Домашнее задание по теории вероятностей

Родигина Анастасия, БПМИ ФКН 166 группа

30 ноября 2017

Задача 1

Случайные величины ξ , η , ζ независимы и имеют (a) равномерное распределение на [0,1], (b) показательное распределение с параметром $\lambda > 0$ (т. е.плотность распределения имеет вид $\lambda e^{-\lambda x}$ Indx>0(x)). Найдите плотности распределениядля случайных величин: $\xi - \eta$, $|\xi - \eta|$, ξ/η , $\xi + \eta + \zeta$, $\xi/(\eta + \zeta)$

1) ξ/η

$$\rho_{\xi} = \begin{cases} 1, & x \in [0, 1] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases} \qquad \rho_{\eta} = \begin{cases} 1, & x \in [0, 1] \\ 0, & \text{иначe} \end{cases}$$

Из независимости получаем следующее:

$$\rho_{\xi\eta}(x,y) = \rho_{\xi}(x) \cdot \rho_{\eta}(y) = \begin{cases} 1, & x \in [0,1], \ y \in [0,1] \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Так как распределение нормальное, мы можем воспользоваться геометрической вероятностью:

$$F_{\xi/\eta} = P((x,y) \mid x \le yt)(t) = \begin{cases} 0, & t \le 0\\ \frac{t}{2}, & t \in [0,1]\\ 1 - \frac{1}{2t}, & t \ge 1 \end{cases}$$

Отсюда найдем функцию плотности распределения:

$$\rho_{\eta}/\xi(t) = \begin{cases} 0, & t \le 0\\ \frac{1}{2}, & t \in [0, 1]\\ -\frac{1}{2t^2}, & t \ge 1 \end{cases}$$

2)**a**) ξ/η

$$\rho_{\xi}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases} \qquad \rho_{\eta} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Отсюда получаем:

$$\rho_{\xi,\eta}(x,y)=\rho_{\xi}(x)\cdot\rho_{\eta}(y)=\begin{cases} \lambda^2e^{-\lambda x}e^{-\lambda y}, & x>0,\ y>0\\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Нам интересны только случаи, когда x>0, y>0, иначе вероятность будет равна 0 и плотность равна 0. Рассмотрим их:

t > 0:

 $x \in [0, \infty]$

 $y \in [x/t, \infty]$

Из этого следует следующее (интегралы не будем расписывать для экономии времени, если нужно их прислать, пришлю):

$$F_{\xi/\eta} = \int_0^\infty \int_{x/t}^\infty \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx dy = -\frac{t}{t+1}$$

При t < 0, функция распределения обратится в 0

b) $\xi - \eta$:

$$\rho_{\xi}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases} \qquad \rho_{\eta} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Отсюда получаем:

$$\rho_{\xi\eta}(x,y)=\rho_{\xi}(x)\cdot\rho_{\eta}(y)=\begin{cases} \lambda^2e^{-\lambda x}e^{-\lambda y}, & x>0,\ y>0\\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Нам интересен случай, когда x>0 и y>0 по причине, описанной ранее. Таким образом:

(*) t > 0:

Разобъем наши х и у на две области. 1) $x \in [0,t]$ и $y \in [0,\infty]$ 2) $x \in [t,\infty]$, $y \in [x-t,\infty]$. (Первоначально хотелось бы взять, $x \in [0,\infty]$, $y \in [max\{o,x-t\},\infty]$, но это сложно, поэтому мы и выкручиваемся)

$$F_{\xi-\eta} = \int_0^t \int_0^\infty \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx dy + \int_t^\infty \int_{x-t}^\infty \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx dy = -\lambda \cdot e^{-\lambda t} + \lambda + \frac{e^{-\lambda t}}{2}$$

(**) t < 0

Для данных значений t, выкручиваться не надо, поэтому:

 $x \in [0, \infty)$

 $y \in [x - t, \infty]$

$$F_{\xi-\eta} = \int_0^\infty \int_{x-t}^\infty \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx dy = \frac{e^{\lambda t}}{2}$$

c)
$$\xi + (\eta + \zeta) = \xi + \eta'$$

Это мы частично разбирали на паре, окей, что мы знаем:

$$\rho_{\xi,\eta'} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} \cdot \lambda^2 y e^{-\lambda y}, & x \ge 0, y \ge 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Найдем функцию распределения:

 $x \in [0, t]$

 $y \in [0, t - x]$

$$F_{\xi+\eta'} = \int_0^t \int_0^{t-x} \lambda e^{-\lambda t} \cdot \lambda^2 y e^{-\lambda y} dx dy = \frac{1}{2} \lambda t e^{-\lambda t} (\lambda t + 2) + e^{-\lambda t} - 1$$

d)
$$\frac{\xi}{\eta + \zeta} = \xi/\eta'$$

$$\rho_{\xi,\eta'} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} \cdot \lambda^2 y e^{-\lambda y}, & x \geq 0, y \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Найдем функцию распределения:

$$x \in [0, \infty]$$

$$y \in [x/t, \infty]$$

$$F_{\xi+\eta} = \int_0^t \int_0^{x/t} \lambda e^{-\lambda t} \cdot \lambda^2 y e^{-\lambda y} dx dy = \frac{t^2 + 2t}{(t+1)^2}$$

e)
$$|\xi - \eta|$$

$$\rho_{\xi}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases} \qquad \rho_{\eta} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Отсюда получаем:

$$\rho_{\xi\eta}(x,y)=\rho_{\xi}(x)\cdot\rho_{\eta}(y)=\begin{cases} \lambda^2e^{-\lambda x}e^{-\lambda y}, & x>0,\ y>0\\ 0, & \text{иначе} \end{cases}$$

Найдем функцию распределения:

Опять разделим на части: $1)x \in [0,t]$ и $y \in [0,x+t]$ и 2) $x \in [t,\infty]$ и $y \in [x-t,x+t]$:

$$F_{|\xi-\eta|} = \int_0^t \int_0^{x+t} \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx dy + \int_t^\infty \int_{x-t}^{x+t} \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx dy = -e^{-\lambda t} + 1 - \frac{e^{-3\lambda t}}{2} + \frac{e^{-\lambda t}}{2} + \frac{1}{2} (e^{\lambda t} - 1) e^{-3\lambda t}$$