

Статистика, байесовский вывод, линейные и «деревянные» модели

## **Лабораторная работа №1**

Срок сдачи: 21 ноября 2025

Преподаватели: Бойцев Антон, Волчек Дмитрий

**Ластовецкий Дмитрий**

## Задача 1

Определить (с обоснованием), зависимы или независимы следующие события:

- (a) Несовместные события;
- (b) События, образующие  $\sigma$ -алгебру  $\Sigma$  в пространстве  $(\Omega, \Sigma, P)$ ;
- (c) События, имеющие одинаковую вероятность.

### Решение:

- (a) Без ограничения общности возьмем два события и обозначим их за  $A, B$ . Так как события независимы, то по определению  $A \cap B = \emptyset$ , следовательно  $P(A \cap B) = P(\emptyset) = 0$ . По определению события независимы, если  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ . Далее,

- если  $P(A) = 0$  или  $P(B) = 0$ , то требуемое равенство выполняется и **события независимы**
- если же одновременно  $P(A) > 0$  и  $P(B) > 0$ , то  $P(A) \cdot P(B) > 0 = P(A \cap B)$  и **события не независимы**

Аналогично обобщается для большего количества событий. Если вероятность хотя бы одного из событий равна 0, то требуемое равенство выполняется и события в совокупности независимы (что влечет попарную независимость). Если же вероятность всех событий положительна, то события в совокупности не независимы.

- (b) Снова возьмем события  $A, B$ . Если на них образована сигма-алгебра, то независимо от взаимного положения  $A, B$  (вложенности, отсутствия пересечений) все область  $\Omega$  разбивается на

$$E_1 = A \cap B, E_2 = A^c \cap B, E_3 = A \cap B^c, E_4 = A^c \cap B^c$$

и каждое из событий  $E_1, E_2, E_3, E_4$  входит в сигма-алгебру как комбинация дополнений и объединений изначальных событий. Теперь заметим, что если  $A, B$  независимы, то

$$P(E_1) = P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

при этом

$$P(A) = P(E_1 \cup E_3) = P(E_1) + P(E_3)$$

так как  $E_1 \cap E_3 = \emptyset$ . аналогично

$$P(B) = P(E_1 \cup E_2) = P(E_1) + P(E_2)$$

и

$$P(A) \cdot P(B) = (P(E_1) + P(E_3)) \cdot (P(E_1) + P(E_2)) = P^2(E_1) + P(E_1)P(E_2) + P(E_1)P(E_3) + P(E_2)P(E_3)$$

для краткости обозначим  $P(E_i) = p_i$ . тогда события независимы если

$$p_1 = p_1^2 + p_1p_2 + p_1p_3 + p_2p_3$$

$$p_1^2 + p_1p_2 + p_1p_3 + p_2p_3 - p_1 = 0$$

$$p_1(p_1 + p_2 + p_3 - 1) + p_2p_3 = 0$$

$$p_1p_4 = p_2p_3$$

$$P(A \cap B) \cdot P(A^c \cap B^c) = P(A^c \cap B) \cdot P(A \cap B^c)$$

То есть события  $A, B$  **независимы если**  $P(A \cap B) \cdot P(A^c \cap B^c) = P(A^c \cap B) \cdot P(A \cap B^c)$ , **иначе не независимы.**

(с) Боюсь, в данном случае не получится сделать вывод о зависимости или независимости двух событий. Обозначим  $A, B, P(A) = P(B) = p$ . События независимы если  $P(A \cap B) = p^2$ . Мы можем подобрать соответствующие примеры:

- отсутствия независимости двух событий. Возьмем один бросок стандартного шестигранного кубика и рассмотрим события

$$A = \{1, 3, 5\}, B = \{1, 4, 5\}$$

Тогда

$$P(A) = P(B) = \frac{1}{2}; P(A \cap B) = \frac{1}{6}$$

- независимости двух событий. Возьмем два подряд бросания честной монетки и обозначим за  $A$  выпадение орла в первом броске и за  $B$  выпадение орла во втором броске. Тогда вероятности событий равны, и при этом  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) = \frac{1}{4}$

## Задача 2

Опыт заключается в независимом подбрасывании двух симметричных монет. Рассматриваются следующие события:

- $A$  – появление герба на первой монете;
- $B$  – появление решки на первой монете;
- $C$  – появление герба на второй монете;
- $D$  – появление решки на второй монете;
- $E$  – появление хотя бы одного герба;
- $F$  – появление хотя бы одной решки;
- $G$  – появление одного герба и одной решки;
- $H$  – непоявление ни одного герба;
- $K$  – появление двух гербов.

Определить, каким событиям этого списка равносильны следующие события:

- (a)  $A + C$
- (b)  $AC$
- (c)  $EF$
- (d)  $G + E$
- (e)  $GE$
- (f)  $BD$
- (g)  $E + K$

### Решение:

Рассмотрим пространство элементарных исходов

$$\Omega = \{OO, OP, PO, PP\}$$

Тогда события из условия можно записать так:

$A = \{OO, OP\},$	(орёл на первой монете)
$B = \{PO, PP\},$	(решка на первой монете)
$C = \{OO, PO\},$	(орёл на второй монете)
$D = \{OP, PP\},$	(решка на второй монете)
$E = \{OO, OP, PO\},$	(хотя бы один орёл)
$F = \{OP, PO, PP\},$	(хотя бы одна решка)
$G = \{OP, PO\},$	(один орёл и одна решка)
$H = \{PP\},$	(нет орлов)
$K = \{OO\}.$	(два орла)

откуда

(a)

$$A + C = A \cup C = \{OO, OP\} \cup \{OO, PO\} = \{OO, OP, PO\} = E$$

(b)

$$AC = A \cap C = \{OO, OP\} \cap \{OO, PO\} = \{OO\} = K$$

(c)

$$EF = E \cap F = \{OO, OP, PO\} \cap \{OP, PO, PP\} = \{OP, PO\} = G$$

(d)

$$G + E = G \cup E = E \quad (\text{так как } G \subset E)$$

(e)

$$GE = G \cap E = G$$

(f)

$$BD = B \cap D = \{PO, PP\} \cap \{OP, PP\} = \{PP\} = H$$

(g)

$$E + K = E \cup K = E \quad (\text{так как } K \subset E)$$

### Задача 3

Производится выстрел по вращающейся мишени, в которой закрашены два непересекающихся сектора по  $20^\circ$  каждый. Найти вероятность попадания в закрашенную область.

#### Решение:

Так как секторы не пересекаются, то закрашенный угол равен  $40^\circ$ . Площадь сектора линейно зависит от угла, следовательно, закрашена  $\frac{1}{9}$  площади мишени. Так как вероятность попадания распределена равномерно по площади мишени, она равна  $\frac{1}{9}$ .

### Задача 4

Два парохода должны подойти к одному и тому же причалу независимо друг от друга и равновозможно в течение суток. Определить вероятность того, что одному из них придется ожидать освобождения причала, если время стоянки первого парохода – 1 час, а второго – 2 часа.

#### Решение:

Обозначим за  $t_1$  время прихода первого парохода к причалу, за  $t_2$  время прихода второго парохода к причалу. Тогда кому-то придется ждать освобождения причала, если  $[t_1, t_1 + 1] \cap [t_2, t_2 + 2]$ . Рассмотрим

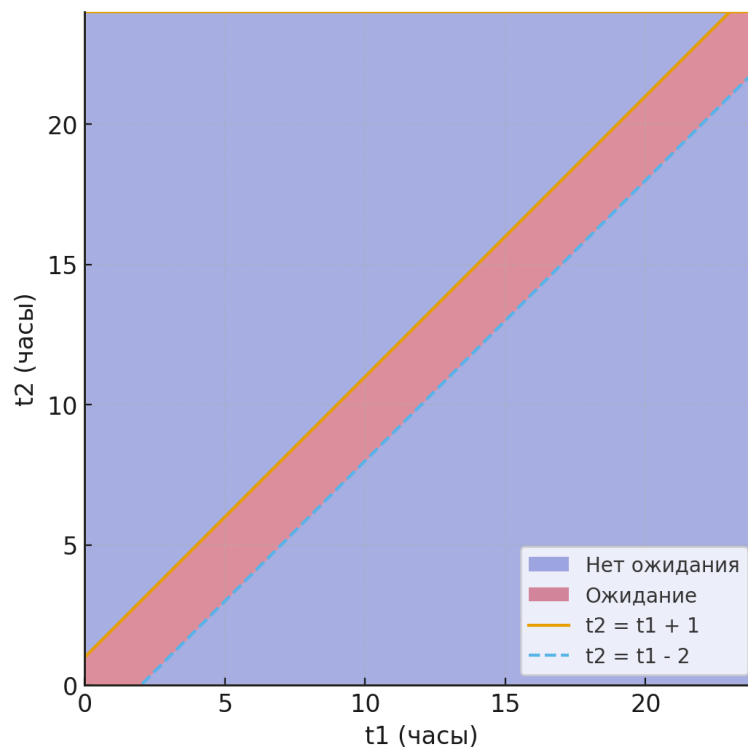


Рис. 1: Области ожидания и отсутствия ожидания причала

полное дополнение этого события (что значит, что никакой пароход не ждал причал). Его можно задать как объединение событий  $t_1 + 1 \leq t_2$  и  $t_2 + 2 \leq t_1$ . Приведем иллюстрацию: Соответственно, никто никого не ждет с вероятностью, равной отношению соответствующей синей области к площади квадрата, то есть:

$$P((t_1 + 1 \leq t_2) \cup (t_2 + 2 \leq t_1)) = \frac{\frac{23^2}{2} + \frac{22^2}{2}}{24^2} = \frac{1013}{1152}$$

Следовательно, искомая нами вероятность ожидания равна

$$P([t_1, t_1 + 1] \cap [t_2, t_2 + 2]) = 1 - \frac{1013}{1152} = \frac{139}{1152} \approx 0.1206597$$

## Задача 5

Самолет, по которому ведется стрельба, состоит из трех различных по уязвимости частей:

- (a) Кабина летчика и двигатель
- (b) Топливные баки
- (c) Планер

Для поражения самолета достаточно либо одного попадания в первую часть, либо двух попаданий во вторую, либо трех в третью. При попадании в самолет одного снаряда, снаряд с вероятностью  $p_1$  попадает в первую часть, с вероятностью  $p_2$  — во вторую, с вероятностью  $p_3$  — в третью. Попавшие снаряды распределяются по частям независимо друг от друга. Известно, что в самолет попало  $m$  снарядов. Найти условную вероятность  $P(A|m)$  события  $A$  — "Самолет поражен" — при  $m = 1, 2, 3, 4$

### Решение:

1. При  $m = 1$  самолёт поражен тогда и только тогда, когда выстрел пришёлся в первую часть. Следовательно,

$$P(A | m = 1) = p_1.$$

2. При  $m = 2$  самолёт поражён тогда и только тогда, когда либо хотя бы один выстрел пришёлся в первую часть ( $A_1$ ), либо оба выстрела попали во вторую часть ( $A_2$ ).

Вероятность первого события найдём через дополнение:

$$P(A_1) = 1 - P(A_1^c) = 1 - (1 - p_1)^2.$$

Вероятность второго:

$$P(A_2) = p_2^2.$$

при этом

$$A_1 \cap A_2 = \emptyset.$$

Тогда

$$P(A \mid m = 2) = P(A_1) + P(A_2) = 1 - (1 - p_1)^2 + p_2^2.$$

3. При  $m = 3$  удобнее сразу смотреть на дополнение. Самолёт *не* поражён, если одновременно:

- нет ни одного попадания в первую часть ( $N_1 = 0$ );
- во вторую попало строго меньше двух попаданий ( $N_2 \leq 1$ );
- в третью попало строго меньше трёх попаданий ( $N_3 \leq 2$ ),

где  $N_i$  — число попаданий в  $i$ -ю часть и  $N_1 + N_2 + N_3 = 3$ .

Из всех троек  $(N_1, N_2, N_3)$  с суммой 3 этим условиям удовлетворяет только

$$(N_1, N_2, N_3) = (0, 1, 2),$$

то есть самолёт не поражён только в случае когда один снаряд попал во вторую часть и два — в третью.

Тогда

$$P(A^c \mid m = 3) = P(N_1 = 0, N_2 = 1, N_3 = 2) = \frac{3!}{0! 1! 2!} p_1^0 p_2^1 p_3^2 = 3p_2 p_3^2,$$

следовательно

$$P(A \mid m = 3) = 1 - P(A^c \mid m = 3) = 1 - 3p_2 p_3^2.$$

4. При  $m = 4$  снова смотрим на дополнение. Чтобы самолёт не был поражён, нужно одновременно:

$$N_1 = 0, \quad N_2 \leq 1, \quad N_3 \leq 2, \quad N_1 + N_2 + N_3 = 4.$$

Но при  $N_2 \leq 1$  и  $N_3 \leq 2$  максимум возможная сумма  $N_2 + N_3$  равна  $1 + 2 = 3 < 4$ , то есть таких конфигураций просто не существует. Значит

$$P(A^c \mid m = 4) = 0, \quad P(A \mid m = 4) = 1.$$

## Задача 6

Проверить, является ли

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

плотностью распределения случайного вектора.

### Решение:

Функция является плотностью распределения случайного вектора, если она неотрицательна по  $x, y$  и если ее интеграл на  $\mathbb{R}^2$  равен 1. Первое очевидно по форме функции. Найдём интеграл

$$\iint_{\mathbb{R}^2} f_\xi(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-2|y|}}{\pi(1+x^2)} dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx \int_{-\infty}^{\infty} e^{-2|y|} dy$$

Сразу заметим что левый интеграл это интеграл функции плотности стандартного распределения Коши, следовательно, он равен 1. Возьмем второй интеграл:

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-2|y|} dy = 2 \int_0^{\infty} e^{-2|y|} dy = 2 \int_0^{\infty} e^{-2y} dy = 2 \frac{e^{-2y}}{-2} \Big|_0^{\infty} = -e^{-2y} \Big|_0^{\infty} = 1$$

Значит, исходный интеграл равен 1. Следовательно, эта функция является плотностью распределения случайного вектора.

## Задача 7

Совместное распределение случайных величин  $\xi$  и  $\eta$  задано следующей таблицей:

$\xi \backslash \eta$	-1	0	1
-1	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{7}{24}$
1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$	0

- Найти маргинальные распределения  $\xi$  и  $\eta$ .
- Вычислить математическое ожидание, ковариационную и корреляционную матрицы вектора  $(\xi, \eta)$ .
- Исследовать  $\xi$  и  $\eta$  на независимость и некоррелированность.

### Решение:

- (a) для  $\xi$ :

$\xi$	
-1	0.5
1	0.5

для  $\eta$ :

$\eta$	-1	0	1
	$\frac{11}{24}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{7}{24}$

- (b)  $\mathbb{E}(\xi, \eta) = (\mathbb{E}\xi, \mathbb{E}\eta) = (0, -\frac{1}{6})$

Далее вычислим дисперсии. Сначала вторые моменты:

$$\mathbb{E}\xi^2 = (-1)^2 \cdot \frac{1}{2} + 1^2 \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = 1,$$

$$\mathbb{E}\eta^2 = (-1)^2 \cdot \frac{11}{24} + 0^2 \cdot \frac{1}{4} + 1^2 \cdot \frac{7}{24} = \frac{11}{24} + \frac{7}{24} = \frac{18}{24} = \frac{3}{4}.$$

Тогда

$$\text{Var}(\xi) = \mathbb{E}\xi^2 - (\mathbb{E}\xi)^2 = 1 - 0^2 = 1,$$

$$\text{Var}(\eta) = \mathbb{E}\eta^2 - (\mathbb{E}\eta)^2 = \frac{3}{4} - \left(-\frac{1}{6}\right)^2 = \frac{3}{4} - \frac{1}{36} = \frac{27-1}{36} = \frac{13}{18}.$$

Теперь найдём смешанный момент  $\mathbb{E}(\xi\eta)$ :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\xi\eta) &= (-1)(-1) \cdot \frac{1}{8} + (-1) \cdot 0 \cdot \frac{1}{12} + (-1) \cdot 1 \cdot \frac{7}{24} + 1 \cdot (-1) \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot 0 \cdot \frac{1}{6} + 1 \cdot 1 \cdot 0 \\ &= \frac{1}{8} - \frac{7}{24} - \frac{1}{3} = \frac{3}{24} - \frac{7}{24} - \frac{8}{24} = -\frac{12}{24} = -\frac{1}{2} \end{aligned}$$

Отсюда ковариация:

$$\text{Cov}(\xi, \eta) = \mathbb{E}(\xi\eta) - \mathbb{E}\xi \mathbb{E}\eta = -\frac{1}{2} - 0 \cdot \left(-\frac{1}{6}\right) = -\frac{1}{2}$$

Ковариационная матрица вектора  $(\xi, \eta)$ :

$$\mathbf{K} = \begin{pmatrix} \text{Var}(\xi) & \text{Cov}(\xi, \eta) \\ \text{Cov}(\xi, \eta) & \text{Var}(\eta) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2} & \frac{13}{18} \end{pmatrix}$$

Коэффициент корреляции:

$$\rho_{\xi, \eta} = \frac{\text{Cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{\text{Var}(\xi) \text{Var}(\eta)}} = \frac{-\frac{1}{2}}{\sqrt{1 \cdot \frac{13}{18}}} = -\frac{1}{2} \sqrt{\frac{18}{13}} = -\frac{3\sqrt{2}}{2\sqrt{13}}$$

Тогда корреляционная матрица:

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{\xi, \eta} \\ \rho_{\xi, \eta} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -\frac{3\sqrt{2}}{2\sqrt{13}} \\ -\frac{3\sqrt{2}}{2\sqrt{13}} & 1 \end{pmatrix}$$

(с) **Независимость.** Если бы  $\xi$  и  $\eta$  были независимы, должно выполняться

$$P(\xi = x, \eta = y) = P(\xi = x) P(\eta = y) \quad \text{для всех } x, y.$$

Проверим хотя бы одну пару, например  $(\xi, \eta) = (-1, -1)$ :

$$P(\xi = -1, \eta = -1) = \frac{1}{8},$$

$$P(\xi = -1)P(\eta = -1) = \frac{1}{2} \cdot \frac{11}{24} = \frac{11}{48}.$$

Так как

$$\frac{1}{8} = \frac{6}{48} \neq \frac{11}{48},$$

то условие независимости не выполняется. Следовательно,  $\xi$  и  $\eta$  **не независимы**.

**Некоррелированность.** Случайные величины некоррелированы, если

$$\text{Cov}(\xi, \eta) = 0.$$

но

$$\text{Cov}(\xi, \eta) = -\frac{1}{2} \neq 0,$$

значит,  $\xi$  и  $\eta$  **коррелированы**

## Задача 8

Пусть имеются два одинаковых тетраэдра с числами 1, 2, 3, 4 на гранях. Подкидываем оба и смотрим на выпавшие числа  $\xi_1$  и  $\xi_2$ . Зададим следующие случайные величины:

$$\varphi_1 = \xi_1 + \xi_2, \quad \varphi_2 = \begin{cases} 1, & (\xi_1 : \xi_2) \cup (\xi_2 : \xi_1), \\ 0, & \text{иначе,} \end{cases}$$

- Составить таблицу совместного распределения  $\varphi_1$  и  $\varphi_2$ .
- Найти маргинальные распределения  $\varphi_1$  и  $\varphi_2$ .
- Вычислить математическое ожидание, ковариационную и корреляционную матрицы вектора  $(\varphi_1, \varphi_2)$ .
- Исследовать  $\varphi_1$  и  $\varphi_2$  на независимость и некоррелированность.



**Решение:**

Всего исходов  $(\xi_1, \xi_2)$  16, все равновозможны с вероятностью  $1/16$ .

(а) Выпишем значения  $(\varphi_1, \varphi_2)$ :

$\xi_1 \backslash \xi_2$	1	2	3	4
1	(2, 1)	(3, 1)	(4, 1)	(5, 1)
2	(3, 1)	(4, 1)	(5, 0)	(6, 1)
3	(4, 1)	(5, 0)	(6, 1)	(7, 0)
4	(5, 1)	(6, 1)	(7, 0)	(8, 1)

По этим данным получаем совместное распределение  $(\varphi_1, \varphi_2)$ :

$\varphi_1 \backslash \varphi_2$	0	1
2	0	$\frac{1}{16}$
3	0	$\frac{1}{8}$
4	0	$\frac{3}{16}$
5	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$
6	0	$\frac{3}{16}$
7	$\frac{1}{8}$	0
8	0	$\frac{1}{16}$

(b) Маргинальные распределения:

$$P(\varphi_1 = 2) = \frac{1}{16}, \quad P(\varphi_1 = 3) = \frac{1}{8}, \quad P(\varphi_1 = 4) = \frac{3}{16}, \quad P(\varphi_1 = 5) = \frac{1}{4},$$

$$P(\varphi_1 = 6) = \frac{3}{16}, \quad P(\varphi_1 = 7) = \frac{1}{8}, \quad P(\varphi_1 = 8) = \frac{1}{16}.$$

Для  $\varphi_2$ :

$$P(\varphi_2 = 1) = \frac{3}{4}, \quad P(\varphi_2 = 0) = \frac{1}{4}.$$

(с) Вычислим математические ожидания и дисперсии.

$$\mathbb{E}\varphi_1 = \sum_{k=2}^8 k P(\varphi_1 = k) = 2 \cdot \frac{1}{16} + 3 \cdot \frac{1}{8} + 4 \cdot \frac{3}{16} + 5 \cdot \frac{1}{4} + 6 \cdot \frac{3}{16} + 7 \cdot \frac{1}{8} + 8 \cdot \frac{1}{16} = 5.$$

$$\mathbb{E}\varphi_1^2 = \sum_{k=2}^8 k^2 P(\varphi_1 = k) = \frac{55}{2}, \quad \text{Var}(\varphi_1) = \mathbb{E}\varphi_1^2 - (\mathbb{E}\varphi_1)^2 = \frac{55}{2} - 25 = \frac{5}{2}.$$

Для  $\varphi_2$ :

$$\mathbb{E}\varphi_2 = 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{3}{4} = \frac{3}{4}, \quad \mathbb{E}\varphi_2^2 = \frac{3}{4}, \quad \text{Var}(\varphi_2) = \mathbb{E}\varphi_2^2 - (\mathbb{E}\varphi_2)^2 = \frac{3}{4} - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{3}{16}.$$

Теперь найдём  $\mathbb{E}(\varphi_1 \varphi_2)$ :

$$\mathbb{E}(\varphi_1 \varphi_2) = \sum_k \sum_b kb P(\varphi_1 = k, \varphi_2 = b) = \sum_k k \cdot 1 \cdot P(\varphi_1 = k, \varphi_2 = 1) = 2 \cdot \frac{1}{16} + 3 \cdot \frac{1}{8} + 4 \cdot \frac{3}{16} + 5 \cdot \frac{1}{8} + 6 \cdot \frac{3}{16} + 8 \cdot \frac{1}{16} = \frac{7}{2}.$$

Ковариация:

$$\text{Cov}(\varphi_1, \varphi_2) = \mathbb{E}(\varphi_1 \varphi_2) - \mathbb{E}\varphi_1 \mathbb{E}\varphi_2 = \frac{7}{2} - 5 \cdot \frac{3}{4} = \frac{7}{2} - \frac{15}{4} = -\frac{1}{4}.$$

Ковариационная матрица вектора  $(\varphi_1, \varphi_2)$ :

$$\mathbf{K} = \begin{pmatrix} \text{Var}(\varphi_1) & \text{Cov}(\varphi_1, \varphi_2) \\ \text{Cov}(\varphi_1, \varphi_2) & \text{Var}(\varphi_2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{5}{2} & -\frac{1}{4} \\ -\frac{1}{4} & \frac{3}{16} \end{pmatrix}.$$

Коэффициент корреляции:

$$\rho_{\varphi_1, \varphi_2} = \frac{\text{Cov}(\varphi_1, \varphi_2)}{\sqrt{\text{Var}(\varphi_1)\text{Var}(\varphi_2)}} = \frac{-\frac{1}{4}}{\sqrt{\frac{5}{2} \cdot \frac{3}{16}}} = -\sqrt{\frac{2}{15}}.$$

Тогда корреляционная матрица:

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} 1 & -\sqrt{\frac{2}{15}} \\ -\sqrt{\frac{2}{15}} & 1 \end{pmatrix}.$$

(d) **Независимость.** Если бы  $\varphi_1$  и  $\varphi_2$  были независимы, то

$$P(\varphi_1 = k, \varphi_2 = b) = P(\varphi_1 = k) P(\varphi_2 = b) \quad \text{для всех } k, b.$$

Проверим, например, при  $k = 7, b = 1$ :

$$P(\varphi_1 = 7, \varphi_2 = 1) = 0,$$

в то время как

$$P(\varphi_1 = 7) P(\varphi_2 = 1) = \frac{1}{8} \cdot \frac{3}{4} = \frac{3}{32} > 0.$$

$\varphi_1$  и  $\varphi_2$  **не независимы**

**Некоррелированность.** Поскольку

$$\text{Cov}(\varphi_1, \varphi_2) = -\frac{1}{4} \neq 0,$$

случайные величины  $\varphi_1$  и  $\varphi_2$  **коррелированы**

## Задача 9

Найти плотность распределения суммы двух независимых случайных величин  $\xi$  и  $\eta$ , если  $\xi \sim \text{Exp}_2$  и  $\eta \sim U_{0,1}$ .

**Решение:**

Плотности исходных величин:

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} 2e^{-2x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases} \quad f_{\eta}(y) = \begin{cases} 1, & 0 \leq y \leq 1, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Рассматриваем сумму  $Z = \xi + \eta$ . Так как величины независимы, используем свёртку:

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi}(z-y) f_{\eta}(y) dy.$$

Одновременно должны выполняться условия  $0 \leq y \leq 1$  и  $z-y \geq 0$ , так что интегрирование идёт по  $y \in [0, \min\{1, z\}]$ . Тогда рассмотрим по случаям:

$z < 0$  Область пуста, плотность равна нулю:

$$f_Z(z) = 0.$$

$0 \leq z \leq 1$  Тогда интегрируем от 0 до  $z$ :

$$f_Z(z) = \int_0^z 2e^{-2(z-y)} dy = 1 - e^{-2z}.$$

$z \geq 1$  Тогда ограничение даёт интеграл от 0 до 1:

$$f_Z(z) = \int_0^1 2e^{-2(z-y)} dy = (e^2 - 1)e^{-2z}.$$

Итого

$$f_Z(z) = \begin{cases} 0, & z < 0, \\ 1 - e^{-2z}, & 0 \leq z \leq 1, \\ (e^2 - 1)e^{-2z}, & z \geq 1. \end{cases}$$