

$\lambda \in E_x(\lambda)$ 

$$f_\lambda(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; x < 0 \end{cases}$$

$$F_\lambda(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & , x \geq 0 \\ 0 & , x < 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E_\lambda &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_\lambda(x) dx = \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = - \int_0^{\infty} x d e^{-\lambda x} = -x e^{-\lambda x} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = \\ &= - \frac{1}{\lambda} \int_0^{\infty} d e^{-\lambda x} = - \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \Big|_0^{\infty} = E_x = \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

$$D_\lambda = E_\lambda^2 - (E_\lambda)^2 = \frac{1}{\lambda^2}$$

Задача: Времето за ремонт в безинтерактивна е случайна величина  $\lambda \in E_x(\lambda)$ , което средното време на ремонт е  $t_0$ . Да се намери вероятността на събитията

$$A = \left\{ \frac{t_0}{2} \leq \lambda \leq \frac{3t_0}{2} \right\} \text{ и } B = \left\{ \lambda \geq 2t_0 \right\}$$

Решение:  $\lambda \in E_x(\lambda)$ ,  $t_0 \rightarrow$  средно време за ремонт  $\Rightarrow \lambda = \frac{1}{t_0}$

$$\begin{aligned} P\left(\frac{t_0}{2} \leq \lambda \leq \frac{3t_0}{2}\right) &= \int_{\frac{t_0}{2}}^{\frac{3t_0}{2}} \frac{1}{t_0} e^{-\frac{x}{t_0}} dx = F_\lambda\left(\frac{3t_0}{2}\right) - F_\lambda\left(\frac{t_0}{2}\right) = \\ &= 1 - e^{-\frac{3t_0}{2} \cdot \frac{1}{t_0}} - \left(1 - e^{-\frac{t_0}{2} \cdot \frac{1}{t_0}}\right) = e^{-\frac{1}{2}} - e^{-\frac{3}{2}} \end{aligned}$$

$$P(B) = \int_{2t_0}^{\infty} \frac{1}{t_0} e^{-\frac{x}{t_0}} dx = 1 - F_\lambda(2t_0) = 1 - \left(1 - e^{-\frac{2t_0}{t_0}}\right) = e^{-2}$$

Задача: В магазин работят две касиери. Прогнозирано че времето необходимо за обслужване на клиент на всяка от двете касиери е експоненциално разпределена случайна величина с математическо очакване 8 минути за първата касиера и 5 минути за втората. Клиент, избрал по случай

Колко е вероятността той го е бил на първата апликация.

$$Y_1 \in Ex\left(\frac{1}{3}\right) \Rightarrow \lambda = \frac{1}{60}$$

$$Y_2 \in Ex\left(\frac{1}{3}\right) \Rightarrow \lambda = \frac{1}{60}$$

Бесе

$H_1 = \{\text{гана на първата апликация}\}$ ,  $H_2 = \{\text{гана на втората апликация}\}$   
 и кореза

$A = \{\text{гана по-малко от 4 минути}\}$

$$P(H_i | A) = \frac{P(A|H_i)P(H_i)}{P(A|H_1)P(H_1) + P(A|H_2)P(H_2)}, \quad P(H_1) = P(H_2) = \frac{1}{2}$$

гана на съответната

$$P(A|H_1) = P(Y_1 < 4) = F_{\frac{1}{60}}(4) = 1 - e^{-\frac{1}{60} \cdot 4} = 1 - e^{-\frac{2}{15}}$$

$$P(A|H_2) = P(Y_2 < 4) = F_{\frac{1}{60}}(4) = 1 - e^{-\frac{1}{60} \cdot 4} = 1 - e^{-\frac{2}{15}}$$

$$\Rightarrow P(H_1 | A) = \frac{1 - e^{-\frac{2}{15}}}{2 - e^{-\frac{2}{15}} - e^{-\frac{2}{15}}}$$

Заг. времето за презлед на пациент е експоненциално разпределена случайна величина с параметър  $\lambda$  минута. За презлед или записване в една процедура, първо в 11:00, а вторият в 11:30, като първата процедура точно в определен час. Ако презлед на първо не е заборил, вторият ще бъде. Да се пресметне средно, колко време ще прекара в амбуланцията вторият пациент.

Реш

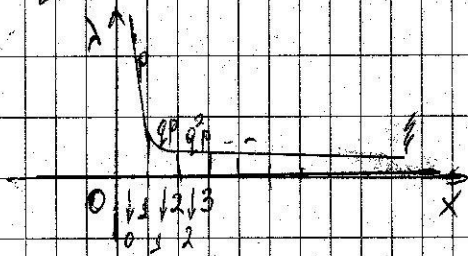
$Y_1 \in Ex\left(\frac{1}{30}\right)$ ,  $Y_2 \in Ex\left(\frac{1}{30}\right)$ , където  $Y_i$  е времето за презлед на  $i$ -тия пациент

$$\begin{aligned}
 E_{Y_2} & \text{ ~~...~~ , \text{ когато } Y_1 \leq 30. \text{ Ако } Y_1 > 30 \Rightarrow E\left(\frac{Y_1}{2} + \frac{Y_1}{2} - 30\right) \\
 & = E[\max(Y_1 + Y_1 - 30, Y_1)] = E\left[\frac{Y_1}{2} + \max(Y_1 - 30, 0)\right] = \\
 & E_{Y_2} + E\max(Y_1 - 30, 0) = 30 + \int_{30}^{\infty} \max(x-30, 0) \frac{1}{30} e^{-\frac{1}{30}x} dx = \\
 & = 30 + \int_{30}^{\infty} (x-30) \frac{1}{30} e^{-\frac{1}{30}x} dx = 30 + \int_{30}^{\infty} \frac{x}{30} e^{-\frac{1}{30}x} dx - 30 \int_{30}^{\infty} \frac{1}{30} e^{-\frac{1}{30}x} dx = \\
 & = 30 - \int_{30}^{\infty} x de^{-\frac{1}{30}x} - \int_{30}^{\infty} e^{-\frac{1}{30}x} dx = 30 - x e^{-\frac{1}{30}x} \Big|_{30}^{\infty} + \int_{30}^{\infty} e^{-\frac{1}{30}x} dx - \int_{30}^{\infty} e^{-\frac{1}{30}x} dx = \\
 & = 30 + 30 e^{-1} = 30 + \frac{30}{e}
 \end{aligned}$$

Защо няма същата формула за  $Y \in Ex(\lambda)$ . Каква е вероятността вероятността част на  $Y$  да е четно число?

Реш:  $Y \in Ex(\lambda)$ ,  $P(A)$  когато  $A = \{ \text{четно число} \}$

$[x] \rightarrow$  чужда част на  $x$ , като  $[1.5] = 1, [3.14] = 3, [-3.14] = -4$



$$\sum_{k=0}^{\infty} c^k = \frac{1}{1-c}, \quad c < 1, \quad P(A \cup B) = P(A) + P(B)$$

$$P(Y \in \bigcup_{k=0}^{\infty} [2k, 2k+1]) = ? \quad \text{но то е решено}$$

$$\begin{aligned}
 \text{но } \sum_{k=0}^{\infty} P(Y \in [2k, 2k+1]) &= \sum_{k=0}^{\infty} [F_Y(2k+1) - F_Y(2k)] = \sum_{k=0}^{\infty} (e^{-2k} - e^{-2(k+1)}) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} e^{-2k} (1 - e^{-2}) = (1 - e^{-2}) \sum_{k=0}^{\infty} (e^{-2})^k = \frac{1 - e^{-2}}{1 - e^{-2}}
 \end{aligned}$$

# Нормално разпределение

$$Y \in N(\mu, \sigma^2), \text{ ако } f_Y(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, x \in \mathbb{R}$$

плътност

$$E_Y = \mu, D_Y = \sigma^2, \sqrt{D_Y} \rightarrow \text{стандартно отклонение}$$

$$\frac{Y-\mu}{\sigma} \in N(0,1) \rightarrow \text{стандартно нормално разпределение}$$

Зад. Премислована се височината на двуетапни мъже. Мярката е нормално разпределена случайна величина  $d = 170, \sigma = 5$ . Да се намери вероятността от чет случайно избрани мъже да бъде поне един (човек) да има ръст от 165 до 175 см. Каква е вероятността мъже да бъде по-висок от 170 см, ако средно е, че  $\mu = 170$  и по-висок от 160 см?

Реш

$$Y \in N(170, \sigma^2 = 5 \cdot 5 = 25), P = P(165 \leq Y \leq 175) =$$

$$= P\left(\frac{165-170}{5} \leq \frac{Y-170}{5} \leq \frac{175-170}{5}\right) = P(-1 \leq U \leq 1)$$

$$U \in N(0,1), f_U(x) = \phi(x) \text{ - функция на разпределение на нормално разпределена величина}$$

$$P(-1 \leq U \leq 1) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 0,8413 - P(U \geq 1) = 0,8413 - (1 - \Phi(1)) = 2 \cdot 0,8413 - 1.$$

$$P \in B; (5, P), P(P \geq 1) = 1 - P(P = 0) = 1 - \frac{1}{5} P_0^5 = 1 - 0^5 = 1 - (1-P)^5$$

$$P(Y > 170 | Y > 160) = \frac{P(Y > 170)}{P(Y > 160)} = \frac{1 - P(Y \leq 170)}{1 - P(Y \leq 160)} = \frac{1 - \frac{1}{2}}{1 - P\left(\frac{Y-170}{5} \leq \frac{160-170}{5}\right)}$$

$$= \frac{\frac{1}{2}}{1 - P\left(\frac{Y}{5} \leq -2\right)} = \frac{\frac{1}{2}}{1 - [1 - P(U \leq 2)]} = \frac{\frac{1}{2}}{P(U \leq 2)} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{0,9773}$$