

# Подборка контрольных работ и экзаменов по теории вероятностей

Вардикян Ася, Кабанова Юля, Петрова Дарина  
БЭК182

31 мая 2020 г.

# 1 Промежуточный экзамен 2016-2017 гг

1. Вероятность того, что первой вытянутой картой окажется тройка, равна:  $\mathbb{P}(A) = \frac{4}{52} = \frac{1}{13}$   
Безусловная вероятность события В считается по формуле:

$$\mathbb{P}(B) = \frac{A_4^1 \cdot A_3^1 + A_{48}^1 \cdot A_4^1}{A_{52}^2} = \frac{4 \cdot 3 + 48 \cdot 4}{2652} = \frac{17}{221},$$

где  $A_{52}^2$  – общее число исходов испытания,

$A_4^1$  – число исходов, когда вытянута одна из 4 семерок (первый раз вытянута не семерка),

$A_3^1$  – число исходов, когда во второй раз вытянута одна из трех оставшихся семерок (первой вытянутой картой была семерка),

$A_{48}^1$  – число исходов, когда вытянута первый раз вытянута не семерка.

Если А произошло, то перед извлечением второй карты останется 51 карта, из которых 4 являются семерками, следовательно,  $\mathbb{P}(B|A) = \frac{4}{51}$ .

Так как  $\mathbb{P}(B|A) = \frac{4}{51} \neq \frac{17}{221} = \mathbb{P}(B)$ , то события А и В являются зависимыми.

Аналогично, В и С являются зависимыми:

безусловная вероятность события С (первый и второй раз вытянута не дама пик, третий раз - дама пик) считается по формуле:

$$\mathbb{P}(C) = \frac{51}{52} \cdot \frac{50}{51} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{52}$$

Вероятность того, что событие С произошло при условии, что В произошло (при этом первый раз должна быть вытянута не дама пик):

$$\mathbb{P}(C|B) = \frac{51}{52} \cdot \frac{17}{221} \cdot \frac{1}{5} = \frac{867}{574600} \neq \mathbb{P}(C) = \frac{1}{52}$$

следовательно, С и В зависимы.

**Ответ: В**

2. Согласно свойствам функции плотности, она:

1) Больше или равна нулю, следовательно, А и В неверно.

2)  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)dx = 1$

Так как в С:  $\int_1^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx = \left. -\frac{1}{x} \right|_1^{+\infty} = 1$ , то  $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2}, & x \in [1; +\infty) \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$  может являться функцией плотности.

Так как в Е:  $\int_0^2 x^2 dx = \left. \frac{x^3}{3} \right|_0^2 = \frac{8}{3} \neq 1$ , следовательно,  $f_X(x) = \begin{cases} x^2, & x \in [0; 2] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$  не может являться функцией плотности (Е неверно).

$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-2x}$  не может являться функцией плотности, так как  $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-2x} dx = \frac{1}{\sqrt{2}} \neq 1$  (D неверно).

**Ответ: С**

3. По свойству  $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$  получается:  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) + \text{Cov}(X, Y) = 3 \cdot 2 + 2 = 8$

**Ответ: А**

4.  $\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \cdot \text{Var}(Y)}} = \frac{2}{\sqrt{12 \cdot 1}} = \frac{1}{\sqrt{3}}$

**Ответ: А**

5.  $\text{Var}(2X - Y + 4) = 2^2 \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(2X, -Y) = 2^2 \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) - 2 \cdot 2 \text{Cov}(X, Y) = 4 \cdot 12 + 1 - 4 \cdot 2 = 41$

**Ответ: Е**

6. Ковариационная матрица для  $X$  и  $Y$  в общем виде:

$$\begin{pmatrix} \text{Var}(X) & \text{Corr}(X, Y) \\ \text{Corr}(X, Y) & \text{Var}(Y) \end{pmatrix}$$

Так как ковариационная матрица является единичной, значит, она имеет вид:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Следовательно,  $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y) = 0$ ,  $\text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = 1$ ,  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ .

По свойству ковариации, если  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ , то случайные величины  $X$  и  $Y$  являются независимыми.

**Ответ: D**

7.

$$\begin{aligned} \text{Corr}(X + Y, 2Y - 7) &= \frac{\text{Cov}(X + Y, 2Y - 7)}{\sqrt{\text{Var}(X + Y) \cdot \text{Var}(2Y - 7)}} = \frac{\text{Cov}(X, 2Y - 7) + \text{Cov}(Y, 2Y - 7)}{\sqrt{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y) \text{Var}(2Y)}} \\ &= \frac{2 \text{Cov}(X, Y) + 2 \text{Cov}(Y, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y) 4 \text{Var}(Y)}} = \frac{2 \text{Cov}(X, 2) + 2 \text{Var}(Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y) 4 \text{Var}(Y)}} \end{aligned}$$

Так как по условию  $\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}} = 0,5$  и  $\text{Var}(X) = \text{Var}(Y)$ , то  $\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \cdot \text{Var}(Y)}} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\text{Var}(X)} = 0,5$ , следовательно,  $\text{Cov}(X, Y) = 0,5 \text{Var}(X)$ .

Тогда:

$$\text{Corr}(X + Y, 2Y - 7) = \frac{2 \cdot 0,5 \text{Var}(X) + 2 \text{Var}(X)}{\sqrt{[2 \text{Var}(X) + 2 \cdot 0,5 \text{Var}(X)] \cdot 4 \text{Var}(X)}} = \frac{3 \text{Var}(X)}{\sqrt{12 \text{Var}(X)^2}} = \frac{\sqrt{3}}{2}$$

**Ответ: B**

8.

$$\mathbb{P}(0,2 < \xi < 0,7) = F(0,7) - F(0,2)$$

Так как при функция распределения при  $x \in [0; 1] : F_{\xi}(x) = \frac{x-0}{1-0} = x$ , то:

$$F(0,7) = 0,7; F(0,2) = 0,2$$

Следовательно,

$$\mathbb{P}(0,2 < \xi < 0,7) = 0,7 - 0,2 = 0,5$$

**Ответ: D**

9. Согласно центральной предельной теореме, если случайные величины  $\xi_1, \dots, \xi_n$  независимы и одинаково распределены, то:

$$\frac{S_n - \mathbb{E}[S_n]}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} \xrightarrow{d} Z \sim \mathcal{N}(0, 1) \text{ при } n \rightarrow \infty$$

где  $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n; \mathbb{E}[S_n] = n(\xi_i); \text{Var}[S_n] = n \cdot \text{Var}[\xi_i]$

Тогда функция плотности у предела стандартизированных сумм имеет вид:  $f_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{s\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$

Следовательно,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\frac{S_n - \mathbb{E}[S_n]}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}} > 1\right) = \int_1^{+\infty} f_{\xi}(t) dt = \int_1^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dx$$

**Ответ: B**

10.  $\mathbb{E}(X_i) = 400, \text{Var}(X_i) = 400, n = 100$ . Так как  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , следовательно:

$$\mathbb{E}(S_n) = n \cdot \mathbb{E}(i) = 40000$$

$$\text{Var}(S_n) = n \cdot \text{Var}(i) = 40000$$

Согласно ЦПТ:

$$(S_n > 40400) = \mathbb{P}(Z > \frac{40400 - 40000}{\sqrt{40000}}) = \mathbb{P}(Z > 2) = 1 - \mathbb{P}(Z < 2) = 1 - 0,97725 = 0,022750132$$

**Ответ: D**

11.  $\mathbb{E}(X_i) = 10000$ . Согласно неравенству Маркова:

$$\mathbb{P}(X_i \geq 50000) \leq \frac{E(X_i)}{50000}$$

$$\mathbb{P}(X_i \geq 50000) \leq \frac{10000}{50000} = 0,2$$

**Ответ: A**

12. События являются несовместными, если они не содержат общих исходов, то есть наступление одного из этих событий исключает наступление другого.

События А и С являются несовместными, так как если произойдет С (все три раза выпал орёл), то А не произойдет (решка не может выпасть хотя бы 1 раз).

Так как монетка подбрасывается три раза, то один раз может выпасть решка и другой раз – орел, следовательно, А и В являются совместными.

**Ответ: A**

13.  $\mathbb{E}(X_i) = 50000, \sqrt{\text{Var}(X_i)} = 10000$ . Согласно неравенству Чебышева:

$$\mathbb{P} = (|X_i - \mathbb{E}(X_i)| \leq 20000) \geq 1 - \frac{\text{Var}(X_i)}{20000^2} = 1 - \frac{10000^2}{20000^2} = 1 - 0,25 = 0,75$$

**Ответ: C**

- 14.

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{с вероятностью } p = 0,6 \\ 0, & \text{с вероятностью } 1 - p = 0,4 \end{cases}$$

Следовательно,  $\xi_i^{2016} = \xi_i$ , значит,  $\frac{\xi_1^{2016} + \dots + \xi_n^{2016}}{n} = \frac{\xi_1 + \dots + \xi_n}{n} = \bar{\xi} = \frac{(0,6 \cdot 1 + 0,4 \cdot 0)}{n} = 0,6$

Таким образом,  $\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \frac{\xi_1 + \dots + \xi_n}{n} = \text{plim}_{n \rightarrow \infty} (0,6) = 0,6$

**Ответ: A**

15. Пусть вероятность успеха (выпало 6) в одном испытании равна  $p = \frac{1}{6}$ , тогда вероятность неудачи (выпало не 6):  $1 - p = \frac{5}{6}$ .

Следовательно, по формуле Бернулли:  $\mathbb{P}(X = k) = C_n^k \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$  (так как  $k \in \{0, 1, 2, \dots, n\}$ ),  $n = 5, k = 2$

Тогда:

$$\mathbb{P}(X = 2) = C_5^2 \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^3 = \frac{5!}{2! \cdot 3!} \cdot \frac{5^3}{6^5} = \frac{2 \cdot 5^4}{6^5} = \frac{2 \cdot 5^4}{2 \cdot 3 \cdot 6^4} = \frac{5^4}{2^4 \cdot 3^5}$$

**Ответ: нет правильного ответа**

16. Так как вероятность успеха (выпало 6) в одном испытании равна  $p = \frac{1}{6}$ , тогда вероятность неудачи (выпало не 6):  $1 - p = \frac{5}{6}$ . Число бросков  $n = 5$ .

$$\mathbb{E}(X) = n \cdot p = 5 \cdot \frac{1}{6} = \frac{5}{6}$$

$$\text{Var}(X) = n \cdot p \cdot (1 - p) = 5 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} = \frac{25}{36}$$

**Ответ: нет правильного ответа**

17. Наиболее вероятное число шестерок считается как медиана  $m$  по формуле:

$$np - (1 - p) \leq m \leq np + p$$

Число бросков  $n = 5$ .

Так как вероятность успеха (выпало 6) в одном испытании равна  $p = \frac{1}{6}$ , тогда вероятность неудачи (выпало не 6):  $1 - p = \frac{5}{6}$ .

Следовательно,

$$5 \cdot \frac{1}{6} - \frac{5}{6} \leq m \leq 5 \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{6}$$

$$0 \leq m \leq 1$$

Значит, наиболее вероятное число шестерок 0 и 1

**Ответ: Е**

18. Условие:

|            |     |     |     |     |     |     |
|------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| $X=x_i$    | 1   | 2   | 3   | 4   | 5   | 6   |
| $P(X=x_i)$ | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 |

$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{6} \cdot (1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6) = 3,5$  – математическое ожидания выпавших очков за 1 бросок.

Следовательно, математическое ожидание суммы выпавших очков за 5 бросков равно:  $5 \cdot \mathbb{E}(X) = 5 \cdot 3,5 = 17,5$

**Ответ: Е**

19. Общий вид функции плотности двумерного нормального распределения:

$$f_{(\xi, \eta)}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} e^{\left(\frac{-1}{2(1-\rho^2)}\right)\left(\frac{(x-\mu_x)^2}{\sigma_x^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_x)(y-\mu_y)}{\sigma_x\sigma_y} + \frac{(y-\mu_y)^2}{\sigma_y^2}\right)}$$

где  $\rho = \text{Corr}(\xi, \eta) = \frac{\text{Cov}(\xi, \eta)}{\sigma_x\sigma_y}$

$$\xi \sim \mathcal{N}(\mu_x, \sigma_x^2)$$

$$\eta \sim \mathcal{N}(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Так как по условию  $\mu_x = \mu_y = 0, \sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1, (\xi, \eta) = 0,5, \rho = \text{Cov}(\xi, \eta) = 0,5$ , следовательно, функция плотности имеет вид:

$$f_{(\xi, \eta)}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-0,25}} e^{\left(\frac{-4}{2 \cdot 3}\right)(x^2 - xy + y^2)} = \frac{1}{\pi\sqrt{3}} e^{\left(-\frac{2}{3}\right)(x^2 - xy + y^2)}$$

Чтобы найти  $a$  и  $b$ , должны выполняться условия:

$$\begin{cases} \pi\sqrt{3} = 2\pi a \\ -2\frac{1}{3(x^2 - xy + y^2)} = -\frac{1}{2a^2}(x^2 - bxy + y^2) \end{cases}$$

Разделив первое уравнение на  $2\pi$ , получаем  $a = \frac{\sqrt{3}}{2}$ . Тогда второе уравнение примет вид:

$$-\frac{2}{3}(x^2 - xy + y^2) = -\frac{2}{3}(x^2 - bxy + y^2)$$

Значит,  $b = 1$ .

**Ответ: С**

20.

$$\mathbb{E}(\xi - 0,5\eta) = \mathbb{E}(\xi) - 0,5\mathbb{E}(\eta) = 0 - (0,5) \cdot 0 = 0$$

$$\text{Var}(\xi - 0,5\eta) = \text{Var}(\xi) + 0,25\text{Var}(\eta) - 2 \cdot (0,5)\text{Cov}(\xi, \eta) = 1 + 0,25 \cdot 1 - 0,5 = 0,75$$

$$\text{Cov}(\xi - 0,5\eta, \eta) = \text{Cov}(\xi, \eta) - 0,5 \cdot \text{Cov}(\eta, \eta) = 0,5 - (0,5) \cdot 1 = 0$$

Следовательно, компоненты вектора  $z$  некоррелированы и независимы (С и D неверно),

$$\xi - 0,5\eta \sim \mathcal{N}(0; 0,75) \text{ (E неверно)}$$

A неверно, так как случайные величины зависимы

В верно, так как  $z = (\xi - 0,5\eta; \eta)^T$  является двумерным нормальным вектором (распределение  $N \begin{pmatrix} 0 & 0,75 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ )

**Ответ: В**

21.

$$\mathbb{E}(\xi) = 0 = \mathbb{E}(\eta), \text{Var}(\xi) = 1 = \text{Var}(\eta), \text{Cov}(\xi, \eta) = 0,5 \text{ по условию}$$

$$\rho = \text{Corr}(\xi, \eta) = \frac{\text{Cov}(\xi, \eta)}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{0,5}{1 \cdot 1} = 0,5$$

$$\mathbb{E}(\xi|\eta = 1) = \mathbb{E}(\xi) + \rho \frac{\sqrt{\text{Var}(\xi)}}{\sqrt{\text{Var}(\eta)}}(1 - \mathbb{E}(\eta)) = 0 + (0,5) \cdot 1 \cdot (1 - 0) = 0,5$$

$$\text{Var}(\xi|\eta = 1) = \text{Var}(\xi)(1 - \rho^2) = 1 \cdot (1 - 0,25) = 0,75$$

**Ответ: С**

22. Заполним таблицу на основе данных условия:

| $X Y=0$             | 0   | 2   |
|---------------------|-----|-----|
| $\mathbb{P}(X Y=y)$ | 1/2 | 1/2 |

$$\mathbb{P}(X = 0|Y = 0) = \frac{\mathbb{P}(X = 0 \cap Y = 0)}{\mathbb{P}(Y = 0)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3}} = 0,5$$

$$\mathbb{P}(X = 2|Y = 0) = \frac{\mathbb{P}(X = 2 \cap Y = 0)}{\mathbb{P}(Y = 0)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3}} = 0,5$$

$$\mathbb{E}(X|Y = 0) = 0 \cdot 0,5 + 2 \cdot 0,5 = 1$$

**Ответ: А**

23.

$$\mathbb{P}(X = 0|Y < 1) = \mathbb{P}(X = 0|Y = -1) + \mathbb{P}(X = 0|Y = 0)$$

$$\mathbb{P}(X = 0|Y < 1) = \frac{\mathbb{P}(X = 0 \cap Y < 1)}{\mathbb{P}(Y < 1)} = \frac{0 + \frac{1}{6}}{\frac{2}{3}} = 0,25$$

**Ответ: В**

24. По свойству дисперсии:  $\text{Var}(Y) = \mathbb{E}(Y^2) - [\mathbb{E}(Y)]^2$

|        | Y=-1 | Y=0 | Y=1 | $\sum$ |
|--------|------|-----|-----|--------|
| X=0    | 0    | 1/6 | 1/6 | 1/3    |
| X=2    | 1/3  | 1/6 | 1/6 | 2/3    |
| $\sum$ | 1/3  | 1/3 | 1/3 | 1      |

$$\mathbb{E}(Y^2) = (-1)^2 \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1^2 \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

$$\mathbb{E}(Y)^2 = ((-1) \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1^2 \cdot \frac{1}{3})^2 = 0$$

Следовательно,  $\text{Var}(Y) = \frac{2}{3}$

**Ответ: А**

25.  $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X) \mathbb{E}(Y)$

Условие:

|        | Y=-1 | Y=0 | Y=1 | $\sum$ |
|--------|------|-----|-----|--------|
| X=0    | 0    | 1/6 | 1/6 | 1/3    |
| X=2    | 1/3  | 1/6 | 1/6 | 2/3    |
| $\sum$ | 1/3  | 1/3 | 1/3 | 1      |

Составим таблицу на основе условия:

| XY               | -2  | 0           | 2   |
|------------------|-----|-------------|-----|
| $\mathbb{P}(XY)$ | 1/3 | 1/3+1/6=1/2 | 1/6 |

$$\mathbb{E}(XY) = (-2) \cdot \frac{1}{3} + 0 + 2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{-1}{3}$$

$$\mathbb{E}(Y) = (-1) \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = 0$$

Следовательно,  $\text{Cov}(X, Y) = \frac{-1}{3} - 0 = \frac{-1}{3}$

**Ответ: В**

26.

$$\int_0^{0,5} \int_0^{0,5} 9x^2 y^2 dx dy = 9 \int_0^{0,5} \frac{x^3}{3} \Big|_0^{0,5} dy = 3 \int_0^{0,5} \frac{1}{8} y^2 dy = \frac{3}{8} \left( \frac{y^3}{3} \Big|_0^{0,5} \right) = \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{8} = \frac{1}{64}$$

**Ответ: D**

## 2 Промежуточный экзамен 2017-2018 гг

1.

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}[(X)]^2 \Rightarrow \mathbb{E}(X^2) = 6 + 4 = 10$$

По неравенству Маркова:

$$\mathbb{P}(X^2 \geq \alpha) \leq \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\alpha}$$

$$\mathbb{P}(X^2 \geq 100) \leq \frac{10}{100} = 0.1$$

**Ответ: А**

2. Распределение Пуассона  $\Rightarrow \mathbb{E}(\xi) = \lambda, \text{Var}(\xi) = \lambda \Rightarrow \mathbb{E}(\xi^2) = \text{Var}(\xi) + [\mathbb{E}(\xi)]^2 = \lambda + \lambda^2 = \lambda(\lambda + 1)$

**Ответ: Е**

3.

$$\text{Corr}(X + Y, Y) = \frac{\text{Cov}(X + Y, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X + Y) \cdot \text{Var}(Y)}} = \frac{\text{Cov}(X + Y) + \text{Var}(Y)}{\sqrt{[\text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)] \cdot \text{Var}(Y)}} = \frac{-3 + 9}{\sqrt{9 \cdot (9 + 4 - 6)}} = \frac{6}{\sqrt{63}} = \frac{2}{\sqrt{7}}$$

**Ответ: С**

4. Стандартное нормальное распределение  $\Rightarrow \xi \sim \mathcal{N}(0, 1) \Rightarrow$  функция плотности:  $f_\xi = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$

$$\mathbb{P}(\xi \in [-1, 2]) = \int_{-1}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

**Ответ: В**

5.

$$(X, Y) \sim \mathcal{U}$$

$$f_{X,Y}(1, 1) = \frac{S_{\text{квадрата}}}{S_{\text{треугольника}}} = \frac{1}{4}$$

**Ответ: А**

6. По определению независимых событий в совокупности.

**Ответ: В**

7. .

$$\xi \sim U[0; 4] \Rightarrow F_\xi = \begin{cases} \frac{\xi-0}{4-0} & \xi \in [0; 4] \\ 0 & \xi < 0 \\ 1 & \xi > 4 \end{cases}$$

$$\mathbb{P}(\xi \in [3; 6]) = \mathbb{P}(\xi \in [3; 4]) = 1 - \mathbb{P}(\xi \in [0; 3]) = 1 - \frac{3-0}{4-0} = 1 - 0,75 = 0,25$$

**Ответ: В**

8.  $X = -5, \dots, 5$   
 $Y = -1, \dots, 1$

|        |     |     |     |
|--------|-----|-----|-----|
| Y      | -1  | 0   | 1   |
| P(Y=y) | 1/3 | 1/3 | 1/3 |

|                |     |     |
|----------------|-----|-----|
| Y <sup>2</sup> | 0   | 1   |
| P(Y = y)       | 1/3 | 2/3 |

|          |      |     |      |
|----------|------|-----|------|
| X        | -5   | ... | 5    |
| P(Y = y) | 1/11 | ... | 1/11 |

$$Y^2 = 0 \Rightarrow X = 2$$

$$Y^2 = 1 \Rightarrow X = 1$$

$$\mathbb{P}(X + Y^2 = 2) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{11} + \frac{1}{11} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{11}$$

**Ответ: С**

9.  $\Pi = 1800 \Rightarrow \frac{\pi}{3} = 600 \Rightarrow 6$   
 $\mathbb{P}_{\text{попасть в красный сектор}} = \frac{1}{6}$

**Ответ: Е**



10.

$$\mathbb{P}(A \cap B) = 0.2$$

$$\mathbb{P}(A \cap B) = 0.6$$

$$\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) \Rightarrow \mathbb{P}(B) = 0.6 + 0.2 - 0.3 = 0.5$$

**Ответ: B**

11.

$$\text{Var}(2X + Y + 1) = 4 \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) - 4 \text{Cov}(X, Y) = 16 + 9 + 12 = 37$$

**Ответ: B**

12.

$$\mathbb{E}(X_i^2) = \text{Var}(X_i) + [\mathbb{E}(X_i)]^2 = 1 + 0 = 1$$

По ЗБЧ:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\sum X_i^2}{n} = \mathbb{E}(X_1^2) = 1$$

**Ответ: B**

13.

$$f_Y(y) = \int_0^1 6xy^2 dx = 3x^2 y^2 \Big|_0^1 = 3y^2$$

$$F_{X|Y} = \begin{cases} \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y} = \frac{6x \cdot 0,25}{3 \cdot 0,25} = 2x, & x \in [0; 1] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

**Ответ: C**

14.

$$\bar{X} = \frac{\sum X_i^2}{n}$$

$$\mathbb{E}(X) = 4, \text{Var}(X) = 100$$

$$\mathbb{E}(\bar{X} = 4), \text{Var}(\bar{X}) = \frac{100}{n} = 1 \Rightarrow \bar{X} \sim \mathcal{N}(4, 1)$$

По ЦПТ:

$$\mathbb{P}(\bar{X} \leq 5) = \frac{\bar{X} - 4}{1} \leq \frac{5 - 4}{1} = \mathbb{P}(Z \leq 1) = 0.8413$$

**Ответ: C**

15.

$$\text{Cov}(X + 2Y, 2X + 3) = 2 \text{Var}(X) + 4 \text{Cov}(X, Y) = 8 - 12 = -4$$

**Ответ: A**

16.

$$\mathbb{E}((X - 1)Y) = \mathbb{E}(XY - Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(Y) = \text{Cov}(X, Y) + \mathbb{E}(X) \cdot \mathbb{E}(Y) - \mathbb{E}(Y) = -3 - 2 - 2 = -7$$

**Ответ: B**

17. .

$$X_i = \begin{cases} 1 & = \frac{1}{6} \\ 0 & = \frac{5}{6} \end{cases}$$

$$X_1 + X_2 = 1 \Rightarrow X_1 = 1 \text{ и } X_2 = 0 (\mathbb{P} = \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} = \frac{5}{36}) \text{ или } X_1 = 0 \text{ и } X_2 = 1 (\mathbb{P} = \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} = \frac{5}{36})$$

$$\frac{5}{36} + \frac{5}{36} = \frac{10}{36}$$

| $X_i$        | 0     | 1     |
|--------------|-------|-------|
| $\mathbb{P}$ | $1/2$ | $1/2$ |

**Ответ: В**

18.

$$\mathbb{P}(X + Y < 3)$$

Пусть

$$Z = X + Y$$

Тогда

$$\mathbb{E}(Z) = \mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y) = 2 + 1 = 3$$

$$\text{Var}(Z) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y) = 7$$

ЦПТ:

$$\mathbb{P}\left(\frac{Z - 3}{\sqrt{7}} < \frac{3 - 3}{\sqrt{7}}\right) = \mathbb{P}(Z < 0) = 0.5$$

**Ответ: С**

19.

$$\mathbb{P}_{\text{честный}} | \text{выпала 6} = \frac{\mathbb{P}_{\text{честный}} \cap \text{выпала 6}}{\mathbb{P}_{\text{выпала 6}}} = \frac{\frac{3}{5} \cdot \frac{1}{6}}{\frac{3}{5} \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{10}} = \frac{5}{11}$$

**Ответ: С**

20. По свойствам ковариационной матрицы: варианты D и E отпадают (не симметричные), A и B не подходят, т.к. отрицательно определены.

**Ответ: С**

21.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\alpha X + (1 - \alpha)Y) &= \alpha \mathbb{E}(X) + (1 - \alpha) \mathbb{E}(Y) = 0 \\ -\alpha + (1 - \alpha)2 &= 0 \\ 2 - 3\alpha &= 0 \Rightarrow \alpha = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

**Ответ: А**

22.

$$\mathbb{P}(\xi = 0) = C_0^2 \cdot \left(\frac{3}{4}\right)^0 \cdot \left(\frac{1-3}{4}\right)^2 = \frac{2!}{2!} \cdot 1 \cdot \frac{1}{16} = \frac{1}{16}$$

**Ответ: В**

23.

$$\mathbb{P}(k \geq 1) = 1 - \mathbb{P}(k = 1) - \mathbb{P}(k = 0) = 1 - \frac{4}{1!} \cdot e^{-4} - \frac{-1}{0!} \cdot e^{-4} = 1 - e^{-4}$$

**Ответ: С**

24.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi^2) &= \text{Var}(\xi) + [\mathbb{E}(\xi)]^2 = \mathbb{P}(1 - \mathbb{P}) + \mathbb{P}^2 = \mathbb{P} - \mathbb{P}^2 + \mathbb{P}^2 = \mathbb{P} \\ \text{Бернулли} &\Rightarrow \text{Var}(\xi) = \mathbb{P}(1 - \mathbb{P}), \mathbb{E}(\xi) = \mathbb{P} \end{aligned}$$

**Ответ: В**

25. Экспоненциальное распределение  $\Rightarrow \mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda}, \text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$

$$\mathbb{E}(X^2) = \text{Var}(X) + [\mathbb{E}(X)]^2 = \frac{1}{\lambda^2} + \frac{1}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda^2}$$

**Ответ: А**

26.  $\frac{\pi}{3} = 600 \Rightarrow 6$  секторов

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(B) = \frac{1}{6}$$

А)  $\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) = \frac{1}{3} \neq 1 \Rightarrow$  не полная группа событий

В)  $\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(B) = \frac{1}{6}$

С) Они зависимы, т.к. не могут произойти враз

Д) Вероятности событий равны

Е) Они несовместны (не могут произойти враз)

**Ответ: Е**

27.

$$\mathbb{E}(XY) = \int_0^1 \int_0^1 xy 6xy^2 dy dx = \int_0^1 2xy^3 y^3 \Big|_0^1 dy = \int_0^1 2y^3 dy = \frac{y^4}{2} \Big|_0^1 = \frac{1}{2}$$

28.

$$\text{Var}(\alpha X + (1 - \alpha)Y) = \alpha^2 \text{Var}(X) + (1 - \alpha)^2 \text{Var}(Y) + 2\alpha \cdot (1 - \alpha) \text{Cov}(X, Y) = 19\alpha^2 - 24\alpha + 9$$

$$\alpha_{\text{вершины}} = \frac{24}{38} = \frac{12}{19}$$

**Ответ: нет правильного ответа**

$$29. \mathbb{P}_{\text{без рюкзака}} = \frac{50}{200} \cdot \frac{1}{2} + \frac{55}{200-50} \cdot \frac{150}{200} = \frac{1}{8} \cdot \frac{11}{40} = 0,4$$

**Ответ: В**

$$30. \mathbb{E}(X) = 2, \text{Var}(X) = 6$$

По неравенству Чебышева:

$$\mathbb{P}(|2 - X| \leq 10) = 1 - \frac{6}{100} = 1 - \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2} = 0,94$$

$$\mathbb{P}(|\mathbb{E}(X) - X| \leq 10) = 1 - \mathbb{P}(|\mathbb{E}(X) - X| \leq 10)$$

**Ответ: С**

### 3 Контрольная работа №2 (2018-2019гг)

**Задача 6.**

А)  $R_A = \frac{R_1}{2} + \frac{R_2}{2} + 0 \cdot R_3$  - доходность портфеля А

$R_B = \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2} + 0 \cdot R_1$  - доходность портфеля В

$\mathbb{E}(R_A) = \frac{1}{2} \cdot 5 + \frac{1}{2} \cdot 10 = 7,5$  - ожидаемая доходность портфеля А

$\mathbb{E}(R_B) = \frac{1}{2} \cdot 10 + \frac{1}{2} \cdot 15 = 12,5$  - ожидаемая доходность портфеля В

В) Найдем риски портфелей А и В.

$$\text{Var}(R_A) = \text{Var}\left(\frac{R_1}{2} + \frac{R_2}{2}\right) = \text{Var}\left(\frac{R_1}{2}\right) + \text{Var}\left(\frac{R_2}{2}\right) + 2 \text{Cov}\left(\frac{R_1}{2}, \frac{R_2}{2}\right) = \frac{\text{Var}(R_1) + \text{Var}(R_2)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_1, R_2)}{2} = \frac{50}{4} + \frac{100}{4} + \frac{20}{2} = 47,5$$

$$\text{Var}(R_B) = \text{Var}\left(\frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2}\right) = \text{Var}\left(\frac{R_2}{2}\right) + \text{Var}\left(\frac{R_3}{2}\right) + 2 \text{Cov}\left(\frac{R_2}{2}, \frac{R_3}{2}\right) = \frac{\text{Var}(R_2) + \text{Var}(R_3)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_2, R_3)}{2} = \frac{100}{4} + \frac{150}{4} - \frac{10}{2} = 57,5$$

Так как риск портфеля равен  $\sqrt{\text{Var}(R_i)}$ , то:

Риск портфеля  $A = \sqrt{47,5} \approx 6,89$

Риск портфеля  $B = \sqrt{57,5} \approx 7,58$

В) Портфель В имеет большую ожидаемую доходность, так как  $\mathbb{E}(R_B) = 12,5 > \mathbb{E}(R_A) = 7,5$

Портфель А имеет меньший риск, так как  $\sqrt{\text{Var}(R_B)} \approx 7,58 > \sqrt{\text{Var}(R_A)} \approx 6,89$

$$\begin{aligned}\text{Corr}(R_A, R_B) &= \frac{\text{Cov}(R_A, R_B)}{\sqrt{\text{Var}(R_A) \text{Var}(R_B)}} = \frac{\text{Cov}(\frac{R_1}{2} + \frac{R_2}{2}, \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2})}{\sqrt{47,5} \cdot \sqrt{57,5}} = \frac{\text{Cov}(\frac{R_1}{2}, \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2}) + \text{Cov}(\frac{R_2}{2}, \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2})}{\sqrt{47,5} \cdot \sqrt{57,5}} = \\&= \frac{\text{Cov}(\frac{R_1}{2}, \frac{R_2}{2}) + \text{Cov}(\frac{R_1}{2}, \frac{R_3}{2}) + \text{Cov}(\frac{R_2}{2}, \frac{R_2}{2}) + \text{Cov}(\frac{R_2}{2}, \frac{R_3}{2})}{\sqrt{47,5} \cdot \sqrt{57,5}} = \frac{\frac{\text{Cov}(R_1, R_2)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_1, R_3)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_2, R_2)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_2, R_3)}{4}}{\sqrt{47,5} \cdot \sqrt{57,5}} = \\&= \frac{\frac{20}{4} + \frac{-10}{4} + \frac{\text{Var}(R_2)}{4} + \frac{-10}{4}}{\sqrt{47,5} \cdot \sqrt{57,5}} = \frac{\frac{100}{4}}{\sqrt{47,5} \cdot \sqrt{57,5}} \approx 0,48\end{aligned}$$

Д) Чтобы собрать собственный портфель  $R_c$ , обладающий доходностью не меньшей, чем портфели А и В, но меньшим риском, нужно минимизировать риски (т.е. нужно решить задачу минимизации  $\text{Var}(R_c)$ ) при условии, что сумма долей ценных бумаг равна 1:

$$\begin{cases} \min \text{Var}(R_c) = 50w_1^2 + 100w_2^2 + 150w_3^2 + 40w_1w_2 - 20w_1w_3 - 20w_2w_3 \\ s.t. w_1 + w_2 + w_3 = 1 \end{cases}$$

Составим вспомогательную функцию Лагранжа:

$$L(w, \lambda) = 50w_1^2 + 100w_2^2 + 150w_3^2 + 40w_1w_2 - 20w_1w_3 - 20w_2w_3 + \lambda(w_1 + w_2 + w_3 - 1)$$

Необходимым условием экстремума функции Лагранжа является равенство нулю ее частных производных по переменным  $w_i$  и неопределенному множителю  $\lambda$ .

Составим систему:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial w_1} = 100w_1 + 40w_2 - 20w_3 + \lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial w_2} = 40w_1 + 200w_2 - 20w_3 + \lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial w_3} = -20w_1 - 20w_2 + 300w_3 + \lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} = w_1 + w_2 + w_3 - 1 = 0 \\ 100w_1 + 40w_2 - 20w_3 = -\lambda \\ 40w_1 + 200w_2 - 20w_3 = -\lambda \\ -20w_1 - 20w_2 + 300w_3 = -\lambda \end{cases}$$

$$100w_1 + 40w_2 - 20w_3 = 40w_1 + 200w_2 - 20w_3 = -20w_1 - 20w_2 + 300w_3$$

$$5w_1 + 2w_2 - w_3 = 2w_1 + 10w_2 - w_3 = -w_1 - w_2 + 15w_3 \quad (\text{уравнения 1,2 и 3 соответственно})$$

Выразим из 1 и 2 уравнений  $w_2 = \frac{3w_1}{8}$  и из 2 и 3  $w_3 = \frac{11w_2 + 3w_1}{14}$ , подставим  $w_2$  в  $w_3$  и получим  $w_3 = \frac{19 \cdot 3w_1}{14 \cdot 8}$

Подставим выраженные через  $w_1$  уравнения в ограничение системы:

$$w_1 + \frac{3w_1}{8} + \frac{19 \cdot 3w_1}{14 \cdot 8} = 1$$

Приводим подобные слагаемые в левой части уравнения:

$$\frac{211w_1}{112} = 1$$

$$\text{Следовательно, } w_1 = \frac{112}{211}, w_2 = \frac{42}{211}, w_3 = \frac{57}{211}$$

$$\text{Var}(R_c) = 29,27944$$

$$\sqrt{\text{Var}(R_c)} = 5,411048 - \text{риск портфеля С}$$

$$\mathbb{E}(R_c) = \frac{112}{211} \cdot 5 + \frac{42}{211} \cdot 10 + \frac{57}{211} \cdot 15 = 8,696682 - \text{ожидаемая доходность портфеля С}$$

Так как риск портфеля С меньше рисков портфелей А и В, а ожидаемая доходность портфеля С больше ожидаемой доходности портфеля А (то есть не имеет не меньшую доходность, чем портфели А и В), то найденный портфель С с долями ценных бумаг

$$w_1 = \frac{112}{211}, w_2 = \frac{42}{211}, w_3 = \frac{57}{211} \text{ является искомым.}$$

## 4 Контрольная работа №3 (2018-2019гг)

### Задача 8.

а)  $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) = \theta$  условие несмещенности

$$\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) = \mathbb{E}\left(\frac{3}{2}\bar{X}\right) = \frac{3}{2} \cdot \mathbb{E}\left(\frac{\sum X}{n}\right) = \frac{3}{2} \cdot \frac{1}{n} \cdot n \mathbb{E}(X_i) = \frac{3}{2} \cdot \frac{2}{3} \cdot \theta = \theta \Rightarrow \text{несмещенная}$$

$$\mathbb{E}(X^2) = \int_0^\theta \frac{2x^2}{3\theta^2} dx = \frac{2x^3}{3\theta^2} \Big|_0^\theta = \frac{2}{3}\theta$$

$$\text{б) } \mathbb{E}(X^2) = \int_0^\theta \frac{2x^3}{4\theta^2} dx = \frac{2x^4}{\theta^2} \Big|_0^\theta = \frac{\theta^2}{2} - \frac{4}{9}\theta^2 = \frac{\theta^2}{18}$$

$$\text{Var}(\hat{\theta}_n) = \text{Var}\left(\frac{3}{2}\bar{X}\right) = \frac{9}{4n} \text{Var}(X_i) = \frac{9}{4n} \cdot \frac{\theta^2}{18} = \frac{\theta^2}{8n}$$

в) Так как оценка несмещенная, то для установления состоятельности достаточно одного условия:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(\hat{\theta}_n) = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\theta^2}{8n} = 0 \Rightarrow \text{оценка состоятельна}$$

$$\text{г) } \mathbb{E}(\max(X_1, \dots, X_n)) = \mathbb{E}(X_{\max}) = \mathbb{E}(X_i) = \frac{2}{3}\theta \neq \theta \Rightarrow \text{смещенная}$$

$$\text{Величина смещения: } x = \frac{2}{3}\theta - \theta = -\frac{1}{3}\theta$$

$$\text{д) } \text{MSE}(\hat{\theta}_n) = \mathbb{E}\left(3\frac{\bar{X}}{2} - \theta\right)^2 = \mathbb{E}\left(\frac{9}{4}\bar{X}^2 - 3\bar{X}\theta + \theta^2\right) = \frac{9\theta^2}{4 \cdot 2} - 3\theta \cdot \frac{2}{3}\theta + \theta^2 = \frac{\theta^2}{8}$$

$$\text{MSE}(\hat{T}) = \mathbb{E}(\max(X_1, \dots, X_n) - \theta)^2 = \mathbb{E}(X_{\max} - \theta)^2 = \mathbb{E}(X_{\max}^2) - 2\theta \mathbb{E}(X_{\max}) + \theta^2 = \frac{\theta^2}{2} - \frac{4}{3}\theta + \theta^2 = \frac{1}{6}\theta^2$$

$$\text{MSE}(\hat{\theta}_n) < \text{MSE}(\hat{T}) \Rightarrow \hat{\theta}_n \text{ эффективнее}$$

### Задача 9.

$$\text{а) } f(x, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\theta} e^{-\frac{x^2}{2\theta}}$$

$$L = \prod_{i=1}^n f(x, \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\theta} e^{-\frac{x_i^2}{2\theta}} = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \cdot \left(\frac{1}{\theta}\right)^n \cdot e^{-\frac{\sum x_i^2}{2\theta}}$$

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) + \left(-\frac{n}{2} \ln \theta\right) - \frac{\sum X_i^2}{2\theta}$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = -\frac{n}{2} \cdot \frac{1}{\theta} - \frac{\sum X_i^2}{2} \cdot \left(-\frac{1}{\theta^2}\right) = 0$$

$$\hat{\theta}_{ML} = \frac{\sum X_i^2}{n}$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta^2} = \frac{n}{2\theta^2} - \frac{\sum X_i^2}{\theta^3} = \hat{\theta}_{ML} = \frac{n^3}{2(\sum X_i^2)^2} - \frac{n^3}{\sum X_i^2} = \frac{n^3(1-2\sum X_i^2)}{2(\sum X_i^2)^2} < 0 \Rightarrow \max$$

$$\text{б) } \mathbb{E}\left(\frac{\sum X_i^2}{n}\right) = \frac{1}{n} \mathbb{E}(\sum X_i^2) = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mathbb{E}(X_i^2) = \mathbb{E}(X_i^2) = \text{Var}(X_i) + [\mathbb{E}(X_i)]^2 = \theta + 0 = \theta \Rightarrow \text{оценка несмещена}$$

$$\text{в) } I(\theta) = -\mathbb{E}\left(\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta^2}\right) = -\mathbb{E}\left(\frac{n}{2\theta^2} - \frac{\sum X_i^2}{\theta^3}\right) = \frac{-n}{2\theta^2} + \frac{1}{\theta^3} \cdot n \cdot \mathbb{E}(X_i^2) = \frac{-n}{2\theta^2} + \frac{n}{\theta^2} = \frac{n}{2\theta^2}$$

г) По неравенству Рао-Крамера:

$$\text{Var}(\hat{\theta}_n) = \text{Var}\left(\frac{\sum X_i^2}{n}\right) = \frac{1}{n^2} \cdot \text{Var}(\sum X_i^2) = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \text{Var}(X_i^2) = \frac{1}{n} \text{Var}(X_i^2) = \frac{1}{n} (\mathbb{E}(X^4) - [\mathbb{E}(X^2)]^2) = \frac{1}{n} \cdot (3\theta^2 - \theta^2) = \frac{2\theta^2}{n}$$

$$\Rightarrow \text{Var}() = 1_{I(\theta)} \Rightarrow \text{оценка эффективная}$$

## 5 Контрольная работа №3 (2013-2014гг)

### Задача 1.

$$B_1 = 3$$

$$B_2 = 1$$

$$\alpha = 4 \Rightarrow 1 - \alpha = 0,96$$

$$X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$n = 13$$

$$\bar{X} = 51$$

$$\hat{\sigma}^2 = 3$$

Доверительный интервал для мат. ожидания:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\bar{X} - t_{12; \frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + t_{12; \frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}) &= 1 - \alpha \\ 51 - 3,055 \cdot \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{13}} < \mu < 51 + 3,055 \cdot \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{13}} \\ (49.5326; 52,4674) \end{aligned}$$

Доверительный интервал для дисперсии:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\frac{\hat{\sigma}^2(n-1)}{\chi_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}^2} < \sigma^2 < \frac{\hat{\sigma}^2(n-1)}{\chi_{n-1; \frac{\alpha}{2}}^2}\right) &= 1 - \alpha \\ \frac{12 \cdot 3}{28,3} &< \sigma^2 \\ 1,2721 &< \sigma^2 \end{aligned}$$

**Задача 2.**

$$n_1 = 85$$

$$n_2 = 100$$

$$\hat{p}_1 = \frac{1}{3+1} = \frac{1}{4}$$

$$\hat{p}_2 = \frac{1}{1+1} = \frac{1}{2}$$

$$H_0 : p_1 = p_2 = p_0$$

$$H_1 : p_1 \neq p_2$$

$$p_0 = \frac{85 \cdot 0,25 + 100 \cdot 0,5}{185}$$

$$Z_p = \frac{0,25 - 0,5}{\sqrt{0,385 \cdot (1 - 0,385)}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$Z_p = \frac{0,25 - 0,5}{\sqrt{0,385 \cdot (1 - 0,385)}} \approx 3,483$$

$H_0$  не отвергается в интервале  $(-2,05; 2,05)$ . Так как расчётное значение не входит в этот интервал  $\Rightarrow H_0$  отвергается  $\Rightarrow$  преподаватели предъявляют разные требования  $p_{value} = 2 \mathbb{P}(Z > |Z_p|) = 2 \mathbb{P}(Z > 3,483) = 2(1 - \mathbb{P}(Z \leq 3,483)) = 2(1 - 0,9997) = 0.0006$

## 6 Контрольная работа №3 (2009-2010гг)

**Задача 1.**

$$\bar{X} = \frac{-1,5 + 2,6 + 1,2 - 2,1 + 0,1 + 0,9}{6} = 0,2$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n} = \frac{15,44}{6} = 2,573 \text{ не исправленная}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1} = \frac{15,44}{5} = 3,088 \text{ исправленная}$$

Вариационный ряд:  $-2, 1; -1, 5; 0, 1; 0, 9; 1, 2; 2, 6$

**Задача 3.**

Чтобы оценка среднего по генеральной совокупности с наименьшей дисперсией была несмещенной, необходимо «взвесить» страты:

$$\hat{X}_s = \sum_{i=1}^s w_i \bar{X}_i = 0,1X_1 + 0,3X_2 + 0,6X_3$$

$$\text{Var}(\hat{X}_i) = \frac{\sigma_i^2}{n_i}, i - \text{номер страты}, S - \text{количество страт}$$

Решаем задачу:

$$\begin{cases} \max \text{Var}(\hat{X}_s) = \sum_{i=1}^s \frac{\sigma_i^2}{n_i} w_i^2 \\ s.t. TC = \sum_{i=1}^s c_i n_i \\ \text{Var}(\hat{X}_s) = (0, 1)^2 \frac{50^2}{n_1} + (0, 3)^2 \frac{20^2}{n_2} + (0, 6)^2 \frac{10^2}{n_3} \rightarrow \min(n_1, n_2, n_3) \\ s.t. 60000 = 150n_1 + 40n_2 + 15n_3 \end{cases}$$

$$L = \frac{25}{n_1} + \frac{36}{n_2} + \frac{36}{n_3} + \lambda(150n_1 + 40n_2 + 15n_3 - 60000) \begin{cases} \frac{\partial L}{\partial n_1} = -\frac{25}{n_1^2} + 150\lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial n_2} = -\frac{36}{n_2^2} + 40\lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial n_3} = -\frac{25}{n_3^2} + 15\lambda = 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} \frac{1}{6n_1^2} = \lambda \\ \frac{9}{10n_2^2} = \lambda \\ \frac{12}{5n_3^2} = \lambda \end{cases}$$

$$\frac{1}{6n_1^2} = \frac{9}{10n_2^2} = \frac{12}{5n_3^2}$$

$$n_2 = \sqrt{5, 4n_1}$$

$$n_3 = \sqrt{14, 4n_1}$$

Подставим в TC:  $60000 = 150n_1 + 40\sqrt{5, 4n_1} + 15\sqrt{14, 4n_1}$

$$n_1^* = \frac{60000}{300} = 200; n_2^* \approx 465; n_3^* \approx 759$$

Проверка (подставим найденные значения в бюджетное ограничение TC):  $150 \cdot 200 + 40 \cdot 465 + 15 \cdot 759 = 59985 \leq 60000$ , следовательно, найдены верные значения.

#### Задача 4.

Так как выборка  $X_1, X_2, \dots, X_n$  имеет равномерное распределение  $[0; \theta]$ , то:

$$X_1 = X_2 = \dots = X_n = X_i$$

$$\mathbb{E}(X_i) = \frac{0+\theta}{2} = \frac{\theta}{2}$$

$$\text{Var}(X_i) = \frac{(\theta-0)^2}{12} = \frac{\theta^2}{12}$$

Найдем оценку параметра методом моментов:

$$(\bar{x}) = \frac{\theta}{2} = \bar{X}$$

$$\hat{\theta}_{MM} = 2\bar{X}$$

Оценка является несмещенной, если выполняется:  $E(\hat{\theta}) = \theta$ .

$$\mathbb{E}(\hat{\theta}_{MM}) = \mathbb{E}(2\bar{X}) = 2\mathbb{E}\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}\right) = 2(\bar{x}) = 2 \cdot \frac{\theta}{2} = \theta, .$$

Оценка является состоятельной, если она несмещенная (или асимптотически несмещенная) и  $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(\hat{\theta}_n) = 0$

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{MM}) = \text{Var}(2\bar{X}) = 4\text{Var}(\bar{X}) = \frac{4\text{Var}(X_i)}{n} = \frac{4}{n} \cdot \frac{\theta^2}{12} = \frac{\theta^2}{3n}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\theta^2}{3n} = 0, \text{ следовательно, оценка состоятельная}$$

Оценка считается эффективнее, если ее дисперсия меньше. Так как  $X_1, X_2, \dots, X_n$  – независимые одинаково распределенные случайные величины  $X_1 = X_2 = \dots = X_n = X_i$ , то  $X_i = X_n = \max(X_1, \dots, X_n)$ .

$$\text{Var}(T) = \text{Var}\left(\frac{n+1}{n} X_i\right) = \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \text{Var}(X_i) = \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \cdot \frac{\theta^2}{12}$$

Сравним дисперсии оценок:

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{MM}) - \text{Var}(T) = \frac{\theta^2}{3n} - \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \cdot \frac{\theta^2}{12} = (4n - (n+1)^2) \cdot \frac{\theta^2}{12n^2} = (4n - n^2 - 2n - 1) \cdot \frac{\theta^2}{12n^2} = (n^2 - 2n + 1) - \frac{\theta^2}{12n^2} = (n-1)^2 - \frac{\theta^2}{12n^2} < 0, \text{ следовательно } \text{Var}(\hat{\theta}_{MM}) < \text{Var}(T), \text{ а значит } \hat{\theta}_{MM} \text{ эффективнее.}$$

## 7 Контрольная работа №1 (2008-2009 гг)

#### Задача 3.

$$\mathbb{P}_{\text{правда}} = \frac{1}{3}$$

Мэр либо сказал правду ( $P = \frac{1}{3}$ ), либо соврал ( $\mathbb{P} = \frac{2}{3}$ ). Соответственно заместитель на следующий день также либо сказал правду ( $\mathbb{P} = \frac{1}{3}$ ), либо соврал ( $\mathbb{P} = \frac{2}{3}$ ). Это два независимых события. Турнир состоится в двух случаях:

1) оба сказали правду;

2) мэр соврал, но на следующий день ситуация изменилась и заместитель сказал правду (его информация

более актуальна).

$$\text{Поэтому } \mathbb{P}_{\text{турнир состоится}} = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

## 8 Контрольная работа №2 (2010-2011гг)

**Задача 6.** 20 пар – это 40 тапочек (генеральная совокупность  $N = 40$ ). По условию, так как каждый размер представлен в двух парах, есть 4 пары одного размера.  $n = 2$  ( $X_1$  и  $X_2$ , которые распределены одинаково).

$$\mathbb{P}(X_1 = 36) = \frac{4}{40} = \frac{1}{10}$$

$$\mathbb{P}(X_1 = x_i, X_2 = x_j) = \begin{cases} \frac{4}{40} \cdot \frac{3}{39} \approx 0,01 & i = j \\ \frac{4}{40} \cdot \frac{4}{39} \approx 0,008 & i \neq j \end{cases}$$

$i \neq j : \mathbb{P}(X_1 = 36, X_2 = 37) = \frac{4}{40} \cdot \frac{4}{39} \approx 0,01$ , где  $\frac{4}{40}$  – вероятность достать  $X_1$ , а  $\frac{4}{39}$  – вероятность достать  $X_2$ .

$$i = j : \mathbb{P}(X_1 = 36, X_2 = 36) = \frac{4}{40} \cdot \frac{4}{39} \approx 0,008$$

| $X_1, X_2$   | 36   | 37   | 38   | 39   | 40   | 41   | 42   | 43   | 44   | 45   |
|--------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| $\mathbb{P}$ | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 | 1/10 |

$$\mathbb{E}\left(\frac{X_1+X_2}{2}\right) = \mathbb{E}(X_i) = \mathbb{E}(X_1) = \mathbb{E}(X_2) = \frac{36+\dots+45}{10} = 40,5$$

$$\mathbb{E}(X_i^2) = \mathbb{E}(X_1^2) = \mathbb{E}(X_2^2) = \frac{36^2+\dots+45^2}{10} = 1648,5$$

$$\text{Var}(X_i) = E(X_i^2) - E(X_i)^2 = 1648,5 - 1640,25 = 8,25$$

$$\text{Var}\left(\frac{X_1+X_2}{2}\right) = \text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \left(1 - \frac{n-1}{N-1}\right) = \frac{8,25}{2} \left(1 - \frac{1}{39}\right) \approx 4,01$$

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = -\frac{\sigma^2}{N-1} = -\frac{8,25}{39} \approx -0,21$$