

Подборка контрольных работ и экзаменов
по математической статистике

Вардикян Ася, Кабанова Юля, Петрова Дарина
БЭК182

5 июня 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 B 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 A 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 A и B являются зависимыми.

Аналогично, B и C являются зависимыми:

Безусловная вероятность события C (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 C произошло при условии, что B 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, C и B 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:

$$\int_0^2 x^2 dx = \left. \frac{x^3}{3} \right|_0^2 = \frac{8}{3} \neq 1,$$

то

$$f_X(x) = \begin{cases} x^2, & x \in [0; 2] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

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: C

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: A

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: A

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: E

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.

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

Так как по условию

$$\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}} = 0.5 \text{ и } \text{Var}(X) = \text{Var}(Y),$$

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: В

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 ξ_1, \dots, ξ_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,

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

Ответ: В

10. $\mathbb{E}(X_i) = 400, \text{Var}(X_i) = 400, n = 100$.

Так как $S_n = X_1 + \dots + X_n$, следовательно:

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

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

Согласно ЦПТ:

$$\mathbb{P}(S_n > 40400) = \mathbb{P} \left(Z > \frac{40400 - 40000}{\sqrt{40000}} \right) = \mathbb{P}(Z > 2) = 1 - \mathbb{P}(Z < 2) = 1 - 0.97725 = 0.022750132$$

Ответ: D

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

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

$$\mathbb{P}(X_i \geq 50000) \leq \frac{10000}{50000} = 0.2$$

Ответ: A

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

События A и C являются несовместными, так как если произойдет C (все три раза выпал орёл), то A 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, A и B являются совместными.

Ответ: А

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: С

- 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: А

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:

$$\mathbb{P}(X = k) = C_n^k \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$$

где $n = 5, k = 2$. 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 $n = 5$.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= n \cdot p = 5 \cdot \frac{1}{6} = \frac{5}{6} \\ \text{Var}(X) &= n \cdot (1-p) = 5 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{5}{6} = \frac{25}{36} \end{aligned}$$

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
$\mathbb{P}(X = x_i)$	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6

$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{6}(1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6) = 3.5$ – математическое ожидание 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:

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

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

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

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

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:

$$f_{(\xi, \eta)}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-0.25}} e^{\left(\frac{-4}{2 \cdot 3}\right)(x^2 - xy + y^2)} = \frac{1}{\pi\sqrt{3}} e^{(-\frac{2}{3})(x^2 - xy + y^2)}$$

Чтобы найти а и b, должны выполняться условия:

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

Разделив первое уравнение на 2π , 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),

$$\xi - 0.5\eta \sim \mathcal{N}(0; 0.75) \Rightarrow \text{Е неверно}$$

А неверно, так как случайные величины зависимы

В верно, так как $z = (\xi - 0.5\eta; \eta)^T$ является двумерным нормальным вектором (распределение $\mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} 0 & 0.75 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}\right)$)

Ответ: В

21. $\mathbb{E}(\xi) = 0 = \mathbb{E}(\eta)$, $\text{Var}(\xi) = 1 = \text{Var}(\eta)$, $\text{Cov}(\xi, \eta) = 0.5$ 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:

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

$$\mathbb{P}(X = 0 \mid Y = 0) = \frac{\mathbb{P}(X = 0 \cap Y = 0)}{\mathbb{P}(Y = 0)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3}} = 0.5$$

$$\mathbb{P}(X = 2 \mid Y = 0) = \frac{\mathbb{P}(X = 2 \cap Y = 0)}{\mathbb{P}(Y = 0)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3}} = 0.5$$

$$\mathbb{E}(X \mid Y = 0) = 0 \cdot 0.5 + 2 \cdot 0.5 = 1$$

Ответ: А

23.

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

$$\mathbb{P}(X = 0 \mid Y < 1) = \frac{\mathbb{P}(X = 0 \cap Y < 1)}{\mathbb{P}(Y < 1)} = \frac{0 + \frac{1}{6}}{\frac{2}{3}} = 0.25$$

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

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

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

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

Ответ: А

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

Условие:

	$Y = -1$	$Y = 0$	$Y = 1$	Σ
$X = 0$	0	1/6	1/6	1/3
$X = 2$	1/3	1/6	1/6	2/3
Σ	1/3	1/3	1/3	1

Составим таблицу на основе условия:

XY	-2	0	2
$\mathbb{P}(XY)$	1/3	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.

$$\int_0^{0.5} \int_0^{0.5} 9x^2 y^2 dx dy = 9 \int_0^{0.5} \left. \frac{x^3}{3} \right|_0^{0.5} dy = 3 \int_0^{0.5} \frac{1}{8} y^2 dy = \frac{3}{8} \left(\left. \frac{y^3}{3} \right|_0^{0.5} \right) = \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{8} = \frac{1}{64}$$

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:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X^2 \geq \alpha) &\leq \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\alpha} \\ \mathbb{P}(X^2 \geq 100) &\leq \frac{10}{100} = 0.1 \end{aligned}$$

Ответ: A

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: E

3.

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

Ответ: C

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

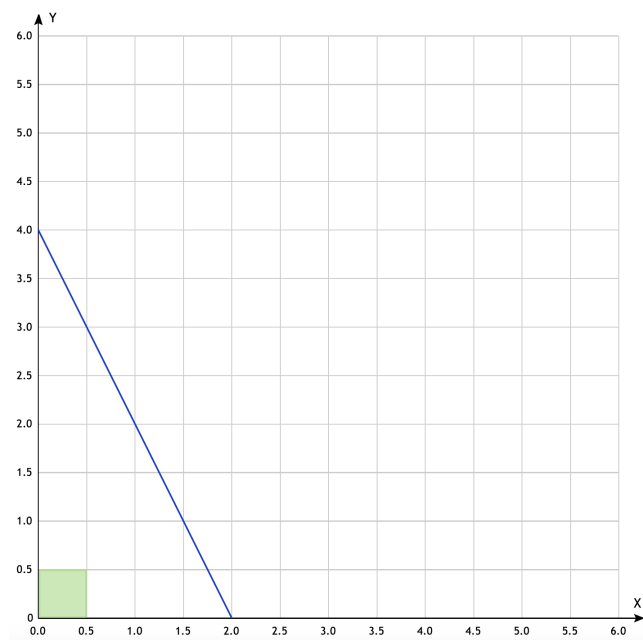
$$\mathbb{P}(\xi \in [-1, 2]) = \int_{-1}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-x^2}{2}} dx$$

Ответ: B

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. .

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

$$\mathbb{P}(\xi \in [3; 6]) = \mathbb{P}(\xi \in [3; 4]) = 1 - \mathbb{P}(\xi \in [0; 3]) = 1 - \frac{3-0}{4-0} = 1 - 0.75 = 0.25$$

Ответ: В

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

$Y = -1, \dots, 1$

Y	-1	0	1
$\mathbb{P}(Y = y)$	$1/3$	$1/3$	$1/3$

Y^2	0	1
$\mathbb{P}(Y = y)$	$1/3$	$2/3$

X	-5	\dots	5
$\mathbb{P}(Y = y)$	$1/11$	\dots	$1/11$

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

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

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

Ответ: C

9. $\Pi = 180 \Rightarrow \frac{\pi}{3} = 60 \Rightarrow 6$ секторов

$$\mathbb{P}_{\text{попасть в нужный сектор}} = \frac{1}{6}$$

Ответ: E

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:

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

Ответ: B

13.

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

$$F_{X|Y} = \begin{cases} \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{6x \cdot 0.25}{3 \cdot 0.25} = 2x, & x \in [0; 1] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

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: В

17. .

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

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

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

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.

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

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.

$$\mathbb{E}(\alpha X + (1-\alpha)Y) = \alpha \mathbb{E}(X) + (1-\alpha) \mathbb{E}(Y) = 0$$

$$-\alpha + (1-\alpha)2 = 0$$

$$2 - 3\alpha = 0 \Rightarrow \alpha = \frac{2}{3}$$

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.

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

Ответ: С

24.

$$\mathbb{E}(\xi^2) = \text{Var}(\xi) + [\mathbb{E}(\xi)]^2 = \mathbb{P}(1 - \mathbb{P}) + \mathbb{P}^2 = \mathbb{P} - \mathbb{P}^2 + \mathbb{P}^2 = \mathbb{P}$$

Бернулли $\Rightarrow \text{Var}(\xi) = \mathbb{P}(1 - \mathbb{P}), \mathbb{E}(\xi) = \mathbb{P}$

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 Выборочные задачи из контрольных работ

1. 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

- Б) 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 А = $\sqrt{47.5} \approx 6.89$; риск портфеля В = $\sqrt{57.5} \approx 7.58$

- 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 $\sqrt{\text{Var}(R_B)} \approx 7.58 > \sqrt{\text{Var}(R_A)} \approx 6.89$

$$\begin{aligned} \text{Corr}(R_A, R_B) &= \frac{\text{Cov}(R_A, R_B)}{\sqrt{\text{Var}(R_A) \text{Var}(R_B)}} = \frac{\text{Cov}\left(\frac{R_1}{2} + \frac{R_2}{2}, \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2}\right)}{\sqrt{47.5} \cdot \sqrt{57.5}} = \frac{\text{Cov}\left(\frac{R_1}{2}, \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2}\right) + \text{Cov}\left(\frac{R_2}{2}, \frac{R_2}{2} + \frac{R_3}{2}\right)}{\sqrt{47.5} \cdot \sqrt{57.5}} = \\ &= \frac{\text{Cov}\left(\frac{R_1}{2}, \frac{R_2}{2}\right) + \text{Cov}\left(\frac{R_1}{2}, \frac{R_3}{2}\right) + \text{Cov}\left(\frac{R_2}{2}, \frac{R_2}{2}\right) + \text{Cov}\left(\frac{R_2}{2}, \frac{R_3}{2}\right)}{\sqrt{47.5} \cdot \sqrt{57.5}} = \frac{\frac{\text{Cov}(R_1, R_2)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_1, R_3)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_2, R_2)}{4} + \frac{\text{Cov}(R_2, R_3)}{4}}{\sqrt{47.5} \cdot \sqrt{57.5}} = \\ &= \frac{\frac{20}{4} + \frac{-10}{4} + \frac{\text{Var}(R_2)}{4} + \frac{-10}{4}}{\sqrt{47.5} \cdot \sqrt{57.5}} = \frac{\frac{100}{4}}{\sqrt{47.5} \cdot \sqrt{57.5}} \approx 0.48 \end{aligned}$$

- Г) 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 λ .

Составим систему:

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

$$\begin{cases} 100w_1 + 40w_2 - 20w_3 = -\lambda \\ 40w_1 + 200w_2 - 20w_3 = -\lambda \\ -20w_1 - 20w_2 + 300w_3 = -\lambda \end{cases}$$

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

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

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:

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

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

2. 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:

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

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

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

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

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

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

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

3. Контрольная работа №3 (2018-2019гг). Задача 9.

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

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

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

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

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

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

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

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

г. По неравенству Рао-Крамера:

$$\begin{aligned}\text{Var}(\hat{\theta}_n) &= \text{Var}\left(\frac{\sum X_i^2}{n}\right) = \frac{1}{n^2} \cdot \text{Var}(X_i^2) = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \text{Var}(X_i^2) = \frac{1}{n} \text{Var}(X_i^2) = \frac{1}{n} (\mathbb{E}(X^4) - [\mathbb{E}(X^2)]^2) = \frac{1}{n} \cdot (3\theta^2 - \theta^2) = \\ \frac{2\theta^2}{n} &\Rightarrow \text{Var}(\hat{\theta}_n) = \frac{1}{I(\theta)} \Rightarrow \text{оценка эффективная}\end{aligned}$$

4. 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:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}\left(\bar{X} - t_{12; \frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + t_{12; \frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) &= 1 - \alpha \\ 51 - 3.055 \cdot \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{13}} < \mu < 51 + 3.055 \cdot \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{13}} \\ &(49.5326; 52.4674)\end{aligned}$$

Доверительный интервал для дисперсии:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}\left(\frac{\hat{\sigma}^2(n-1)}{\chi_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}^2} < \sigma^2 < \frac{\hat{\sigma}^2(n-1)}{\chi_{n-1; \frac{\alpha}{2}}^2}\right) &= 1 - \alpha \\ \frac{12 \cdot 3}{28.3} &< \sigma^2 \\ 1.2721 &< \sigma^2\end{aligned}$$

5. Контрольная работа №3 (2013-2014гг). Задача 2.

$$n_1 = 85, n_2 = 100$$

$$\hat{p}_1 = \frac{1}{3+1} = \frac{1}{4}, \hat{p}_2 = \frac{1}{1+1} = \frac{1}{2}$$

$$H_0 : p_1 = p_2 = p_0$$

$$H_1 : p_1 \neq p_2$$

$$p_0 = \frac{85 \cdot 0.25 + 100 \cdot 0.5}{185}$$

$$\begin{aligned}Z_p &= \frac{0.25 - 0.5}{\sqrt{0.385 \cdot (1 - 0.385)}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \\ Z_p &= \frac{0.25 - 0.5}{\sqrt{0.385 \cdot (1 - 0.385)}} \approx 3.483\end{aligned}$$

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

$$p\text{-value} = 2\mathbb{P}(Z > |Z|) = 2\mathbb{P}(Z > 3.483) = 2(1 - \mathbb{P}(Z \leq 3.483)) = 2(1 - 0.9997) = 0.0006$$

6. Контрольная работа №3 (2009-2010гг). Задача 1.

$$\begin{aligned}\bar{X} &= \frac{-1.5 + 2.6 + 1.2 - 2.1 + 0.1 + 0.9}{6} = 0.2 \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n} = \frac{15.44}{6} = 2.573 \text{ неисправленная} \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1} = \frac{15.44}{5} = 3.088 \text{ исправленная}\end{aligned}$$

Вариационный ряд: $-2.1; -1.5; 0.1; 0.9; 1.2; 2.6$

7. Контрольная работа №3 (2009-2010гг). Задача 3.

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

$$\hat{X}_s = \sum_{i=1}^s w_i \bar{X}_i = 0.1X_1 + 0.3X_2 + 0.6X_3$$

$$\text{Var}(\hat{X}_i) = \frac{\sigma_i^2}{n_i},$$

где i – номер страты, S – количество страт

Решаем задачу:

$$\begin{cases} \max \text{Var}(\hat{X}_s) = \sum_{i=1}^s \frac{\sigma_i^2}{n_i} w_i^2 \\ s.t. TC = \sum_{i=1}^s c_i n_i \end{cases}$$

$$\begin{cases} \text{Var}(\hat{X}_s) = (0.1)^2 \frac{50^2}{n_1} + (0.3)^2 \frac{20^2}{n_2} + (0.6)^2 \frac{10^2}{n_3} \rightarrow \min(n_1, n_2, n_3) \\ s.t. 60000 = 150n_1 + 40n_2 + 15n_3 \end{cases}$$

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

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

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

$$n_2 = \sqrt{5.4}n_1$$

$$n_3 = \sqrt{14.4}n_1$$

Подставим в ТС: $60000 = 150n_1 + 40\sqrt{5.4}n_1 + 15\sqrt{14.4}n_1$

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

Проверка – подставим найденные значения в бюджетное ограничение ТС:

$$150 \cdot 200 + 40 \cdot 465 + 15 \cdot 759 = 59985 \leq 60000,$$

следовательно, найдены верные значения.

8. Контрольная работа №3 (2009-2010гг). 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:

$$\mathbb{E}(X_i) = \frac{\theta}{2} = \bar{X}$$

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

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

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

следовательно, найденная оценка является несмещенной

Оценка является состоятельной, если она несмещенная (или асимптотически несмещенная) и

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

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

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\theta^2}{3n} = 0$$

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:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\theta}_{MM}) - \text{Var}(T) &= \frac{\theta^2}{3n} - \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \cdot \frac{\theta^2}{12} = (4n - (n+1)^2) \cdot \frac{\theta^2}{12n^2} = \\ &= (4n - n^2 - 2n - 1) \cdot \frac{\theta^2}{12n^2} = (n^2 - 2n + 1) - \frac{\theta^2}{12n^2} = (n-1)^2 - \frac{\theta^2}{12n^2} < 0 \end{aligned}$$

следовательно

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{MM}) < \text{Var}(T)$$

а значит $\hat{\theta}_{MM}$ эффективнее.

9. Контрольная работа №1 (2008-2009 гг). Задача 3.

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

Мэр либо сказал правду ($\mathbb{P} = \frac{1}{3}$), 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).

Поэтому

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

10. 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).

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

$$\mathbb{P}(X_1 = x_i, X_2 = x_j) = \begin{cases} \frac{4}{40} \cdot \frac{3}{39} \approx 0.01, & i = j \\ \frac{4}{40} \cdot \frac{4}{39} \approx 0.008, & i \neq j \end{cases}$$

Если $i \neq j$: $\mathbb{P}(X_1 = 36, X_2 = 37) = \frac{4}{40} \cdot \frac{4}{39} \approx 0.01$, где $\frac{4}{40}$ — вероятность достать X_1 первым, а $\frac{4}{39}$ — вероятность достать X_2 вторым.

Если $i = j$: $\mathbb{P}(X_1 = 36, X_2 = 36) = \frac{4}{40} \cdot \frac{4}{39} \approx 0.008$

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

$$\mathbb{E}\left(\frac{X_1 + X_2}{2}\right) = \mathbb{E}(X_i) = \mathbb{E}(X_1) = \mathbb{E}(X_2) = \frac{36 + \dots + 45}{10} = 40.5$$

$$\mathbb{E}(X_i^2) = \mathbb{E}(X_1^2) = \mathbb{E}(X_2^2) = \frac{36^2 + \dots + 45^2}{10} = 1648.5$$

$$\text{Var}(X_i) = E(X_i^2) - E(X_i)^2 = 1648.5 - 1640.25 = 8.25$$

$$\text{Var}\left(\frac{X_1 + X_2}{2}\right) = \text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \left(-\frac{n-1}{N-1}\right) = \frac{8.25}{2} \left(1 - \frac{1}{39}\right) \approx 4.01$$

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = -\frac{\sigma^2}{N-1} = -\frac{8.25}{39} \approx -0.21$$