

## 1 Задача [6 балла]

Вася очень долго играет в следующую игру. Он выбирает одно из чисел от 1 до 6. Затем бросаются 3 игральных кубика. Если число Васи встречается 1, 2 или 3 раза, то он получает соответственно 1, 2 или 3 очка. если число ниразу не встретилось, то Вася теряет 1 очко. Является ли игра справедливой для игрока? (Для ответа на данный вопрос можно посчитать исход игры в среднем случае.)

$$P(0) = \left(\frac{5}{6}\right)^3 = \frac{125}{216}$$

$$P(1) = C(3, 1) \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{25}{36} = \frac{75}{216}$$

$$P(2) = C(3, 2) \cdot \frac{1}{36} \cdot \frac{5}{6} = \frac{15}{216}$$

$$P(3) = \frac{1}{216}$$

$$P(0) + P(1) + P(2) + P(3) = 1$$

$$M = \sum x_i \cdot p_i = \frac{75}{216} + \frac{2 \cdot 15}{216} + \frac{3}{216} - \frac{125}{216} = -\frac{17}{108}$$

Справедливой игра не является, потому что в среднем случае Вася будет терять очки ( $M[x] < 0$ ).

## 2 Задача [6 баллов]

Производится 5 независимых выстрелов. Вероятность попадания равна  $p$ . Построить ряд распределения, найти функцию распределения (и построить график), математическое ожидание, дисперсию следующих случайных величин:

1.  $A$  - разность между числом попаданий и числом промахов
2.  $B$  - сумма квадратов числа попаданий и числа промахов

1)

Попадание(+)/промах(-)

+ -

$$\begin{aligned}
 5 \ 0 &\rightarrow 5 & p(5) &= p^5 \\
 4 \ 1 &\rightarrow 3 & p(3) &= C(5, 4) \cdot p^4 \cdot q = 5 \cdot p^4 \cdot q \\
 3 \ 2 &\rightarrow 1 & p(1) &= C(5, 3) \cdot p^3 \cdot q^2 = 10 \cdot p^3 \cdot q^2 \\
 2 \ 3 &\rightarrow -1 & p(-1) &= 10 \cdot p^2 \cdot q^3 \\
 1 \ 4 &\rightarrow -3 & p(-3) &= 5 \cdot p \cdot q^4 \\
 0 \ 5 &\rightarrow -5 & p(-5) &= q^5
 \end{aligned}$$

Ряд:

$x_i$	-5	-3	-1	1	3	5	>5
$p$	$q^5$	$5 \cdot p \cdot q^4$	$10 \cdot p^2 \cdot q^3$	$10 \cdot p^3 \cdot q^2$	$5 \cdot p^4 \cdot q$	$p^5$	0
$F(x)$	0	$q^5$	$q^5 + 5 \cdot p \cdot q^4$	$q^5 + 5 \cdot p \cdot q^4 + 10 \cdot p^2 \cdot q^3$	$q^5 + 5 \cdot p \cdot q^4 + 10 \cdot p^2 \cdot q^3 + 10 \cdot p^3 \cdot q^2$	$q^5 + 5 \cdot p \cdot q^4 + 10 \cdot p^2 \cdot q^3 + 10 \cdot p^3 \cdot q^2 + 5 \cdot p^4 \cdot q$	1

Функция распределения:

$$F(x) := \begin{cases} \sum_{i=0}^{\left\lfloor \frac{x+3}{2} \right\rfloor} C(5, i) \cdot p^i \cdot (1-p)^{5-i} & x < 5 \\ 1 & x \geq 5 \end{cases}$$

$$F(-5)$$

$$0$$

$$F(-3)$$

$$(1-p)^5$$

$$F(-1)$$

$$(1-p)^5 + 5p(1-p)^4$$

$$F(1)$$

$$(1-p)^5 + 5p(1-p)^4 + 10p^2(1-p)^3$$

$$F(3)$$

$$(1-p)^5 + 5p(1-p)^4 + 10p^2(1-p)^3 + 10p^3(1-p)^2$$

$$F(5)$$

$$1$$

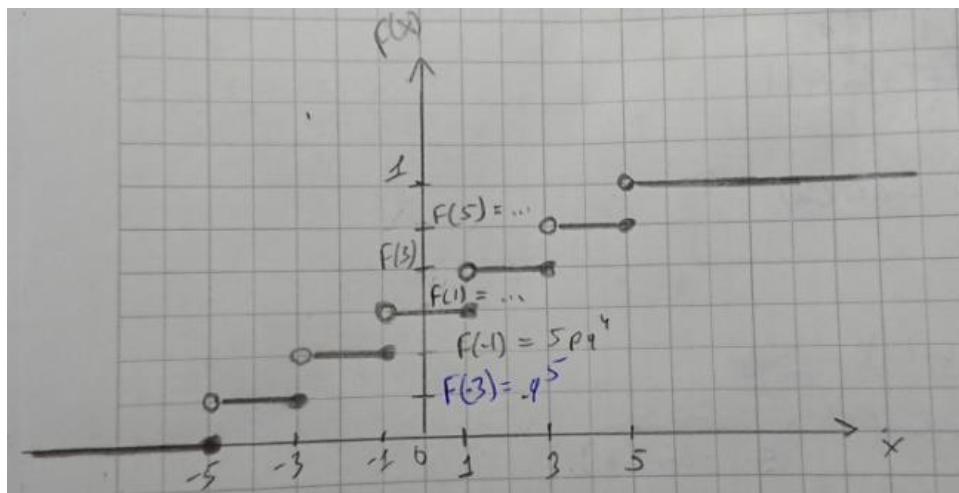
Мат. ожидание и дисперсия:

$$M[x] = -5 \cdot q^5 - 15 \cdot p \cdot q^4 - 10 \cdot p^2 \cdot q^3 + 10 \cdot p^3 \cdot q^2 + 15 \cdot p^4 \cdot q + 5 \cdot p^5 = 10 \cdot p - 5$$

$$M[x^2] = 25 \cdot q^5 + 45 \cdot p \cdot q^4 + 10 \cdot p^2 \cdot q^3 + 10 \cdot p^3 \cdot q^2 + 45 \cdot p^4 \cdot q + 5 \cdot p^5 = 80 \cdot p^2 - 90 \cdot p + 25$$

$$D[x] = M[x^2] - M^2[x] = -20 \cdot p^2 + 20 \cdot p$$

График:



2)

Попадание(+)/промах(-)

+	-	
5	0	→ 25
4	1	→ 17
3	2	→ 13
2	3	→ 13
1	4	→ 17
0	5	→ 25

Ряд:

$x_i$	13	17	25	>25
$p_i$	$10 \cdot p^2 \cdot q^2 \cdot (p+q)$	$5 \cdot p \cdot q \cdot (p^3+q^3)$	$p^5 + q^5$	0
$F(x)$	0	$10 \cdot p^2 \cdot q^2 \cdot (p+q) + 5 \cdot p \cdot q \cdot (p^3+q^3)$	$10 \cdot p^2 \cdot q^2 \cdot (p+q) + 5 \cdot p \cdot q \cdot (p^3+q^3) + 5 \cdot p \cdot q \cdot (p^3+q^3)$	1

Функция распределения:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 13 \\ 10 p^2 q^2 (p+q), & 13 < x \leq 17 \\ 10 p^2 q^2 (p+q) + 5 p q (p^3 + q^3), & 17 < x \leq 25 \\ 1, & x > 25 \end{cases}$$

$$F(13)$$

$$0$$

$$F(17)$$

$$10 p^2 q^2 (p + q)$$

$$F(25)$$

$$10 p^2 q^2 (p + q) + 5 p q (p^3 + q^3)$$

$$F(26)$$

$$1$$

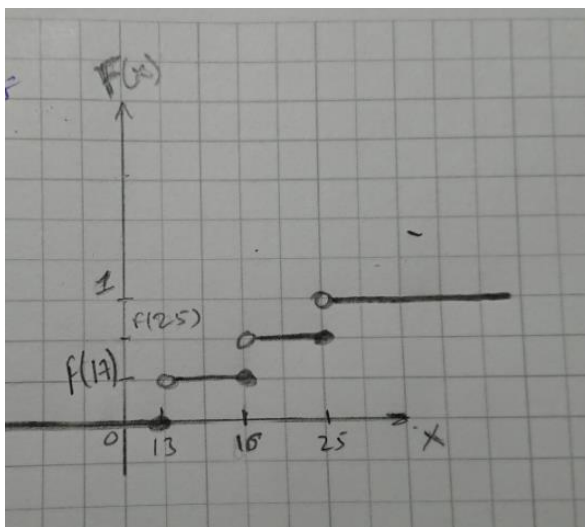
Мат. ожидание и дисперсия:

$$M[x] = 130 \cdot p^2 \cdot q^2 \cdot (p + q) + 85 \cdot p \cdot q \cdot (p^3 + q^3) + 25 \cdot (p^5 + q^5) = 40 \cdot p^2 - 40 \cdot p + 25$$

$$M[x^2] = 1690 \cdot p^2 \cdot q^2 \cdot (p + q) + 1445 \cdot p \cdot q \cdot (p^3 + q^3) + 625 \cdot (p^5 + q^5) = 480 \cdot p^4 - 960 \cdot p^3 + 2160 \cdot p^2 - 1680 \cdot p + 625$$

$$D[x] = M[x^2] - M^2[x] = -1120 \cdot p^4 + 2240 \cdot p^3 - 1440 \cdot p^2 + 320 \cdot p$$

График:



### 3 Задача [6 балла]

Монета бросается  $n$  раз. Предположим, что выпадение каждой из сторон независимы. Орел выпадает с вероятностью  $p$ . Найдите вероятность того, что среди всех проводимых испытаний есть последовательность из  $k$  подряд выпавших орлов.

В случае, если первые  $k$  - орлы, то результат в остальных  $n-k$  не важен, т.е. там могут быть как орлы, так и решки, а т.к. выпадение орла и решки -- независимы, то вероятность такого события  $= p^k 1^{(n-k)} = p^k$ .

Однако такое событие может и не произойти, значит на любой из первых  $k$  позиций выпала решка. И нам надо проверять оставшуюся часть строки после такого “прерывания”.

Принцип проверки оставшейся части строки будут таким же, поэтому итоговая формула нахождения вероятности будет рекурсивной 😊.

Пусть  $R(n, k, p)$  - функция нахождения вероятности выпадения  $k$  орлов в последовательности из  $n$ , но т.к.  $k$  и  $p$  меняться не будут по ходу счета, то сокращу ее сигнатуру до  $R(n)$ .

Итого: надо посчитать вероятность того, что первые  $k$  -- орлы, или же, что последовательность из  $k$  орлов находится после первой “прерывающей” решки.

$$R(n) := p^k + \sum_{i=1}^k p^{i-1} \cdot q \cdot R(n-i)$$

По факту мы считаем вероятности всех случаев, когда нам выпала последовательность из  $k$  орлов (повторюсь, после  $k$ -орлов без разницы, что выпадет).

Получается, при решении такой задачи всплывают числа Фибоначчи  $k$ -го порядка, только подстроены под условие, что орел выпадает с вероятностью  $p$ .

#### 4 Задача [4 балла]

Предположим, что землетрясения происходят в соответствии с законом распределения Пуассона с  $\lambda = 2$ . В качестве единицы измерения времени взята 1 неделя. (То есть в среднем происходит 2 землетрясения в неделю).

1. Найдите вероятность того, что в течении следующих 2-х недель произойдет по крайней мере 3 землетрясения
2. Найдите распределение вероятностей для случайной величины  $X$  - количества дней до первого землетрясения.

1)

Учитывая стационарность потока:

$\lambda_{14} = 4$  в среднем за 2 недели.

$$P\{x \geq 3\} = 1 - P\{x < 3\}$$

$$P\{x=0\} = \frac{\lambda_{14}^0 \cdot e^{-\lambda_{14}}}{0!} = e^{-4}$$

$$P\{x=1\} = 4 \cdot e^{-4}$$

$$P\{x=2\} = 8 \cdot e^{-4}$$

$$P\{x \geq 3\} = 1 - 13e^{-4} \approx 0.76$$

2)

Учитывая стационарность потока:

$\lambda_1 = \frac{2}{7}$  в среднем за день.

$\lambda_n = \frac{2 \cdot n}{7}$  в среднем за n дней.

Тогда вероятность, что первые  $x$  дней произойдут без происшествий, а на следующий день случится землетрясение.

$$P(x) = P(k=0, n=x) \cdot P(k=1, n=1) = e^{-\frac{2 \cdot x}{7}} \cdot \frac{2}{7} \cdot e^{-\frac{2}{7}} = \frac{2}{7} \cdot e^{-\frac{2 \cdot (x+1)}{7}}$$

## 5 Задача [8 балла]

Случайная величина  $\xi$  принимает целые неотрицательные значения с вероятностью

$$p_k = P\{\xi = k\} = \frac{C^{2k-1}}{(2k-1)!}$$

Найдите  $C$ , если известно, что  $C > 0$

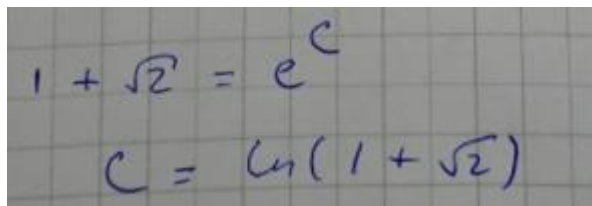
Пользуемся функцией распределения и условием нормировки:

$$\begin{aligned} F(x) &= P\{\xi \leq x\} \\ P(\xi < \infty) &= 1 = F(\infty) = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{C^{2i-1}}{(2i-1)!} \\ e^x &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!} \\ e^{-x} &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-x)^i}{i!} \\ e^x - e^{-x} &= 2 \sum_{i=1}^{\infty} \frac{x^{2i-1}}{(2i-1)!} \\ \sum_{i=1}^{\infty} \frac{x^{2i-1}}{(2i-1)!} &= \frac{e^x - e^{-x}}{2} = \sinh(x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} e^C - e^{-C} &= 2 \\ e^{-C}(e^{2C} - 1) &= 2 \\ e^{2C} - 2 \cdot e^C - 1 &= 0 \\ \text{Пусть } z &= e^C \\ z^2 - 2z - 1 &= 0 \\ D &= 4 + 4 = 8 \\ \begin{cases} z_1 = \frac{2 + 2\sqrt{2}}{2} = 1 + \sqrt{2} \\ z_2 = \frac{2 - 2\sqrt{2}}{2} = 1 - \sqrt{2} \end{cases} \end{aligned}$$



$Z_2$  не подходит т.к.  $e^x > 0$  для любых вещественных  $x$ .


$$1 + \sqrt{2} = e^c$$
$$c = \ln(1 + \sqrt{2})$$

## 6    Задача [7 балла]

НСВ определена на промежутке  $[a, 3a]$  и имеет плотность распределения

$$f(x) = \frac{1}{k}x$$

,где  $k > 0$ .

Математическое ожидание  $M[x] = 1$ .

Найдите  $a$ ,  $k$ ,  $f(x)$ ,  $F(x)$ ,  $D[x]$ ,  $Me[x]$ (медиана).

Пользуемся известным мат. ожиданием, условием нормировки, определением медианы:

$$f(x) = \frac{x}{k} \quad x \in [a; 3a]$$

$$\frac{1}{2k} x^2 \Big|_a^{3a} = 1 = \frac{4a^2}{k} \Rightarrow k = 4a^2$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{1}{2k} (x^2 - a^2), & a \leq x \leq 3a \\ 1, & x > 3a \end{cases}$$

$$\int_a^{3a} \frac{x^2}{k} dx = \frac{1}{3k} x^3 \Big|_a^{3a} = \frac{26a^3}{3k} = 1$$

$$\frac{26a^3}{3 \cdot 4 \cdot a^2} = 1 \Rightarrow a = \frac{12}{26} = \frac{6}{13}$$

$$k = \frac{4 \cdot 36}{169} = \frac{144}{169}$$

$$M[x^2] = \int_a^{3a} \frac{x^3}{k} dx = \frac{1}{4k} x^4 \Big|_a^{3a} = \frac{80a^4}{4k} = \frac{20a^4}{k}$$

$$D[x] = \frac{20a^4}{k} - 1 = \frac{20 \cdot 6^4 \cdot 169}{13^4 \cdot 144} - 1 \approx 0,065 = D[x]$$

$$\int_a^{M_e} \frac{x}{k} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2k} x^2 \Big|_a^{M_e}$$

$$\frac{M_e^2 - a^2}{k} = 1 \Rightarrow M_e = \sqrt{a^2 + k} = 1,032$$

## 7 Задача [5 балла]

Задана НСВ  $X$  на всей оси  $Ox$  с плотностью распределения

$$f(x) = \frac{4a}{e^x + e^{-x}}$$

Найдите постоянный параметр  $a$ ,  $Me[X]$

Handwritten solution for finding parameter  $a$  using the normalization condition:

$$\begin{aligned} f(x) &= 4a \frac{1}{e^x + e^{-x}} \\ 1 &= 2a \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\cosh(x)} dx = 4a \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^x}{e^{2x} + 1} dx = \\ &= 4a \int_{-\infty}^{\infty} \frac{de^x}{e^{2x} + 1} = 4a \cdot \arctan(e^x) \Big|_{-\infty}^{\infty} = 1 \\ 4a \left( \frac{\pi}{2} - 0 \right) &= 2\pi a = 1 \Rightarrow \boxed{a = \frac{1}{2\pi}} \end{aligned}$$

т.к.  $f(-x) = f(x) \Rightarrow f(x)$  -- четная, то медиана  $Me$  будет равняться 0.

Если искать ручками:

Handwritten solution for finding the median  $Me$  using the cumulative distribution function:

$$\begin{aligned} F(x) &= P\{-\infty < X \leq x\} = \frac{2}{\pi} \arctan(e^x) \Big|_{-\infty}^x = \\ &= \frac{2}{\pi} \arctan(e^x) \\ F(Me) &= 0,5 \end{aligned}$$

Handwritten solution for finding the median  $Me$  by solving the equation  $F(Me) = 0,5$ :

$$\begin{aligned} \frac{2}{\pi} \arctan(e^{Me}) &= 0,5 \\ \arctan(e^{Me}) &= \frac{\pi}{4} \Rightarrow e^{Me} = 1 \Rightarrow \boxed{Me = 0} \end{aligned}$$

## 8 Задача [10 балла]

Диаметр круга измерен приближенно. Его величина распределена на отрезке  $[a, b]$  с плотностью

$$f(x) = nx^2 + mx + k$$

. Известно, что  $f(a) = f(b) = 0$

1. Найдите  $n, m, k$
2. Найдите  $f(x), F(x), M[x], D[x]$
3. Найдите среднее значение и дисперсию площади круга

Средняя параболы:  $-\frac{m}{2n} = \frac{a+b}{2} \Rightarrow m = -(a+b)n$

$$\Delta = m^2 - 4nk$$

$$b = \frac{-m + \sqrt{m^2 - 4nk}}{2n}$$

$$2nb = -m + \sqrt{m^2 - 4nk}$$

$$2nb - (a+b)n = \sqrt{m^2 - 4nk}$$

$$n(b-a) = \sqrt{m^2 - 4nk}$$

$$n(b-a) = \sqrt{(a+b)^2 n^2 - 4nk}$$

$$n^2(a^2 + b^2 - 2ab) = n^2(a^2 + b^2 + 2ab) - 4nk \quad | : n$$

$$-4ab = -4k$$

$$k = nab$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{n}{3}(x^3 - a^3) + \frac{m}{2}(x^2 - a^2) + k(x - a), & a \leq x \leq b \\ 1, & x > b \end{cases}$$

$$F(b) = \frac{n}{3}(b^3 - a^3) + \frac{m}{2}(b^2 - a^2) + k(b - a) = 1 =$$

$$= \frac{n}{3} (b^3 - a^3) - (a+b) \frac{n}{2} (b^2 - a^2) + nab(b-a) = 1$$

$$\frac{1}{n(b-a)} = \frac{1}{3} (a^2 + b^2 + ab) - \frac{1}{2} (a+b)(a+b) + ab$$

$$\frac{6}{n(b-a)} = 2a^2 + 2b^2 + 2ab - 3a^2 - 3b^2 - 6ab + 6ab$$

$$\frac{6}{n(b-a)} = -(a-b)^2 \Rightarrow n = \frac{6}{(a-b)^3}$$

$$\begin{cases} n = \frac{6}{(a-b)^3} \\ k = \frac{6ab}{(a-b)^3} \\ m = -\frac{(a+b)6}{(a-b)^3} \end{cases}$$

$$f(x) = \frac{6}{(a-b)^3} x^2 - \frac{6(a+b)}{(a-b)^3} x + \frac{6ab}{(a-b)^3}$$

$$F(x) = \frac{2}{(a-b)^3} (x^3 - a^3) - \frac{3(a+b)}{(a-b)^3} (x^2 - a^2) + \frac{6ab}{(a-b)^2} (x - a)$$

$$\begin{aligned} M[x] &= \int_a^b x f(x) = \frac{6}{4} \cdot \frac{1}{(a-b)^3} (b^4 - a^4) - 2 \frac{(a+b)}{(a-b)^3} (b^3 - a^3) \\ &+ 3 \frac{ab}{(a-b)^3} (b^2 - a^2) = \frac{1}{4(a-b)^3} (6(b^4 - a^4) - 8(a+b)(b^3 - a^3) \\ &+ 12ab(b^2 - a^2)) = \frac{1}{4(a-b)^3} (6b^4 - 6a^4 - 8ab^3 + 8a^4 - 8b^4 \\ &+ 8a^3b + 12ab^2 - 12a^3b) = \frac{1}{2(a-b)^3} (a^4 - 2a^3b + 2ab^3 - b^4) = \frac{1}{2(a-b)^3} (a^4 - b^4) \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 a^4 - 2a^3b + 2ab^3 - b^4 &= ab(2b^2 - 2a^2) + a^4 - b^4 \\
 &= 2ab(b^2 - a^2) + (a^2 - b^2)(a^2 + b^2) = (a^2 - b^2)(a^2 + b^2 - 2ab) \\
 &= (a^2 - b^2)(a - b)^2 = (a + b)(a - b)^3
 \end{aligned}$$

$$\star = \frac{2(a+b)(a-b)^3}{4(a-b)^3} = \boxed{\frac{a+b}{2} = M[x]}$$

$$M[x^2] = \int_a^b x^2 f(x) = \frac{6}{(a-b)^3} \left( \frac{x^5}{5} - \frac{(a+b)x^4}{4} + \frac{abx^3}{3} \right) \Big|_a^b = \frac{6}{(a-b)^3 60} (12(b^5 - a^5) - 15(a+b) \cdot$$

$$\cdot (b^4 - a^4) + 20ab(b^3 - a^3)) = \frac{1}{10(a-b)^2} (-12(a^4 + a^3b +$$

$$\begin{aligned}
 &+ a^2b^2 + ab^3 + b^4) + 15(a+b)(a^2 + b^2)(a+b) - 20ab \cdot \\
 &\cdot (a^2 + ab + b^2)) = \frac{1}{10(a-b)^3} (3a^4 - 2a^3b - 2a^2b^2 - 2ab^3 + 3a^4) = \\
 &= \star
 \end{aligned}$$

$$\begin{array}{r}
 -3a^4 - 2a^3b - 2a^2b^2 - 2ab^3 + 3b^4 \quad | \quad a-b \\
 \hline
 -3a^4 - 3a^3b \\
 \hline
 \quad a^3b - 2a^2b^2 \\
 \quad -a^3b - a^2b^2 \\
 \hline
 \quad \quad -a^2b^2 - 2ab^3 \\
 \quad \quad -a^2b^2 + ab^3 \\
 \hline
 \quad \quad \quad -3ab^3 + 3b^4 \\
 \quad \quad \quad -3ab^3 + 3b^4 \\
 \hline
 \quad \quad \quad \quad 0
 \end{array}$$

$$\begin{array}{r}
 -3a^3 + a^2b - ab^2 - 3b^3 \quad | \quad a-b \\
 \hline
 -3a^3 - 3a^2b \\
 \hline
 \quad 4a^2b - ab^2 \\
 \quad 4a^2b - 4ab^2 \\
 \hline
 \quad \quad -3ab^2 - 3b^3 \\
 \quad \quad -3ab^2 - 3b^3 \\
 \hline
 \quad \quad \quad 0
 \end{array}$$

$$X = \frac{(a-b)^2 (3a^2 + 4ab + 3b^2)}{10(a-b)^2}$$

$$= \frac{3a^2 + 4ab + 3b^2}{10} = M[x^1]$$

$$D[x] = M[x^2] - M^2[x] = \frac{(6a^2 + 8ab + 6b^2) - (5a^4 + 10a^2b + b^4)}{20}$$

$$= \frac{a^2 - 2ab + b^2}{20} = \boxed{\frac{(a-b)^2}{20} = D[x]}$$

$$M[S] = M\left[\frac{\pi}{4} d^2\right] = \frac{\pi}{4} M[x^2] = \frac{\pi}{40} (3a^2 + 4ab + 3b^2)$$

$$M[S^2] = \frac{\pi^2}{16} M[x^4]$$

$$M[x^4] = \int_a^b x^4 f(x) dx = \frac{6}{(a-b)^3} \int_a^b (x^6 - (a+b)x^5 + abx^4) dx$$

$$= \frac{6}{210(a-b)^3} (30(b^7 - a^7) - 35(a+b)(b^6 - a^6) + 42ab(b^5 - a^5))$$

$$= \frac{1}{35(a-b)^2} (5a^6 - 2a^5b - 2a^4b^2 - 2a^3b^3 - 2a^2b^4 - 2ab^5 + 5b^6)$$

$\begin{array}{r} 5a^6 - 2a^5b - 2a^4b^2 - 2a^3b^3 - 2a^2b^4 - 2ab^5 + 5b^6 \\ \underline{5a^6 - 5a^5b} \\ -3a^5b - 2a^4b^2 \\ \underline{-3a^5b - 3a^4b^2} \\ -a^4b^2 - 2a^3b^3 \\ \underline{a^4b^2 - a^3b^3} \\ -a^3b^3 - 2a^2b^4 \\ \underline{-a^3b^3 + a^2b^4} \\ -3a^2b^4 - 2ab^5 \\ \underline{-3a^2b^4 + 3ab^5} \\ -5ab^5 + 5b^6 \\ \underline{-5ab^5 + 5b^6} \\ 0 \end{array}$	$\begin{array}{l} a-b \\ \hline 5a^5 - 3a^4b + a^3b^2 - a^2b^3 - \\ -3ab^4 - 5b^5 \end{array}$
--	--

$$\begin{array}{r}
 -5a^5 + 3a^4b + a^3b^2 - a^2b^3 - 3ab^4 - 5b^5 \quad | \quad a-b \\
 \underline{5a^5 - 5a^4b} \phantom{+ a^3b^2 - a^2b^3 - 3ab^4 - 5b^5} \\
 8a^4b + a^3b^2 \phantom{- a^2b^3 - 3ab^4 - 5b^5} \\
 \underline{-8a^4b - 8a^3b^2} \phantom{- a^2b^3 - 3ab^4 - 5b^5} \\
 9a^3b^2 - a^2b^3 \phantom{- 3ab^4 - 5b^5} \\
 \underline{-9a^3b^2 - 9a^2b^3} \phantom{- 3ab^4 - 5b^5} \\
 -8a^2b^3 - 3ab^4 \phantom{- 5b^5} \\
 \underline{8a^2b^3 - 8ab^4} \phantom{- 5b^5} \\
 -5ab^4 - 5b^5 \\
 \underline{5ab^4 - 5b^5} \\
 0
 \end{array}$$

$$\star = \frac{5a^4 + 8a^3b + 8a^2b^2 + 8ab^3 + 5b^4}{35}$$

$$\begin{aligned}
 D[s] &= M[s^2] - M[s]^2 = \frac{\pi^2}{16 \cdot 700} (37a^4 - 8a^3b - 58a^2b^2 - \\
 &- 8ab^3 + 37b^4) = \boxed{\frac{\pi^2}{11200} (a-b)^2 (37a^2 + 66ab + 37b^2) = D[s]}
 \end{aligned}$$



## 9 Задача [7 балла]

Петя и Вася играют в игру. Пете нужно разложить по коробкам 10 синих и 10 белых шаров по двум одинаковым коробкам. После этого Вася равновероятно выбирает одну коробку и равновероятно достает из нее 1 шар. Если шар белый, то выиграл Петя, иначе - Вася. Как Петя должен разложить шары по коробкам, чтобы победа была наиболее вероятной. (пустых коробок оставлять нельзя. все шары должны быть разложены по коробкам)

$a$  - белых шаров в 1й коробке  
 $b$  - синих шаров в 1й коробке  
 $D = \{0 < a+b < 20, 0 \leq a \leq 10, 0 \leq b \leq 10\}$

Полная вероятность успеха:

$$p = \frac{1}{2} \frac{a}{a+b} + \frac{1}{2} \frac{10-a}{20-a-b}, \quad (a,b) \in D$$

Для поиска максимума на области методом оптимизации, допустим, что  $a$  и  $b$  могут быть вещественными ( $Z \in \mathbb{R}$ ).

Найдем производные по каждой переменной для поиска максимума на области:

$$p'_a = \frac{1}{2} \frac{b}{(a+b)^2} + \frac{b-10}{2(20-a-b)^2}$$
$$p'_b = -\frac{1}{2} \frac{a}{(a+b)^2} + \frac{10-a}{2(20-a-b)^2}$$

Приравниваем производные по обеим переменным к 0, чтобы найти экстремумы.

$$\begin{cases} \frac{10-a}{2(20-a-b)} = \frac{a}{2(a+b)^2} \\ \frac{10-b}{2(20-a-b)} = \frac{b}{2(a+b)^2} \end{cases}$$

$$\frac{10-a}{10-b} = \frac{a}{b}$$

$$\begin{cases} b=a \\ a=10-b \end{cases} \quad \begin{cases} b=a \\ a+b=10 \end{cases}$$

при  $a=b$ :

$$p = \frac{1}{2} \frac{a}{a+a} + \frac{1}{2} \frac{10-a}{20-a-a} = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$$

при  $a=10-b$

$$p = \frac{1}{2} \frac{10-b}{10-b+b} + \frac{1}{2} \frac{10-10+b}{20-10+b-b} =$$

$$= \frac{1}{2} \frac{10-b}{10} + \frac{1}{2} \frac{b}{10} = \frac{1}{2}$$

Проверяем границы области:

$$p'_a(b=0) = \frac{-10}{2(20-a)^2} < 0 \quad \forall a \in D$$

$$p'_a(b=10) = \frac{5}{(a+10)^2} > 0 \quad \forall a \in D$$

$$p'_b(a=0) = \frac{10}{2(20-b)^2} > 0 \quad \forall b \in D$$

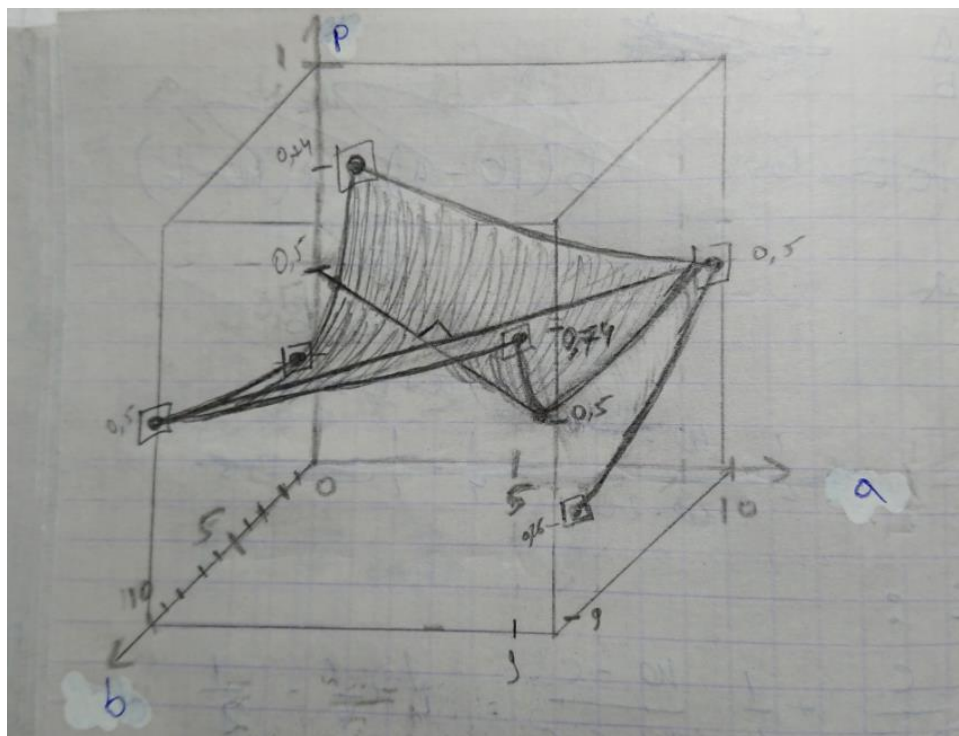
$$p'_b(a=10) = -\frac{10}{2(10+b)^2} < 0 \quad \forall b \in D$$

Находим граничные значения:

$$\begin{aligned}p(10, 0) &= 0,5 \\p(0, 10) &= 0,5 \\p(1, 0) &= \frac{14}{19} \approx 0,737 \approx 0,74 \\p(0, 1) &= \frac{5}{19} \approx 0,26 \\p(10, 9) &= \frac{5}{19} \approx 0,26 \\p(9, 10) &= \frac{14}{19} \approx 0,74\end{aligned}$$

Наибольшая вероятность выиграть составляет 0,74. Выходит, для наиболее вероятной победы, Пете надо в одной коробке оставить один белый шар, остальные шары (которых 19) в другую коробку.

График (примерный):



## 10 Задача [6 балла]

На перекрестке стоит светофор. Зеленый горит 40 секунд, красный - 20 секунд. Вася подходит к светофору в случайный момент времени. Найдите

1. Вероятность того, что ему не придется ждать зеленый
2. Закон распределения времени ожидания
3. Математическое ожидание времени ожидания
4. Дисперсию времени ожидания

Пусть  $f(x)$  - плотность “прихода” Васи,  $f_0(x)$  - плотность времени ожидания Васи.

$$f(x) := \begin{cases} \frac{1}{60} & 0 \leq x \leq 60 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f_0(x) := \begin{cases} \frac{1}{20} & 0 \leq x \leq 20 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

Вероятность того, что Вася придет на зеленый свет и ему не придется ждать:

$$p = \int_0^{40} f(x) dx = \frac{2}{3}$$

Пусть событие  $A$  -- зеленый свет,  $B$  -- красный, тогда при событии  $A$  горит зеленый свет, значит время ожидания составит 0:

$$F(x=0) = 2/3.$$

$$F(x) := P\{X < x\} = P\{x=0 \mid A\} \cdot P(A) + P\{X < x \mid B\} \cdot P(B) =$$

$$P\{x=0 \mid A\} \cdot p + P\{X < x \mid B\} \cdot (1-p) =$$

$$P\{x=0 \mid A\} \cdot \frac{2}{3} + P\{X < x \mid B\} \cdot \frac{1}{3}$$

При событии  $A$  горит зеленый свет, значит время ожидания составит 0:

$$F(x=0) = 2/3.$$

Функция распределения ожидания:

$$Fo(x) := \begin{cases} \frac{x}{20} & 0 \leq x \leq 20 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

Получаем:

$$F(x) := \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{x}{20} & 0 \leq x \leq 20 \\ 1 & x > 20 \end{cases}$$

Мат. ожидание, дисперсия:

$$\begin{aligned} M[x] &= M[x | A] \cdot P(A) + M[x | B] \cdot P(B) = \\ M[0] \cdot \frac{2}{3} + M\left[x \middle| B\right] \cdot \frac{1}{3} &= \\ M\left[x \middle| B\right] \cdot \frac{1}{3} &= \frac{1}{3} \cdot \frac{(b+a)}{2} = \frac{10}{3} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} M[x^2] &= M[x^2 | A] \cdot P(A) + M[x^2 | B] \cdot P(B) = \\ M[0] \cdot \frac{2}{3} + M\left[x^2 \middle| B\right] \cdot \frac{1}{3} &= \\ M\left[x^2 \middle| B\right] \cdot \frac{1}{3} &= \frac{1}{3} \int_0^{20} \frac{x^2}{20} d(x) = \frac{400}{9} \end{aligned}$$

$$D[x] = M[x^2] - M^2[x] = \frac{100}{3}$$

## 11 Задача [8 балла]

Непрерывная случайная величина  $X$  распределена по следующему закону распределения ( $h = \text{const}$ )

$$f(x) = \begin{cases} axe^{-h^2 x^2} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

Найдите

1. коэффициент  $a$
2. функцию распределения
3. мат. ожидание
4. дисперсию
5. моду
6. вероятность того, что случайная величина примет значение, меньшее чем мода
7. медиану

Handwritten solution on grid paper:

$$f(x) = \begin{cases} axe^{-(hx)^2}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$
$$-\frac{a}{2h^2} \int_0^{\infty} e^{-(hx)^2} d(-(hx)^2) = -\frac{a}{2h^2} e^{-(hx)^2} \Big|_0^{\infty} = -\frac{a(0-1)}{2h^2} = 1$$
$$a = 2h^2$$
$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-(hx)^2}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$
$$M[X] = \int_0^{\infty} 2h^2 x^2 e^{-(hx)^2} dx = - \int_0^{\infty} x e^{-(hx)^2} d(-(hx)^2) =$$
$$= -x e^{-(hx)^2} \Big|_0^{\infty} + \frac{1}{h} \int_0^{\infty} e^{-(hx)^2} d(hx) = \int_0^{\infty} e^{-t^2} dt =$$
$$= 0 - 0 + \frac{1}{h} \int_0^{\infty} e^{-t^2} dt$$
$$y = \int_0^{\infty} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2} dt$$
$$y^2 = \frac{1}{4} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(t^2+h^2)} dt dh = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \int_0^{\infty} e^{-r^2} r dr d\alpha =$$



$$= \frac{1}{4} \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} e^{-r^2} r dr d\alpha = -\frac{1}{8} \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} e^{-r^2} d(1-r^2) d\alpha =$$

$$= -\frac{1}{8} \int_0^{2\pi} (0-1) d\alpha = \frac{1}{8} \int_0^{2\pi} d\alpha = \frac{\pi}{4} \Rightarrow y = \frac{(\pi)}{2}$$

$$M(x) = \frac{1}{h} \cdot y = \frac{\sqrt{\pi}}{2h}$$

$$1 - e^{-(h M_0)^2} = 0,5$$

$$e^{-(h M_0)^2} = 0,5$$

$$-(h M_0)^2 = -\ln(2)$$

$$M_0 = \frac{\sqrt{\ln(2)}}{h}$$

$$f'(x) = (2h^2 x e^{-(hx)^2})' x = -4h^4 x^2 e^{-(hx)^2},$$

$$2h^2 e^{-(hx)^2} = 0$$

$$2h^2 e^{-(hx)^2} = 4h^4 x^2 e^{-(hx)^2}$$

$$2h^2 x^2 = 1$$

$$x = \frac{1}{\sqrt{2}h} = \frac{1}{h\sqrt{2}} = M_0$$

$$F(M_0) = 1 - e^{-(h M_0)^2} = 1 - e^{-\frac{1}{2}} \approx 0,39.$$

$$F(M_0) \approx 0,39$$

$$M[x^2] = \int_0^{\infty} 2h^2 x^3 e^{-(hx)^2} dx = - \int_0^{\infty} x^2 d e^{-(hx)^2} =$$

$$= -x^2 e^{-(hx)^2} \Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} e^{-(hx)^2} d(-h^2 x^2) =$$

$$= 0 - 0 + \frac{e^{-(hx)^2}}{h^2} \Big|_0^\infty = \frac{1}{h^2}$$

$$D[x] = M[x^2] - M^2[x] = \frac{1}{h^2} - \frac{\pi}{4h^2} = \frac{4-\pi}{4h^2} = D[x]$$

## 12 Задача [7 балла]

Пусть число  $a$  таково, что  $P\{|\xi| < a\} > \frac{2}{3}$ . Докажите, что медиана распределения величины  $\xi$  лежит в отрезке  $[-a, a]$ .

Обозначу  $x$  как  $\xi$ .

$$\xi = x$$

$$P\{|x| < a\} = P\{-a < x < a\} = F(a) - F(-a) = \frac{2}{3}$$

$$F(a) > \frac{2}{3} + F(-a)$$

$$0 \leq F(x) \leq 1, \forall x \in \mathbb{R}$$

Пользуясь неравенством выше, можем установить, что:

$$F(a) > \frac{2}{3}$$

Т.к.  $F(-a)$  может равняться 0.

$$F(-a) < \frac{1}{3}$$

$F(-a)$  не может равняться  $1/3$ , т.к. при таком значении  $F(-a)$  получим, что  $F(a) > 1$ , но макс. знач., которое может принимать функция распределения, равняется 1.

Зная, что  $F(Me) = 0.5$ ,  $F(-a) \in [0; 1/3)$  и  $F(a) \in (2/3; 1]$ , получаем:

$$F(Me) = \frac{1}{2} \Rightarrow F(-a) < F(Me) < F(a) \Rightarrow -a > Me > a \Rightarrow Me \in (-a, a)$$



### 13 Задача [6 балла]

Случайная точка  $(\xi, \eta)$  распределена по нормальному закону на плоскости

$$p(x, y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}$$

Найдите вероятность попадания точки  $(\xi, \eta)$  в квадрат с координатами  $(0; 1)$ ,  $(1, 0)$ ,  $(0; -1)$ ,  $(-1; 0)$ .

$p(\pm x, \pm y) = p(x, y)$ , потому что  $x$  и  $y$  возводятся в квадрат.

Получается  $p(x, y)$  симметрична относительно  $Oz$ .

Т.к.  $p(x, y)$  симметрична относительно  $Oz$ , повернем область на  $45^\circ$  для упрощения вычислений. Для этого используем матрицу поворота на  $45^\circ$ :

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} -1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 0 \\ -1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix}$$

Получаем новые границы нашего квадрата:

$$(0; 1) \rightarrow \left( \frac{1}{\sqrt{2}}; \frac{1}{\sqrt{2}} \right)$$

$$(1; 0) \rightarrow \left( \frac{1}{\sqrt{2}}; -\frac{1}{\sqrt{2}} \right)$$

$$(-1; 0) \rightarrow \left( -\frac{1}{\sqrt{2}}; \frac{1}{\sqrt{2}} \right)$$

$$(0; -1) \rightarrow \left( -\frac{1}{\sqrt{2}}; -\frac{1}{\sqrt{2}} \right)$$

Если мы-таки повернем  $x$  и  $y$ :

$$\begin{bmatrix} x' \\ y' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ -\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{x+y}{\sqrt{2}} \\ \frac{-x+y}{\sqrt{2}} \end{bmatrix}$$

$$\begin{cases} x = \sqrt{2} \cdot x' - \sqrt{2} \cdot y' \\ y = \sqrt{2} \cdot y' + \sqrt{2} \cdot x' \end{cases}$$

$$\begin{cases} x = \frac{x' - y'}{\sqrt{2}} \\ y = \frac{x' + y'}{\sqrt{2}} \end{cases}$$

$$p(x', y') = \frac{1}{2 \cdot \pi} \cdot e^{-\frac{x'^2 + y'^2 - 2 \cdot x' \cdot y' + x'^2 + y'^2 + 2 \cdot x' \cdot y'}{2 \cdot 2}} =$$

$$\frac{1}{2 \cdot \pi} \cdot e^{-\frac{2 \cdot x'^2 + 2 \cdot y'^2}{4}} = \frac{1}{2 \cdot \pi} \cdot e^{-\frac{x'^2 + y'^2}{2}}$$

Находим вероятность с помощью функции Лапласа:

$$P\{(x, y) \in D\} = \frac{1}{2 \cdot \pi} \cdot \int_{-\frac{1}{\sqrt{2}}}^{\frac{1}{\sqrt{2}}} \int_{-\frac{1}{\sqrt{2}}}^{\frac{1}{\sqrt{2}}} e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}} d(y) d(x) = \frac{2 \cdot \pi}{2 \cdot \pi} \cdot \left( \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \int_{-\frac{1}{\sqrt{2}}}^{\frac{1}{\sqrt{2}}} e^{-\frac{x^2}{2}} d(x) \right) \cdot \left( \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \int_{-\frac{1}{\sqrt{2}}}^{\frac{1}{\sqrt{2}}} e^{-\frac{y^2}{2}} d(y) \right) =$$

$$\left( \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \int_{-\frac{1}{\sqrt{2}}}^{\frac{1}{\sqrt{2}}} e^{-\frac{x^2}{2}} d(x) \right)^2 = \left( 2 \cdot \Phi\left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right) \right)^2 \approx 4 \cdot (0.258)^2 \approx 0.27$$

#### 14 Задача [8 балла]

Случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  независимы и одинаково распределены с плотностью распределения  $p_\xi = p_\eta = \frac{C}{1+x^4}$ .  
Найдите постоянную  $C$ . Докажите, что величина  $\frac{\xi}{\eta}$  распределена по закону Коши

Коэффициент  $C$ , конечно же, можно найти и из  $p(x)$  или  $p(y)$ , но такой определенный интегральчик:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{C}{1+x^4} d(x)$$

находится вынесением квадрата из-под знаменателя, потом разложением полученной дроби по методу неопределенных коэффициентов:

$$1+x^4 = (x^2 - \sqrt{2} \cdot x + 1) \cdot (x^2 + \sqrt{2} \cdot x + 1)$$

$$\frac{A+B \cdot x}{x^2 - \sqrt{2} \cdot x + 1} + \frac{C+D \cdot x}{x^2 + \sqrt{2} \cdot x + 1} = \frac{\frac{1}{2} - \frac{1}{2 \cdot \sqrt{2}} \cdot x}{x^2 - \sqrt{2} \cdot x + 1} + \frac{\frac{1}{2} + \frac{1}{2 \cdot \sqrt{2}} \cdot x}{x^2 + \sqrt{2} \cdot x + 1}$$

Но ведь проще найти через  $g(z)$ .

$$\bar{x} = x$$

$$\bar{y} = y$$

$$g(z) = \int_0^{\infty} x \frac{c}{1+(zx)^4} \cdot \frac{c}{1+x^4} dx - \int_{-\infty}^0 y \frac{c}{1+izy^2} \frac{c}{1+y^4} dy$$

$$\int \frac{x}{(1+x^4)(1+(zx)^4)} dx = \frac{1}{z} \int \frac{dx^2}{(1+x^4)(1+(zx)^4)} dx =$$

$$= \left| \begin{array}{l} x^2 = t \\ z^4 = q \end{array} \right| = \frac{1}{z} \int \frac{dt}{(1+t^2)(1+qt^2)} = \text{X}$$

$$\frac{At+B}{1+t^2} + \frac{Et+G}{1+qt^2} = \frac{At + qAt^3 + B + qBt^2 + Et + Et^3 + G + Gt^2}{(1+t^2)(1+qt^2)}$$

$$+ \frac{G + Gt^2}{(1+qt^2)(1+t^2)}$$

$$\begin{cases} qA + E = 0 \\ qB + G = 0 \\ A + E = 0 \\ B + G = 1 \end{cases}$$

$$\begin{cases} A = 0 \\ E = 0 \\ B = \frac{1}{1-q} \\ G = \frac{q}{1-q} \end{cases}$$

$$X = \frac{1}{2} \frac{C^2}{1-q} \arctan(t) - \frac{1}{2} \frac{C^2}{1-q} \frac{q}{\sqrt{q}} \arctan(\sqrt{q}t) =$$

$$= \frac{C^2}{2(1-q)} (\arctan(t) - \sqrt{q} \arctan(\sqrt{q}t))$$

$$f(z) = \frac{C^2}{2(1-z^4)} (\arctan(x^2) \Big|_0^\infty - z^2 \arctan(z^2 x^2) \Big|_0^\infty - \arctan(y^2) \Big|_{-\infty}^0 + z^2 \arctan(z^2 y^2) \Big|_{-\infty}^0) =$$

$$= \frac{C^2}{2(1-z^4)} \left( \frac{\pi}{2} - z^2 \frac{\pi}{2} + \frac{\pi}{2} - z^2 \frac{\pi}{2} \right) =$$

$$= \frac{(\pi - z^2 \pi) C^2}{2(1-z^4)} = \frac{\pi C^2}{2(1+z^2)}$$

$$\frac{\pi C^2}{2} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{1+z^2} dz = \frac{\pi C^2}{2} \arctan(z) \Big|_{-\infty}^{\infty} =$$

$$= \frac{\pi C^2}{2} \left( \frac{\pi}{2} - \left( -\frac{\pi}{2} \right) \right) = \frac{\pi^2 C^2}{2} = 1$$

$$C = \frac{\sqrt{2}}{\pi}$$

$$g(z) = \frac{1}{\pi(1+z^2)}$$

### 15 Задача [7 балла]

В ящике содержится  $2^n$  билетов. Номер  $i$  обозначен на  $C_n^i$  из них. Наудачу вынимаются  $m$  билетов,  $s$  - сумма номеров. Найдите мат. ожидание и дисперсию  $s$ .

Вероятность выпадения  $k$ -го билета:

$$P(x = k) = \begin{cases} \frac{C(n, i)}{2^n} & 1 \leq i \leq n \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

Тогда, мат. ожидание номера билета:

$$M[x] = \sum_{i=1}^n p(i) \cdot i = \frac{1}{2^n} \sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i$$

Находим сумму через бином Ньютона:

$$(x+1)^n = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot x^i$$
$$\left( (x+1)^n \right)'_x = \left( \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot x^i \right)'_x$$

$$n \cdot (x+1)^{n-1} = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i \cdot x^{i-1}$$

$x = 1$  :

$$n \cdot 2^{n-1} = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i = \sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i$$

В последней строке повышаем нижний предел суммы, т.к.  $C(n, i) \cdot i$  при  $i = 0$ :

$$\sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i = \sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i + 0 \cdot C(n, 0) = \sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i$$

Мат. ожидание номера билета:

$$M[x] = \frac{1}{2^n} \sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i = \frac{1}{2^n} \cdot (n \cdot 2^{n-1}) = \frac{n}{2}$$

Тогда, мат. ожидание суммы  $m$  вытянутых билетов:

$$M[S] = M[m \cdot x] = m \cdot M[x] = \frac{n \cdot m}{2}$$

Найдем дисперсию  $X$ :

$$M[x^2] = \frac{1}{2^n} \cdot \sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i^2$$

$$n(1+x)^{n-1} = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i \cdot x^{i-1}$$

$$(n(1+x)^{n-1})'_x = \left( \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i \cdot x^{i-1} \right)'_x$$

$$n(n-1) \cdot (1+x)^{n-2} = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i \cdot (i-1) \cdot x^{i-2}$$

$x = 1$  :

$$n(n-1) \cdot 2^{n-2} = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i \cdot (i-1) = \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i^2 - \sum_{i=0}^n C(n, i) \cdot i$$

$$\sum_{i=1}^n C(n, i) \cdot i^2 = n(n-1) \cdot 2^{n-2} + n \cdot 2^{n-1}$$

Нижнюю сумму ряда увеличиваем на  $1$  все по той же причине (при  $i = 0$  член ряда обнуляется).



$$M[x^2] = \frac{n((n-1) \cdot 2^{n-2} + 2^{n-1})}{2^n} = \frac{n \cdot 2^n}{2^n} \cdot \left( (n-1) \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{2} \right)$$

$$M[x^2] = \frac{n \cdot (n+1)}{4}$$

$$D[x] = M[x^2] - M^2[x] = \frac{n}{4}$$

Найдем дисперсию суммы номеров билетов, а сумма в свою очередь является линейной комбинацией номеров билетов ( $c_i = 1$ ):

$$D[S] = D\left[\sum_{i=1}^m X_i\right] = \sum_{i=1}^m D[X_i] + 2 \cdot \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{i-1} K_{x_i x_j}$$

Момент ковариации  $i$ -го и  $j$ -го номеров билетов является их произведение их мат. ожиданий среди  $m$  вытянутых билетов минус произведение мат. ожиданий вытянутых билетов по отдельности:

$$K_{x_i x_j} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m x_i x_j \cdot p(x_i) \cdot p(x_j) - M[x_i] \cdot M[x_j] = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m x_i x_j \cdot p(x_i) \cdot p(x_j) - M^2[x]$$

Получается момент ковариации для каждого  $i$ -го и  $j$ -го номеров билетов одинаковые (а значит и постоянной), т.к. каждый раз мы считаем одну и ту же величину, да и плюс мы не можем точно сказать билет под каким номером был вытянут 1м, 2м и так далее:

Выражаем момент ковариации (которая тоже const) через коэффициент ковариации и дисперсию [вытянутых билетов по отдельности]:

$$K_{x_i x_j} = r_{x_i x_j} \cdot \sqrt{D[x_i] \cdot D[x_j]} = r \cdot D[x]$$

Получаем:

$$\begin{aligned}
D[S] &= D\left[\sum_{i=1}^m X_i\right] = \sum_{i=1}^m D[X_i] + 2 \cdot \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{i-1} r \cdot D[x] = \\
&= m \cdot D[x] + 2 \cdot r \cdot D[x] \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{i-1} 1 = m \cdot D[x] + 2 \cdot r \cdot D[x] \sum_{i=1}^m (i-1) = \\
&= m \cdot D[x] + 2 \cdot r \cdot D[x] \cdot (m-1+0) \cdot \frac{m}{2} = \frac{m \cdot n}{4} + \frac{n}{4} \cdot (m \cdot (m-1)) \cdot r = \frac{m \cdot n}{4} \cdot (1 + r \cdot (m-1))
\end{aligned}$$

Найдем  $r$ :

Для этого допустим, что мы достаем все билеты ( $m = 2^n$ ), получается, что каждый раз получаем одинаковую сумму (т.к. достаем все билеты):

$$\begin{aligned}
D\left[\sum_{i=1}^{2^n} X_i\right] &= 0 \\
\frac{m \cdot n}{4} \cdot (1 + r \cdot (m-1)) &= 0 \\
1 + r \cdot (m-1) = 0 &\Rightarrow r = \frac{1}{1-2^n}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D[S] &= \frac{m \cdot n}{4} \cdot (1 + r \cdot (m-1)) = \frac{m \cdot n}{4} \cdot \left(1 + \frac{1}{1-2^n} \cdot (m-1)\right) = \\
&= \frac{m \cdot n}{4} \cdot \left(1 + \frac{m-1}{1-2^n}\right) = \frac{m \cdot n \cdot (m-2^n)}{4 \cdot (1-2^n)} = \frac{m \cdot n \cdot (2^n - m)}{4 \cdot (2^n - 1)}
\end{aligned}$$

## 16 Задача [7 балла]

Случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  независимы и одинаково распределены. Доказать, что если указанные ниже математические ожидания существуют, то

$$M\left\{\frac{\xi}{\xi+\eta}\right\} = M\left\{\frac{\eta}{\xi+\eta}\right\} = \frac{1}{2}$$

$$x = \xi$$

$$y = \eta$$

$$z_1 = \frac{x}{x+y}$$

$$z_2 = \frac{y}{x+y}$$

$$\alpha_1[z_1] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x}{x+y} \cdot f(x) \cdot f(y) d(x) d(y) = M[z_1]$$

$$\alpha_1[z_2] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{y}{x+y} \cdot f(x) \cdot f(y) d(x) d(y) = M[z_2]$$

$$M[z_1] + M[z_2] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x+y}{x+y} \cdot f(x) \cdot f(y) d(x) d(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot f(y) d(x) d(y) = 1 \cdot 1 = 1$$

Заменяемая последовательность СВ -- последовательность  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  совместное распределение которой не меняется при изменении позиций СВ в последовательности.

$\{x, y\}$  и  $\{y, x\}$  имеют одинаковое распределение.  $x$  и  $y$  -- независимы и имеют одинаковое распределение  $\Rightarrow$

$$f(x, y) = f_x(x) \cdot f_y(y) = f(x) \cdot f(y)$$

$$f(x, y) = f(y, x) = f(x) \cdot f(y)$$

Значит  $z_1$  и  $z_2$  будут одинаково распределены, значит их числовые характеристики равны.

Получаем:

$$\begin{cases} M[z_1] + M[z_2] = 1 \\ M[z_1] = M[z_2] \end{cases}$$

Решая эту несложную системку, получаем что  $M[z_1] = M[z_2] = 0.5$ .

### 17 Задача [6 балла]

Случайная величина  $X$  имеет  $M[X] = 3$  и  $D[X] = 9$ . Найдите вероятность попадания в интервал  $[1, 5]$ , если случайная величина подчинена:

1. Показательному закону распределения
2. Нормальному закону распределения
3. Равномерный закон распределения

17

$$M[X] = 3$$
$$D[X] = 9$$

$x \in [1, 5]$

1)  $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$

$$M[X] = \int_0^{\infty} \lambda x e^{-\lambda x} dx = - \int_0^{\infty} x d e^{-\lambda x} =$$
$$= -x e^{-\lambda x} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = 0 - 0 - \frac{1}{\lambda} \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} d(-\lambda x) =$$
$$= -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \Big|_0^{\infty} = -\frac{1}{\lambda} (0 - 1) = \frac{1}{\lambda} \Rightarrow \lambda = \frac{1}{3}$$
$$F(x) = \lambda \int_0^x e^{-\lambda x} dx = 1 - e^{-\lambda x} = 1 - e^{-\frac{x}{3}}$$
$$P\{1 \leq x < 5\} = F(5) - F(1) = -e^{-\frac{5}{3}} + e^{-\frac{1}{3}} \approx \boxed{0,53}$$

2)  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-3)^2}{18}}$

$$P\{\alpha \leq x < \beta\} = \Phi\left(\frac{\beta - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha - \mu}{\sigma}\right) =$$
$$= \Phi\left(\frac{2}{3}\right) - \Phi\left(-\frac{2}{3}\right) = 2 \cdot 0,2454 \approx \boxed{0,49}$$

$$\begin{aligned}
 3) \quad & \begin{cases} \frac{a+b}{2} = 3 \\ \frac{(b-a)^2}{12} = 9 \end{cases} \quad \begin{cases} a+b = 6 \\ (b-a)^2 = 108 \end{cases} \\
 & \begin{cases} a+b = 6 \\ b-a = 6\sqrt{3} \end{cases} \\
 & \begin{cases} a = 3-3\sqrt{3} \\ b = 3+3\sqrt{3} \end{cases} \\
 & P\{1 \leq x < 5\} = \frac{x}{6\sqrt{3}} \Big|_1^5 = \frac{2}{3\sqrt{3}} \approx \boxed{0,39}
 \end{aligned}$$

### 18 Задача [8 балла]

Случайная точка  $(X, Y)$  распределена с постоянной плотностью внутри квадрата с координатами  $(0; 1)$ ,  $(1, 0)$ ,  $(0; -1)$ ,  $(-1; 0)$ . Найдите

1.  $f(x, y)$
2.  $f_1(x)$
3.  $f_2(y)$
4.  $f_1(x|y)$
5.  $f_2(y|x)$
6. Зависимы или независимы  $X$  и  $Y$
7. Коррелированы ли  $X$  и  $Y$ .

~18

$$S = \sqrt{2} \cdot \sqrt{2} = 2 \Rightarrow c = \frac{1}{2}$$

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{X_1}(x) = 2 \int_0^{x+1} c dy = x+1, \quad x \in [-1; 0)$$

$$f_{X_2}(x) = 2 \int_0^{-x+1} c dy = 1-x, \quad x \in [0; 1]$$

$$f_x(x) = \begin{cases} x+1, & x \in [-1; 0) \\ -x+1, & x \in [0; 1] \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_x(x) = \begin{cases} -|x|+1, & x \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{y_1}(y) = 2 \int_0^{y+1} c dx = y+1, y \in [-1; 0)$$

$$f_{y_2}(y) = 2 \int_0^{1-y} c dx = 1-y, y \in [0; 1]$$

$$f_{y_2} = \begin{cases} y+1, & y \in [-1; 0) \\ 1-y, & y \in [0; 1] \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{y_2} = \begin{cases} -|y|+1, & y \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f(x|y) = \frac{f(x,y)}{f(y)} = \begin{cases} \frac{1}{2(1-|y|)}, & (x,y) \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f(y|x) = \frac{f(x,y)}{f(x)} = \begin{cases} \frac{1}{2(1-|x|)}, & (x,y) \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f(x|y) \neq f(x) \Rightarrow X \text{ и } Y \text{ зависимы}$$



$$f_X(x) = \begin{cases} -|x|+1, & x \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{Y_1}(y) = 2 \int_0^{y+1} c dx = y+1, y \in [-1, 0)$$

$$f_{Y_2}(y) = 2 \int_0^{1-y} c dx = 1-y, y \in [0, 1]$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} y+1, & y \in [-1, 0) \\ 1-y, & y \in [0, 1] \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} -|y|+1, & y \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f(X|Y) = \frac{f(X, Y)}{f(Y)} = \begin{cases} \frac{1}{2(1-|y|)}, & (X, Y) \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f(Y|X) = \frac{f(X, Y)}{f(X)} = \begin{cases} \frac{1}{2(1-|x|)}, & (X, Y) \in D \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f(X|Y) \neq f(X) \Rightarrow X \text{ u } Y \text{ zavisni}$$



$$M[X] = \int_{-1}^0 x(x+1) dx + \int_0^1 x(1-x) dx =$$

$$= \left( \frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right) \Big|_{-1}^0 + \left( \frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{3} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{3}$$

$$M[X] = 0 = M[Y]$$

$$M[XY] = \frac{2}{2} \int_{-1}^0 \int_0^{x+1} xy dy dx + \frac{2}{2} \int_0^1 \int_0^{1-x} xy dy dx =$$

$$= \int_{-1}^0 (x+1)x dx + \int_0^1 (1-x)x dx = \left( \frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right) \Big|_{-1}^0$$

$$+ \left( \frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{3} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = 0$$

$$K_{xy} = M[XY] - M[X]M[Y] = 0 - 0 = 0 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \boxed{X \text{ и } Y \text{ не коррелированы}}$$

### 19 Задача [8 балла]

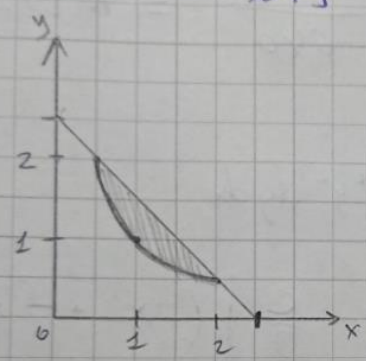
Совместная плотность распределения двух случайных величин  $X$  и  $Y$  задана следующей формулой

$$f(x, y) = \begin{cases} cxy & (x, y) \in D \\ 0 & (x, y) \notin D \end{cases}$$

Область  $D$  ограничена линиями  $xy = 1$  и  $x + y = \frac{5}{2}$ . Найдите

1.  $c$
2.  $M[X]$
3.  $M[Y]$
4.  $cov(X, Y)$
5.  $\rho(X, Y)$

~19


$$\begin{aligned} 1 &= c \int_{\frac{1}{2}}^2 \int_{\frac{1}{x}}^{\frac{5}{2}-x} xy \, dy \, dx = \\ &= \frac{c}{2} \int_{\frac{1}{2}}^2 x \left( \left( \frac{5}{2} - x \right)^2 - \frac{1}{x^2} \right) dx = \\ &= \frac{c}{2} \int_{\frac{1}{2}}^2 x \left( \frac{25}{4} + x^2 - 5x - \frac{1}{x^2} \right) dx = \\ &= \frac{c}{2} \int_{\frac{1}{2}}^2 \left( \frac{25}{4}x + x^3 - 5x^2 - \frac{1}{x} \right) dx = \frac{c}{2} \left( \frac{25}{8} \left( 4 - \frac{1}{4} \right) + \right. \\ &\quad \left. + \frac{16 - \frac{1}{16}}{4} - \frac{5}{3} \left( 8 - \frac{1}{8} \right) - 2 \ln(2) \right) = \frac{c}{2 \cdot 192} (495 - 384 \ln(2)) = \end{aligned}$$

$$= \frac{C}{128} (165 - 128 \ln(2)) \Rightarrow C = \frac{128}{165 - 128 \ln(2)}$$

$$f_x(x) = Cx \int_{\frac{1}{x}}^{\frac{5}{2}} y dy = \frac{C}{2} \left( x^3 - 5x^2 + \frac{25}{4}x - \frac{1}{x} \right)$$

$$f_y(y) = \frac{C}{2} \left( y^3 - 5y^2 + \frac{25}{4}y - \frac{1}{y} \right)$$

$$M[X] = \frac{C}{2} \int_{\frac{1}{2}}^2 (x^4 - 5x^3 + \frac{25}{4}x^2 - 1) dx =$$

$$= \frac{C}{2} \left( \frac{1}{5} \left( 32 - \frac{1}{32} \right) - \frac{5}{4} \left( 16 - \frac{1}{16} \right) + \frac{25}{12} \left( 8 - \frac{1}{8} \right) - \right.$$

$$\left. - \left( 2 - \frac{1}{2} \right) \right) = \frac{C}{2} \left( \frac{1023}{5 \cdot 32} - \frac{5 \cdot 255}{4 \cdot 16} + \frac{25 \cdot 63}{4 \cdot 3 \cdot 8} - \right.$$

$$\left. - \frac{3}{2} \right) = \frac{C(1323)}{2 \cdot 960} = \frac{441 \cdot C}{640} = M[Y]$$

$$M[XY] = C \int_{\frac{1}{2}}^2 \int_{\frac{1}{x}}^{\frac{5}{2}-x} x^2 y^2 dy dx =$$

$$= \frac{C}{3} \int_{\frac{1}{2}}^2 x^2 \left( \left( \frac{5}{2} - x \right)^3 - \frac{1}{x^3} \right) dx = \frac{C}{3} \int_{\frac{1}{2}}^2 \left( -x^5 + \frac{15}{2}x^4 - \frac{75}{4}x^3 + \right.$$

$$\left. + \frac{125}{8}x^2 - \frac{1}{x} \right) dx = \frac{C}{3} \left( -\frac{1}{6} \left( 64 - \frac{1}{64} \right) + \frac{3}{2} \left( 32 - \frac{1}{32} \right) - \right.$$

$$\left. - \frac{75}{16} \left( 16 - \frac{1}{16} \right) + \frac{125}{8 \cdot 3} \left( 8 - \frac{1}{8} \right) - 2 \ln(2) \right) =$$

$$= \frac{C}{3} \left( -\frac{4095}{6 \cdot 64} + \frac{3 \cdot 1023}{2 \cdot 32} - \frac{75 \cdot 255}{16 \cdot 16} + \frac{125 \cdot 63}{8 \cdot 8 \cdot 3} - 2 \ln(2) \right) = \frac{C}{3} \cdot \frac{(2463 - 1536 \ln(2))}{6 \cdot 64 \cdot 2} =$$

$$= \frac{C (821 - 512 \ln(2))}{768}$$

$$K_{xy} = M[xy] - M[x]M[y] = \frac{C(821 - 512 \ln(2))}{768} - \frac{441^2 C^2}{640^2} \approx \boxed{-0,1 = K_{xy}}$$

$$M[x^2] = \frac{C}{2} \int_{\frac{1}{2}}^2 (x^5 - 5x^4 + \frac{25}{4}x^3 - x) dx =$$

$$= \frac{C}{2} \left( \frac{1}{6} (64 - \frac{1}{64}) - (32 - \frac{1}{32}) + \frac{25}{16} (16 - \frac{1}{16}) - \frac{1}{2} (4 - \frac{1}{4}) \right) =$$

$$= \frac{C}{2} \left( \frac{1}{6 \cdot 64} (4095) - \frac{1023}{32} + \frac{25 \cdot 255}{16 \cdot 16} - \frac{15}{2 \cdot 4} \right) =$$

$$= \frac{C \cdot 1323}{2 \cdot 2 \cdot 6 \cdot 64} = \frac{441 \cdot C}{512}$$

$$D[x] = \frac{441C}{512} - \left( \frac{441 \cdot C}{640} \right)^2 = 441 \cdot C \left( \frac{1}{512} - \frac{441 \cdot C}{640} \right) \approx$$

$$\approx 0,108 = D[y]$$

$$r_{xy} = \frac{K_{xy}}{\sqrt{D[x]D[y]}} \approx \boxed{-0,93 = r_{xy}}$$



## 20 Задача [10 балла]

В лаборатории проверяют качество воды из водоемов. С вероятностью  $p$  в воде содержатся бактерии. Если смешать воду из  $k$  водоемов, то результат исследования будет положительным, если хотя бы в одном из водоемов содержались бактерии. Требуется проверить качество воды из  $N$  водоемов ( $N$  - велико). Провести исследования можно двумя способами:

1. провести исследование воды из каждого из  $N$  водоемов по отдельности.
2. провести исследования по группам, смешав сначала воду из  $k$  водоемов ( $k > 1$ ).
  - Если результат отрицательный - значит все эти водоемы не содержат бактерий. После этого переходят к следующему набору проб воды из  $k$  водоемов.
  - Если результат положительный - провести анализ воды из каждого из этих  $k$  водоемов по отдельности. После этого переходят к следующему набору проб воды из  $k$  водоемов.

Определите какой способ поможет провести исследования воды быстрее в среднем случае.

В 1м способе нам надо проверить воду из всех водоемов, значит каждый раз будут проверяться  $N$  водоемов:

$$M(N) = N$$

Во 2м способе мы проверяем воду из  $k$  водоемов (1 проверка), если тест отрицательный -- идем дальше, если тест положительный, то проверяем каждый водоем по отдельности ( $+k$  проверок).

Получается или 1 проверка или  $1 + k$ .

Вероятность того, что мы сделаем одну проверку  $= q^k$ , т.е. вероятность, что все водоемы не заражены.

Вероятность того, что мы сделаем  $k+1$  проверку  $= 1 - q^k$ , т.е. вероятность, что хотя бы один водоем заражен.

Пусть  $X$  - количество проверок, в которых все проверяемые водоемы окажутся чистыми, тогда мат. ожидание количества таких проверок:

$$M[x] = \sum_{i=1}^{\frac{N}{k}} 1 \cdot q^k = \frac{N}{k} \cdot q^k$$

Пусть  $Y$  - количество проверок, в которых мы проверяем сначала смешанную воду из  $k$  водоемов, а потом и все  $k$  по отдельности. Тогда мат. Ожидание количества таких проверок будет:

$$M[y] = \sum_{i=1}^{\frac{N}{k}} (k+1) \cdot (1 - q^k) = \frac{N}{k} \cdot (k+1) \cdot (1 - q^k)$$

Тогда, мат. ожидание от всех проверок:

$$M[x + y] = M[x] + M[y] = \frac{N}{k} \cdot (q^k + (k + 1) \cdot (1 - q^k))$$

И теперь нам надо сравнить мат. ожидания количества проверок обоих способов:

$$N \vee \frac{N}{k} \cdot (q^k + (k + 1) \cdot (1 - q^k))$$

$$k \vee q^k + (k + 1) \cdot (1 - q^k)$$

$$k \vee q^k + k - k \cdot q^k + 1 - q^k$$

$$0 \vee -k \cdot q^k + 1$$

$$k \cdot q^k \vee 1$$

$$(k \cdot q^k)^{\frac{1}{k}} \vee 1$$

$$k^{\frac{1}{k}} \cdot q \vee 1$$

$$1 - p \vee k^{-\frac{1}{k}}$$

$$1 - k^{-\frac{1}{k}} \vee p$$

Получается,

что если  $p$  больше, чем  $1 - k^{(-1/k)}$ , то 1й способ окажется быстрее в среднем случае.

Если  $p$  меньше, чем  $1 - k^{(-1/k)}$ , то 2й способ окажется быстрее в среднем случае.

Если  $p$  равно  $1 - k^{(-1/k)}$ , то в среднем случае способы по скорости равны.

$p > 1 - k^{(-1/k)} \Rightarrow$  первый способ быстрее [в среднем случае].

$P < 1 - k^{(-1/k)} \Rightarrow$  второй способ быстрее [в среднем случае].

$P = 1 - k^{(-1/k)} \Rightarrow$  оба способа по скорости равны [в среднем случае].