

# Домашнее задание по теории вероятностей от 15.11.2016

Алексей Хачиянц

**Задача 1.** *Случайные величины  $X$ ,  $Y$  независимы,  $X$  имеет распределение  $U(0, 2)$ , а  $Y$  — экспоненциальное с параметром 1. Найдите вероятность того, что существует треугольник с длинами сторон  $X$ ,  $Y$ , 1.*

*Решение.* Посчитаем обратную вероятность. Треугольника со сторонами  $X$ ,  $Y$  и 1 не существует, если верна следующая система:

$$\begin{cases} X + Y \leq 1 \\ X + 1 \leq Y \\ Y + 1 \leq X \end{cases}$$

Заметим, что одновременно с ненулевой может выполняться только одно событие из трёх. Действительно, пусть выполнены первое и второе условие. Тогда  $Y = 1$ . Но это происходит с нулевой вероятностью. Тогда можно сказать (по формуле включений-исключений), что

$$P(\Delta \text{ не существует}) = P(X + Y \leq 1) + P(Y - X \geq 1) + P(Y - X \leq -1).$$

Преобразуем, пользуясь тем, что для непрерывных распределений  $P(\xi \geq x) = 1 - P(\xi \leq x)$ :

$$P(\Delta \text{ не существует}) = P(X + Y \leq 1) + 1 - P(Y - X \leq 1) + P(Y - X \leq -1).$$

Посчитаем плотности случайных величин  $X + Y$  и  $Y - X$ . Для этого вспомним, что  $p_{-X}(t) = p_X(-t) = \frac{1}{2} \mathbf{I}\{t \in [-2, 0]\}$ . Тогда по формуле свёртки:

$$\begin{aligned} p_{Y-X}(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2} \mathbf{I}\{t - y \in [-2, 0]\} e^{-y} \mathbf{I}\{y \in [0, +\infty)\} dy \\ &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-y} \mathbf{I}\{y \in [t, t+2], y \in [0, +\infty)\} dy \end{aligned}$$

Если  $t \leq -2$ , то  $p_{X+Y}(t) = 0$ . Если  $t \in [-2, 0]$ , то

$$p_{Y-X}(t) = \frac{1}{2} \int_0^{t+2} e^{-y} dy = \frac{1}{2} (1 - e^{-(t+2)}).$$

Если же  $t \geq 0$ , то

$$p_{Y-X}(t) = \frac{1}{2} \int_t^{t+2} e^{-y} dy = \frac{1}{2} (e^{-t} - e^{-(t+2)}).$$

Теперь приступим к подсчёту плотности для  $Y - X$ :

$$\begin{aligned} p_{X+Y}(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2} \mathbf{I}\{t - y \in [0, 2]\} e^{-y} \mathbf{I}\{y \in [0, +\infty)\} dy \\ &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-y} \mathbf{I}\{y \in [t - 2, t], y \in [0, +\infty)\} dy. \end{aligned}$$

Опять же, есть три случая. Если  $t \leq 0$ , то  $p_{X+Y}(t) = 0$ . Если  $t \in [0, 2]$ , то

$$p_{Y+X}(t) = \frac{1}{2} \int_0^t e^{-y} dy = \frac{1}{2} (1 - e^{-t}).$$

Если же  $t \geq 2$ , то

$$p_{Y+X}(t) = \frac{1}{2} \int_{t-2}^t e^{-y} dy = \frac{1}{2} (e^{-t+2} - e^{-t}).$$

Осталось посчитать вероятности, пользуясь плотностями:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Y - X \leq 1) &= \frac{1}{2} \int_{-2}^0 (1 - e^{-(t+2)}) dt + \frac{1}{2} \int_0^1 (e^{-t} - e^{-(t+2)}) dt \\ &= \frac{1}{2} \int_0^2 (1 - e^{-t}) dt + \frac{1}{2} \left(1 - \frac{1}{e^2}\right) \int_0^1 e^{-t} dt \\ &= \frac{1}{2} \left(2 - 1 + \frac{1}{e^2}\right) + \frac{1}{2} \left(1 - \frac{1}{e^2}\right) \left(1 - \frac{1}{e}\right) = \frac{1}{2} \left(2 - \frac{1}{e} + \frac{1}{e^3}\right). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Y - X \leq -1) &= \frac{1}{2} \int_{-2}^{-1} (1 - e^{-(t+2)}) dt = \frac{1}{2} \int_0^1 (1 - e^{-t}) dt \\ &= \frac{1}{2} \left(1 - 1 + \frac{1}{e}\right) = \frac{1}{2e}. \end{aligned}$$

$$\mathbf{P}(Y + X \leq 1) = \frac{1}{2} \int_0^1 (1 - e^{-t}) dt = \frac{1}{2} \left(1 - 1 + \frac{1}{e}\right) = \frac{1}{2e}.$$

Тогда получаем, что

$$\mathbf{P}(\Delta \text{ не существует}) = 1 + \frac{1}{e} - \frac{1}{2} \left(2 - \frac{1}{e} + \frac{1}{e^3}\right) = \frac{3}{2e} - \frac{1}{2e^3}.$$

Следовательно,

$$\mathbf{P}(\Delta \text{ существует}) = 1 - \frac{3}{2e} + \frac{1}{2e^3}.$$

□

**Задача 2.** Случайные величины  $X, Y, Z$  — независимые с равномерным распределением на  $[0, 1]$ . Вычислите плотность случайной величины  $W = (XY)^Z$ .

*Решение.* Посчитаем функцию распределения  $F_W(x)$ . Заметим, что  $W \in [0, 1]$ . Тогда, если  $x < 0$ , то  $F_W(x) = 0$ , а если  $x > 1$ , то  $F_W(x) = 1$ . Далее будем считать, что  $x \in [0, 1]$ .

$$\mathbf{P}((XY)^Z \leq x) = \mathbf{P}(Z \ln XY \leq \ln x) = \mathbf{P}(-Z \ln XY \geq -\ln x) = 1 - \mathbf{P}(-Z \ln XY \leq -\ln x).$$

Тогда, дифференцируя, получаем, что

$$p_W(x) = \frac{1}{x} p_{-Z \ln XY}(-\ln x).$$

Посчитаем плотность случайной величины  $-Z \ln XY$ . Разобьём это вычисление в несколько шагов:

1. Начнём с того, что посчитаем плотность  $XY$  по формуле свёртки:

$$\begin{aligned} p_{XY}(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|y|} \mathbf{I}\left(\frac{t}{y} \in [0, 1]\right) \mathbf{I}(y \in [0, 1]) dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|y|} \mathbf{I}(y \in [t, +\infty)) \mathbf{I}(y \in [0, 1]) dy \end{aligned}$$

Если вышло так, что  $t \notin (0, 1]$ , то плотность уходит в 0. Иначе же она равна

$$\int_t^1 \frac{dy}{y} = -\ln t.$$

В итоге получаем, что  $p_{XY}(t) = -\ln t \mathbf{I}(t \in (0, 1])$ .

2. Теперь посчитаем плотность случайной величины  $-\ln XY$ . Сделаем это через функцию распределения:

$$\mathbf{P}(-\ln XY \leq x) = \mathbf{P}(\ln XY \geq -x) = 1 - \mathbf{P}(XY \leq e^{-x}).$$

Тогда

$$p_{-\ln XY}(x) = p_{XY}(e^{-x})e^{-x} = xe^{-x} \mathbf{I}(e^{-x} \in [0, 1]) = xe^{-x} \mathbf{I}(x \in [0, +\infty)).$$

3. Осталось посчитать плотность случайной величины  $-Z \ln XY$ . По формуле свёртки

$$\begin{aligned} p_{-Z \ln XY}(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|y|} ye^{-y} \mathbf{I}(y \in [0, +\infty)) \mathbf{I}\left(\frac{t}{y} \in [0, 1]\right) dy \\ &= \int_0^{+\infty} e^{-y} \mathbf{I}(y \in [t, +\infty)) dy. \end{aligned}$$

Однако  $t \geq 0$ , так как  $-Z \ln XY \geq 0$ . Тогда

$$p_{-Z \ln XY}(t) = \int_t^{+\infty} e^{-y} dy = e^{-t}$$

Следовательно,  $p_{-Z \ln XY} = e^{-t} \mathbf{I}(t \in [0, +\infty))$ .

Отсюда получаем, что

$$p_W(x) = \frac{1}{x} e^{-(-\ln x)} \mathbf{I}(-\ln x \in [0, +\infty)) = \mathbf{I}(x \in [0, 1]) .$$

Получили весьма неожиданный результат:  $(XY)^Z \sim \text{U}(0, 1)$ .

□