

# Домашнее задание

Янко Иван, Б05-006

## Задание 1

### Условия

Пусть  $\mathbb{D}\xi < \infty$ . Докажите, что для любого  $x > 0$  выполнено неравенство

$$\mathbb{P}\{|\xi - \mathbb{E}\xi| \geq x\} \leq \frac{2\mathbb{D}\xi}{x^2 + \mathbb{D}\xi}$$

### Решение

$\mathbb{P}\{|\xi - \mathbb{E}\xi| \geq x\} = \mathbb{P}\{(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 \geq x^2\} = \mathbb{P}\{(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 \geq x^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2\} \leq \frac{\mathbb{E}[(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2]}{x^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2} = \frac{2\mathbb{D}\xi}{x^2 + \mathbb{D}\xi}$  При последнем переходе на первой строчке использовалось неравенство Маркова. По условию задачи  $\mathbb{D}\xi < \infty$  и  $x > 0$ , значит  $2\mathbb{D}\xi < \infty$  и  $t = x^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 > 0$ .

Замечу, что  $\mathbb{E}[(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2] = \mathbb{E}[\mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2] + \mathbb{E}[\mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2] = 2\mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 = 2\mathbb{D}\xi$  и  $(\xi - \mathbb{E}\xi)^2 + \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^2$  - неотрицательная случайная величина.

## Задание 2

### Условия

В лотерее на выигрыш уходит 40% от стоимости проданных билетов. Каждый билет стоит 100 рублей. Докажите, что при любых правилах лотереи вероятность выиграть 5000 рублей (или больше) меньше 1%.

### Решение

Пусть  $\xi$  - случайная величина, для которой  $\mathbb{P}\{\xi = x_i\}$  - вероятность выиграть сумму в  $x_i$  (считаем, что сумма выигрыша это натуральное число). Тогда из неравенства Маркова  $\mathbb{P}\{\xi \geq 5000\} \leq \frac{\mathbb{E}\xi}{5000} = \frac{40}{5000} < 0.01$

## Задание 3

### Условия

1. Пусть  $\xi_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{п.н.}} \xi$  и  $\eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{п.н.}} \eta$ . Верно ли, что  $\xi_n + \eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{п.н.}} \xi + \eta$ ?
2. Пусть  $\xi_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L_p} \xi$  и  $\eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L_p} \eta$ . Верно ли, что  $\xi_n + \eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L_p} \xi + \eta$ ?
3. Пусть  $\xi_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathbb{P}} \xi$  и  $\eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathbb{P}} \eta$ . Верно ли, что  $\xi_n + \eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathbb{P}} \xi + \eta$ ?

4. Пусть  $\xi_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \xi$  и  $\eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \eta$ . Верно ли, что  $\xi_n + \eta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \xi + \eta$ ?

## Решение

Пусть эти случайные величины заданы на одном вероятностном пространстве, иначе задача не имеет смысла.

1.  $\mathbb{P}\{\omega_1 \in \Omega \mid \xi_n(\omega_1) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega_1)\} = 1$  и  $\mathbb{P}\{\omega_2 \in \Omega \mid \eta_n(\omega_2) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \eta(\omega_2)\} = 1$ . Эти же условия можно переписать, как  $\mathbb{P}\{\omega_1 \in \Omega \mid \xi_n(\omega_1) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega_1)\} = 0$  и  $\mathbb{P}\{\omega_2 \in \Omega \mid \eta_n(\omega_2) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \eta(\omega_2)\} = 0$ . Нужно доказать, что  $\mathbb{P}\{\omega \in \Omega \mid \xi_n(\omega) + \eta_n(\omega) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega) + \eta(\omega)\} = 1$ .

Далее скажем, что  $\{\omega \in \Omega \mid \xi_n(\omega) + \eta_n(\omega) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega) + \eta(\omega)\} \subseteq \{\omega_1 \in \Omega \mid \xi_n(\omega_1) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega_1)\} \cup \{\omega_2 \in \Omega \mid \eta_n(\omega_2) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \eta(\omega_2)\}$ . По непрерывности вероятностей  $\mathbb{P}\{\omega \in \Omega \mid \xi_n(\omega) + \eta_n(\omega) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega) + \eta(\omega)\} \leq \mathbb{P}\{\omega_1 \in \Omega \mid \xi_n(\omega_1) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega_1)\} + \mathbb{P}\{\omega_2 \in \Omega \mid \eta_n(\omega_2) \not\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \eta(\omega_2)\} = 0$ . Значит  $\mathbb{P}\{\omega \in \Omega \mid \xi_n(\omega) + \eta_n(\omega) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \xi(\omega) + \eta(\omega)\} = 1$ , что и требовалось доказать.

2. По условию задачи  $\mathbb{E}[|\xi_n - \xi|^p] \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$  и  $\mathbb{E}[|\eta_n - \eta|^p] \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$ . Нужно доказать, что  $\mathbb{E}[|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta|^p] \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$

Рассмотрим  $|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta|^p$ . Возьмем математическое ожидание от этой случайной величины в степень  $\frac{1}{p}$ , получим  $(\mathbb{E}[|(\xi_n - \xi) + (\eta_n - \eta)|^p])^{\frac{1}{p}} \leq \mathbb{E}[|\xi_n - \xi|^p]^{\frac{1}{p}} + \mathbb{E}[|\eta_n - \eta|^p]^{\frac{1}{p}}$ , что верно из неравенства Минковского. Значит  $\mathbb{E}[|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta|^p] \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$ , т.к. из условий следует, что и  $\mathbb{E}[|\xi_n - \xi|^p]^{\frac{1}{p}} + \mathbb{E}[|\eta_n - \eta|^p]^{\frac{1}{p}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$

3. Запишем условие:  $\forall \varepsilon_1 > 0 \mathbb{P}\{|\xi_n - \xi| > \varepsilon_1\} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$  и  $\forall \varepsilon_2 > 0 \mathbb{P}\{|\eta_n - \eta| > \varepsilon_2\} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$  следует  $\forall \varepsilon > 0 \mathbb{P}\{|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta| > \varepsilon\} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$ .

Заметим, что  $|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta| \leq |\xi_n - \xi| + |\eta_n - \eta|$ , отсюда следует следующее:  $\{|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta| > \varepsilon\} \subseteq \{|\xi_n - \xi| + |\eta_n - \eta| > \varepsilon\} \subseteq \{|\xi_n - \xi| > \frac{\varepsilon}{2}\} \cup \{|\eta_n - \eta| > \frac{\varepsilon}{2}\}$ .

Т.к. вероятность монотонна, то  $\mathbb{P}\{|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta| > \varepsilon\} \leq \mathbb{P}\{|\xi_n - \xi| > \frac{\varepsilon}{2}\} + \mathbb{P}\{|\eta_n - \eta| > \frac{\varepsilon}{2}\}$ . Значит взяв достаточно большое  $n$  получим, что  $\mathbb{P}\{|\xi_n - \xi| > \frac{\varepsilon}{2}\} + \mathbb{P}\{|\eta_n - \eta| > \frac{\varepsilon}{2}\} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$ .

Значит  $\mathbb{P}\{|\xi_n + \eta_n - \xi - \eta| > \varepsilon\} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$ , что и требовалось доказать.

4. Докажем, что это не так, для этого приведем контрпример. Пусть  $\xi \sim Be(\frac{1}{2})$ ,  $\eta = 1 - \xi$ . Возьмем  $\xi_n \sim Be(\frac{1}{2})$  и  $\eta_n \sim Be(\frac{1}{2})$ . Тогда  $\xi + \eta = 1$ , а  $\xi_n + \eta_n \sim Binom(2, \frac{1}{2})$ , значит и утверждение неверно.

## Задание 4

### Условия

Пусть  $\varphi_\xi$  — характеристическая функция абсолютно непрерывной случайной величины  $\xi$  с плотностью  $p_\xi$ . Рассмотрим  $f_1 = Re(\varphi_\xi)$  и  $f_2 = Im(\varphi_\xi)$ . Существуют ли случайные величины  $\eta_1, \eta_2$ , для которых  $f_1, f_2$  являются характеристическими функциями?

## Решение

Запишем характеристическую функцию через обратное преобразование Фурье.  $\varphi_\xi = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} p_\xi(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \cos(tx) p_\xi(x) dx + i \int_{\mathbb{R}} \sin(tx) p_\xi(x) dx$ . Значит  $f_2 = \int_{\mathbb{R}} \sin(tx) p_\xi(x) dx$ . Рассмотрим  $f_2(0) = \int_{\mathbb{R}} \sin(0) p_\xi(x) dx = 0$ , из чего можно сказать, что не выполняется одно из свойств характеристической функции, а значит не существует такой случайной величины  $\eta_2$ , для которой  $f_2$  является характеристической функцией. По условию спрашивают существуют ли обе случайные величины (читаю как логический и), а значит из отсутствия одной следует и отрицательный ответ на задачу.

## Задание 5

### Условия

Может ли функция

$$\varphi(t) = \begin{cases} 1, & t \in [-T, T] \\ 0, & t \notin [-T, T] \end{cases}$$

быть характеристической функцией некоторой случайной величины? Изменится ли ответ, если чуть-чуть сгладить разрывы функции  $\varphi(t)$  в точках  $t = \pm T$ ?

### Решение

Заметим, что  $\varphi(t)$  не непрерывна, а значит и равномерная непрерывность будет отсутствовать. Т.к. одно из свойств характеристической функции не будет выполняться, то эта функция не может быть характеристической функцией некоторой случайной величины. Рассмотрим теперь задачу, если немного сгладить концы. Будем считать, что сглаживание без разрывов, симметрично относительно нуля и везде имеет производные, причем конечные. Переписать условие можно как "существует ли такая случайная величина, что ее обратное преобразование Фурье будет являться  $\varphi(t)$ ?". При описанных мною условиях сглаживания можно будет найти искомую случайную величину, выполнив прямое преобразование Фурье, а значит ответ изменится на положительный.

## Задание 6\*

### Условия

1. Рассмотрим с.в.  $\xi$  такую, что  $a \leq \xi \leq b$  с вероятностью 1. Покажите, что для любого  $t$ :

$$\mathbb{E} e^{t\xi} \leq \exp \left( t \mathbb{E} \xi + \frac{t(b-a)^2}{8} \right)$$

2. Рассмотрим последовательность  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  такую, что почти наверное  $a_i \leq \xi_i \leq b_i$  для всех  $i$ . Используя экспоненциальное неравенство Чебышева и минимизируя, его по  $t$  (метод Чернова) докажите:

$$\mathbb{P} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\xi_i - \mathbb{E} \xi_i) \geq \varepsilon \right\} \leq \exp \left( - \frac{2n^2 \varepsilon^2}{\sum_{i=1}^n (b_i - a_i)^2} \right)$$

$$\mathbb{P} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\xi_i - \mathbb{E} \xi_i) \leq -\varepsilon \right\} \leq \exp \left( - \frac{2n^2 \varepsilon^2}{\sum_{i=1}^n (b_i - a_i)^2} \right)$$

## Решение

Честно пришлю решение чутка потом, конспект 10 семинара читал)