

Домашняя работа 3 u9uL3K8

October 24, 2019

Задача 1 (5 баллов) Пусть $\xi, \eta \sim \text{Exp}(1)$ – независимые случайные величины. Найдите распределение случайной величины $\frac{\xi}{\xi+\eta}$ (подсказка: рассмотрите преобразование обратное к преобразованию $(\xi, \eta) \rightarrow (\zeta, \theta), \zeta = \frac{\xi}{\xi+\eta}, \theta = \xi + \eta$ и выразите $f_{\zeta, \theta}(z, u)$, используя $f_{\xi, \eta}(z, u)$).

Решение

Воспользуемся подсказкой. У нас есть преобразование $(\xi, \eta) \rightarrow (\zeta, \theta), \zeta = \frac{\xi}{\xi+\eta}, \theta = \xi + \eta$, откуда простой арифметикой можно получить, что обратное преобразование задается следующим образом: $\xi = \theta\zeta, \eta = \theta(1-\zeta)$. Теперь воспользуемся второй подсказкой из условия и выразим $f_{\zeta, \theta}$ через $f_{\xi, \eta}$:

$$f_{\zeta, \theta}(z, u) = \det(J) f_{\xi, \eta}(z', u') = \det(J) f_{\xi, \eta}(zu, u - zu)$$

J – якобиан (перехода), состоит из частных производных ξ, η по ζ, θ .

$$\det \begin{bmatrix} u & z \\ -u & 1-z \end{bmatrix} = u$$

Получается:

$$f_{\zeta, \theta}(z, u) = u f_{\xi, \eta}(zu, u - zu) = u e^{-zu} e^{-u+zu} = u e^{-u}$$

Важно сказать, что плотность, а значит и ее интеграл не зависят от z . Отсюда и потому что действие происходит на отрезке $[0, 1]$ ($F_{\zeta}(z) = 1$, получаем, что сама величина ζ имеет равномерное распределение).

Задача 2 (3 балла)

Пусть $\xi \sim \text{Poly}(k, p_1, p_2, \dots, p_n)$. Покажите, что $\xi_i \sim \text{Bi}(k, p_i)$

Решение

Рассмотрим $k_i \in [0, k]$

$$\mathbb{P}\{\xi = k_i\} = \sum_{\dots + k_{i-1} + k_{i+1} + \dots} \frac{k!}{k_1! \dots k_n!} \cdot p_1^{k_1} \dots p_n^{k_n}$$

Дальше так как коэффициенты с k_i в сумме не участвуют, вынесем их

$$= \frac{k!}{k_i!} p_i^{k_i} \sum_{\dots + k_{i-1} + k_{i+1} + \dots} \frac{1}{k_1! \dots k_{i-1}! k_{i+1}! \dots k_n!} \cdot p_1^{k_1} \dots p_{i-1}^{k_{i-1}} p_{i+1}^{k_{i+1}} \dots p_n^{k_n}$$

Далее делаем математический трюк, домножим и разделим на следующую величину:

$$= \frac{k!}{k_i! (k - k_i)!} p_i^{k_i} \sum_{\dots + k_{i-1} + k_{i+1} + \dots = k - k_i} \frac{(k - k_i)!}{k_1! \dots k_{i-1}! k_{i+1}! \dots k_n!} \cdot p_1^{k_1} \dots p_{i-1}^{k_{i-1}} p_{i+1}^{k_{i+1}} \dots p_n^{k_n} = C_k^{k_i} p_i^{k_i} (p_1 + \dots + p_{i-1} + p_{i+1} + \dots)^{k - k_i}$$

Так как сумма вероятностей, это 1, то

$$= C_k^{k_i} p_i^{k_i} (1 - p_i)^{k - k_i}$$

Получаем то что искали.

Задача 3 (5 баллов) Случайный вектор $\xi = (\xi_1, \xi_2)$ имеет равномерное распределение в треугольнике с вершинами в точках $(-1, 0), (0, 1), (1, 0)$. Найти распределение случайной величины $\eta = \frac{\xi_1 + \xi_2}{2}$

Решение Введем $\eta_1 = \frac{\xi_1 + \xi_2}{2}$, $\eta_2 = \eta_2$. К сожалению, я никак не успел довести решение до конца, но я напишу идею решения, надеюсь, что она чего нибудь будет стоить. В общем мы построили некое преобразование, посчитаем модуль Якобиана матрицы преобразования. Затем построим обратное преобразование. С помощью этого преобразования, мы можем найти как будет выглядеть треугольник в новых координатах, затем просто проинтегрировав плотность распределения по площади нового треугольника, мы сможем найти маргинальную плотность.

Задача 4 (3 балла) В каждую i -ую единицу времени живая клетка получает случайную дозу облучения X_i , причем $\{X_i\}_{i=1}^t$ имеют одинаковую функцию распределения $F_X(x)$ и независимы в совокупности для любого t . Получив интегральную дозу облучения, равную ν , клетка погибает. Оценить среднее время жизни клетки ET .

Решение

Мне подкинули идею, что нужно как то сделать индикаторную функцию, я попытался. Определим условие жизни в момент времени T как $S = \sum_{i=1}^{i=T} X_i < \nu$. Введем также некоторое EX . Попробуем построить величину, характеризующую состояние клетки, то есть умерла или жива в каждый момент. Тогда взвесив эти вероятности, получим матожидание времени жизни.

$$DEAD_j = \begin{cases} 0, & \sum_{i=1}^{i=j} X_i < q \\ 1, & else \end{cases}$$

Построили, заметим что $DEAD$, X распределения независимы(!!!). Теперь искомую сумму и соответственно ее матожидание можно записать иначе:

$$\mathbb{E}S_T = \sum_{i=1}^{i=\infty} \mathbb{E}DEAD_i \cdot \mathbb{E}X_i = \mathbb{E}X \sum_{i=1}^{i=\infty} \mathbb{P}(DEAD_i = 1) \cdot 1 = \mathbb{E}X \sum_{i=1}^{i=\infty} \mathbb{P}(T \geq i) = \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}T$$

И все это должно быть меньше ν чтобы клетка была жива, тогда

$$\mathbb{E}T < \frac{\nu}{\mathbb{E}X}$$

Задача 5 (4 балла) Пусть N – случайная величина, принимающая натуральные значения, $\{\xi_i\}_{i=1}^{\infty}$ – некоррелированные одинаково распределенные случайные величины с конечными математическими ожиданиями и дисперсиями, не зависящие от N . Рассмотрим $S_N = \sum_{i=1}^N \xi_i$. Посчитайте DS_N .

Задача 6 (5 баллов) Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ – независимые одинаково распределённые с.в. с конечным мат.ожиданием, $\eta_n = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$. Доказать, что

$$\mathbb{E}(\xi_1 | \eta_n, \eta_{n+1}, \dots) = \frac{\eta_n}{n}$$

Решение

После того как я преисполнился от идеи решения, подсказанной тобой, я кажется доказал.

$$\eta_n = \mathbb{E}(\eta_n | \eta_n, \eta_{n+1}, \dots) = \mathbb{E}(\xi_1 + \dots + \xi_n | \eta_n, \eta_{n+1}, \dots) = n\mathbb{E}(\xi_1 | \eta_n, \eta_{n+1}, \dots)$$

Так как распределение случайных величин у нас одно и то же, получаем доказательство.