Задача 1

Пусть $Z \sim \mathcal{N}(0,1)$ — стандартная нормальная с.в. Случайная величина U имеет следующее распределение: P(U=1)=1/2 и P(U=-1)=1/2 и не зависит от Z.

- 1. Докажите, что с.в X = UZ имеет нормальное распределение и найдите параметры этого распределения
- 2. Покажите, что распределение случайной величины Y = X + Z не является нормальным

Решение

1. Распределение $P(X \le x) = P(UZ \le x)$ можно расписать следующим образом:

$$\begin{split} P(UZ \leq x) &= P(U=1)P(UZ \leq x \mid U=1) + P(U=-1)P(UZ \leq x \mid U=-1) = \\ &\frac{1}{2}P(UZ \leq x \mid U=1) + \frac{1}{2}P(UZ \leq x \mid U=-1) = \frac{1}{2}(P(Z \leq x) + P(Z \geq -x)) = \\ &\frac{1}{2}(P(Z \leq x) + P(Z \leq x)) = P(Z \leq x) = \Phi(x) \end{split}$$

Причем предпоследнее равенство верно в силу симметричности функции плотности нормального распределения. Таким образом $X \sim \mathcal{N}(0,1)$.

2.

$$\begin{split} P(Y \leq y) &= P(X + Z \leq y) = P(UZ + Z \leq y) = P[Z(U+1) \leq y] = \\ P(U=1)P(2Z \leq y) + P(U=-1)P(Z*0 \leq y) = \\ \frac{1}{2} \left(P\left(Z \leq \frac{y}{2}\right) + P(Z*0 \leq y) \right) = \frac{1}{2} \left(\Phi(y/2) + I_{0 \leq y} \right) \end{split}$$

Заметим, что в ноле получили разрыв, из-за чего искомая вероятность перестает быть распределением нормальной случайной величины.

Задача 2

Проводится n независимых испытаний. В каждом испытании возможен один из m исходов. Исход j появляется с вероятностью p_j , эти вероятности не зависят от номера испытания. Обозначим через π_j общее число появлений исхода j. Случайный вектор $\pi = [\pi_1, ..., \pi_m]'$ называется полиномиальным случайным вектором.

- 1. Найдите распределение вектора π
- 2. Вычислите вектор средних значений $E(\pi)$ и ковариационную матрицу $V(\pi)$

Решение

Заметим, что распределение π_j совпадает с распределение суммы бернулливских случайных величин, которые равны единице с вероятностью p_j и нолю с вероятностью $1-p_j$. Обозначим $\xi_i^j \sim Bern(p_j)$, случайную величину появления j-го исхода в i-ом эксперименте. Тогда:

$$\pi_j = \sum_{i=1}^n \xi_i^j$$

Здусь $\pi_j - j$ -ая компонента вектора π . Чтобы понять, как выглядит распределение π_j , рассмотрим простейший случай, когда i=2 (далее опустим верхние индексы):

$$P(\pi_i = x) = P(\xi_1 + \xi_2 = x) = P(\xi_2 = 1)P(\xi_1 = x - 1) + P(\xi_2 = 0)P(\xi_1 = x)$$

Если i = 3, то:

$$\begin{split} P(\pi_j = x) = P(\xi_1 + \xi_2 + \xi_3 = x) = & P(\xi_1 = x) P(\xi_2 = 0, \xi_3 = 0) + \\ & P(\xi_1 = x - 1) [P(\xi_2 = 0) P(\xi_3 = 1) + P(\xi_2 = 1) P(\xi_3 = 0)] + \\ & P(\xi_1 = x - 2) P(\xi_2 = 1, \xi_3 = 1) \end{split}$$

Также заметим, что $P(\xi_i^j=1)=p_j$. Тогда случаи i=2 и i=3 могут быть упрощены до:

1. i = 2:

$$(1 - p_i)P(\xi_1 = x) + p_iP(\xi_1 = x - 1)$$

2. i = 3:

$$(1-p_j)^2 P(\xi_1 = x) + P(\xi_1 = x-1)[C_2^1 p_j (1-p_j)] + p_j^2 P(\xi_1 = x-2)$$

Продолжая рассуждения по индукции получим следующее выражение для i = n:

$$\begin{split} P(\pi_j = x) &= P\left(\sum_{i=1}^n \xi_i = x\right) = P(\xi_1 = x)(1 - p_j)^{n-1} + \\ P(\xi_1 = x - 1)C_{n-1}^1 p_j (1 - p_j)^{n-2} + \\ P(\xi_1 = x - 2)C_{n-1}^2 p_j^2 (1 - p_j)^{n-3} + \\ & \cdots \\ P(\xi_1 = x - n - 1)p_j^{n-1} &= Q_j(x) \end{split}$$

Таким образом вероятность $P(\pi = x)$ соотвествует вектору функций от x размерностью $j \times 1$, где по строкам – вероятности компонент, полученные в выражении выше или иначе:

$$P(\pi = x) = [Q_1(x), \dots, Q_m(x)]'$$

Теперь посчитаем матожидание случайного вектора $E(\pi)$:

$$E(\pi) = [E(\pi_1), \dots, E(\pi_m)]'$$

Матожидание j-ой компоненты равно соответственно (пользуемся независимостью):

$$E(\pi_j) = E\left(\sum_{i=1}^n \xi_i^j\right) = \sum_{i=1}^n E(\xi_i^j) = \sum_{i=1}^n p_i = np_j$$

Тогда $E(\pi)$ будет равно:

$$E(\pi) = n[p_1 \ p_2 \ \dots \ p_m]'$$

Дисперсия j-ой компоненты равна соответсвенно (пользуемся независимостью):

$$D(\pi_j) = D\left(\sum_{i=1}^n \xi_i^j\right) = \sum_{i=1}^n D(\xi_i^j) = \sum_{i=1}^n p_j (1 - p_j) = n p_j (1 - p_j)$$

Тогда $Cov(\pi)$ будет диагональная матрица, у которой по диагонали будет вектор (а во всех других элементах — нули):

$$D(\pi) = n[p_1(1-p_1) \dots p_m(1-p_m)]'$$

Задача 3

Доходности акций двух компаний являются случайными величинами X и Y с одинаковыми средними и матрицей ковариаций

$$V = \begin{bmatrix} 6 & -3 \\ -3 & 9 \end{bmatrix}$$

В какой пропорции надо купить акции этих компаний, чтобы дисперсия доходности получившегося

портфеля была наименьшей? Доходность портфеля считается по формуле R = aX + (1-a)Y

Решение Проведем задачку оптимизации дисперсии доходности, оптимизируя параметр а:

$$\min_{a>0} D(R) = D(aX + (1-a)Y) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = D(aX + (1-a)Y) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = D(AX + (1-a)Y) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + 2a(1-a)Cov(X,Y) + (1-a)^2 D(Y) \to \min_{a>0} D(X) = a^2 D(X) + a^2 D$$

Учитывая, что D(X) = 6, D(Y) = 9, Cov(X,Y) = -3, наша оптимизационная задача превращается в

$$6a^{2} - 6a(1-a) + 9(1-a)^{2} \to \min_{1 \ge a \ge 0} = 21a^{2} - 21a + 9 \to \min_{a}$$

минимум параболы с ветвями вверх достигается в вершине с координатой a=12/21.

Задача 4

У неправильной монеты вероятность выпадения «орла» равна 0.3. Монета подбрасывается 400 раз. Пусть X — число выпадений «орла». Оцените $P(100 \le X \le 140)$

- 1. Используя неравнство Чебышёва
- 2. Используя нормальное приближение

Решение

1. По определению неравенства Чебышева:

$$P(|X - E(X)| > \varepsilon) \le \frac{D(X)}{\varepsilon^2}, \quad \varepsilon > 0$$

Легко заметить, что $E(X) = E(400\xi) = 400E(\xi) = 120$ и $D(X) = D(\sum_{i=1}^{400} \xi) = 400 * 0.3 * 0.7 = 84$ где ξ – распределение бернулли с параметром 0.3. Тогда, искомую вероятность можно переписать в ином виде:

$$P(100 \le X \le 140) = P(|X - 120| \le 20) > 1 - \frac{\sigma^2}{20^2} = 0.79$$

Ответ: вероятность того, что сумма очков на подброшенной 400 раз монете будет лежать между 100 и 400 больше 0.79.

2. Используем нормальное приближение:

$$P(100 \le X \le 140) = P\left(\frac{100 - 120}{9.1} \le Z \le \frac{100 + 120}{9.1}\right) = P(-2.19 \le Z \le 24) = \Phi(24) - \Phi(-2.19) = 1 - 0.01426 = 0.98574$$

Задача 5

Правильный игральный кубик подбрасывается до тех пор, пока сумма всех выпавших очков не превзойдет 300. Оцените вероятность того, что потребуется не менее 80 подбрасываний.

Решение Пусть с.в. X — количество выпавших на кубике очков. Понятно, что X имеет дискретное распределение, причем поскольку кубик правильный, то выпадение каждой из сторон равновероятно и равно 1/6. По условию требуется найти следующую вероятность:

$$E\left(\sum_{i=1}^{80} X_i\right) = 80E(X) = 80 \times \frac{7}{2} = 280$$
 $D\left(\sum_{i=1}^{80} X_i\right) = \frac{35 * 80}{12}$

$$P\left(\sum_{i=1}^{80} X_i \le 300\right) = P\left(\frac{\sum_{i=1}^{80} X_i - 280}{\sqrt{35 \times 80/12}} \le \frac{300 - 280}{\sqrt{35 \times 80/12}}\right) = 0.905$$

Задача 6

Пусть U — случайная величина, равномерно распределенная на отрезке $[0,2\pi]$, а Z — показательная с.в с параметром $\lambda=1$, и величины U,Z — независмы. Пусть $X=\sqrt{2Z}\cos U,\ Y=\sqrt{2Z}\sin U.$ Покажите, что [X,Y]' — стандартный нормальный вектор.

Решение Если [X,Y]' — стандартный нормальный вектор, тогда совместная функция плотности случайных величин X,Y будет иметь следующий вид:

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-(x^2+y^2)/2}$$

Известен следующий факт:

$$f_{X,Y}(x,y) = f_{Z,U}(z,u)|J(z,u)|^{-1}$$

Из независимости случайных величин Z и U следует, что:

$$f_{ZII}(z,u) = f_{Z}(z)f_{II}(u)$$

Рассмотрим преобразования над случайными величнами:

$$tgU = \frac{Y}{X} \implies U = \operatorname{arctg} \frac{Y}{X}$$
 $2Z = X^2 + Y^2 \implies Z = \frac{X^2 + Y^2}{2}$ $f_U(x, y) = \frac{1}{2\pi}$ $f_Z(x, y) = e^{-(x^2 + y^2)/2}$

используя независимость U и Z, получаем, что:

$$f_{Z,U}(z,u) = \frac{1}{2\pi} e^{-(x^2+y^2)/2} |J_g(z,u)|^{-1}$$

осталось убедиться в том, что рассматриваемый якобиан равен единице:

$$|J_g|^{-1} = \frac{\partial g_1}{\partial z} \frac{\partial g_2}{\partial u} - \frac{\partial g_1}{\partial u} \frac{\partial g_2}{\partial z}$$

где $g_1(z,u) = \sqrt{2z}\cos u, \ g_2(z,u) = \sqrt{2z}\sin u$

$$\frac{\partial g_1}{\partial z}\frac{\partial g_2}{\partial u} - \frac{\partial g_1}{\partial u}\frac{\partial g_2}{\partial z} = \frac{\cos u}{\sqrt{2z}}\sqrt{2z}\cos u + \frac{\sin u}{\sqrt{2z}}\sqrt{2z}\sin u = \sin^2 u + \cos^2 u = 1$$

Вывод: совместная функция плотности случайных величин X и Y имеет нормальное распределение, а значит и сами X и Y имеют нормальное распределение.