

Задание №1. Правильная монетка бросается до тех пор, пока не выпадет n орлов подряд. Найдите математическое ожидание необходимого числа бросков.

В процессе решения мне очень помогла книга Александра Шеня (56 – 57 страницы).

Решение задания №1. Рассмотрим частные случаи.

При $n = 1$, то есть, когда нам нужна один выпавший орел для того, чтобы прекратить игру. Если на первом броске выпал орел (вероятность такого исхода равна $\frac{1}{2}$) то мы прекращаем подкидывать монетку, иначе выпал орел и мы подкидываем следующий раз, получаем последовательность вероятностей: $\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{8}, \dots, \frac{1}{2^n}$. Тогда искомое математическое ожидание:

$$\mathbb{E}S_{n=1} = 1 \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{4} + 3 \cdot \frac{1}{8} + \dots + n \cdot \frac{1}{2^n} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k}{2^k}$$

Можно посчитать сумму этого ряда, но вместо этого воспользуемся другим подходом, так как при росте числа подряд выпавших орлов n сложность будет только увеличиваться.

Пусть S - искомое математическое ожидание, тогда в половине случаев выпал орел и мы прекратили подбрасывать монетку, в половине выпала решка и нам нужно начать все сначала:

$$S = \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} \cdot (1 + S)$$

Тогда искомое математическое ожидание для $n = 1$ будет равно 2.

Немного усложним задачу и рассмотрим случай для $n = 2$. Рассмотрим подходящие нам комбинации:

$$\{OO\}, \{POO\}, \{PPOO, OPOO\}, \{PPPOO, OPPOO, POPOO\}, \dots$$

Видим, что перед двумя орлами у нас всегда должна стоять решка. Пусть S искомое математическое ожидание, до появления двух орлов подряд: тогда либо выпадет решка и мы вернемся в исходное состояние, либо выпадет орел и перейдем в S_0 . S_0 – математическое ожидание количества бросков необходимое для получения двух орлов подряд, при условии, что на предыдущем шаге выпал орел. Получим систему:

$$\begin{cases} S = \frac{1}{2} \cdot (1 + S) + \frac{1}{2} \cdot (1 + S_0) \\ S_0 = \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} \cdot (1 + S) \end{cases}$$

После решения этой системы мы получим, что искомое математическое ожидание $\mathbb{E}_2 = S = 6$.

Теперь рассмотрим математическое ожидание $\mathbb{E}S_n$ в общем случае, при произвольном n . Для этого введем вспомогательные математические ожидания:

- S_i — математическое ожидание числа бросков до появления N орлов при условии, что до этого последними i -тыми выпадениями оказались орлы.
- S — математическое ожидание числа бросков до появления N орлов подряд.

Получим следующие уравнения:

$$\begin{cases} S = \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{2} \cdot (S_1 + 1) \\ S_1 = \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{2} \cdot (S_2 + 1) \\ S_2 = \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{2} \cdot (S_3 + 1) \\ \dots \\ S_{n-1} = \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{2} \cdot 1 \end{cases}$$

Выразим S_k через S_{k+1} и подставим в выражение для S :

$$\begin{aligned}\frac{1}{2} \cdot (S_k + 1) &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot (S_{k+1} + 1) + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot (S + 3) \\ S &= \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{2} \cdot (S_1 + 1) = \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot (S_2 + 1) + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot (S + 3) = \\ &= \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{4} \cdot (S + 3) + \frac{1}{8} \cdot (S + 3) + \cdots + \frac{1}{2^n} (S + 3) + \frac{1}{2^n};\end{aligned}$$

Просуммируем геометрическую прогрессию: $\frac{1}{2^k} \cdot (S + 3)$, получим:

$$S = \frac{1}{2} \cdot (S + 1) + \frac{1}{4} \cdot (S + 3) \cdot \frac{1}{2} \cdot \left(1 - \frac{1}{2^{n-1}}\right) + \frac{1}{2^n}$$

После преобразований, имеем искомое математическое ожидание.

Ответ: $\mathbb{E}S_n \text{ орлов подряд} = 2^{n+1} - 2$.

Задание №2. Авария происходит в точке X , которая равномерно распределена на дороге длиной L . Во время аварии машина скорой помощи находится в точке Y , которая так же равномерно распределена на дороге. Считая, что X и Y независимы, найти математическое ожидание расстояния между машиной скорой помощи и точкой аварии.

Решение задания №2. Мы знаем, что X и Y равномерно распределены на отрезке $[0, L]$. Таким образом, функция плотности вероятности для X и Y равна:

$$p_x(x) = \frac{1}{L} \quad 0 \leq x \leq L$$

$$p_y(y) = \frac{1}{L} \quad 0 \leq y \leq L$$

Наше искомое математическое ожидание $\mathbb{E}|X - Y|$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|x - y| &= \int_0^L \int_0^L |x - y| p_x(x) p_y(y) dx dy = \frac{1}{L^2} \int_0^L \int_0^L |x - y| dx dy = \\ &= \frac{1}{L^2} \left(\int_0^L \int_y^L (x - y) dx dy + \int_0^L \int_0^y (y - x) dx dy \right) = \\ &= \frac{2}{L^2} \int_0^L \int_0^y (y - x) dx dy = \frac{2}{L^2} \int_0^L \left(yx \Big|_{x=0}^{x=y} - \frac{x^2}{2} \Big|_{x=0}^{x=y} \right) dy = \\ &= \frac{2}{L^2} \int_0^L \left(y^2 - \frac{y^2}{2} \right) dy = \frac{1}{L^2} \int_0^L y^2 dy = \frac{1}{L^2} \cdot \frac{y^3}{3} \Big|_0^L = \frac{L}{3} \end{aligned}$$

Ответ: $\mathbb{E}|X - Y| = \frac{L}{3}$.

Задание №3. Совместный закон распределения случайных величин S и S задан таблицей:

| X \ Y | 0 | 1 | 3 |
|-------|------|------|-----|
| 0 | 0.15 | 0.05 | 0.3 |
| -1 | 0 | 0.15 | 0.1 |
| -2 | 0.15 | 0 | 0.1 |

Найти:

1. Законы распределения случайных величин X и Y .
2. $\mathbb{E}X$, $\mathbb{E}Y$, $\mathbb{D}X$, $\mathbb{D}Y$, $\text{cov}(X, Y)$, $\text{corr}(X, Y)$, а так же математическое ожидание и дисперсию случайной величины $V = 6X - 4Y + 3$.

Решение задания №3. Приступим.

Закон распределения X и для Y соответственно:

$$\begin{aligned} P(X = -2) &= 0.25 & P(X = -1) &= 0.25 & P(X = 0) &= 0.5 \\ P(Y = 0) &= 0.3 & P(Y = 1) &= 0.2 & P(Y = 3) &= 0.5 \end{aligned}$$

Математические ожидания:

$$\mathbb{E}X = -2 \cdot 0.25 + (-1) \cdot 0.25 + 0 \cdot 0.5 = -0.75$$

$$\mathbb{E}Y = 0 \cdot 0.3 + 1 \cdot 0.2 + 3 \cdot 0.5 = 1.7$$

Дисперсию будем считать через математическое ожидание квадрата случайной величины $\mathbb{D}X = \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2$. Для этого посчитаем математические ожидания квадрата случайных величин X и Y :

$$\mathbb{E}X^2 = (-2)^2 \cdot 0.25 + (-1)^2 \cdot 0.25 + 0 \cdot 0.5 = 1.25$$

$$\mathbb{E}Y^2 = 0 \cdot 0.3 + (1)^2 \cdot 0.2 + (3)^2 \cdot 0.5 = 4.7$$

Итог для дисперсий:

$$\mathbb{D}X = \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2 = 1.25 - (-0.75)^2 = 0.6875$$

$$\mathbb{D}Y = \mathbb{E}Y^2 - (\mathbb{E}Y)^2 = 4.7 - (1.7)^2 = 1.81$$

Теперь ковариация.

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, Y) &= \mathbb{E}(x - \mathbb{E}X)(y - \mathbb{E}Y) = \\ &= (0 - (-0.75))(0 - 1.4) \cdot P(X = 0, Y = 0) + \\ &\quad + (0 - (-0.75))(1 - 1.4) \cdot P(X = 0, Y = 1) + \\ &\quad + (0 - (-0.75))(3 - 1.4) \cdot P(X = 0, Y = 3) + \\ &\quad + (-1 - (-0.75))(0 - 1.4) \cdot P(X = -1, Y = 0) + \\ &\quad + (-1 - (-0.75))(1 - 1.4) \cdot P(X = -1, Y = 1) + \\ &\quad + \dots = \\ &= 0.225 \end{aligned}$$

Корреляция.

$$\text{corr}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\mathbb{D}X} \cdot \sqrt{\mathbb{D}Y}} = \frac{0.225}{\sqrt{0.6875} \cdot \sqrt{1.84}} \approx 0.2$$

Математическое ожидание для $V = 6X - 4Y + 3$:

$$\mathbb{E}V = \mathbb{E}(6X - 4Y + 3) = 6\mathbb{E}X - 4\mathbb{E}Y + 3 = 6 \cdot (-0.75) - 4 \cdot (1.7) + 3 = -8.3$$

Дисперсию для $V = 6X - 4Y + 3$. Посчитаем значения V , $V - \mathbb{E}V$ и $(V - \mathbb{E}V)^2$:

| $\begin{array}{c} \diagdown \\ X \end{array} \begin{array}{c} \diagup \\ Y \end{array}$ | 0 | 1 | 3 |
|---|----|-----|-----|
| 0 | 3 | -1 | -9 |
| -1 | -3 | -7 | -15 |
| -2 | -9 | -13 | -21 |

| $\begin{array}{c} \diagdown \\ X \end{array} \begin{array}{c} \diagup \\ Y \end{array}$ | 0 | 1 | 3 |
|---|------|------|-------|
| 0 | 11.3 | 7.3 | -0.7 |
| -1 | 5.3 | 1.3 | -6.7 |
| -2 | -0.7 | -4.7 | -12.7 |

| $\begin{array}{c} \diagdown \\ X \end{array} \begin{array}{c} \diagup \\ Y \end{array}$ | 0 | 1 | 3 |
|---|--------|-------|--------|
| 0 | 127.69 | 53.29 | 0.39 |
| -1 | 28.09 | 1.69 | 44.89 |
| -2 | 0.49 | 22.09 | 161.29 |

И теперь сама дисперсия $\mathbb{D}V = \mathbb{E}(V - \mathbb{E}V)^2$

$$\mathbb{D}V = 102.01 \cdot P(X = 0, Y = 0) + 16.81 \cdot P(X = -1, Y = 0) + \dots = 42.91$$

Задание №4. Пусть x_1, \dots, x_n – результаты n независимых повторных наблюдений над дискретной случайной величиной ξ , принимающей значения из множества $Y = 0, 1$ с вероятностями:

$$P(\xi = 1) = \frac{1 + \theta}{2}, \quad P(\xi = 0) = \frac{1 - \theta}{2}, \quad -1 < \theta < 1$$

Найти оценку максимального правдоподобия параметра θ .

Решение задания №4. Функция правдоподобия для n независимых наблюдений:

$$\arg \max_{\theta \in (-1, 1)} L(\theta) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{1 + \theta}{2} \right)^{x_i} \left(\frac{1 - \theta}{2} \right)^{1-x_i}$$

Логарифм функции правдоподобия:

$$\arg \max_{\theta \in (-1, 1)} \ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[x_i \ln \left(\frac{1 + \theta}{2} \right) + (1 - x_i) \ln \left(\frac{1 - \theta}{2} \right) \right]$$

Находим производную по θ и приравниваем ее к нулю:

$$\frac{d(\ln L)}{d\theta} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{x_i}{1 + \theta} - \frac{1 - x_i}{1 - \theta} \right] = 0$$

Решим получившиеся уравнение:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \left[\frac{x_i}{1 + \theta} - \frac{1 - x_i}{1 - \theta} \right] &= 0 \\ \sum_{i=1}^n \left[\frac{x_i(1 - \theta)}{(1 + \theta)(1 - \theta)} - \frac{(1 + \theta)(1 - x_i)}{(1 - \theta)(1 + \theta)} \right] &= 0 \\ \sum_{i=1}^n [x_i(1 - \theta) - (1 + \theta)(1 - x_i)] = 0 &\quad \left| \quad 1^2 + \theta^2 \neq 0 \right. \\ \sum_{i=1}^n [x_i - \theta x_i - (1 - x_i + \theta - \theta x_i)] &= 0 \\ \sum_{i=1}^n [x_i - \theta x_i - 1 + x_i - \theta + \theta x_i] &= 0 \\ \sum_{i=1}^n [2x_i - 1] &= n\theta \\ \frac{\sum_{i=1}^n [2x_i - 1]}{n} &= \theta \\ \frac{2 \sum_{i=1}^n x_i}{n} - 1 &= \theta \end{aligned}$$

Ответ: $\theta = \frac{2 \sum_{i=1}^n x_i}{n} - 1$

Задание №5. Пусть x_1, \dots, x_n – результаты n независимых повторных наблюдений над случайной величиной ξ , плотность распределения которой имеет вид:

$$f(x, \theta) = pf_1(x) + (1-p)f_2(x, \theta),$$

$$f_1(x, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & x \in (0, \theta] \\ 0, & x \notin (0, \theta] \end{cases} \quad \text{и} \quad f_2(x, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{1-\theta}, & x \in (0, \theta] \\ 0, & x \notin (0, \theta] \end{cases}$$

p, θ – неизвестные параметры $0 \leq p \leq 1$

Найти оценки неизвестных параметров p, θ методом моментов.

Решение задания №5. Найдем первый теоретический момент случайной величины ξ :

$$m_1 = \frac{p}{\theta} \int_0^\theta x dx + \frac{(1-p)}{1-\theta} \int_\theta^1 x dx =$$

$$= \frac{1}{2}(\theta - p + 1)$$

Найдем второй теоретический момент случайной величины ξ :

$$m_2 = \frac{p}{\theta} \int_0^\theta x^2 dx + \frac{(1-p)}{1-\theta} \int_\theta^1 x^2 dx =$$

$$= \frac{1}{3}(\theta^2 + \theta - \theta p - p + 1)$$

Теперь посчитаем первый выборочный момент случайной величины ξ :

$$\hat{m}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

И второй выборочный момент случайной величины ξ :

$$\hat{m}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

Приравняем моменты и получим систему:

$$\begin{cases} m_1 = \hat{m}_1 \\ m_2 = \hat{m}_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \theta - p + 1 = 2\hat{m}_1 \\ \theta^2 + \theta - \theta p - p + 1 = 3\hat{m}_2 \end{cases}$$

Решим систему:

$$\begin{cases} p = 1 - 2\hat{m}_1 + \theta \\ \theta^2 + \theta - \theta p - p + 1 = 3\hat{m}_2 \end{cases}$$

Подставим p из первого уравнения во второе:

$$\theta^2 + \theta - \theta(1 - 2\hat{m}_1 + \theta) - (1 - 2\hat{m}_1 + \theta) + 1 = 3\hat{m}_2$$

$$\theta^2 + \theta - \theta + 2\theta\hat{m}_1 - \theta^2 - 1 + 2\hat{m}_1 - \theta + 1 = 3\hat{m}_2$$

$$2\theta\hat{m}_1 + 2\hat{m}_1 - \theta = 3\hat{m}_2$$

$$\theta(2\hat{m}_1 - 1) = 3\hat{m}_2 - 2\hat{m}_1$$

$$\theta = \frac{3\hat{m}_2 - 2\hat{m}_1}{2\hat{m}_1 - 1}$$

Теперь найдем параметр p из равенства полученного преобразованиями первого уравнения:

$$\begin{aligned}p &= 1 - 2\hat{m}_1 + \frac{3\hat{m}_2 - 2\hat{m}_1}{2\hat{m}_1 - 1} \\p &= 1 - \frac{2\hat{m}_1(2\hat{m}_1 - 1) + 3\hat{m}_2 - 2\hat{m}_1}{2\hat{m}_1 - 1} \\p &= 1 - \frac{4\hat{m}_1^2 - 4\hat{m}_1 + 3\hat{m}_2}{2\hat{m}_1 - 1}\end{aligned}$$