} \sum_{i=1}^n I\{U_i \leq u\} - u \right| = \sup_{u \in (0,1)} |Z_n(u)|, \end{aligned}$$

где  $Z_n$  — эмпирический процесс выборки  $U_1, \dots, U_n$ . Осталось заметить, что отображение  $x \mapsto \sup_{u \in (0,1)} |x(u)|$  непрерывно на  $D[0, 1]$ , и применить теорему о наследовании (теорема 2.2).  $\square$

## 8 Функциональный закон повторного логарифма (начало).

**Лемма 8.1** а) *Справедливо соотношение*

$$\int_x^\infty e^{-z^2/2} dz \sim \frac{1}{x} e^{-x^2/2}, \quad x \rightarrow +\infty,$$

причем левая часть не больше правой.

б) Для  $a, b \geq 0$  ( $b > a$ ) справедлива оценка

$$\int_a^b e^{-z^2/2} dz \geq \frac{1}{b} (e^{-a^2/2} - e^{-b^2/2}).$$

в) Пусть  $Z \sim N(0, \sigma^2)$ . Тогда для любых  $\alpha \in \mathbb{R}$  и  $\gamma > 0$

$$\mathbf{P}(\alpha - \gamma \leq Z \leq \alpha + \gamma) \geq \mathbf{P}(Z \in [|\alpha|, |\alpha| + \gamma]).$$

**Доказательство.** а)

$$\int_x^\infty e^{-z^2/2} dz = \int_x^\infty z^{-1} z e^{-z^2/2} dz = \frac{1}{x} e^{-x^2/2} - \int_x^\infty z^{-2} e^{-z^2/2} dz,$$

но последний интеграл допускает оценку

$$\int_x^\infty z^{-2} e^{-z^2/2} dz \leq \frac{1}{x^3} \int_x^\infty z e^{-z^2/2} dz = \frac{1}{x^3} e^{-x^2/2}.$$

б)

$$\int_a^b e^{-z^2/2} dz \geq b^{-1} \int_a^b z e^{-z^2/2} dz = \frac{1}{b} (e^{-a^2/2} - e^{-b^2/2}).$$

в) В силу симметричности распределения  $Z$  мы можем считать, что  $\alpha \geq 0$ . Но тогда  $[\alpha, \alpha + \gamma] \subset [\alpha - \gamma, \alpha + \gamma]$ .  $\square$

**Определение 8.2** Шар Штрассена  $K \subset C[0, 1]$  — это множество функций

$$K = \{x \in C[0, 1] : x(t) = \int_0^t h(s)ds, t \in [0, 1], \text{ где } h \in L^2[0, 1], \int_0^1 h^2(s)ds \leq 1\}.$$

Мы будем также использовать запись  $x(t) = \int_0^t \dot{x}(s)ds, t \in [0, 1]$ .

**Лемма 8.3** Шар Штрассена является компактом в  $C[0, 1]$ .

**Доказательство.** Для  $s, t \in [0, 1]$  ( $s < t$ ) имеем

$$|x(t) - x(s)| = \left| \int_0^1 \dot{x}(u)I\{s < u < t\}du \right| \leq \left( \int_0^1 \dot{x}^2(u)du \right)^{1/2} \sqrt{t-s} \leq \sqrt{t-s}, \quad (8.1)$$

что дает и ограниченность, и равностепенную непрерывность. Итак, по теореме Арцела-Асколи  $K$  предкомпактно. Чтобы доказать замкнутость, рассмотрим последовательность функций  $x_n \in K$ , сходящуюся в норме  $C[0, 1]$  к некоторой функции  $x \in C[0, 1]$ . Тогда функции  $\dot{x}_n, n \in \mathbb{N}$ , принадлежат единичному шару в пространстве  $L^2[0, 1]$ , и по теореме Банаха-Алаоглу можно извлечь подпоследовательность  $\{\dot{x}_{n_k}, k \in \mathbb{N}, \}$  слабо сходящуюся к некоторой функции  $h \in L^2[0, 1]$  с нормой, не большей 1. В силу слабой сходимости имеем, для каждого  $t \in [0, 1]$ ,

$$x_{n_k}(t) = \int_0^t \dot{x}_{n_k}(s)ds = \int_0^1 I\{s \leq t\}\dot{x}_{n_k}(s)ds \rightarrow \int_0^t h(s)ds, k \rightarrow \infty.$$

В то же время  $x_{n_k}(t) \rightarrow x(t), k \rightarrow \infty$ . Поэтому  $x \in K$  и  $\dot{x} = h$ .  $\square$

**Теорема 8.4** (функциональный закон повторного логарифма). Пусть  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  — винеровский процесс. Положим

$$\zeta_n(t) = \frac{W(nt)}{\sqrt{2n \ln \ln n}}, n > e.$$

Тогда с вероятностью единица последовательность случайных элементов  $\{\zeta_n, n \in \mathbb{N}\}$  предкомпактна, причем множество ее предельных точек совпадает с  $K$ .

**Доказательство.** Мы будем допускать для упрощения записи, что  $n > e$  может быть необязательно целым числом. Начнем со следующей леммы.

**Лемма 8.5** Для любого  $\varepsilon > 0$  существует такое  $m \in \mathbb{N}$ , что для каждого  $c > 1$  ряд  $\sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(w_{\zeta_{c^k}}(\frac{1}{2m}) \geq \varepsilon) < \infty$ .

**Доказательство.** Пусть  $Z \sim N(0, 1)$ . Используя однородность винеровского процесса, распределение его максимума и лемму 8.1, имеем

$$\mathbb{P}\left(w_{\zeta_{c^k}}\left(\frac{1}{2m}\right) \geq \varepsilon\right) \leq \sum_{j=1}^{2m} \mathbb{P}\left(\sup_{s \leq 1/(2m)} |\zeta_{c^k}\left(\frac{j-1}{2m} + s\right) - \zeta_{c^k}\left(\frac{j-1}{2m}\right)| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right) =$$

$$\begin{aligned}
2m\mathbb{P}\left(\sup_{s \leq 1/(2m)} \frac{|W_{sc^k}|}{\sqrt{2c^k \ln \ln c^k}} > \frac{\varepsilon}{2}\right) &= 8m\mathbb{P}\left(\frac{|W_{c^k/(2m)}|}{\sqrt{2c^k \ln \ln c^k}} > \frac{\varepsilon}{2}\right) = \\
&= 8m\mathbb{P}\left(Z \geq \frac{\varepsilon}{2}\sqrt{2m \cdot 2 \ln \ln c^k}\right) \leq 8m \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2}{2}m \ln \ln c^k\right\}.
\end{aligned}$$

Таким образом, ряд с данными слагаемыми сходится, если  $\varepsilon^2 m > 2$ .  $\square$

Как и в доказательстве обычного закона повторного логарифма, мы докажем два утверждения по отдельности: сначала убедимся, что последовательность  $\{\zeta_n\}$  с единичной вероятностью при больших  $n$  не удаляется далеко от множества  $K$  (верхняя оценка), а затем — что любая точка множества  $K$  является предельной.

Перейдем к доказательству верхней оценки. Зафиксируем  $\varepsilon > 0$  и возьмем  $m$  из леммы 8.5. Пусть  $r > 1$  — число, точное значение которого мы подберем позже.

Имеем

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(\zeta_n \notin K^{(\varepsilon)}) &\leq \mathbb{P}\left(2m \sum_{i=1}^{2m} \left(\zeta_n \left(\frac{i}{2m}\right) - \zeta_n \left(\frac{i-1}{2m}\right)\right)^2 > r^2\right) + \\
&+ \mathbb{P}\left(2m \sum_{i=1}^{2m} \left(\zeta_n \left(\frac{i}{2m}\right) - \zeta_n \left(\frac{i-1}{2m}\right)\right)^2 \leq r^2, \zeta_n \notin K^{(\varepsilon)}\right) =: R_1 + R_2.
\end{aligned}$$

Пусть случайная величина  $\varkappa_m$  имеет распределение хи-квадрат с  $2m$  степенями свободы. Тогда, в силу однородности и независимости приращений винеровского процесса,

$$R_1 = \mathbb{P}(\varkappa_m > 2r^2 \ln \ln n) = \frac{1}{\Gamma(m)} \int_{r^2 \ln \ln n}^{\infty} t^{m-1} e^{-t} dt \sim \frac{(r^2 \ln \ln n)^{m-1} e^{-r^2 \ln \ln n}}{\Gamma(m)}, \quad n \rightarrow \infty. \quad (8.2)$$

Построим случайный процесс  $\eta_n$ , который в точках вида  $i/(2m)$ ,  $0 \leq i \leq 2m$  совпадает с  $\zeta_n$ , а в промежутках между этими точками имеет линейные траектории. Заметим, что

$$R_2 \leq \mathbb{P}(r^{-1}\eta_n \in K, \zeta_n \notin K^{(\varepsilon)}) \leq \mathbb{P}(r^{-1}\eta_n \in K, \|r^{-1}\eta_n - \zeta_n\|_{\infty} \geq \varepsilon).$$

Введем случайную величину  $\tau$ , равную минимальному  $t \in [0, 1]$ , для которого  $|r^{-1}\eta_n(t) - \zeta_n(t)| = \varepsilon$ , полагая  $\tau = 2$ , если такого  $t$  не найдется. Обозначая  $F$  функцию распределения  $\tau$ , с помощью интегральной формулы полной вероятности имеем

$$R_2 \leq \int_0^1 \mathbb{P}(r^{-1}\eta_n \in K | \tau = t) dF_t = \int_0^1 \mathbb{P}(r^{-1}\eta_n \in K, |r^{-1}\eta_n(t) - \zeta_n(t)| = \varepsilon | \tau = t) dF_t.$$

Пусть  $i(t) = \inf\{i \in \mathbb{Z}_+ : i/(2m) \geq t\}$ . Если  $r^{-1}\eta_n \in K$ , то

$$\left| \eta_n \left(\frac{i(t)}{2m}\right) - \eta_n(t) \right| \leq \frac{r}{\sqrt{2m}}$$

согласно оценке (8.1). Заметим также, что  $|\eta_n(t)| \leq r$ . Увеличивая, если нужно,  $m$  и уменьшая  $r$ , добьемся того, чтобы  $\varepsilon/2 > r - 1 + r/\sqrt{2m}$ . Тогда

$$R_2 \leq \int_0^1 \mathbb{P}\left(\left| \eta_n \left(\frac{i(t)}{2m}\right) - \eta_n(t) \right| \leq \frac{r}{\sqrt{2m}}, |(r^{-1} - 1)\eta_n(t) + \eta_n(t) - \zeta_n(t)| = \varepsilon\right) dF_t$$

$$\begin{aligned}
&= \varepsilon | \tau = t ) dF_t \leq \int_0^1 \mathbf{P} \left( \left| \zeta_n \left( \frac{i(t)}{2m} \right) - \eta_n(t) \right| \leq \frac{r}{\sqrt{2m}}, |\eta_n(t) - \zeta_n(t)| \geq \varepsilon - (r-1) | \tau = t \right) dF_t \leq \\
&\leq \int_0^1 \mathbf{P} \left( \left| \zeta_n \left( \frac{i(t)}{2m} \right) - \zeta_n(t) \right| \geq \frac{\varepsilon}{2} | \tau = t \right) dF_t \leq \\
&\leq \int_0^1 \mathbf{P} \left( w_{\zeta_n} \left( \frac{1}{2m} \right) \geq \frac{\varepsilon}{2} | \tau = t \right) dF_t = \mathbf{P} \left( w_{\zeta_n} \left( \frac{1}{2m} \right) \geq \frac{\varepsilon}{2} \right).
\end{aligned}$$

Теперь пусть  $c > 1$ . Из леммы 8.5 и соотношения 8.2 вытекает, что  $\sum_{k=1}^{\infty} \mathbf{P}(\zeta_{c^k} \notin K^{(\varepsilon)}) < \infty$  и в силу леммы Бореля-Кантелли с вероятностью единица при достаточно больших  $k$  случайные функции  $\zeta_{c^k}$  не выходят из  $\varepsilon$ -окрестности  $k$ .

Далее,

$$\begin{aligned}
\sup_{n:c^{k-1} \leq n \leq c^k} \|\zeta_{c^k} - \zeta_n\|_{\infty} &= \sup_{n:c^{k-1} \leq n \leq c^k} \sup_{t \in [0,1]} \frac{|W(tc^k)|}{\sqrt{2c^k \ln \ln c^k}} \left| 1 - \sqrt{\frac{c^k \ln \ln c^k}{n \ln \ln n}} \right| + \\
&+ \sup_{n:c^{k-1} \leq n \leq c^k} \sup_{t \in [0,1]} \frac{|W(nt) - W(c^k t)|}{\sqrt{2n \ln \ln n}} =: R_3 + R_4.
\end{aligned}$$

Ввиду уже доказанного асимптотического соотношения имеем

$$\limsup_{k \rightarrow \infty} R_3 \leq (1 + \varepsilon) \limsup_{k \rightarrow \infty} \left| 1 - \sqrt{\frac{c^k \ln \ln c^k}{c^{k-1} \ln \ln c^{k-1}}} \right| = (1 + \varepsilon)(1 - c^{-1/2}).$$

Для оценки  $R_4$  заметим, что если  $x \in K^{(\varepsilon)}$ , то

$$w_x(\delta) \leq \sqrt{\delta} + 2\varepsilon.$$

Следовательно,

$$\begin{aligned}
\limsup_{k \rightarrow \infty} R_4 &\leq \limsup_{k \rightarrow \infty} \sqrt{c} \sup_{n:c^{k-1} \leq n \leq c^k} \sup_{t \in [0,1]} \left| \zeta_{c^k}(t) - \zeta_{c^k} \left( \frac{n}{c^k} t \right) \right| \leq \\
&\leq \sqrt{c} \limsup_{k \rightarrow \infty} w_{\zeta_{c^k}} \left( \frac{c-1}{c} \right) \leq \sqrt{c} \left( 2\varepsilon + \sqrt{\frac{c-1}{c}} \right).
\end{aligned}$$

Выбирая  $c > 1$  достаточно близким к 1, можно достичь того, чтобы  $\zeta_n \in K^{(3\varepsilon)}$  для всех достаточно больших  $n$ . Верхняя оценка доказана.

## 9 Функциональный закон повторного логарифма (окончание). Лемма о склейке.

Переходим к доказательству нижней оценки в функциональном законе повторного логарифма. Пусть  $x \in K_0$ , где множество  $K_0 \subset K$  счетно и всюду плотно в  $K$ , а  $\varepsilon > 0$ . Требуется проверить, что события  $\{\zeta_n \in \{x\}^{(\varepsilon)}\}$  происходят бесконечно часто с единичной вероятностью. Ясно, что можно ограничиться такими  $x \in K_0$ , что  $\rho := \int_0^1 \dot{x}^2(t) dt < 1$ .

Зафиксируем  $m \in \mathbb{N}$  и  $\delta \in (0, 1)$ . Введем события

$$A_n := \left\{ \left| \zeta_n \left( \frac{i}{m} \right) - \zeta_n \left( \frac{i-1}{m} \right) - x \left( \frac{i}{m} \right) + x \left( \frac{i-1}{m} \right) \right| < \delta, 1 < i \leq m \right\}.$$

Согласно лемме 8.1, обозначая  $Z \sim N(0, 1)$ , имеем

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_n) &= \prod_{i=2}^m \mathbb{P} \left( \frac{Z}{\sqrt{2m \ln \ln n}} \in \left[ \left| x \left( \frac{i}{m} \right) - x \left( \frac{i-1}{m} \right) \right|, \left| x \left( \frac{i}{m} \right) - x \left( \frac{i-1}{m} \right) \right| + \delta \right] \right) \geq \\ &\geq \prod_{i=2}^m \frac{1}{\left( \left| x \left( \frac{i}{m} \right) - x \left( \frac{i-1}{m} \right) \right| + \delta \right) \sqrt{4\pi m \ln \ln n}} \exp \left\{ - \left( x \left( \frac{i}{m} \right) - x \left( \frac{i-1}{m} \right) \right)^2 m \ln \ln n \right\} \cdot \\ &\quad \cdot \left( 1 - \exp \left\{ -m \ln \ln n \left( \delta^2 + 2 \left| x \left( \frac{i}{m} \right) - x \left( \frac{i-1}{m} \right) \right| \delta \right) \right\} \right). \end{aligned}$$

При достаточно больших  $n$  последняя скобка не менее  $1/2$ . В силу условия на функцию  $x$  показатель экспоненты перед последней скобкой по модулю не больше числа  $\rho \ln \ln n$ .

Возьмем теперь события  $B_k = A_{m^k}$ ,  $k \in \mathbb{N}$ . Они независимы и ряд  $\sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(B_k)$  расходится. Поэтому с единичной вероятностью данные события происходят бесконечно часто. С другой стороны, начиная с некоторого номера,  $\zeta_{m^k} \in K^{(\delta)}$ . Для  $t \in [0, 1]$  пусть  $j(t)$  — максимальное целое число, для которого  $j(t)/m \leq t$ . Тогда, учитывая оценку модуля непрерывности (8.1), имеем

$$\begin{aligned} |\zeta_{m^k}(t) - x(t)| &\leq |x(t) - x(j(t)/m)| + |\zeta_{m^k}(t) - \zeta_{m^k}(j(t)/m)| + |x(j(t)/m) - \zeta_{m^k}(j(t)/m)| \leq \\ &\leq 2\delta + \frac{2}{\sqrt{m}} + |x(1/m) - \zeta_{m^k}(1/m)| + \sum_{l=2}^m \left| \zeta_n \left( \frac{l}{m} \right) - \zeta_n \left( \frac{l-1}{m} \right) - x \left( \frac{l}{m} \right) + x \left( \frac{l-1}{m} \right) \right| \\ &\leq 4\delta + \frac{4}{\sqrt{m}} + \delta m. \end{aligned}$$

Выбирая  $m$  и  $\delta$  так, чтобы последнее выражение было меньше  $\varepsilon$ , и вспоминая, что  $K_0$  счетно, приходим к требуемому выводу.  $\square$

**Лемма 9.1** (лемма Беркеша-Филлипа о склейке). Пусть  $S_i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , — польские пространства, а  $(X, Y)$  и  $(R, T)$  — два случайных элемента со значениями соответственно в

$$(S_1 \times S_2, \mathcal{B}(S_1) \otimes \mathcal{B}(S_2)) \text{ и } (S_2 \times S_3, \mathcal{B}(S_2) \otimes \mathcal{B}(S_3)),$$

причем  $\text{Law}(Y) = \text{Law}(R)$ . Тогда существует вероятностное пространство, на котором заданы такие случайные элементы  $\zeta^1, \zeta^2$  и  $\zeta^3$ , что  $\zeta^i$  принимает значения в  $(S_i, \mathcal{B}(S_i))$  (при  $i = 1, 2, 3$ ), а также  $\text{Law}(\zeta^1, \zeta^2) = \text{Law}(X, Y)$  и  $\text{Law}(\zeta^2, \zeta^3) = \text{Law}(R, T)$ .

**Доказательство.** Пусть вначале  $X, Y$  и  $T$  принимают конечное число значений, т.е. существуют  $n \in \mathbb{N}$  и такие множества

$$L_1 = \{x_1, \dots, x_n\} \subset S_1, L_2 = \{y_1, \dots, y_n\} \subset S_2, L_3 = \{t_1, \dots, t_n\} \subset S_3,$$

что  $\mathbb{P}(X \in L_1, Y \in L_2) = \mathbb{P}(R \in L_2, T \in L_3) = 1$ . Можно считать, что в каждом из множеств  $L_i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , ровно  $n$  точек (если в каком-то из них точек меньше, то добавим необходимое их число, считая, что соответствующий случайный элемент принимает значения в этих добавленных точках с нулевой вероятностью). Мера  $\mu$  на множестве  $(S_1 \times S_2 \times S_3, \mathcal{B}(S_1) \otimes \mathcal{B}(S_2) \otimes \mathcal{B}(S_3))$  определим по формуле

$$\mu((x_i, y_j, t_k)) = \mathbb{P}(X = x_i | Y = y_j) \mathbb{P}(T = t_k | R = y_j) \mathbb{P}(Y = y_j), \quad i, j, k = 1, \dots, n,$$

и  $\mu((S_1 \times S_2 \times S_3) \setminus (L_1 \times L_2 \times L_3)) = 0$ . Условные вероятности мы понимаем в классическом смысле, т.е.  $\mathbb{P}(A_1 | A_2) = \mathbb{P}(A_1 A_2) / \mathbb{P}(A_2)$ , где  $A_1, A_2$  — события и  $0/0 = 0$ . Мера  $\mu$  вероятностная, поскольку все  $n^3$  точек вида  $(x_i, y_j, t_k)$  различны и

$$\sum_{i,j,k=1}^n \mu((x_i, y_j, t_k)) = \sum_{i,j=1}^n \mathbb{P}(X = x_i | Y = y_j) \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(T = t_k | R = y_j) \mathbb{P}(Y = y_j) = 1.$$

Рассмотрим вероятностное пространство, на котором задан случайный элемент  $(\zeta^1, \zeta^2, \zeta^3)$  с распределением  $\mu$ . Для произвольных множеств  $B_1 \in \mathcal{B}(S_1)$ ,  $B_2 \in \mathcal{B}(S_2)$  обозначим

$$J = \{1 \leq i, j, k \leq n : (x_i, y_j, t_k) \in B_1 \times B_2 \times S_3\}.$$

Тогда по определению меры  $\mu$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\zeta^1 \in B_1, \zeta^2 \in B_2) &= \sum_{i,j,k \in J} \mathbb{P}(X = x_i | Y = y_j) \mathbb{P}(T = t_k | R = y_j) \mathbb{P}(Y = y_j) \\ &= \sum' \mathbb{P}(X = x_i, Y = y_j) = \mathbb{P}(X \in B_1, Y \in B_2), \end{aligned}$$

где сумма  $\sum'$  берется по таким  $i, j \in \{1, \dots, n\}$ , что  $(x_i, y_j) \in B_1 \times B_2$ . Аналогично проверяется, что  $\text{Law}(\zeta^2, \zeta^3) = \text{Law}(R, T)$ .

Пусть теперь случайные элементы могут принимать бесконечное число значений. Так как  $S_1, S_2, S_3$  сепарабельны, то можно построить последовательность случайных элементов  $(X_n, Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$  (на том же вероятностном пространстве, что и  $(X, Y)$ ) так, чтобы при любом  $n \in \mathbb{N}$  элементы  $X_n$  и  $Y_n$  принимали конечное число значений и  $(X_n, Y_n) \rightarrow (X, Y)$  с вероятностью единица, когда  $n \rightarrow \infty$ . Так же строится последовательность  $(R_n, T_n)_{n \in \mathbb{N}}$  дискретных случайных элементов  $(R_n, T_n) \rightarrow (R, T)$  п.н.,  $n \rightarrow \infty$ . Их можно выбрать так, чтобы  $\text{Law}(Y_n) = \text{Law}(R_n)$ ,  $n \in \mathbb{N}$ .

По уже доказанной части леммы при каждом  $n \in \mathbb{N}$  существует такая вероятностная мера  $\mu_n$  на  $(S, \mathcal{B}) := (S_1 \times S_2 \times S_3, \mathcal{B}(S_1) \otimes \mathcal{B}(S_2) \otimes \mathcal{B}(S_3))$ , что

$$\mu_n(A \times S_3) = (\text{Law}(X_n, Y_n))(B_1 \times B_2) \quad \text{и} \quad \mu_n(S_1 \times C) = (\text{Law}(R_n, T_n))(B_2 \times B_3),$$

где  $A = B_1 \times B_2$  и  $C = B_2 \times B_3$ .

Возьмем  $\varepsilon > 0$ . По теореме Прохорова (теорема 2.6), точнее ее части, относящейся к необходимости условия плотности, существуют такие компакты  $K_i \subset S_i$ , где  $i = 1, 2, 3$ , что для каждого  $n \in \mathbb{N}$  выполняются оценки

$$\text{Law}(X_n)(S_1 \setminus K_1) < \varepsilon, \quad \text{Law}(Y_n)(S_2 \setminus K_2) < \varepsilon, \quad \text{Law}(T_n)(S_3 \setminus K_3) < \varepsilon.$$

Положим  $K = K_1 \times K_2 \times K_3$ . Тогда множество  $K$  есть компакт в  $(S, \mathcal{B})$ . Более того,

$$\mu_n((S_1 \times S_2 \times S_3) \setminus (K_1 \times K_2 \times K_3)) \leq 3\varepsilon.$$

Следовательно, последовательность мер  $(\mu_n)_{n \in \mathbb{N}}$  плотна. По теореме Прохорова она содержит подпоследовательность  $(\mu_{v})_{v \in \mathbb{N}}$ , слабо сходящуюся к пределу  $\mu$ . Построим на каком-нибудь подходящем вероятностном пространстве случайные элементы  $(\zeta^1, \zeta^2, \zeta^3)$  с совместным распределением  $\mu$ . Тогда для любой ограниченной непрерывной функции  $f : S_1 \times S_2 \rightarrow \mathbb{R}$

$$\mathbf{E}f(X_v, Y_v) = \int_{S_1 \times S_2 \times S_3} f(x, y) \mu_v(dx dy dt) \rightarrow \mathbf{E}f(\zeta^1, \zeta^2), \quad v \rightarrow \infty.$$

Таким образом,  $Law(\zeta^1, \zeta^2) = Law(X, Y)$ . Аналогично проверяем равенство  $Law(\zeta^2, \zeta^3) = Law(R, T)$ .  $\square$

## 10 Сильный принцип инвариантности (начало).

**Теорема 10.1** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, причем  $\mathbf{E}X_1 = 0$ ,  $\mathbf{E}X_2 = 1$  и  $\mathbf{E}|X_1|^3 = \beta_3 < \infty$ , а функция распределения  $X_1$  непрерывна. Тогда эту последовательность можно задать на другом вероятностном пространстве, на котором задан также винеровский процесс  $W = \{W(t), t \geq 0\}$ , причем для некоторого  $\varepsilon > 0$

$$S_n - W_n = O(n^{1/2-\varepsilon}) \text{ п.н., } n \rightarrow \infty,$$

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

Доказательству предпошлем следующую лемму, имеющую самостоятельное значение.

**Лемма 10.2** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, причем  $\mathbf{E}X_1 = 0$ ,  $\mathbf{E}X_2 = 1$  и  $\mathbf{E}|X_1|^3 = \beta_3 < \infty$ . Тогда существует такое  $C > 0$ , зависящее от  $\beta_3$ , что

$$\mathbf{E}|X_1 + \dots + X_n|^3 \leq Cn^{3/2} \text{ для любого } n \in \mathbb{N}.$$

**Доказательство.** Точно так же, как в доказательстве теоремы Морица, легко убедиться, что лемму достаточно получить для  $n = 2^k$ ,  $k \geq 0$ . Указанное утверждение будет проверять по индукции. При  $k = 0$  оно верно, если  $C \geq \beta_3$ . Пусть оно справедливо для всех  $k$ , не превосходящих данного; тогда, пользуясь неравенством

$$|x + y|^3 \leq |x|^3 + |y|^3 + 2(x^2|y| + |x|y^2),$$

справедливым для всех  $x, y \in \mathbb{R}$ , имеем

$$\mathbf{E}|X_1 + \dots + X_{2^{k+1}}|^3 \leq 2\mathbf{E}|X_1 + \dots + X_{2^k}|^3 + 4\mathbf{E}|X_1 + \dots + X_{2^k}|\mathbf{E}(X_1 + \dots + X_{2^k})^2.$$

Применяя предположение индукции и неравенство Ляпунова, получаем оценку

$$\mathbf{E}|X_1 + \dots + X_{2^{k+1}}|^3 \leq 2C \cdot 2^{3k/2} + 4 \cdot 2^{3k/2}.$$

Последнее выражение окажется меньше  $C \cdot 2^{3(k+1)/2}$ , если  $C > 2 + 2\sqrt{2}$ .  $\square$

Пусть  $\Phi$  — функция распределения стандартной нормальной случайной величины.

**Лемма 10.3** Пусть  $a_n, b_n, n \in \mathbb{N}$ , — две последовательности чисел, принадлежащих интервалу  $(0, 1)$ , причем выполнена одна из двух групп условий:

$$a_n \rightarrow 1, b_n \rightarrow 1, \frac{1 - a_n}{1 - b_n} \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty, \quad (10.1)$$

или

$$a_n \rightarrow 0, b_n \rightarrow 0, \frac{a_n}{b_n} \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty. \quad (10.2)$$

Тогда  $\Phi^{-1}(a_n)^2 - \Phi^{-1}(b_n)^2 \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$ .

**Доказательство.** Пусть выполнено (10.1). Можно считать, что  $a_n \leq b_n$  (если это не так, рассмотрим отдельно две соответствующие подпоследовательности). Обозначим  $x_n = \Phi^{-1}(a_n), y_n = \Phi^{-1}(b_n)$ . Тогда при достаточно больших  $n$  имеем  $0 < x_n \leq y_n$  и  $x_n \rightarrow \infty, y_n \rightarrow \infty$  при  $n \rightarrow \infty$ . В силу леммы 8.1, а) справедливо соотношение

$$\frac{1 - a_n}{1 - b_n} = \frac{\int_{x_n}^{\infty} e^{-t^2/2} dt}{\int_{y_n}^{\infty} e^{-t^2/2} dt} \sim \frac{y_n}{x_n} \exp \left\{ \frac{y_n^2 - x_n^2}{2} \right\}.$$

В последнем выражении оба множителя не меньше 1, а их произведение по условию стремится к 1. Значит, каждый из множителей стремится к единице, что и требовалось.

Доказательство леммы при условиях (10.2) получается, если перейти к последовательностям  $1 - a_n, 1 - b_n$  и заметить, что  $\Phi^{-1}(-t) = 1 - \Phi^{-1}(t), t \in (0, 1)$ .  $\square$

Начнем доказывать теорему. Пусть  $\alpha > 1$  — число, точное значение которого мы подберем позже. Разобьем множество  $\{1, 2, \dots\}$  на последовательные блоки  $\{H_1, H_2, \dots\}$  так, чтобы число точек в блоке  $H_k$  равнялось  $[k]^\alpha$ . Положим

$$N_k = \sum_{i=1}^k |H_i| \sim \frac{k^{\alpha+1}}{1 + \alpha}, \quad k \rightarrow \infty.$$

Введем обозначения

$$\xi_k = |H_k|^{-1/2} \sum_{i \in H_k} X_i, \quad F_k(x) = P(\xi_k \leq x) \quad \text{для } x \in \mathbb{R}.$$

Как следует из формулы свертки, функция  $F_k$  непрерывна. Поэтому можно ввести случайные величины

$$\eta_k = \Phi^{-1}(F_k(\xi_k)), \quad k \in \mathbb{N},$$

которые независимы и имеют стандартное нормальное распределение.

Далее  $C_1, C_2, \dots$  — положительные множители, не зависящие от переменной, по которой совершается предельный переход.

**Лемма 10.4** Пусть  $K \in (0, \alpha^2)$ . Тогда для всех достаточно больших  $k$  и любого  $x \in [-K\sqrt{\ln k}, K\sqrt{\ln k}]$  определена функция  $\Phi^{-1}(F_k(x))$  справедливо неравенство

$$|\Phi^{-1}(F_k(x)) - x| \leq C_1 k^{K^2/2 - \alpha/2}.$$



**Доказательство.** По теореме Берри-Эссеена справедлива оценка

$$|F_k(x) - \Phi(x)| \leq C_2 k^{-\alpha/2}, \quad x \in \mathbb{R}. \quad (10.3)$$

Другими словами, при  $|x| \leq K\sqrt{\ln k}$

$$F_k(x) \in [\Phi(x) - C_2 k^{-\alpha/2}, \Phi(x) + C_2 k^{-\alpha/2}] \subset [\Phi(-K\sqrt{\ln k}) - C_2 k^{-\alpha/2}, \Phi(K\sqrt{\ln k}) + C_2 k^{-\alpha/2}] =: I_k.$$

При  $k \rightarrow \infty$  согласно лемме 8.1, а), имеем

$$1 - \Phi(K\sqrt{\ln k}) = \Phi(-K\sqrt{\ln k}) \sim \frac{1}{K k^{K^2/2} \sqrt{2\pi \ln k}}, \quad k \rightarrow \infty.$$

Таким образом,

$$\frac{\Phi(K\sqrt{\ln k}) - C_2 k^{-\alpha/2}}{\Phi(K\sqrt{\ln k})} \rightarrow 1, \quad k \rightarrow \infty.$$

Прежде всего, это показывает, что функция  $\Phi^{-1}(F_k(x))$  при достаточно больших  $k$  определена. По лемме 10.3

$$\begin{aligned} & (\Phi^{-1}(\Phi(K\sqrt{\ln k}) \pm C_2 k^{-\alpha/2}))^2 - K^2 \ln k = \\ & \Phi^{-1}(\Phi(K\sqrt{\ln k}) \pm C_2 k^{-\alpha/2}) - (\Phi^{-1}(\Phi(K\sqrt{\ln k})))^2 \rightarrow 0, \quad k \rightarrow \infty. \end{aligned} \quad (10.4)$$

Теперь из формулы Лагранжа и формулы для производной обратной функции следует, что

$$|\Phi^{-1}(F_k(x)) - x| \leq |F_k(x) - \Phi(x)| \sup_{u \in I_k} \frac{d\Phi^{-1}(u)}{du} = \sqrt{2\pi} |F_k(x) - \Phi(x)| \sup_{u \in I_k} e^{(\Phi^{-1}(u))^2/2}.$$

В силу 10.3 и 10.4

$$|F_k(x) - \Phi(x)| \sup_{u \in I_k} e^{(\Phi^{-1}(u))^2/2} \leq C_3 k^{-\alpha/2} e^{K^2 \ln k/2}.$$

Лемма доказана.  $\square$

## 11 Сильный принцип инвариантности (окончание).

**Лемма 11.1** *Справедлива оценка*

$$\mathbb{E}(\xi_k - \eta_k)^2 \leq C_4 k^{-\alpha/12}.$$

**Доказательство.** Возьмем  $K$  так, чтобы  $K^2 = \alpha/2$ . В силу неравенств Гельдера и Минковского

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi_k - \eta_k)^2 &= \mathbb{E}(\xi_k - \eta_k)^2 I\{|\xi_k| \leq K\sqrt{\ln k}\} + \mathbb{E}(\xi_k - \eta_k)^2 I\{|\xi_k| > K\sqrt{\ln k}\} \leq \\ &\leq \mathbb{E}(\xi_k - \eta_k)^2 I\{|\xi_k| \leq K\sqrt{\ln k}\} + (\mathbb{E}|\xi_k - \eta_k|^3)^{2/3} \mathbb{P}(|\xi_k| > K\sqrt{\ln k})^{1/3} \leq \end{aligned}$$

$$\leq \mathbf{E}(\xi_k - \eta_k)^2 I\{|\xi_k| \leq K\sqrt{\ln k}\} + ((\mathbf{E}|\xi_k|^3)^{1/3} + (\mathbf{E}|\eta_k|^3)^{1/3})^2 \mathbf{P}(|\eta_k| > K\sqrt{\ln k})^{1/3} +$$

$$+ ((\mathbf{E}|\xi_k|^3)^{1/3} + (\mathbf{E}|\eta_k|^3)^{1/3})^2 |\mathbf{P}(|\eta_k| \leq K\sqrt{\ln k}) - \mathbf{P}(|\eta_k| \leq K\sqrt{\ln k})|^{1/3} =: R_1 + R_2 + R_3.$$

Здесь в последней оценке мы еще воспользовались неравенством  $x^{1/3} \leq |x - y|^{1/3} + y^{1/3}$ , при  $x, y \geq 0$ . Согласно лемме 10.4 имеем  $R_1 \leq C_5 k^{-\alpha/2+K^2/2} = C_5 k^{-\alpha/4}$ . В силу леммы 10.2, того, что  $\eta_k \sim N(0, 1)$ , и леммы 8.1, а) имеем

$$R_2 \leq C_6 \mathbf{P}(|\eta_k| \leq K\sqrt{\ln k})^{1/3} \leq C_7 e^{-K^2(\ln k)/6} = C_7 k^{-\alpha/12}.$$

Наконец, по тем же соображениям и теореме Берри-Эссеена  $R_3 \leq C_8 k^{-\alpha/6}$ . Лемма доказана.  $\square$

**Лемма 11.2** *Если параметр  $\alpha$  выбран достаточно большим, то существует  $\varepsilon_1 > 0$  такое, что*

$$S_{N_k} - \sum_{i=1}^k \sqrt{|H_i|} \eta_i = O(N_k^{1/2-\varepsilon_1}) \text{ н.н., } k \rightarrow \infty.$$

**Доказательство.** Очевидно,  $S_{N_k} - \sum_{i=1}^k \sqrt{|H_i|} \eta_i = \sum_{i=1}^k \sqrt{[i^\alpha]} (\xi_i - \eta_i)$ . Введем малое  $\mu > 0$ , точное значение которого подберем позже, и события

$$A_i = \{\sqrt{[i^\alpha]} |\xi_i - \eta_i| > i^{(\alpha-1)/2-\mu}\}, \quad i \in \mathbb{N}.$$

Согласно неравенству Маркова и лемме 11.1

$$\mathbf{P}(A_i) \leq \mathbf{P}(|\xi_i - \eta_i| > i^{-1/2-\mu}) \leq i^{1+2\mu} \mathbf{E}(\xi_i - \eta_i)^2 \leq C_4 i^{1+2\mu-\alpha/12}.$$

Теперь пусть  $\alpha$  и  $\mu$  таковы, что  $\alpha/12 - 2\mu - 1 > 1$ . Тогда ряд  $\sum_i \mathbf{P}(A_i)$  сходится, и по лемме Бореля-Кантелли оценка  $\sqrt{[i^\alpha]} |\xi_i - \eta_i| \leq i^{(\alpha-1)/2-\mu}$  выполняется для всех  $i$ , начиная с некоторого. Следовательно,

$$\sum_{i=1}^k \sqrt{[i^\alpha]} |\xi_i - \eta_i| \leq \tau \sum_{i=1}^k i^{(\alpha-1)/2-\mu} \leq \tau C_9 k^{(\alpha+1)/2-\mu}$$

где  $\tau$  — некоторая случайная величина. Остается вспомнить порядок роста последовательности  $N_k$ , и положить  $\varepsilon_1 = \mu$ .  $\square$

Вернемся к доказательству теоремы 10.1. Введем пространство  $\mathbb{R}^{\mathbb{N}}$  всех числовых последовательностей с метрикой

$$\rho_1(x, y) = \sum_{j=1}^{\infty} 2^{-j} \frac{|x_j - y_j|}{1 + |x_j - y_j|}, \quad x = \{x_j, j \in \mathbb{N}\}, \quad y = \{y_j, j \in \mathbb{N}\},$$

и пространство  $C(\mathbb{R}_+)$  всех непрерывных на  $[0, +\infty)$  числовых функций с метрикой

$$\rho_1(f, g) = \sum_{j=1}^{\infty} 2^{-j} \frac{\sup_{s \in [0, j]} |f(s) - g(s)|}{1 + \sup_{s \in [0, j]} |f(s) - g(s)|}, \quad f, g \in C(\mathbb{R}_+).$$

Легко видеть, что эти пространства – польские. Также просто проверяется (аналогично соответствующему утверждению для процессов с непрерывными на отрезке траекториями), что любая последовательность случайных величин (соответственно случайный процесс с непрерывными траекториями) задает случайный элемент в  $\mathbb{R}^{\mathbb{N}}$  (соответственно в  $C(\mathbb{R}_+)$ ).

Применим лемму о склейке (лемма 9.1) к польским пространствам

$$S_1 = \mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \quad S_2 = \mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \quad S_3 = C(\mathbb{R}_+)$$

и случайным элементам

$$X = \{X_j, j \in \mathbb{N}\}, \quad Y = \{\eta_k, k \in \mathbb{N}\}, \quad R = \left\{ \frac{W(N_k) - W(N_{k-1})}{\sqrt{|H_k|}}, k \in \mathbb{N} \right\}, \quad T = W,$$

где  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  – винеровский процесс. Это возможно, так как  $Y$  и  $R$  совпадают по распределению (последовательности независимых случайных величин). Указанная лемма позволяет построить все указанные случайные элементы на одном вероятностном пространстве так, чтобы совместное распределение последовательностей  $X$  и  $\eta$  сохранилось, но при этом

$$|H_k| \eta_k = W(N_k) - W(N_{k-1}), \quad k \in \mathbb{N}.$$

Но это вместе с леммой 11.2 и означает, что

$$S_{N_k} - W_{N_k} = O(N_k^{1/2-\varepsilon_1}), \quad k \rightarrow \infty. \quad (11.1)$$

Чтобы закончить доказательство теоремы, необходимо проверить, что изменение левой части на промежутках  $[N_k, N_{k+1}]$  не влияет на ее оценку, данную в правой части.

**Лемма 11.3** *Справедливы соотношения*

$$\begin{aligned} \max_{N_k \leq n \leq N_{k+1}} |S_n - S_{N_k}| &= O(N_k^{1/2-\varepsilon_2}) \text{ н.н.}, \\ \max_{N_k \leq t \leq N_{k+1}} |W_t - W_{N_k}| &= O(N_k^{1/2-\varepsilon_2}) \text{ н.н.}, \end{aligned}$$

при  $k \rightarrow \infty$ .

**Доказательство.** Пусть  $\mu > 0$  достаточно мало. По неравенству Маркова, лемме 10.2 и лемме Морица

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\max_{N_k \leq n \leq N_{k+1}} |S_n - S_{N_k}| > k^{(\alpha+1)(1/2-\mu)}\right) &\leq k^{3(\alpha+1)(1/2-\mu)} \mathbb{E} \max_{N_k \leq n \leq N_{k+1}} |S_n - S_{N_k}| \leq \\ &\leq C_{10} k^{3(\alpha+1)(1/2-\mu)} k^{3\alpha/2} = C_{10} k^{-3/2+3(\alpha+1)\mu}. \end{aligned}$$

Можно взять  $\mu$  так, чтобы ряд из оцениваемых вероятностей сходился. Тогда по лемме Бореля-Кантелли первое соотношение выполняется с  $\varepsilon_2 = \mu$ . Второе соотношение доказывается аналогично, только вместо леммы Морица следует учесть, что случайная величина  $\max_{N_k \leq t \leq N_{k+1}} (W_t - W_{N_k})$  распределена так же, как модуль случайной величины  $(W_{N_{k+1}} - W_{N_k}) \sim N(0, [k]^\alpha)$ .  $\square$

Пусть для  $n \in \mathbb{N}$  число  $k = k(n)$  таково, что  $N_{k(n)} \leq n < N_{k(n)+1}$ . Тогда в силу 11.1 и леммы 11.3

$$S_n - W_n = O(N_{k(n)}^{1/2-\varepsilon}),$$

где  $\varepsilon = \min\{\varepsilon_1, \varepsilon_2\}$ . Так как  $N_{k(n)} \leq C_{11}n$ , то из этого следует утверждение теоремы.  $\square$

**Замечание 11.4** Пусть  $S(t)$  — непрерывная случайная функция на  $\mathbb{R}_+$ , совпадающая в целых точках  $t = n$  со значениями последовательности  $S_0 = 0, S_1, S_2, \dots$  и линейная на отрезках вида  $[n, n + 1], n \in \mathbb{Z}_+$ . Тогда экстремумы этой функции на отрезке с целочисленными концами достигаются в целочисленных точках. Поэтому теорему 10.1 можно переформулировать, утверждая, что

$$S(t) - W(t) = O(t^{1/2-\varepsilon}), \text{ п.н. при } t \rightarrow \infty.$$

## 12 Приложения сильного принципа инвариантности.

Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, для которых выполняется сильный принцип инвариантности. Введем ту же последовательность  $\{W_n, n \in \mathbb{N}\}$  случайных элементов в  $C[0, 1]$ , которая фигурировала в лекции 4, и положим  $Z_n = W_n / \sqrt{2 \ln \ln n}, n \in \mathbb{N}$ .

**Лемма 12.1** Пусть  $\varphi : C[0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  — непрерывное отображение. Тогда последовательность  $\{\varphi(Z_n), n \in \mathbb{N}\} \subset C[0, 1]$  с вероятностью единица ограничена и множество ее предельных точек совпадает с множеством  $\varphi(K)$ , где  $K$  — шар Штрассена.

**Доказательство.** Можно считать, что наши случайные величины уже заданы на вероятностном пространстве, на котором задан винеровский процесс  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  и справедливо утверждение из Замечания 10.4. Тогда  $\|Z_n - \zeta_n\| \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ , где  $\zeta_n$  фигурирует в формулировке функционального закона повторного логарифма, а норма берется в  $C[0, 1]$ . Поэтому с вероятностью единица последовательность  $\{Z_n, n \in \mathbb{N}\}$  предкомпактна и множество ее предельных точек последовательности есть шар Штрассена.

В силу предкомпактности последовательность  $\varphi(Z_n)$  с вероятностью единица ограничена. При этом для любого  $n_0 \in \mathbb{N}$  замыкание множества  $\{Z_{n_0}, Z_{n_0+1}, \dots\}$  с вероятностью единица совпадает с  $K$ . Поэтому замыкание множества  $\{\varphi(Z_{n_0}), \varphi(Z_{n_0+1}), \dots\}$  совпадает с  $\varphi(K)$ .  $\square$

**Следствие 12.2** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, для которых выполняется сильный принцип инвариантности. Тогда

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n / \sqrt{2n \ln \ln n} = 1 \text{ п.н.}$$

**Доказательство.** Достаточно воспользоваться леммой 12.1, взяв в качестве функционала  $\varphi$  отображение  $\varphi(x) = x(1)$ . Очевидно,  $\sup_{x \in K} x(1) = 1$ .  $\square$

**Лемма 12.3** Пусть  $\mu > 0$  и функция  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  непрерывна на множестве  $[-1 - \mu, 1 + \mu]$ . Тогда

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(Z_n(i/n)) - \int_0^1 f(Z_n(t)) dt \rightarrow 0$$

с вероятностью единица, когда  $n \rightarrow \infty$ . Аналогичное соотношение имеет место при замене  $Z_n$  на  $\zeta_n$ .

**Доказательство.** Для любой непрерывной функции  $g : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  верна оценка

$$\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(i/n) - \int_0^1 g(t) dt \right| \leq w_g(1/n),$$

где  $w_g$  — модуль непрерывности функции  $g$  на отрезке  $[0, 1]$ . Поэтому разность в формулировке леммы не превосходит величины  $\sup_{s,t:|s-t|\leq 1/n} |f(Z_n(t)) - f(Z_n(s))|$ . Зафиксируем  $\varepsilon \in (0, \mu)$ . В силу функционального закона повторного логарифма с вероятностью единица при всех достаточно больших  $n$  функции  $Z_n$  принадлежат  $\varepsilon$  — окрестности  $K$ . Тогда  $|Z_n(t)| \leq 1 + \varepsilon$  при  $t \in [0, 1]$ , а из соотношения  $|s - t| \leq 1/n$  следует, что  $|Z_n(s) - Z_n(t)| \leq n^{-1/2} + 2\varepsilon$ . Следовательно, модуль разности в условии леммы не превосходит величины

$$\sup_{\alpha, \beta \in [-1-\mu, 1+\mu]: |\alpha-\beta| \leq n^{-1/2} + 2\varepsilon} |f(\alpha) - f(\beta)|,$$

но в силу непрерывности  $f$  эту величину можно сделать сколь угодно малой, выбирая  $\varepsilon$  и достаточно большое  $n$ .  $\square$

**Лемма 12.4** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, для которых выполняется сильный принцип инвариантности, а  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  — непрерывные функции. Тогда с вероятностью единица

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \int_0^1 f(Z_n(t))g(t)dt = \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(Z_n(i/n))g(i/n) = \sup_{x \in K} \int_0^1 f(x(t))g(t)dt.$$

**Доказательство.** Первое равенство следует из леммы 12.3, а второе — из леммы 12.1 и того, что отображение  $x \mapsto \int_0^1 f(x(t))g(t)dt$  непрерывно на  $C[0, 1]$ .  $\square$

**Следствие 12.5** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, для которых выполняется сильный принцип инвариантности,  $S_i = \sum_{j=1}^i X_j$  при  $i \in \mathbb{N}$ , а  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  — непрерывная функция. Тогда с вероятностью единица

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n \frac{g(i/n)S_i}{\sqrt{2n^3 \ln \ln n}} = \|G\|_{L^2[0,1]},$$

где функция  $G(t) = \int_t^1 g(u)du$ .

**Доказательство.** По лемме 12.4 достаточно найти  $\sup_{x \in K} \int_0^1 x(t)g(t)dt$ . Используя представление  $x(t) = \int_0^t h(s)ds$ , где  $h = \dot{x} \in L^2[0, 1]$ ,  $\|h\|_{L^2[0,1]} \leq 1$ , имеем

$$\int_0^1 x(t)g(t)dt = \iint_{0 \leq s \leq t \leq 1} h(s)g(t)ds dt = \langle h, G \rangle_{L^2[0,1]},$$

но максимум этой линейной формы, очевидно, достигается на функции  $h = G/\|G\|_{L^2[0,1]}$  и равен  $\|G\|_{L^2[0,1]}$ .  $\square$

**Следствие 12.6** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, для которых выполняется сильный принцип инвариантности,  $S_i = \sum_{j=1}^i X_j$  при  $i \in \mathbb{N}$ . Тогда с вероятностью единица

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n \frac{|S_i|}{\sqrt{2n^3 \ln \ln n}} = \frac{1}{\sqrt{3}}.$$

**Доказательство.** Задача сводится к нахождению  $\sup_{x \in K} \int_0^1 |x(t)| dt$ . Легко видеть, что максимум достаточно искать только по неотрицательным функциям  $x$  (замена функции  $x$  на ее модуль лишь меняет знак функции  $\dot{x}$  в некоторых точках отрезка). Но по вычислению, проведенному в предыдущем следствии,  $\sup_{x \in K} \int_0^1 x(t) dt = 1/\sqrt{3}$ .  $\square$

**Следствие 12.7** Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые одинаково распределенные случайные величины, для которых выполняется сильный принцип инвариантности,  $S_i = \sum_{j=1}^i X_j$  при  $i \in \mathbb{N}$ . Тогда с вероятностью единица

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n \frac{S_i^2}{2n^2 \ln \ln n} = \frac{4}{\pi^2}.$$

**Доказательство.** Задача сводится к нахождению  $\sup_{x \in K} \int_0^1 x^2(t) dt$ . Сохраняя те же обозначения, что в Следствии 11.5, имеем

$$\int_0^1 x^2(t) dt = \int_0^1 \int_0^t \int_0^t h(s)h(u) ds du dt = \int_0^1 \int_0^1 h(s)h(u)(1 - s \vee u) ds du = \langle Qh, h \rangle_{L^2[0,1]},$$

где линейный оператор  $Qh(s) = \int_0^1 h(u)(1 - s \vee u) du$ . Согласно теореме Гильберта-Шмидта максимум данной квадратичной формы совпадает с максимальным собственным значением интегрального оператора  $Q$ . Найдем его:

$$\begin{aligned} \int_0^1 h(u)(1 - s \vee u) du &= \lambda h(s), \\ (1 - s) \int_0^s h(u) du + \int_s^1 h(u)(1 - u) du &= \lambda h(s), \\ - \int_0^s h(u) du &= \lambda h'(s), \\ h(s) &= -\lambda h''(s). \end{aligned}$$

Следовательно,  $h(s) = C_1 \cos(s/\sqrt{\lambda}) + C_2 \sin(s/\sqrt{\lambda})$ . Из второго и третьего равенств вытекает, что  $h(1) = h'(0) = 0$ , поэтому  $C_2 = 0$  и  $\cos(1/\sqrt{\lambda}) = 0$ . Таким образом, собственные значения  $Q$  имеют вид  $(\pi/2 + \pi k)^{-2}$ ,  $k \in \mathbb{Z}_+$ .  $\square$

## 13 Задачи

1. Пусть  $\xi_n \sim N(a_n, \sigma_n^2)$ ,  $n \in \mathbb{N}$ . Доказать, что  $\xi_n \rightarrow \xi$  по распределению тогда и только тогда, когда  $a_n \rightarrow a$  и  $\sigma_n^2 \rightarrow \sigma^2$ ,  $n \rightarrow \infty$  (и тогда  $\xi \sim N(a, \sigma^2)$ ).
2. Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность  $k$ -мерных случайных векторов и  $\xi_n \sim N(a_n, B_n)$  (здесь  $a_n \in \mathbb{R}^k$  и  $B_n$  — симметричные неотрицательно определенные матрицы,  $n \in \mathbb{N}$ ). При каком условии на последовательности  $\{a_n\}$  и  $\{B_n\}$  она плотна?
3. Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$  — последовательность  $k$ -мерных случайных векторов, причем известно, что для любого  $v \in \mathbb{R}^k$  последовательность скалярных произведений  $(\xi_n, v)$  имеет предел по распределению. Следует ли из этого, что сама последовательность  $\{\xi_n\}$  сходится по распределению?
4. Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$  и  $\{\eta_n, n \in \mathbb{N}\}$  — две последовательности случайных элементов, принимающих значения в метрических пространствах  $S$  и  $T$  соответственно. Предположим, что  $\xi_n \rightarrow \xi$  и  $\eta_n \rightarrow \eta$  при  $n \rightarrow \infty$ , и что при каждом  $n \in \mathbb{N}$  случайные элементы  $\xi_n$  и  $\eta_n$  независимы. Доказать, что последовательность  $\{(\xi_n, \eta_n), n \in \mathbb{N}\}$  случайных элементов в  $S \times T$  имеет предел по распределению, и описать его.
5. Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — последовательность случайных величин, причем  $C := \sup_n \mathbb{E}|X_n|^\delta < \infty$  (при некотором  $\delta > 0$ ). Доказать, что последовательность их распределений плотна.
6. Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин со средним 0 и дисперсией 1. Найти предельное распределение последовательности  $n^{-1} \sum_{i=1}^n S_i^2$  при  $n \rightarrow \infty$  (здесь  $S_i = \sum_{j=1}^i X_j$ ,  $i \in \mathbb{N}$ ).
7. Найти расстояние в  $D[0, 1]$  между функциями  $I_{[1/2, 1]}$  и  $I_{[3/4, 1]}$ .
8. Пусть  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  — винеровский процесс. Найти

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\int_0^t s W(s) ds}{\sqrt{2t^5 \ln \ln t}}.$$

Пусть  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  — винеровский процесс. Найти

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\sup_{s \in [0, 1]} (1-s)W(s)}{\sqrt{2t \ln \ln t}}$$

(указание: максимумы можно переставлять).

9. Пусть  $W = \{W(t), t \geq 0\}$  — винеровский процесс. Найти

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{tW(t) + \int_0^t W(s) ds}{\sqrt{2t^3 \ln \ln t}}.$$

## Список литературы

- [1] П. Биллингсли. Сходимость вероятностных мер. М., Наука, 1977.
- [2] А.В. Булинский, А.П. Шашкин. Предельные теоремы для ассоциированных случайных полей и родственных систем. М., ФИЗМАТЛИТ, 2008.
- [3] А.Н. Колмогоров, С.В. Фомин. Элементы теории функций и функционального анализа. М., Наука, 1976.
- [4] А.Н. Ширяев. Вероятность. М., МЦНМО, 2007.
- [5] W. Strassen. An invariance principle for the law of the iterated logarithm. *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie und verwandte Gebiete*. 1964. V. 3. P. 211–226.