

# Конспект лекций по курсу «Теория вероятностей»

Лектор: канд. физ.-мат. наук Родионов Игорь Владимирович

Набор: Алексей Шепелев

## Содержание

1	Лекция от 10.02.2018	1
2	Лекция от 17.02.2018	4
3	Лекция от 03.03.2018	4
4	Лекция от 10.03.2018	4
5	Лекция от 17.03.2018	6
6	Лекция от 24.03.2018	10
7	Лекция от 31.03.2018	10
8	Лекция от 07.04.2018	14

## 1 Лекция от 10.02.2018

Будем обозначать вероятностное пространство как  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , где

1.  $\Omega$  — пространство элементарных исходов;
2.  $\mathcal{F}$  —  $\sigma$ -алгебра на  $\Omega$ ;
3.  $P$  — вероятностная,  $P : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ , причем

а)  $P(\Omega) = 1$ ;

б)  $P$  —  $\sigma$ -аддитивна, то есть  $\forall \{A_n\}_{n=1}^{+\infty} \in \mathcal{F}$ , причем  $A_n \cap A_m = \emptyset$  при  $n \neq m$ :

$$P\left(\bigsqcup_{n=1}^{+\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(A_n).$$

**Определение.** Последовательность  $\{A_n\}$  убывает к  $A$ , если  $\forall n : A_n \supseteq A_{n+1}$  и  $A = \bigcap_{n=1}^{+\infty} A_n$ . Последовательность  $\{A_n\}$  возрастает к  $A$ , если  $\forall n : A_n \subseteq A_{n+1}$  и  $A = \bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n$ .

**Теорема** (о непрерывности вероятностной меры). Пусть  $(\Omega, \mathcal{F})$  — измеримое пространство и на нем определена функция  $P : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ , удовлетворяющая следующим свойствам:  $P(\Omega) = 1$  и  $P$  — конечно аддитивная. Тогда следующие утверждения эквивалентны:

1.  $P$  — вероятностная мера;
2.  $\forall A \downarrow A : P(A_n) \rightarrow P(A)$  (непрерывность снизу);
3.  $\forall A \uparrow A : P(A_n) \rightarrow P(A)$  (непрерывность сверху);
4.  $\forall A \downarrow \emptyset : P(A_n) \rightarrow 0$  (непрерывность в нуле).

**Теорема** (Каратеодори). [б/д] Пусть  $\Omega$  — некоторое множество,  $\mathcal{A}$  —  $\sigma$ -алгебра на  $\Omega$  и  $P_\sigma$  — вероятностная мера на  $(\Omega, \mathcal{A})$ . Тогда существует единственная вероятностная мера на  $(\Omega, \sigma(\mathcal{A}))$ , являющаяся продолжением  $P_\sigma$ , то есть  $\forall A \in \mathcal{A} : P_\sigma(A) = P(A)$ .

Рассмотрим измеримое пространство  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$  и вероятностную меру  $P$  на нем.

**Определение.** Функция  $\mathcal{F}(x), x \in \mathbb{R}$ , заданная по правилу  $F(x) = P((-\infty, x])$  — функция распределения вероятностной меры  $P$ .

**Лемма** (свойство функции распределения). Пусть  $F(x)$  — функция распределения, тогда

1.  $F(x)$  не убывает;
2.  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1; \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ ;
3.  $F(x)$  непрерывна справа.

▲ Пусть  $y \geq x$ , тогда  $F(y) - F(x) = P((-\infty, y]) - P((-\infty, x]) = P((x, y]) \geq 0$ , следовательно,  $F(x)$  неубывает.

Пусть  $x_n \rightarrow -\infty$  при  $n \rightarrow +\infty$ , тогда  $(-\infty, x_n] \rightarrow \emptyset$ , следовательно,  $F(x_n) = P((-\infty, x_n]) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$  по теореме о непрерывности вероятностной меры.

Пусть  $x_n \rightarrow +\infty$  при  $n \rightarrow +\infty$ , тогда  $(-\infty, x_n] \rightarrow \mathbb{R}$ , следовательно,  $F(x_n) = P((-\infty, x_n]) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} P(\mathbb{R}) = 1$ .

Пусть  $x_n \downarrow x$ , тогда  $(-\infty, x_n] \downarrow (-\infty, x]$ , откуда по теореме о непрерывности вероятностной меры вытекает, что  $F(x_n) = P((-\infty, x_n]) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} P((-\infty, x]) = F(x)$ . ■

**Свойство 1.** Функция распределения имеет предел слева  $\forall x \in \mathbb{R}$ , при этом число точек разрыва не более, чем счетно.

▲ Пусть  $x_n \rightarrow x - 0$  — возрастающая последовательность, тогда  $F(x_n) = P((-\infty, x_n]) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} P((-\infty, x_n]) = F(x - 0)$ . Каждая точка разрыва — скачок функции распределения, каждому скачку сопоставим  $[F(x - 0), F(x)]$ , а этому отрезку в свою очередь сопоставим некую рациональную точку, которая лежит в  $(F(x - 0), F(x))$ . Следовательно каждому скачку мы сопоставили точку из  $\mathbb{Q}$ , а так как  $\mathbb{Q}$  счетно, то число разрывов не более, чем счетно. ■

**Определение.** Функция  $F(x)$ , которая удовлетворяет свойствам 1) – 3) из леммы, называется функцией распределения на  $\mathbb{R}$ .

**Теорема** (о взаимно однозначном соответствии между вероятностной мерой и функцией распределения на  $\mathbb{R}$ ). Пусть  $F(X)$  — функция распределения на  $\mathbb{R}$ , тогда существует единственная вероятностная мера  $P$  на  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$  такая, что  $F(x)$  является ее функцией распределения, то есть  $F(x) = P((-\infty, x])$ .

▲ Рассмотрим полукольцо  $S = \{(a, b]\}$  на  $\mathbb{R}$ . Определим  $\sigma$ -аддитивную вероятностную меру  $P((a, b]) = F(b) - F(a)$ , а по теореме  $P$  единственным образом продолжается на всю  $\sigma$ -алгебру  $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ . ■

## Классификация вероятностных мер и функций распределения на прямой

### ① Дискретное распределение

Пусть  $\mathcal{X} \subseteq \mathbb{R}$  не более, чем счетно.

**Определение.** Вероятностная мера  $P$  на  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ , удовлетворяющая свойству  $P(\mathbb{R} \setminus \mathcal{X}) = 0$ , называется дискретной вероятностной мерой на  $\mathcal{X}$ , ее функция распределения также называется дискретной.

Рассмотрим  $\mathcal{X} = \{x_k\}$ , положим  $p_k = P(\{x_k\})$ , тогда  $P(\mathcal{X}) = 1 = \sum_k P(x_k)$ .

**Определение.** Набор чисел  $\{p_k\}$  на  $\mathcal{X}$  называется распределением вероятностей на  $\mathcal{X}$ .

### ② Абсолютно непрерывное распределение

**Определение.** Пусть  $F(x)$  — функция распределения вероятностной меры  $P$  на  $\mathbb{R}$ , причем  $\forall x \in \mathbb{R}$  верно  $F(x) = \int_{-\infty}^x p(t) dt$ , где  $p(t) \geq 0$ , а  $\int_{-\infty}^{+\infty} p(t) dt = 1$ . Тогда  $P$  абсолютно непрерывна,  $F(x)$  также называется абсолютно непрерывной, а  $p(t)$  — плотность распределения  $F(x)$ . Причем  $p(t)$  определена однозначно, кроме множества меры нуль.

**Примеры:**

1. Равномерное распределение  $R[a, b]$

$$p(x) = \frac{1}{b-a} \cdot I(x \in [a, b]).$$

2. Нормальное (гауссовское) распределение  $N(a, \sigma^2)$

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot \exp \left[ -\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2} \right].$$

3. Экспоненциальное распределение  $\text{Exp}(\alpha)$  ‘

$$p(x) = \alpha e^{-\alpha x} \cdot I(x > 0).$$

4. Распределение Коши  $\text{Cauchy}(\theta)$

$$p(x) = \frac{\theta}{\pi(x^2 + \theta^2)}.$$

5. Гамма распределение  $\Gamma(\alpha, \gamma)$

$$p(x) = \frac{x^{\alpha-1} \gamma^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot e^{-\gamma x} \cdot I(x > 0).$$

**Определение.**  $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ , причем  $\forall n \in \mathbb{N} : \Gamma(n) = (n-1)!, \forall \lambda \in \mathbb{R} : \Gamma(\lambda \pm 1) = \lambda \Gamma(\lambda)$ , а  $\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}$ .

### ③ Сингулярные распределения

**Определение.** Пусть  $F(x)$  — функция распределения на  $\mathbb{R}$ . Точка  $x_0 \in \mathbb{R}$  называется точкой роста  $F(x)$ , если  $\forall \varepsilon > 0 : F(x_0 + \varepsilon) - F(x_0 - \varepsilon) > 0$ .

**Определение.** Функция распределения называется сингулярной, если она непрерывна и множество ее точек роста имеет Лебегову меру нуль. Например, функция Кантора.

**Теорема** (Лебега о функции распределения). [б/д] Пусть  $F(x)$  — функция распределения на  $\mathbb{R}$ . Тогда существуют единственные  $\alpha_1, \alpha_2$  и  $\alpha_3$ ,  $\alpha_i \geq 0, \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$  и функции распределения  $F_1(x), F_2(x)$  и  $F_3(x)$  такие, что  $F(x) = \alpha_1 F_1(x) + \alpha_2 F_2(x) + \alpha_3 F_3(x)$ , где  $F_1(x)$  — дискретная функция распределения,  $F_2(x)$  — абсолютно непрерывная, а  $F_3(x)$  — сингулярная.

## 2 Лекция от 17.02.2018

### Вероятностная мера в $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$

**Определение.**

### 3 Лекция от 03.03.2018

### 4 Лекция от 10.03.2018

**Свойство 2.** Если  $\xi = \eta$  почти наверное и  $E|\eta| < +\infty$ , то  $E|\xi| < +\infty$  и  $E\xi = E\eta$ .

▲ Пусть  $A = \{\xi \neq \eta\}$ , тогда  $I_A = 0$  почти наверное, следовательно  $\xi \cdot I_A = 0$  почти наверное и  $\eta \cdot I_A = 0$  почти наверное. Так как  $\xi = \xi \cdot I_A + \xi \cdot I_{\bar{A}}$ , то  $\xi = \xi \cdot I_A + \eta \cdot I_A$ , потому что на  $\bar{A}$  выполняется  $\xi = \eta$ . Из свойства 6 имеем  $E\xi = E(\xi \cdot I_A) + E(\eta \cdot I_A) = E(\eta \cdot I_A) + E(\eta \cdot I_A) = E\eta$ . ■

**Свойство 3.** Пусть  $\xi \geq 0$  и  $E\xi \geq 0$ , тогда  $\xi = 0$  почти наверное.

▲ Рассмотрим события  $A = \{\xi > 0\}$  и  $A_n = \{\xi > \frac{1}{n}\}$ , следовательно,  $A_n \uparrow A$ . Имеем  $P(A_n) = EI_{A_n}$ , так как  $n\xi > 1$  на  $A_n$ , то  $EI_{A_n} \leq E(n\xi \cdot I_A) \leq nE\xi = 0$ , значит,  $P(A) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(A_n)$ . ■

**Свойство 4.** Пусть  $E\xi$  и  $E\eta$  конечны,  $\forall A \in \mathcal{F} : E(\xi \cdot I_A) \leq E(\eta \cdot I_A)$ . Тогда  $\xi \leq \eta$  почти наверное.

▲ Рассмотрим событие  $B = \{\xi > \eta\}$ . Из условия и построения  $B$  получаем, что  $E(\eta \cdot I_B) \leq E(\xi \cdot I_B) \leq E(\eta \cdot I_B)$ , следовательно,  $E(\xi \cdot I_B) = E(\eta \cdot I_B)$ , значит  $E((\xi - \eta) \cdot I_B) = 0$ . Так как  $(\xi - \eta) \cdot I_B \geq 0$ , то по свойству 8  $(\xi - \eta) \cdot I_B = 0$  почти наверное, следовательно  $I_B = 0$  почти наверное, потому что  $\xi - \eta > 0$  на  $B$ . ■

**Теорема** (о математическом ожидании произвольной случайной величины). Пусть  $\xi \perp \eta$ , причем  $E\xi$  и  $E\eta$  конечны, тогда  $E\xi\eta$  конечно и  $E\xi\eta = E\xi \cdot E\eta$ .

▲ Пусть  $\xi$  и  $\eta$  — простые случайные величины, то есть  $\xi$  принимает значения  $\{x_1, \dots, x_n\}$ ,  $\eta$  принимает значения  $\{y_1, \dots, y_n\}$ . Тогда по линейности

$$\begin{aligned} E\xi\eta &= \sum_{k,j=1}^n x_k y_j P(\xi = x_k, \eta = y_j) = \sum_{k,j=1}^n x_k y_j P(\xi = x_k) \cdot P(\eta = y_j) = \\ &= \sum_{k=1}^n x_k P(\xi = x_k) \sum_{j=1}^n y_j P(\eta = y_j) = E\xi \cdot E\eta. \end{aligned}$$

Рассмотрим  $\xi_n \uparrow \xi$ ,  $\xi_n = \sum_{k=0}^{n \cdot 2^n - 1} \frac{k}{2^n} I\left(\frac{k}{2^n} \leq \xi \leq \frac{k+1}{2^n}\right) + nI(\xi > n)$ , следовательно,  $\xi_n = \varphi_n(\xi)$ , значит,  $\xi_n$  —  $\mathcal{F}_\xi$ -измеримая. Пусть  $\xi, \eta \geq 0$ . Существует последовательность  $\mathcal{F}_\xi$ -измеримых ( $\mathcal{F}_\eta$ -измеримых) простых неотрицательных простых функций  $\xi_n \uparrow \xi$  ( $\eta_n \uparrow \eta$ ). Так как  $\xi \perp \eta$ , то  $\xi_n = \varphi_n(\xi) \perp \varphi_n(\eta) = \eta_n$ . Следовательно,  $\xi_n \cdot \eta_n \uparrow \xi \cdot \eta$ , а по определению математического ожидания  $E\xi\eta = \lim_{n \rightarrow +\infty} E(\xi_n \eta_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} E\xi_n \cdot E\eta_n = E\xi \cdot E\eta$ .

Пусть теперь  $\xi$  и  $\eta$  — произвольные случайные величины.  $\xi^+$  и  $\xi^-$  — функции от  $\xi$ ,  $\eta^+$  и  $\eta^-$  — функции от  $\eta$ , следовательно,  $\xi^+ \perp \eta^+$  и  $\xi^- \perp \eta^-$ , отсюда  $(\xi\eta)^+ = \xi^+\eta^+ + \xi^-\eta^-$  значит,  $E(\xi\eta)^+ = E\xi^+\eta^+ + E\xi^-\eta^- = E\xi^+E\eta^+ + E\xi^-E\eta^-$ , аналогично  $E(\xi\eta)^- = E\xi^+\eta^- + E\xi^-\eta^+ = E\xi^+E\eta^- + E\xi^-E\eta^+$ . Осталось заметить, что  $E\xi\eta = E(\xi\eta)^+ - E(\xi\eta)^- = E\xi^+E\eta^+ + E\xi^-E\eta^- - E\xi^+E\eta^- - E\xi^-E\eta^+ = (E\xi^+ - E\xi^-)(E\eta^+ - E\eta^-) = E\xi + E\eta$ . ■

Пусть  $\xi = \sum_{i=1}^n x_i \cdot I(\xi = x_i)$  — простая случайная величина. Тогда  $Eg(\xi) = \sum_{i=1}^n g(x_i) \cdot P(\xi = x_i) = \sum_{i=1}^n g(x_i) \Delta F_\xi(x_i)$ , где  $\Delta F_\xi(x_i) = F_\xi(x_i) - F_\xi(x_i - 0)$ .

**Теорема** (о замене переменной в интеграле Лебега). [б/д] Пусть  $(\Omega, \mathcal{F})$  и  $(E, \mathcal{E})$  — два измеримых пространства и  $X = X(\omega) = \mathcal{F}|\mathcal{E}$ -измеримая функция со значениями в  $E$ , то есть  $\forall B \in \mathcal{E} : X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$ . Пусть  $P$  — вероятностная мера на  $(\Omega, \mathcal{F})$  и  $P_X$  — вероятностная мера на  $(E, \mathcal{E})$ , заданная по правилу  $P_X(A) = P(\omega : X(\omega) \in A)$  для  $A \in \mathcal{E}$ . Тогда для любой  $\mathcal{E}$ -измеримой функции  $g(x), x \in E$ , то есть  $\forall B \in \mathcal{E} : g^{-1}(B) \in E$ , верно,  $\int_A g(x) P_X(dx) = \int_{X^{-1}(A)} g(X(\omega)) P(d\omega)$ .

Пусть  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}(\mathbb{R}^n)$ , в таком случае вероятностная мера  $P_\xi$  однозначно восстанавливается по  $F_\xi$ , следовательно, по теореме  $Eg(\xi) = \int g(\xi) dP = \int g(x) P_\xi(dx) = \int g(x) dF_\xi(x)$ .

Пусть  $\xi$  — абсолютно непрерывная случайная величина с плотностью  $p_\xi(x)$ , тогда  $dF_\xi(x) = p_\xi(x) dx$ , следовательно  $Eg(x) = \int_{\mathbb{R}} g(x) p_\xi(x) dx$ .

## Прямое произведение вероятностных пространств и формула свертки

**Определение.** Пусть  $(\Omega_1, \mathcal{F}_1, P_1)$  и  $(\Omega_2, \mathcal{F}_2, P_2)$  — два вероятностных пространства. Тогда  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  — их прямое произведение, если

1.  $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2$ ;
2.  $\mathcal{F} = \mathcal{F}_1 \otimes \mathcal{F}_2$ , то есть  $\mathcal{F} = \sigma\{\{B_1 \times B_2\} | B_1 \in \mathcal{F}_1, B_2 \in \mathcal{F}_2\}$ ;
3.  $P = P_1 \otimes P_2$ , то есть  $P$  — продолжение вероятностной меры  $P_1 \times P_2$ , заданное на прямоугольнике  $B_1 \times B_2, B_1 \in \mathcal{F}_1, B_2 \in \mathcal{F}_2$  по правилу  $P(B_1 \times B_2) = P_1(B_1) \cdot P_2(B_2)$ . Так как  $\{B_1 \times B_2\}$  — полукольцо, то  $P$  существует и единственна по теореме Каратеодори.

**Теорема** (Фубини). [б/д] Пусть  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  — прямое произведение вероятностных пространств  $(\Omega_1, \mathcal{F}_1, P_1)$  и  $(\Omega_2, \mathcal{F}_2, P_2)$ . Пусть  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  такая, что  $\int_{\Omega} |\xi(\omega_1, \omega_2)| dP < +\infty$ . Тогда интегралы  $\int_{\Omega_1} \xi(\omega_1, \omega_2) P_1(d\omega_1)$  и  $\int_{\Omega_2} \xi(\omega_1, \omega_2) P_2(d\omega_2)$  определены почти наверное относительно  $P_2$  и  $P_1$  соответственно, являются измеримыми случайными величинами относительно  $\mathcal{F}_2$  и  $\mathcal{F}_1$  соответственно

$\int_{\Omega} \xi(\omega_1, \omega_2) dP = \int_{\Omega_2} \int_{\Omega_1} \xi(\omega_1, \omega_2) P_1(d\omega_1) P_2(d\omega_2) + \int_{\Omega_1} \int_{\Omega_2} \xi(\omega_1, \omega_2) P_2(d\omega_2) P_1(d\omega_1)$ . Из всего этого следует, что двойной интеграл равен повторному.

**Утверждение.** Пусть  $\xi \perp \eta$  — случайные величины, тогда  $(\mathbb{R}^2, \mathcal{B}(\mathbb{R}^2), P_{(\xi, \eta)}) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), P_{\xi}) \otimes (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), P_{\eta})$ .

▲ Достаточно проверить свойство прямого произведения:

1.  $\mathbb{R}^2 = \mathbb{R} \times \mathbb{R}$ ;
2.  $\mathcal{B}(\mathbb{R}^2) = \sigma(\mathcal{B}(\mathbb{R}) \times \mathcal{B}(\mathbb{R}))$  по определению борелевской  $\sigma$ -алгебры в  $\mathbb{R}^2$ ;
3.  $P_{(\xi, \eta)}(B_1 \times B_2) = P(\xi \in B_1, \eta \in B_2) = P(\xi \in B_1) \cdot P(\eta \in B_2) = P_{\xi}(B_1) \cdot P_{\eta}(B_2)$ . ■

## 5 Лекция от 17.03.2018

### Дисперсия и ковариация

**Определение.** Дисперсией случайной величины  $\xi$  называется  $D\xi = E(\xi - E\xi)^2$ , если  $E\xi < +\infty$ . Очевидно,  $D\xi \geq 0$ .

**Определение.** Ковариация двух случайных величин называется  $\text{cov}(\xi, \eta) = E((\xi - E\xi)(\eta - E\eta))$ . Легко заметить, что  $\text{cov}(\xi, \xi) = D\xi$ . Если  $\text{cov}(\xi, \eta) = 0$ , то случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  называются некоррелированными.

**Определение.** Величина  $\rho(\xi, \eta) = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi \cdot D\eta}}$  называется коэффициентом корреляции случайных величин  $\xi$  и  $\eta$  при условии, что  $D\xi$  и  $D\eta$  не равны нулю и конечны.

### Свойства ковариации и дисперсии

**Свойство 1** (Билинейность ковариации).  $\text{cov}(a\xi + b\zeta, \eta) = a \text{cov}(\xi, \eta) + b \text{cov}(\zeta, \eta)$

**Свойство 2.**  $\text{cov}(\xi, \eta) = E\xi\eta - E\xi \cdot E\eta \Rightarrow D\xi = E\xi^2 - (E\xi)^2$

▲  $\text{cov}(\xi, \eta) = E(\xi - E\xi)(\eta - E\eta) = E\xi\eta - E((E\xi) \cdot \eta) - E((E\eta) \cdot \xi) + E\xi \cdot E\eta = E\xi\eta - E\xi \cdot E\eta$  ■

**Свойство 3.** Пусть  $c \in \mathbb{R}$ , тогда  $D(c\xi) = c^2 D\xi$ ,  $D(\xi + c) = D\xi$ ,  $Dc = 0$ .

▲  $D(c\xi) = E c^2 \xi^2 - (E c \xi)^2 = c^2 E \xi^2 - c^2 (E \xi)^2 = c^2 D\xi$ ;  
 $D(c + \xi) = E(c + \xi - E(c + \xi))^2 = E(c + \xi - c - E\xi)^2 = D\xi$ ;  
 $Dc = E(c - E c)^2 = E(c - c)^2 = 0$ . ■

**Свойство 4** (Неравенство Коши-Буняковского).  $|E\xi\eta|^2 \leq E\xi^2 \cdot E\eta^2$

▲ Рассмотрим для  $\lambda \in \mathbb{R}$  функцию  $f(\lambda) = E(\xi - \lambda\eta)^2 \geq 0$ . Имеем  $f(\lambda) = E\xi^2 + 2\lambda E\xi\eta + \lambda^2 E\eta^2 \geq 0$ . Для выполнения неравенства дискриминант полученного многочлена должен быть меньше нуля:  $D = 4E\xi\eta - 4E\xi^2 E\eta^2 \leq 0$ , откуда следует неравенство. ■

**Свойство 5.**  $|\rho(\xi, \eta)| \leq 1$ , причем  $\rho(\xi, \eta) = \pm 1 \Leftrightarrow \xi = a\eta + b$  почти наверное.

▲ Рассмотрим случайные величины  $\xi_1 = \xi - E\xi$  и  $\eta_1 = \eta - E\eta$ , следовательно  $\rho(\xi, \eta) = \frac{E\xi_1\eta_1}{\sqrt{E\xi_1^2 \cdot E\eta_1^2}} \leq 1$  по неравенству Коши-Буняковского. Пусть  $|\rho(\xi, \eta)| = 1$ , тогда дискриминант  $D = 0$ , следовательно,  $\exists! \lambda_0 : f(\lambda_0) = 0$ , то есть  $E(\xi_1 + \lambda_0\eta_1)^2 = 0$ , отсюда  $(\xi_1 + \lambda_0\eta_1)^2 = 0$  почти наверное, а, значит, и  $\xi_1 + \lambda_0\eta_1 = 0$  почти наверное. Теперь можно заключить, что  $\xi = E\xi - \lambda_0(\eta - E\eta)$ . ■

**Свойство 6.** Если  $\xi \perp \eta$ , то  $\text{cov}(\xi, \eta) = 0$ , обратное неверное.

▲  $\text{cov}(\xi, \eta) = E\xi\eta - E\xi \cdot E\eta$ , но так как  $\xi \perp \eta$ , то  $E\xi\eta = E\xi \cdot E\eta$ , следовательно,  $\text{cov}(\xi, \eta) = 0$ . ■

**Лемма.** Пусть  $\xi_1, \dots, \xi_n$  — попарно некоррелированные случайные величины (например, независимые в совокупности),  $D\xi_1, \dots, D\xi_n < +\infty$ , тогда  $D(\xi_1, \dots, \xi_n) = D\xi_1 + \dots + D\xi_n$ .

▲

$$D\left(\sum_{i=1}^n \xi_i\right) = \text{cov}\left(\sum_{i=1}^n \xi_i, \sum_{j=1}^n \xi_j\right) = \sum_{i,j=1}^n \text{cov}(\xi_i, \xi_j).$$

По условию, если  $i \neq j$ , то  $\text{cov}(\xi_i, \xi_j) = 0$ , следовательно

$$D\left(\sum_{i=1}^n \xi_i\right) = \sum_{i=1}^n \text{cov}(\xi_i, \xi_i) = \sum_{i=1}^n D\xi_i.$$

■

## Многомерный случай

**Определение.** Пусть  $\vec{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_n)$  — случайный вектор, тогда его математическим ожиданием называется вектор из математических ожиданий его компонент, то есть  $E\vec{\xi} = (E\xi_1, \dots, E\xi_n)$ .

**Определение.** Матрицей ковариаций случайного вектора  $\vec{\xi}$  называется

$$\text{Var } \vec{\xi} = \begin{pmatrix} \text{cov}(\xi_1, \eta_1) & \cdots & \text{cov}(\xi_1, \eta_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(\xi_n, \eta_1) & \cdots & \text{cov}(\xi_n, \eta_n) \end{pmatrix} = \|\text{cov}(\xi_i, \eta_j)\|_{i,j=1}^n.$$



**Лемма.** Матрица ковариаций случайного вектора — симметрическая и неотрицательно определенная<sup>1</sup>.

▲ Матрица  $\text{Var } \vec{\xi} = \|\text{cov}(\xi_i, \xi_j)\|_{i,j=1}^n$  — симметрическая, так как  $r_{ij} \equiv \text{cov}(\xi_i, \xi_j) = \text{cov}(\xi_j, \xi_i) \equiv r_{ji}$ . Пусть  $\vec{x} \in \mathbb{R}^n$ , тогда

$$\begin{aligned} \vec{x}^T \text{Var } \vec{\xi} \vec{x} &= (\vec{x}, \text{Var } \vec{\xi} \vec{x}) = \sum_{i,j=1}^n \text{cov}(\xi_i, \xi_j) x_i x_j = \sum_{i,j=1}^n \text{cov}(x_i \xi_i, x_j \xi_j) = \\ &= \text{cov} \left( \sum_{i=1}^n x_i \xi_i, \sum_{j=1}^n x_j \xi_j \right) = \text{cov} \left( \sum_{i=1}^n x_i \xi_i, \sum_{i=1}^n x_i \xi_i \right) = D \left( \sum_{i=1}^n x_i \xi_i \right) \geq 0. \end{aligned}$$

■

## Неравенства

**Лемма** (Неравенство Маркова). Пусть  $\xi \geq 0$  — случайная величина,  $E\xi < +\infty$  (существует). Тогда  $\forall \varepsilon > 0 : P(\xi \geq \varepsilon) \leq \frac{E\xi}{\varepsilon}$ .

▲  $P(\xi \geq \varepsilon) = EI(\xi \geq \varepsilon)$ . На множестве  $\xi \geq \varepsilon$  случайная величина  $\frac{\xi}{\varepsilon} \geq 1$ , следовательно  $EI(\xi \geq \varepsilon) \leq E \left( \frac{\xi}{\varepsilon} \cdot I(\xi \geq \varepsilon) \right) \leq \frac{1}{\varepsilon} \cdot E\xi$ . ■

**Лемма** (Неравенство Чебышёва). Пусть  $\xi$  — случайная величина такая, что  $D\xi < +\infty$ , тогда  $\forall \varepsilon > 0 : P(|\xi - E\xi| \geq \varepsilon) \leq \frac{D\xi}{\varepsilon^2}$ .

▲  $P(|\xi - E\xi| \geq \varepsilon) = P(|\xi - E\xi|^2 \geq \varepsilon^2)$ . Из неравенства Маркова имеем, что  $P(|\xi - E\xi|^2 \geq \varepsilon^2) \leq \frac{E(\xi - E\xi)^2}{\varepsilon^2} = \frac{D\xi}{\varepsilon^2}$ . ■

**Лемма** (Неравенство Йенсена). Пусть  $g(x)$  — борелевская выпуклая вниз (вверх) функция и  $E\xi < +\infty$ . Тогда  $Eg(\xi) \geq g(E\xi)$  ( $Eg(\xi) \leq g(E\xi)$ ).

▲ Так как  $g(x)$  выпукла вниз, то  $\forall x_0 \in \mathbb{R} : g(x) \geq g(x_0) + \lambda(x_0)(x - x_0)$ . Положим  $x = \xi$  и  $x_0 = E\xi$ , тогда  $g(\xi) \geq g(E\xi) + \lambda(E\xi)(\xi - E\xi)$ , считая математическое ожидание от обеих частей неравенства, получаем  $Eg(\xi) \geq g(E\xi) + 0$ . ■

**Определение.** Пусть  $\xi$  и  $\{\xi_i\}_{i=1}^{+\infty}$  — случайные величины, тогда  $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$  сходится по вероятности, если  $\forall \varepsilon > 0 : P(\omega : |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| > \varepsilon) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow +\infty$ .

**Теорема** (Закон больших чисел в форме Чебышёва). Пусть  $\{\xi_1, \dots, \xi_n\}_{i=1}^{+\infty}$  — последовательность попарно некоррелированных случайных величин таких, что  $\forall n \in \mathbb{N} : D\xi_n \leq C$ . Обозначим  $S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$ , тогда  $\frac{S_n - ES_n}{n} \xrightarrow{P} 0$  при  $n \rightarrow +\infty$ .

<sup>1</sup>Матрица  $A$  неотрицательно определена, если  $\forall \vec{x} \in \mathbb{R}^n : \vec{x}^T A \vec{x} \geq 0$

▲ По неравенству Чебышёва  $P \left| \frac{S_n - ES_n}{n} \right| > \varepsilon \geq \frac{D(S_n - ES_n)}{n^2 \varepsilon^2}$ , по свойству дисперсии о сдвиге это равно  $\frac{DS_n}{n^2 \varepsilon^2}$ . Применяя лемму о дисперсии суммы, получаем  $\frac{\sum_{i=1}^n D\xi_i}{n^2 \varepsilon^2} \rightarrow 0$ . ■

**Следствие.** Пусть  $\{\xi_n\}_{i=1}^{+\infty}$  — независимые случайные величины такие, что  $\forall n \in \mathbb{N} : D\xi_n \leq C \wedge E\xi_n = a$ . Тогда  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} a$  при  $n \rightarrow +\infty$ .

## Условные математические ожидания (УМО)

Пусть  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  — вероятностное пространство;  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  — случайная величина;  $\mathcal{F}_\xi = \{\xi^{-1}(B), B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})\}$  —  $\sigma$ -алгебра, порожденная  $\xi$ . Если  $\mathcal{G}$  — под  $\sigma$ -алгебра  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{F}$ , то  $\xi$  называется  $\mathcal{G}$ -измеримой, если  $\mathcal{F}_\xi \subset \mathcal{G}$ .

**Определение.** Пусть  $\xi$  — случайная величина на  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ ,  $\mathcal{G}$  — под  $\sigma$ -алгебра  $\mathcal{F}$ . Условным математическим ожиданием случайной величины  $\xi$  относительно  $\mathcal{G}$  называется случайная величина  $E(\xi|\mathcal{G})$ , обладающая следующими свойствами:

1.  $E(\xi|\mathcal{G})$  является  $\sigma$ -измеримой случайной величиной;
2.  $\forall A \in \mathcal{G} : E(\xi \cdot I_A) = E(E(\xi|\mathcal{G}) \cdot I_A)$  или, что тоже самое,  $\int_A \xi dP = \int_A E(\xi|\mathcal{G}) dP$ .

Обозначаем  $E(\xi|\eta) \equiv E(\xi|\mathcal{F}_\eta)$ , если такая  $\eta$  существует.

**Определение.** Пусть  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  — вероятностное пространство. Функция множеств  $\nu : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$  — заряд (мера со знаком), если  $\nu$  —  $\sigma$ -аддитивна на  $\mathcal{F}$ , то есть  $\nu \left( \bigsqcup_{i=1}^{+\infty} A_i \right) = \sum_{i=1}^{+\infty} \nu(A_i)$  для  $\{A_i\}_{i=1}^{+\infty} \in \mathcal{F}$ , ряд в правой части сходится абсолютно и  $\sup_{A \in \mathcal{F}} |\nu(A)| < +\infty$ .

**Определение.** Заряд  $\nu$  называется абсолютно непрерывным относительно меры  $P$ , если  $\forall A \in \mathcal{F} : (P(A) = 0 \Rightarrow \nu(A) = 0)$ .

**Теорема (Радона-Никодима).** [б/д] Пусть  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  — вероятностное пространство,  $\nu$  — заряд на  $\mathcal{F}$ , абсолютно непрерывный относительно меры  $P$ . Тогда существует и единственна случайная величина  $\eta$  на  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  такая, что  $E\eta < +\infty$  и  $\nu(A) = \int_A \eta dP = E\eta \cdot I_A$ .

## 6 Лекция от 24.03.2018

**Лемма** (о существовании УМО). Пусть  $\xi$  — случайная величина с  $E|\xi| < +\infty$ . Тогда  $\forall \mathcal{G} \subset \mathcal{F}$  (под  $\sigma$ -алгебра) :  $E(\xi|\mathcal{G})$  существует и единственна почти наверное.

▲ Рассмотрим вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{G}, P)$ . Положим, что  $\forall A \in \mathcal{G} : Q(A) = \int_A \xi dP = E(\xi \cdot I_A)$ , следовательно,  $Q(A)$  — заряд на  $(\Omega, \mathcal{G}, P)$ , абсолютно непрерывный относительно меры  $P$ . Тогда по теореме Радона-Никодима существует и единственна почти наверное случайная величина  $\eta$  на  $(\Omega, \mathcal{G}, P)$  с  $E\eta < +\infty$  такая, что  $Q(A) = \int_A \eta dP$ . Значит,  $\eta$  — УМО. Действительно,  $\eta$   $\mathcal{G}$ -измерима и  $\forall A \in \mathcal{G} : \int_A \eta dP = \int_A \xi dP$ . ■

**Теорема.** Пусть  $\sigma$ -алгебра  $\mathcal{G}$  порождена разбиением  $\Omega \setminus \{D_n\}_{n=1}^{+\infty}$ , причем,  $P(D_n) > 0$ . Тогда, если  $E\xi < +\infty$ , то  $E(\xi|\mathcal{G}) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{E(\xi \cdot I(D_n))}{P(D_n)} \cdot I(D_n)$ .

▲ Пусть

## 7 Лекция от 31.03.2018

### Условные распределения

**Определение.** Величиной  $E(\xi|\eta = y)$  называется такая борелевская функция  $\varphi(y)$ , что  $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) : E(\xi \cdot I(\eta \in B)) = \int_B \varphi(y) P_\eta(dy)$ .

**Лемма.** Если  $E\xi$  существует, то  $E(\xi|\eta = y)$  существует и единственна почти наверное относительно  $P_\eta$ .

▲ Рассмотрим  $\psi(B) = E(\xi \cdot I(\eta \in B))$  — заряд на  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), P_\eta)$ , потому что  $\psi(B)$   $\sigma$ -аддитивна по свойству интеграла Лебега и конечна, так как  $E(\xi) < +\infty$ .  $\psi$  абсолютно непрерывна относительно  $P_\eta$ , так как если  $P_\eta(B) = 0$ , то  $I(\eta \in B) = 0$  почти наверное, следовательно,  $E(\xi \cdot I(\eta \in B)) = 0$ , а, значит, выполнены условия теоремы Радона-Никодима, то есть существует и единственна почти наверное случайная величина  $\varphi$  на  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), P_\eta)$  (борелевская функция) такая, что  $\psi(B) = \int_B \varphi(y) P_\eta(dy)$ . ■

**Лемма.**  $E(\xi|\eta = y) = \varphi(y)$  тогда и только тогда, когда  $E(\xi|\eta) = \varphi(\eta)$  почти наверное.

▲ Пусть  $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ , тогда  $E(E(\xi|\eta) \cdot I(\eta \in B)) = E(\xi \cdot I(\eta \in B)) = \int_B \varphi(y) P_\eta(dy)$ .

По теореме о замене переменных в интеграле Лебега это можно переписать, как  $\int_{\{\eta \in B\}} \varphi(\eta) dP = E(\varphi(\eta) \cdot I(\eta \in B))$ , что равносильно условию  $E(\xi|\eta) = \varphi(\eta)$  почти наверное по Свойству. Обратно аналогично, по тем же равенствам. ■

**Следствие.** Пусть  $\xi$  —  $\mathcal{F}_\eta$ -измеримая случайная величина, тогда существует борелевская функция  $\psi(x)$  такая, что  $\xi = \psi(x)$  почти наверное.

▲ Так как  $\xi$  —  $\mathcal{F}_\eta$ -измеримая, то по свойству 1  $\xi = E(\xi|\eta)$  почти наверное. С другой стороны, так как существует единственная  $\psi(x) : \psi(x) = E(\xi|\eta = x)$ , то  $\xi = E(\xi|\eta) = \psi(\eta)$ . ■

**Определение.** Условным распределением случайной величины  $\xi$  при условии  $\eta = y$  называется вероятностная мера  $P(\xi \in B|\eta = y) = E(I(\xi \in B)|\eta = y)$ . Является мерой на  $\mathcal{B}(R)$ .

**Определение.** Условной плотностью случайной величины  $\xi$  относительно  $\eta$  называется плотность условного распределения  $P(\xi \in B|\eta = y)$ , то есть функция  $f_{\xi|\eta}(x|y)$  такая, что  $P(\xi \in B|\eta = y) = \int_B f_{\xi|\eta}(x|y) dx$ .

**Теорема** (о свойстве условной плотности). Пусть существует условная плотность случайной величины  $\xi$  относительно случайной величины  $\eta$   $f_{\xi|\eta}(x|y)$ . Тогда для любой борелевской функции  $g(x)$  такой, что  $E|g(x)|$  существует, выполнено  $E(g(\xi)|\eta = y) = \int_{\mathbb{R}} g(x) f_{\xi|\eta}(x|y) dx$  относительно  $P_\eta$  почти наверное.

▲ Пусть  $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ , пусть также  $g(x) = I_A(x)$ ,  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ . Тогда

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}} g(x) \cdot f_{\xi|\eta}(x|y) dx &= \int_{\mathbb{R}} I_A(x) \cdot f_{\xi|\eta}(x|y) dx = \int_A f_{\xi|\eta}(x|y) dx = \\ &= P(\xi \in A|\eta = y) = E(I(\xi \in A)|\eta = y) = E(g(\xi)|\eta = y). \end{aligned}$$

Так как доказали для индикаторов, то доказали и для всех простых функций  $g(x)$ . Далее с помощью теоремы Лебега для условных математических ожиданий доказываем для всех  $g(x)$ . ( $E(\xi_n|\eta) \xrightarrow{п.н.} E(\xi|\eta)$ , где  $\xi_n \xrightarrow{п.н.} \xi$ ,  $\xi_n$  — простые) ■

**Теорема** (о виде условной плотности). Пусть  $\xi$  и  $\eta$  — случайные величины такие, что существует их совместная плотность  $f_{(\xi,\eta)}(x, y)$ . Пусть  $f_\eta(y)$  — плотность случайной величины  $\eta$ , тогда функция

$$\varphi(x, y) = \frac{f_{(\xi,\eta)}(x, y)}{f_\eta(y)} \cdot I(f_\eta(y) > 0)$$

есть условная плотность  $f_{\xi|\eta}(x|y)$ .

▲ Для любых  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ ,  $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$  выполнено

$$P(\xi \in B, \eta \in A) = \int_{B \times A} f_{(\xi,\eta)}(x, y) dx dy = \int_A \left( \int_B \frac{f_{(\xi,\eta)}(x, y)}{f_\eta(y)} dx \right) f_\eta(y) dy,$$

с другой стороны

$$P(\xi \in B, \eta \in A) = E(I(\xi \in B, \eta \in A)) = \int_{\{\eta \in A\}} I(\xi \in B) dP.$$

Далее по интегральному свойству получаем, что

$$P(\xi \in B, \eta \in A) = \int_{\{\eta \in A\}} E(I(\xi \in B)|\eta) dP,$$

заменяя переменные, окончательно имеем следующее:

$$\begin{aligned} P(\xi \in B, \eta \in A) &= \int_A E(I(\xi \in B|\eta = y)P_\eta(dy) = \\ &= \int_A P(\xi \in B|\eta = y)P_\eta dy = \int_A P(\xi \in B|\eta = y)f_\eta(y) dy. \end{aligned}$$

■

## Алгоритм подсчета УМО

1. Найти совместную плотность  $f_{(\xi, \eta)}(x, y)$ , затем  $f_\eta(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{(\xi, \eta)}(x, y) dx$ , тогда условная плотность  $f_{\xi|\eta}(x|y) = \frac{f_{(\xi, \eta)}(x, y)}{f_\eta(y)}$ .
2. Вычислить  $\varphi(y) = E(g(\xi)|\eta = y) = \int_{\mathbb{R}} g(x)f_{\xi|\eta}(x|y) dx$ .
3. Тогда  $E(g(x)|\eta) = \varphi(\eta)$ .

## Виды сходимости случайных величин

**Определение.** Последовательность  $\{\xi_n\}_{n \geq 1}$  сходится к случайной величине  $\xi$

1. по вероятности ( $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$ ), если  $\forall \varepsilon > 0 : P(\omega : |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ ,
2. почти наверное ( $\xi_n \xrightarrow{п.н.} \xi$ ), если  $P(\omega : \xi_n \rightarrow \xi) = 1$ ,
3. в  $L_p$  ( $\xi_n \xrightarrow{L_p} \xi$ ), если  $E|\xi_n|^p < +\infty$ ,  $E|\xi|^p < +\infty$  и  $E|\xi_n - \xi|^p \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$  ( $p > 0$ ),
4. по распределению ( $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$ ), если для любой ограниченной функции  $f(x)$  выполнено  $Ef(\xi_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} Ef(\xi)$ .

**Теорема** (Александрова).  $[\mathcal{B}/\mathcal{D}] \xi_n \xrightarrow{d} \xi$  тогда только тогда, когда  $F_{\xi_n}(x) \xrightarrow{\text{в основном}} F_\xi(x)$ , то есть  $F_{\xi_n}(x) \rightarrow F_\xi(x)$  во всех точках непрерывности функции распределения  $F_\xi(x)$ .

**Лемма** (критерий сходимости почти наверное).  $\xi_n \xrightarrow{п.н.} \xi$  тогда и только тогда, когда  $\forall \varepsilon > 0 : P(\omega : \sup_{k \geq n} |\xi_k(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ .

▲ Пусть  $A_k^\varepsilon = \{\omega : |\xi_k - \xi| \geq \varepsilon\}$ ,  $A^\varepsilon = \bigcap_{n=1}^{+\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k^\varepsilon = \{\omega : \forall n \exists k \geq n : |\xi_k - \xi| \geq \varepsilon\}$ .

Тогда  $\{\omega : \xi_n(\omega) \not\rightarrow \xi(\omega)\} = \bigcup_{m=1}^{+\infty} A_m^{\frac{1}{m}} = \{\omega : \exists m \forall n \exists k \geq n : |\xi_k(\omega) - \xi(\omega)| > \varepsilon\}$ .

Следовательно,

$$\begin{aligned} P(\omega : \xi_n(\omega) \not\rightarrow \xi(\omega)) = 0 &\Leftrightarrow P\left(\bigcup_{m=1}^{+\infty} A_m^{\frac{1}{m}}\right) = 0 \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \forall m \in \mathbb{N} : P\left(A_m^{\frac{1}{m}}\right) = 0 \Leftrightarrow \forall \varepsilon > 0 : P(A^\varepsilon) = 0, \end{aligned}$$

так как всегда существует  $m$ , что  $\frac{1}{m} \geq \varepsilon \geq \frac{1}{m+1}$ , то есть  $A_{m+1}^{\frac{1}{m+1}} \supseteq A^\varepsilon \supseteq A_m^{\frac{1}{m}}$ . Но  $\bigcup_{k \geq n} A_k^\varepsilon \downarrow A^\varepsilon$ , следовательно,

$$\begin{aligned} 0 = P(A^\varepsilon) &= \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcup_{k \geq n} A_k^\varepsilon\right) \Leftrightarrow \forall \varepsilon > 0 : P\left(\bigcup_{k \geq n} A_k^\varepsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \forall \varepsilon > 0 : P(\omega : \sup_{k \geq n} |\xi_k(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0. \end{aligned}$$

■

**Теорема** (взаимоотношения различных видов сходимости).

$$\begin{array}{c} \text{п.н.} \\ \nearrow \\ L_p \nearrow P \rightarrow d \end{array}$$

▲ (п.н.  $\Rightarrow$  P)  $\xi_n \xrightarrow{\text{п.н.}} \xi \Leftrightarrow \forall \varepsilon > 0 : P(\omega : \sup_{k \geq n} |\xi_k(\omega) - \xi(\omega)| > \varepsilon) \rightarrow 0$ , но

$$\{\omega : |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| > \varepsilon\} \subset \{\omega : \sup_{k \geq n} |\xi_k(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon\},$$

следовательно,  $P(|\xi_n - \xi| \geq \varepsilon) \rightarrow 0$ .

( $L_p \Rightarrow$  P)  $P(|\xi_n - \xi| \geq \varepsilon) = P(\omega : |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)|^p > \varepsilon^p)$ , а по неравенству Маркова это меньше или равно  $\frac{E|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)|^p}{\varepsilon^p} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ .

(P  $\Rightarrow$  d) Пусть  $f(x)$  — ограниченная непрерывная функция, тогда  $\exists C \in \mathbb{R} \forall x \in \mathbb{R} : |f(x)| \leq C$ . Зафиксируем  $\varepsilon > 0$ , возьмем  $N \in \mathbb{R} : P(|\xi| > N) \leq \frac{\varepsilon}{4C}$ . На отрезке  $[-N, N]$   $f(x)$  равномерно непрерывна, следовательно,

$$\exists \delta > 0 \forall x, y \in \mathbb{R} : (|x - y| < \delta \Rightarrow |f(x) - f(y)| < \frac{\varepsilon}{2}).$$

Рассмотрим разбиение  $\Omega$ :

$$\begin{aligned} A_1 &= \{\omega : |\xi(\omega)| < N, |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \leq \delta\}, \\ A_2 &= \{\omega : |\xi(\omega)| > N, |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \leq \delta\}, \\ A_3 &= \{\omega : |\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| > \delta\}. \end{aligned}$$

Оценим

$$|Ef(\xi_n) - Ef(\xi)| \leq E|f(\xi_n) - f(\xi)| = E[|f(\xi) - f(\xi_n)| \cdot (I_{A_1} + I_{A_2} + I_{A_3})] \leq E[|f(\xi) - f(\xi_n)| \cdot I_{A_1}] + 2C \cdot P(A_2) + 2C \cdot P(A_3).$$

Пусть  $\omega \in A_1$ , тогда  $|f(\xi_n) - f(\xi)| \leq \frac{\varepsilon}{2}$ , следовательно,  $E[|f(\xi_n) - f(\xi)| \cdot I_{A_1}] \leq \frac{\varepsilon}{2} \cdot EI_{A_1} = \frac{\varepsilon}{2} \cdot P(A_1) \leq \frac{\varepsilon}{2}$ . Если же  $\omega \in A_2, A_3$ , то  $|f(\xi_n) - f(\xi)| \leq 2C$

$$\text{Значит, } \boxed{\leq} \frac{\varepsilon}{2} + 2C \cdot P(A_2) + 2C \cdot P(A_3) \leq \frac{\varepsilon}{2} + 2C \cdot P(|\xi| > N) + 2C \cdot P(|\xi_n - \xi| > \delta) \leq C_1 \varepsilon. \quad \xrightarrow{0, \text{ т.к. } \xi_n \xrightarrow{P} \xi}$$

Следовательно,  $Ef(\xi_n) \rightarrow Ef(\xi)$ , то есть  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$ . ■

## 8 Лекция от 07.04.2018