# Задачи по теории вероятностей

## Юрий Голубев yura.winter@gmail.com

16 октября 2020 г.

#### Аннотация

Задачи по теории вероятностей

## Содержание

111	редисловие	1
Ι	Первое задание	2
1	Задачи на теорию множеств	2
2	Простые жизненные задачи	4
3	Распределения и случайные величины	10
4	Математическое ожидание и Дисперсия. Ковариация и коэффициент корреляции	- 11
II	Второе задание	12
5	Неравенства Чебышева и Маркова. Законы больших чисел	12
6	Метод характеристических функций. Центральная предельная теорема	13
7	Элементы теории случайных процессов и математической статистики	13
Cı	писок литературы	14

# Предисловие

Задачи по теории вероятностей.

### Часть І

# Первое задание

## 1 Задачи на теорию множеств

#### Здача. Т 1

Пусть A,B- два события. Найти все события X такие, что  $\overline{(X\cup A)}\cup \overline{(X\cup \bar{A})}=B$  По правилу де Моргана:

$$\overline{B} = (X \cup A) \cap (X \cup \overline{A})$$

По правилу де Моргана  $(X \cup \bar{A}) = (\overline{\overline{X} \cap A})$ , таким образом:

$$(X \cup A) \cap (\overline{\overline{X} \cap A}) = \overline{(\overline{X} \cup A)} \cup (\overline{X} \cap A) = \overline{(\overline{X} \cap \overline{A})} \cup (\overline{X} \cap A) = X$$

Otbet  $X = \overline{B}$ .

#### Здача. Т2

Пусть A, B- два события. Найти все события X такие, что  $AX = AB \iff A \cup X = A \cup B$ .

Очевидно, что необходимо, чтобы  $X \in A \cap B$ . Но также X может содержать любое множество  $Y \in X$ , которое при  $A \cup X$  дало бы ноль, таким образом задача решена.

Otbet  $X = Y \cup (A \cap B) \ \forall \ Y \in \overline{A}$ .

#### Здача. Т3

Пусть  $A_1, ..., A_n$ — события. Покажите, что

$$P\left(\bigcup_{k=1}^{n} A_k\right) + P\left(\bigcap_{k=1}^{n} \overline{A_k}\right) = 1$$

Воспользуемся свойству вероятностной меры:  $\forall B \ P(B) + P(\overline{B}) = 1$ . Возьмем в качестве B выражение:  $B = \bigcup_{k=1}^n A_k$ , тогда  $\overline{B} = \bigcap_{k=1}^n \overline{A}$ . Подставляя, получаем:

$$P\left(\bigcup_{k=1}^{n} A_k\right) + P\left(\bigcap_{k=1}^{n} \overline{A_k}\right) = 1$$

#### Здача. Т4

Пусть  $A_1,A_2,\ldots$  - последовательность событий и  $\mathrm{P}(A_n)=1$  для всех  $n=1,2,\ldots$  Покажите, что

$$P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right) = 1$$

Первый способ: Пусть  $B_n = \bigcap_{i=1}^n A_i$ . Заметим, что  $B_1 \in B_2 \in ...$ , тогда

$$P(\overline{B_n}) = P(bigcap_{i=1}^n \overline{A_i}) \le \sum_{i=1}^n P(\overline{A_i}) = 0$$

Поэтому в силу положительной определенности  $P(\overline{B_n}) = 0$ , поэтому  $P(B_n) = 1$  Окончательно, заменяя A на B и используя непрерывность вероятностной меры получаем:

$$P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right) = P\left(\lim_{n \to \infty} B_n\right) = \lim_{n \to \infty} P(B_n)$$

Второй способ: знаем, что на всем вероятностном пространстве  $\Omega$  выполняется  $P(\Omega) = 1$ . Таким образом  $A_i = \Omega - A_{i0}$ , где  $A_{i0} : P(A_{i0}) = 0$ . Таким образом,

$$P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right) = P\left(\Omega - \bigcap_{n=1}^{\infty} A_{i0}\right) = 1 - \sum_{n=1}^{\infty} 0 = 1$$

#### Здача. Т5

Пусть  $A_1, A_2, \ldots$  - последовательность событий. Покажите, что

$$P\left(\underline{\lim}_{n\to\infty}A_n\right) \leq \underline{\lim}_{n\to\infty} P\left(A_n\right) \leq \overline{\lim}_{n\to\infty} P\left(A_n\right) \leq P\left(\overline{\lim}_{n\to\infty}A_n\right)$$

Вспомним определение:

$$A^* = \overline{\lim}_{n \to \infty} A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k > n} A_k, \quad A_* = \underline{\lim}_{n \to \infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k > n} A_k$$

Первое неравенство доказывается с помощью непрерывности вероятностной меры:

$$P\left(\underbrace{\lim_{n\to\infty}A_n}\right) = P(\bigcup_{n=1}^{\infty}\bigcap_{k\geqslant n}A_k) \equiv P(\bigcup_{n=1}^{\infty}B_n) \equiv P(\lim B_n) \xrightarrow[\text{по непрер. меры}]{\text{T.K.}}B_1 \subseteq B_2 \subset \dots \\ \lim_{n\to\infty}P(B_n) \underbrace{\leq}_{B_n = \bigcup_{N=n}^{\infty}\subset A_n}\underbrace{\lim_{n\to\infty}P(A_n)}_{n\to\infty} P(A_n)$$

Выражение  $\underline{\lim}_{n\to\infty} P(A_n) \leq \overline{\lim}_{n\to\infty} P(A_n)$  очевидно. И последнее неравенство:

$$P(\varlimsup_{n\to\infty}A_n) = P(\bigcup_{n=1}^{\infty}\bigcap_{k\geqslant n}A_k) \equiv P(\bigcup_{n=1}^{\infty}B_n) \equiv P(\lim B_n) \xrightarrow[\text{по непрер. меры}]{\text{T.K.}B_1\supseteq B_2\supseteq ...}} \lim_{B_n=\cup_{N=n}^{\infty}\supset A_n}P(A_n)$$

#### Здача. Т6

Покажите, что для любых двух событий A и B выполняется неравенство

$$|P(AB) - P(A)P(B)| \le \frac{1}{4}$$

Обозначим  $AB \equiv c, A \backslash B \equiv a, B \backslash A \equiv b$ , тогда доказать нужно нам, что

$$|c - (a+c)(b+c)| \le \frac{1}{4}$$

Причем по условию, так как мы работаем с событиями, должно выполняться:  $a+b+c \le$ 

1. Докажем, что  $c-(a+c)(b+c)\geq -\frac{1}{4}$ . Действительно,  $2\sqrt{ab}\leq a+b\leq 1\to ab\leq 1\frac{1}{4}$ .

$$c - (a+c)(b+c) = (1 - \underbrace{-a-b-c}_{\leq 0}) - ab \geq -\frac{1}{4}$$

Докажем, что  $c-(a+c)(b+c) \leq \frac{1}{4}$ . Преобразуем выражение уже в другом виде:

$$c - (a+c)(b+c) \le c - c^2 = c(1-c) = (\sqrt{c}\sqrt{(1-c)})^2 \underbrace{\le}_{\text{неравиство Коши}} \left(\frac{1}{2}(c+(1-c))\right)^2 \le \frac{1}{4}$$

Таким образом, уж точно

$$|c - (a+c)(b+c)| \le \frac{1}{4}.$$

### 2 Простые жизненные задачи

#### Здача. Т7

Что вероятнее, получить хотя бы одну единицу при бросании четырех игральных костей или хотя бы одну пару единиц за один бросок при 24 бросаниях двух костей?

Посмотрим на случай четырех костей.

Можно считать количество успешных исходов, но это сделать сложно, так что пойдем от обратного, посчитаем неудачные исходы.

Вероятность невыпадения единицы в одном испытании:  $1 - \frac{1}{6} = \frac{5}{6}$ , в четырех экспериментах вероятность того, что среди всех выпавших костей нет ни одной единицы равна  $(\frac{5}{6})^4$ .

Тогда вероятность выпадения единицы равна

$$P_1 = 1 - (\frac{5}{6})^4$$

Посмотрим на случай двух костей. При одном бросании двух костей у нас 36 может быть разных исходов, при этом подходит только один. Поэтому аналогично первому пункту, вероятность хотя бы за какой-то бросок получить пару единиц, равна:

$$P_2 = 1 - (1 - \frac{1}{36})^{24} = 1 - \left(\frac{35}{36}\right)^{24}$$

Осталось только сравнить эти  $P_2$  и  $P_1$ . Просто посчитаем их на калькуляторе. В итоге

$$P_1 > P_2$$

Ответ: Успех в случае бросания одной кости имеет большую вероятность.

#### Здача. Т8

Объяснить, почему при подбрасывании трёх игральных костей 11 очков выпадают чаще, чем 12.

Посчитаем количество исходов, которые дадут 11 очков в сумме. По сути это количество целочисленных положительных решений уравнения  $x_1+x_2+x_3=11$  при условии  $x_1,x_2,x_3\leq 6$ .

$$P(x_1 + x_2 + x_3 = 11) = \sum_{i=1}^{6} P(a=i)P(x_2 + x_2 = 11 - i) = \frac{1}{6} \sum_{i=5}^{10} P(x_2 + x_2 = i)$$

$$P(x_1 + x_2 + x_3 = 12) = \sum_{i=1}^{6} P(a=i)P(x_2 + x_2 = 12 - i) = \frac{1}{6} \sum_{i=6}^{11} P(x_2 + x_2 = i)$$

$$P(x_1+x_2+x_3=12)-P(x_1+x_2+x_3=12)=P(x_2+x_3=11)-P(x_2+x_3=5) \overset{\text{считаем благоприятные}}{=} \frac{2}{36} - \frac{4}{36} < 0$$

Поэтому при подбрасывании трёх игральных костей 11 очков выпадают чаще, чем 12.

#### Здача. Т9.

Из колоды в 52 карты наудачу берется 6 карт. Какова вероятность того, что среди них будут представительницы всех четырех мастей?

Назовем наши масти A, B, C, D. Назовем  $A_A, A_B, A_C, A_D$  - исходы, в которых есть масть A, B, C, D соответственно.

Нам нужно событие  $X = A_A \cap A_B \cap A_C \cap A_D$  - что есть представители всех мастей.

Посчитаем вероятность события  $\overline{X} = \overline{A_A} \cup \overline{A_B} \cup \overline{A_C} \cup \overline{A_D}$  - что нет представителя какой-то из мастей. Для этого воспользуемся формулой включения-исключения:

$$\mathbf{P}\left\{\bigcup_{k=1}^{n} A_{k}\right\} = \sum_{m=1}^{n} (-1)^{m-1} \sum_{1 \leq i_{1} < \dots < i_{m} \leq n} \mathbf{P}\left\{A_{i_{1}} A_{i_{2}} \dots A_{i_{m}}\right\}$$

И так как одной из четырех масти не может быть - 4мя способами, двух мастей -  $C_4^2=6$  способами, трех -  $C_4^3=4$  способами, то вторая сумма, учитывая что вероятности наличия разных мастей не зависят от конкретного вида масти, будет иметь вид:

$$\mathbf{P}\left\{\bigcup_{k=1}^{n} A_{k}\right\} = 4\mathbf{P}(\overline{A_{1}}) - 6\mathbf{P}(\overline{A_{1}A_{2}}) + 3\mathbf{P}(\overline{A_{1}A_{2}A_{3}})$$

Посчитаем вероятности членов в этой сумме, найдя количество благоприятствующих исходов:

$$P(\overline{A_i}) = \frac{C_{52-13}^6}{C_{52}^6}; \quad P(\overline{A_i}) = \frac{C_{52-13-13}^6}{C_{52}^6}; P(\overline{A_i}) = \frac{C_{52-13-13-13}^6}{C_{52}^6};$$

Подставим все в ответ:  $P_{\text{искомое}} = 1 - \left(4\frac{C_{39}^6}{C_{52}^6} - 6\frac{C_{26}^6}{C_{52}^6} + 4\frac{C_{13}^6}{C_{52}^6}\right)$ 

#### Здача. Т 10

В n конвертов разложено по одному письму n адресатам. На каждом конверте наудачу написан один из n адресов. Найти вероятность того, что хотя бы одно письмо пойдет по назначению

Пусть  $A_i$  - элементарное событие, состоящее в том, что i-е письмо дошло своему адресату. Тогда нужно найти.

$$\mathbf{P}(\bigcup_{i=1}^{n} A_i) = \sum_{m=1}^{n} (-1)^{m-1} \sum_{1 \le i_1 < \dots < i_m \le n} \mathbf{P}(A_{i_1} A_{i_2} \cdots A_{i_m})$$

Посмотрим на каждое слагаемое внимательнее. Каждое слагаемое - вероятность того, что у нас будет m попаданий конвертов и писем. Если зафиксировать m писем, то оставшиеся письма можно раскладывать (n-m)! способами. Всего можно n писем по n конвертам разложить n! способами:

$$\mathbf{P}\left(A_{i_1}A_{i_2}\cdots A_{i_m}\right) = \frac{(n-m)!}{n!}$$

при этом при любых перестановках адресатов вероятность такая же, а всего перестановок при фиксированном m будет  $C_n^m$ . В итоге формула примет вид:

$$\mathbf{P} = \sum_{m=1}^{n} (-1)^{m-1} C_n^m \frac{(n-m)!}{n!} = \sum_{m=1}^{n} (-1)^{m-1} \frac{1}{m!}$$

Ответ: 
$$\mathbf{P} = \sum_{m=1}^{n} (-1)^{m-1} \frac{1}{m!}$$

#### Здача. Т11

У билетной кассы стоит очередь в 100 человек. Половина людей в очереди имеет 100рублевые купюры, а вторая половина - 50-рублевые купюры. Изначально в кассе нет денег и стоимость билета - 50 рублей. Какова вероятность, что никому не придется ждать сдачу?

Для каждого человека, имеющего 100р чтобы нашлась сдача необходимо, чтобы был перед ним человек, пришедший с 50р.

Таким образом, задача эквивалентна задаче о скобочной последовательности, где есть открывающая и закрывающая скобка. и каждая открытая должна иметь после нее закрывающую.

Известно, что число скобочных последовательностей из n открывающих и n закрывающих скобок равно числу Каталана  $K_n=\frac{1}{n+1}C_n^{2n}$ . Всего же возможных последовательностей - число сочетаний  $C_{2n}^n$ , Поэтому ответ: P=

Всего же возможных последовательностей - число сочетаний  $C_{2n}^n$ , Поэтому ответ:  $P=\frac{1}{n+1}$ , для нашего случая, n=50, имеем  $P=\frac{1}{51}$ 

Otbet:  $P = \frac{1}{51}$ 

#### Здача. Т12

Расстояние от пункта A до пункта B автобус проходит за 2 минуты, а пешеход - за 15 минут. Интервал движения автобусов 25 минут. Пешеход в случайный момент времени из пункта A и отправляется в B пешком. Найти вероятность того, что в пути пешехода догонит очередной автобус.

Будем решать графически. Нарисуем 2D пространство-время, как на картинке.

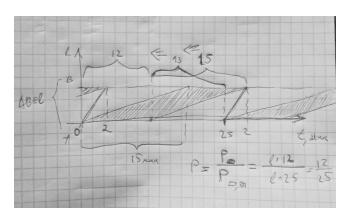


Рис. 1: Здесь короткая линия под наклоном - линия движения автобусе. длинные наклонные линии - линии движения человека. заштрихованная область - область всех возможных линий, где мировая линия человека не пересечет мировую линию автобуса. (я рисовал рисунок, решая обратную задачу, поэтому там нарисовано  $\frac{12}{25}$ )

Несложные соображения показывают, что незаштрихованная область, которая соответствует встрече, может быть такой такой.

Таким образом, вероятность не встречи равна отношению площади этой области к интервалу, в котором мы смотрим движение автобуса. То есть вероятность равна:  $\frac{15-2}{25} = \frac{13}{25}$  Ответ:  $\frac{13}{25}$ 

#### Здача. Т13

На отрезке наудачу выбираются две точки. Какова вероятность того, что из получившихся трех отрезков можно составить треугольник?

Треугольник можно составить если для любых сторон его a,b,c выполняется a < c + b. То есть 2c < +b+c = l и любая сторона его должна быть меньше  $\frac{l}{2}$ .

Запишем это графически, введя координаты двух точек  $x_1$  и  $x_2$ , тогда на длины сторон неравенства нам дадут систему:  $x_1 < \frac{l}{2}; \ l - x_2 < \frac{l}{2}; \ x_2 > \frac{l}{2}.$ 

Изобразим это графически.

В итоге нужная нам область составляет  $\frac{1}{8}$  от площади всех возможных вариантов. Ответ:  $\frac{1}{8}$ 

#### Здача. Т 14

На плоскость, разлинованную параллельными линиями, расстояние между которыми L, бросают иглу длины  $l \leqslant L$ . Какова вероятность того, что игла пересечет линию?

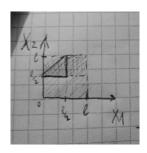


Рис. 2: геометрическая вероятность для этой задачи

Введем параметр x - расстояние от середины иглы до ближайшей линии. Этим параметром, а также углом  $\alpha$ , который составляет игла с перпендикуляром к линиям определяется однозначно положение иглы.

Таким образом, пространство событий  $\Omega = [0, L/2] \times [0, \pi]$ .

В нем нам нужны события, соответствующие пересечениям, то есть когда проекция углы на перпендикуляр  $l\cos\alpha$  больше расстояния от центра иглы до линии:  $x\leq l\cos\alpha$ . В итоге в прямоугольнике  $\Omega$  появляется нужная нам область площадью  $S=\frac{l}{2}\int_0^\pi\cos\alpha d\alpha=l.$  В итоге по формуле геометрической вероятности  $P=\frac{l}{\pi L/2}=\frac{2l}{\pi L}$ 

Other:  $\frac{2l}{\pi I}$ 

#### Здача. Т 15

На отрезок наудачу последовательно одну за другой бросают три точки. Какова вероятность того, что третья по счету точка попадет между двумя первыми?

Пусть три точки уже находятся на отрезке. Между двумя крайними точками находится одна из них. Она могла бы попасть первой, могла бы второй, а могла бы и третей. Таким образом, из всех способов размещения трех точек только один нужный нам, когда средняя точка попадает последней.

Так как какой бы ни был расклад точек, для каждого расклада только ровно 1/3 из всех возможных событий успешный, то и в итоге вероятность нужного нам события равна

Otbet 1/3.

#### Здача. Т 16

Случайный эксперимент заключается в последовательном подбрасывании двух игральных костей. Найти вероятность того, что сумма в 5 очков появится раньше, чем сумма в 7 очков.

Найдем, чему равна вероятность, что при подбрасывании двух игральных костей выпадет 5: всего таких исходов 4: если выпадает 1,4; 4,1; 2,3; 3,2. Таким образом,  $p_5 = 4/36 = 9$ 

Вероятность, что при подбрасывании двух игральных костей выпадет 7: всего таких исходов 4: если выпадает 2,5; 5,2; 2,4; 4,2; 1,6; 6,1. Таким образом,  $p_5 = 6/36 = 1/6$ 

Пусть A - событие, состоящее в выпадении 5 раньше 7. Оно состоит из исхода, при котором на i-м шаге выпадает 5, а на (i-1) шаге не выпадает ни 5, ни 7, обозначим его  $B_i$ . Запишем событие A в виде

$$A = \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i$$

тогда его вероятность:

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i)$$

Также  $P(B_i) = (1 - p_5 - p_7)^{i-1}p_5$ , потому что отдельные броски независимы.

Таким образом, осталось посчитать ответ:

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} (1 - p_5 - p_7)^{i-1} p_5 = \frac{p_5}{1 - (1 - p_5 - p_7)} = \frac{p_5}{p_5 + p_7} = 4/(6 + 4) = 2/5$$

Otbet:  $\frac{2}{5}$ 

#### Здача. Т 17

Трое игроков по очереди подбрасывают монету. Выигрывает тот, у кого раньше появится герб. Найти вероятности выигрыша каждого игрока

Пусть  $A_i$  - вероятность того, что у первого игрока при i-м бросании будет герб. Аналогично,  $B_i$  - вероятность того, что у второго игрока при i-м бросании будет герб,  $C_i$  - у третьего.

Тогда запишем  $A = \bigcup A_i, B = \bigcup B_i, = \bigcup_i$ .

И также.

По формуле полной вероятности  $P(A) = P(A_1)P(A|A_1) + P(\overline{A_1})P(A|\overline{A_1}).$ 

И понятно, что  $P(A|A_1)=1, P(A_1)=P(\overline{A_1})=\frac{1}{2}$ , поэтому

$$P(A) = \frac{1}{2}(1 + P(A|\overline{A_1}))$$

Дальше заметим, что  $P(A|\overline{A_1})$  это вероятность успеха после 2 неудач второго и третьего игрока или успеха после 5 неудач или после 8 неудач и т.п. Это же в точности P(C).

По этой же логике  $P(B|\overline{A_1}) = P(A)$ 

Формула полной вероятности для P(B):

$$P(B) = P(B|A_1)P(A_1) + P(\overline{A_1})P(B|\overline{A_1}) = 0 + \frac{1}{2}P(A)$$

В итоге получается система

$$P(A) + P(B) + P(C) = 1 (2.1)$$

$$P(C) = 2P(A) - 1 (2.2)$$

$$P(B) = \frac{1}{2}P(A)$$
 (2.3)

Она легко решается.

Otbet:  $P(A) = \frac{4}{7}, \ P(B) = \frac{2}{7}, \ P(C) = \frac{1}{7}.$ 

#### Здача. Т 18

В ящике находится 10 теннисных мячей, из которых 6 новые. Для первой игры наугад берут два мяча, которые после игры возвращают в ящик. Для второй игры также наугад берут 2 мяча. Найти вероятность того, что оба мяча, взятые для второй игры, новые.

Посмотрим на первое вытягивание двух мячей. Пусть  $A_1$  - событие изъятия 2x старых мячей;  $A_2$  - событие изъятия 1го старого мяча;  $A_3$  событие изъятия только новых мячей. С помощью комбинаторики легко посчитать эту вероятность:

$$P(A_1) = \frac{C_4^2}{C_1 0^2} = \frac{6 \cdot 5}{10 \cdot 9} = \frac{2}{15}$$
 (2.4)

$$P(A_2) = \frac{C_6^1 C_4^1}{C_1 0^2} = \frac{8}{15}$$
 (2.5)

$$P(A_3) = \frac{C_6^2}{C_1 0^2} = \frac{1}{3} \tag{2.6}$$

Теперь, зная каждый случай первого доставания, второе доставание - назовем его A - при котором достались два новых мяча можно записать с помощью формулы полной вероятности.

$$P(A) = P(A_1)P(A|A_1) + P(A_2)P(A|A_2) + P(A_3)P(A|A_3)$$

$$P(A) = \frac{1}{3}\frac{C_6^2}{C_{10}^2} + \frac{8}{15}\frac{C_5^2}{C_{10}^2} + \frac{1}{3}\frac{C_4^2}{C_{10}^2} = \frac{2}{45} + \frac{16}{135} + \frac{2}{45} = \frac{12+16}{135} = \frac{28}{135}.$$

Otbet  $\frac{28}{135}$ .

#### Здача. Т 19

По каналу связи может быть передана одна из трех последовательностей букв:

AAAA, BBBB, CCCC, причем априорные вероятности равны 0,3, 0,4 и 0,3 соответственно. Известно, что действие шумов на приемное устройство уменьшает вероятность правильного приема каждой из переданных букв до 0,6, а вероятность приема переданной буквы за две другие увеличивается до 0,2 и 0,2. Предполагается, что буквы искажаются независимо друг от друга. Найти вероятность того, что была передана последовательность AAAA, если на приемном устройстве получено ACAB.

Нам не известно, кака считать условную вероятность прошлого при условии будущего, однако есть формула Байеса, которая позволяет перейти к вероятностям будущего при условии прошлого, которые посчитать мы сможем. По формуле Байеса:

$$P(AAAA|ACAB) = \frac{P(AAAA)P(ACAB|AAAA)}{P(AAAA)P(ACAB|AAAA) + P(BBBB)P(ACAB|BBBB) + P(CCCC)P(ACAB|CCCC)} = \frac{0.3 \cdot (0.6 \cdot 0.2 \cdot 0.6 \cdot 0.2)}{0.3(0.6 \cdot 0.2 \cdot 0.6 \cdot 0.2) + 0.4((0.2)^3 \cdot 0.6) + 0.3((0.2)^3 \cdot 0.6)} = \frac{9}{16} \quad (2.7)$$

Ответ:  $\frac{9}{16}$ .

#### Здача. Т 20

Имеется три телефонных автомата, которые принимают специальные жетоны. Один из них никогда не работает, второй работает всегда, а третий работает с вероятностью 1/2. Некто имеет три жетона пытается выяснить, какой из автоматов исправный (работает всегда). Он делает попытку на одном из автоматов, которая оказывается неудачной. Затем переходит к другому автомату, на котором две подряд попытки оказываются удачными. Какова вероятность, что этот автомат исправный?

У нас ситуация, когда в первом подходе мог быть или полурабочий или нерабочий автомат. Вероятность неудачи при полурабочем автомате. Так как вероятность работы полурабочего в два раза меньше, чем у рабочего (чья вероятность работы равна 1), то если мы будем подходить к автоматам, то вероятность, что неудача будет на полурабочем должна быть равна половине вероятности на рабочем, а в сумме вероятности равны 1. Из этих соображений следует, что вероятность, что первый автомат был нерабочим равна  $\frac{2}{3}$ , а что полурабочим -  $\frac{1}{3}$ .

Дальше, пусть был первый автомат не рабочий. Тогда после ухода из него остались только полурабочий и рабочий автоматы, вероятность успеха на рабочем (по аналогичным рассуждениям) равна  $\frac{2}{3}$ , а что полурабочим -  $\frac{1}{3}$ .

А если первый автомат был полурабочий, то остался только рабочий и нерабочий, вероятности успехов на первом равна 1, на втором - 0.

В итоге по формуле умножения вероятностей получаем (тут сперва вариант: нерабочий, рабочий, рабочий, потом: полурабочий, рабочий):

$$P = \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \cdot 1 \cdot 1 = \frac{17}{27}$$

Otbet  $\frac{17}{27}$ 

#### Здача. Т 21

Подводная лодка атакует корабль, выпуская по нему последовательно и независимо одну от другой n торпед. Каждая торпеда попадает в корабль с вероятностью p. При попадании торпеды с вероятностью  $\frac{1}{m}$  затопляется один из m отсеков корабля. Определить вероятность гибели корабля, если для этого необходимо затопление не менее двух отсеков.

Попробуем просто посчитать число нужных нам событий, и сложить вероятности каждого.

Пусть попало в цель k торпед, нам нужно, чтобы попало  $k \in (2, n)$ , тогда (n - k) штук промахнулось. Попавшие торпеды могут быть в разной последовательности, последовательностей всего  $C_n^k$ . Среди k попавших может быть разное число r пробитых отсеков  $r \in (2, k)$ , всего возможных последовательностей  $C_k^r$ .

Таким образом, нам остается только суммировать наши исходы:

$$P = \sum_{k=2}^{n} p^{k} (1-p)^{n-k} \sum_{r=2}^{k} C_{k}^{r} \left(\frac{1}{m}\right)^{r} \left(1 - \frac{1}{m}\right)^{k-r}$$

Вот такой вот я ответ придумал.

## 3 Распределения и случайные величины

#### Здача. Т22

Пусть  $\xi$  и  $\eta$ — две случайные величины и

$$P(\xi \eta = 0) = 1; \ P(\xi = 1) = P(\xi = -1) = P(\eta = 1) = P(\eta = -1) = \frac{1}{4}.$$

Найти совместное распределение этих случайных величин.

#### Здача. Т23

Случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  независимы;  $\xi$  имеет плотность распределения  $f_{\xi}(x)$ , а  $P(\eta=0)=P(\eta=1)=P(\eta=-1)=\frac{1}{3}$ . Найти закон распределения случайной величины  $\xi+\eta$ 

#### Здача. Т24

В квадрат  $\{(x_1, x_2): 0 \le x_i \le 1; i = 1, 2\}$  наудачу брошена точка. Пусть  $\xi_1, \xi_2-$  ее координаты. Найти функцию распределения и плотность случайной величины  $\eta = \xi_1 + \xi_2$ 

#### Здача. Т25

Пусть  $\xi_1, \xi_1$ — независимые случайные величины с распределением Пуассона. Найти распределение их суммы и условное распределение  $\xi_1$ , если известна сумма  $\xi_1 + \xi_2$ 

$$P(\xi_1 + \xi_2 = k) = \sum_{i=0}^k P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} = \sum_{i=0}^k P(\xi_1 = i) P(\xi_2 = k - 1) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) = \underbrace{\hspace{1cm}}_{\text{hesabicimoctb}} P(\xi_1 = i; \xi_2 = k - i) =$$

#### Здача. Т.26.

Известно, что случайная величина  $\xi$  имеет строго возрастающую непрерывную функцию распределения  $F_{\xi}(x)$ . Найти распределение случайной величины  $\eta = F_{\xi}(\xi)$ .

#### Здача. Т.27.

Пусть  $\xi$  имеет имеет стандартное нормальное распределение. Найти функцию распределения и плотность случайной величины  $\xi^2$ 

#### Здача. Т. 28

Пусть  $X_1, \ldots, X_n$ — независимые одинаково распределенные случайные величины с плотностью f(x). Для каждого элементарного события  $\omega \in \Omega$  вектор  $(X_1(\omega), \ldots, X_n(\omega))$  преобразуем в упорядоченный  $(X_{(1)}(\omega), \ldots, X_{(n)}(\omega))$ , где  $X_{(1)}(\omega) \leq \ldots \leq X_{(n)}(\omega)$ . Упорядоченный вектор  $(X_{(1)}, \ldots, X_{(n)})$  в математической статистике называют вариационным рядом, а случайные величины  $X_{(k)}, k = 1, \ldots, n$ — порядковыми статистиками. Покажите, что плотность совместного распределения порядковых статистик определяется равенством.

$$f_{X_{(1)},\dots,X_{(n)}}(x_1,\dots,x_n) = n! f(x_1) \cdot \dots \cdot f(x_n) \mathbb{1}_{\{x_1 \leq \dots \leq x_n\}}(x_1,\dots,x_n)$$

#### Здача. Т. 29

Вдоль дороги, длиной в 1 км расположены случайным образом три человека. Найти вероятность того, что никакие два человека не находятся друг от друга на расстоянии, меньшем 1/4 км.

# 4 Математическое ожидание и Дисперсия. Ковариация и коэффициент корреляции

#### Здача. Т.30.

В N ячеек случайно в соответствии со статистикой Бозе-Эйнштейна (частицы неразличимы и размещение без ограничений) размещаются n частиц. Пусть  $\xi-$  число пустых ячеек. Найти Е $\xi$  и D $\xi$ .

#### Здача. Т.31.

Игральная кость подбрасывается n раз. Пусть  $\xi-$  число появлений единицы, а  $\eta-$  число появлений шестёрки. Найти коэффициент корреляции этих случайных величин.

#### Здача. Т.32.

Подбрасывают две игральные кости. Пусть  $\xi_1$  — число очков на первой игральной кости, а  $\xi_2$  — на второй. Определим  $\eta_1 = \xi_1 + \xi_2$   $\eta_2 = \xi_1 - \xi_2$ . Найти  $\operatorname{cov}(\eta_1, \eta_2)$  и выяснить, являются ли  $\eta_1$  и  $\eta_2$  независимыми.

#### Здача. Т.33.

Доказать, что если случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  принимают только по два Значения каждая, то из некоррелируемости следует их независимость.

#### Здача. Т.34.

Авария происходит в точке X, которая равномерно распределена на дороге длиной L. Во время аварии машина скорой помощи находится в точке Y, которая также равномерно распределена на дороге. Считая, что X и Y независимы, найдите математическое ожидание расстояния между машиной скорой помощи и точкой аварии.

## Часть II

# Второе задание

# 5 Неравенства Чебышева и Маркова. Законы больших чисел

#### Здача. Т 1

Известно, что число посетителей некоторого салона в день является случайной величиной со средним значением 50.

- (а) Оценить вероятность того, что число посетителей в конкретный день превысит 75
- (b) При условии, что дисперсия числа посетителей в день равна 25, оценить вероятность того, что в конкретный день их число будет между 40 и 60.

**Здача.** Т. 2. С помошью неравенства Чебышева оценить вероятность того, что при 1000 бросаниях монеты число выпадений герба окажется в промежутке [450,550]

**Здача.** Т.3. Вероятность того, что изделие качественное, равна 0, 9. Каков должен быть объем партии изделий, чтобы с вероятностью  $\geq 0, 95$  можно было утверждать, что отклонение (по абсолютной величине) доли качествен- ных изделий от 0, 9 не превысит 0, 01?

**Здача.** Т.4. (Одностороннее неравенство Чебышева.) Пусть случайная величина  $\xi$  имеет нулевое среднее и дисперсию  $\sigma^2$ . Показать, что для  $\varepsilon > 0$  выпол- няется неравенство

$$P(\xi \ge \varepsilon) \le \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \varepsilon^2}$$

**Здача.** Т. 5. ( Неравенство Иенсена. ) Пусть  $\varphi:(a,b)\to\mathbb{R}-$  дважды непрерывно дифференцируемая функция и  $\varphi''(x)\geq 0$  для всех  $x\in(a,b)$  (т. е.  $\varphi$  Выпуклая функция, и допускается  $a=-\infty$  и  $b=\infty$  ). Допустим также, что  $\xi-$  слу чайная величина, которая принимает значения из (a,b) и  $E\xi=m, E\varphi(\xi)$  конеч ны. Показать, что тогда

$$E\varphi(\xi) \ge \varphi(E\xi) = \varphi(m)$$

**Здача.** Т.6. Пусть  $\xi-$  слу чайная вел ичина, имеющая нормал ьное распределение с параметрами  $(a,\sigma^2)$ . Показать, что для  $\varepsilon>0$  выполняется неравенство

$$P(|\xi - a| \ge \varepsilon \sigma) \le \frac{1}{\varepsilon} \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\varepsilon^2/2}$$

$$\int_{\varepsilon}^{\infty} e^{-x^2/2} dx \le \frac{1}{\varepsilon} e^{-\varepsilon^2/2}, \quad \varepsilon > 0$$

**Здача.** Т.7. Пусть  $\xi_1, \xi_2, \ldots$  - последовательность одинаково распределенных сл учайных величин такая, что  $\mathbf{E}\xi_k=a, \mathbf{D}\xi_k=\sigma^2$  и  $\mathrm{cov}\,(\xi_i,\xi_j)=(-1)^{i-j}v\ i\neq j$ . Доказать, что для всякого  $\varepsilon>0$  выполняется предельное соотношение

$$\lim_{n \to \infty} P\left( \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} \xi_k - a \right| \ge \varepsilon \right) = 0$$

Здача. Т.8. Пусть  $\{\xi_n\}$  — последовательность неотрицательных случайных величин с конечными математическими ожиданиями и  $\xi_n \stackrel{\text{п.н.}}{\to} \xi, \text{E}\xi < \infty \text{ E}\xi_n \to \text{E}\xi$  при  $n \to \infty$ . Покажите, что тогда  $\text{E}\,|\xi_n-\xi|\to 0$  при  $n\to\infty$  Т. е.  $\xi n \stackrel{L}{\to} \xi$ 

## 6 Метод характеристических функций. Центральная предельная теорема

**Здача.** Т.9. Найти характеристическую функцию распределения Лапласа, которое определяется плотностью

 $f_{\xi}(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}$ 

**Здача.** Т.10. Найти характеристи ческую функцию нормального распределения с параметрами  $(a, \sigma^2)$ 

**Здача.** Т.11. Найти распределения, которым соответствуют следующие характеристические функции:

$$h_1(t) = \cos t;$$
  $h_2(t) = \frac{1}{2} + \frac{\cos t}{2} + i \frac{\sin t}{6};$   $h_3(t) = \frac{1}{2 - e^{-it}}$ 

**Здача.** Т.12. Найти распределение, которому соответствует характеристическая фу нкция  $h(t) = e^{-t^2} \cos t$ 

**Здача.** Т. 13. Является ли функция  $h(t) = \cos t^2$  характеристической?

**Здача.** Т.14. Случайная величина  $\xi_{\lambda}$  распределена по закону Пуассона с параметром  $\lambda$ . Найти

$$\lim_{\lambda \to \infty} P\left(\frac{\xi_{\lambda} - \lambda}{\sqrt{\lambda}} \leqslant x\right)$$

Здача. Т. 15. Используя резул Бтат предыдушей задачи, найти предел

$$\lim_{n \to \infty} e^{-n} \sum_{k=n}^{n} \frac{n^k}{k!}$$

**Здача.** Т.16. Пусть положительные независимые случайные величины  $\xi_{m,n}$   $m=1,2,\ldots,n$  одинаково распределены с плотностью  $\alpha_n e^{-\alpha_n x}, x>0$ , где  $\alpha_n=\lambda n$  и  $\lambda>0$ . Найти предельное при  $n\to\infty$  распределение случайной величины  $\xi_n=\sum_{m=1}^n \xi_{m,n}$ 

## 7 Элементы теории случайных процессов и математической статистики

Здача. Т. 17. Население региона делится по некоторому социально-экономи ческоМу признаку на три подгруппы. Следующее поколение с вероятностями 0.4; 0.6 и 0.2, соответственно, остается в своей подгруппе, а если не Остается, то с равным и вероятностями переходит в Любую из остальных пОДгрупп. Найти: а) распределение населения по данному социально-экономическому признаку в следующем поколении, если в настоящем поколении в 1-ой подгруппе было 20% населения, во 2-ой подгруппе -30%, и в 3-ей подгруппе -50% б) предельное распределение по данному признаку, которое не меняется при смене поколений.

Здача. Т.18. Пусть матрица вероятностей перехода за один шаг цепи Маркова с ДВумя состоя ния м и и меет вид

$$\left(\begin{array}{cc} 1-\alpha & \alpha \\ \beta & 1-\beta \end{array}\right), \quad 0 \leqslant \alpha, \quad \beta \leqslant 1$$

Найти вероятности перехода за n шагов и предельные вероятности.

Здача. Т.19. Производящая функция процесса Гальтона-Ватсона имеет вид

$$f(z) = \frac{1}{m+1-mz}, \quad m > 0$$

Выяснить при каких значениях параметра m процесс является: докритическим, крити ческим, надкритическим. Найти вероятность вырождения процесса в надкритическом случае. Показать, что n -тая итерация производящей функции может быть представлена в виде

$$f^{n}(z) = \frac{m^{n} - 1 - m(m^{n-1} - 1)z}{m^{n+1} - 1 - m(m^{n} - 1)z}$$
 при  $m \neq 1$  и 
$$f^{n}(z) = \frac{n - (n-1)z}{n + 1 - nz}$$
 (7.1)

#### Здача. Т20

Пусть  $(W_t, t \ge 0)$  — винеровский процесс. Для  $u \in \mathbb{R}$  определяется

$$\tau_u = \inf \left\{ t : W_t = u \right\}$$

- момент первого достижения уровня u траекторией винеровского процесса. Найти плотность распределения случайной величины  $\tau_u$ 

#### Здача.

$$M_t = \max_{0 \le s \le t} W_s, \quad t > 0$$

где  $(W_t, t \ge 0)$  — винеровский процесс. Найти плотность распределения случайной величины  $M_t$ 

**Здача.** Т.22. Пусть  $\mathbb{X} = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из пуассоновского распределения с параметром  $\lambda$ . Найти оценку наибольшего правдоподобия параметра  $\lambda$ 

**Здача.** Т.23. Пусть  $\mathbb{X}=(X_1,\dots,X_n)$  — выборка из нормального распределения  $N\left(a,\sigma^2\right)$ . Найти оцен ки наибольшего правдоподобия параметров a и  $\sigma^2$ 

## Список литературы