

Упражнение 10 по СЕМ - Теория, Задачи, Решения

MRS

10.12.2020

1 Непрекъснати едномерни случайни величини

Нека $(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$ е вероятностно пространство на експеримент \mathcal{E} . Следващата дефиниция обобщава понятието дискретна случайна величина.

Дефиниция 1.1. Функция $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ със свойството: $\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\} \in \mathfrak{A} \quad \forall x \in \mathbb{R}$, се нарича (едномерна) случайна величина върху $(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$. Множеството на случайните величини върху разглежданото вероятностно пространство означаваме с $\mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$ или \mathfrak{S} .

Всяка дискретна случайна величина е случайна величина по отношение на дефиниция 1.1, понеже при дискретна $X \in \mathfrak{S}$ е в сила $\{X \leq x\} := \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\} = \cup_{y \in X(\Omega): y \leq x} \{X = y\}$, което е изброимо обединение на елементи от \mathfrak{A} и следователно принадлежи на \mathfrak{A} .

Дефиниция 1.2. Функция на разпределение за $X \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$ наричаме функцията $\mathbb{R} \rightarrow [0, 1] \quad x \mapsto \mathbf{P}(X \leq x)$, която ще означаваме с F_X .

Функцията на разпределение на всяка случайна величина е монотонно растяща, с гранични стойности $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$, $\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$, и непрекъсната отлясно. Вярно е и обратното, всяка функция $\mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ с изброените 3 свойства е функция на разпределение за случайна величина, дефинирана в подходящо вероятностно пространство.

Свойствата монотонност, гранично поведение и непрекъснатост отлясно следват от:

$$x \leq y \Rightarrow F_X(x) = \mathbf{P}(X \leq x) \leq \mathbf{P}(X \leq x) + \mathbf{P}(x < X \leq y) = \mathbf{P}(\{X \leq x\} \cup \{x < X \leq y\}) = F_X(y),$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} \mathbf{P}(X \leq x) = \mathbf{P}(X \leq \lim_{x \rightarrow -\infty} x) = \mathbf{P}(\emptyset) = 0,$$

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = \mathbf{P}(X \leq \lim_{x \rightarrow +\infty} x) = \mathbf{P}(\Omega) = 1,$$

$$\lim_{x \downarrow x_0} F_X(x) = \lim_{x \downarrow x_0} \mathbf{P}(X \leq x) = \lim_{h \downarrow 0} \mathbf{P}(X \leq x_0 + h) = \lim_{h \downarrow 0} \mathbf{P}(\{X \leq x_0\} \cup \{x_0 < X \leq x_0 + h\})$$

$$= \lim_{h \downarrow 0} [\mathbf{P}(X \leq x_0) + \mathbf{P}(x_0 < X \leq x_0 + h)] = \mathbf{P}(X \leq x_0) + \lim_{h \downarrow 0} \mathbf{P}(x_0 < X \leq x_0 + h) = F_X(x_0).$$

От дефиниция 1.1 следва, че вероятността X да принадлежи на интервала $(-\infty, x]$ е равна на $F_X(x)$. Аналогично, вероятността X да принадлежи на крайния интервал $(a, b]$ се изразява чрез F_X : от $\mathbf{P}(X \leq b) = \mathbf{P}(\{X \leq a\} \cup \{a < X \leq b\}) = \mathbf{P}(\{X \leq a\}) + \mathbf{P}(\{a < X \leq b\})$, получаваме $\mathbf{P}(a < X \leq b) = \mathbf{P}(X \leq b) - \mathbf{P}(X \leq a) = F_X(b) - F_X(a)$.

Дефиниция 1.3. Случайната величина $X \in \mathfrak{S}$ се нарича (абсолютно) непрекъсната, ако функцията и на разпределение има вида:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u)du,$$

където f_X е неотрицателна функция. Ако X е непрекъсната, то f_X се нарича плътностна функция на X .

Ако f_X е непрекъсната в \mathbb{R} функция, то по Лайбниц-Нютон получаваме $f_X(x) = \frac{d}{dx}F_X(x)$.

В общия случай, полагаме $f_X(x) = \begin{cases} \frac{d}{dx}F_X(x), & \text{ако съществува производната в } x \\ 0, & \text{в противен случай} \end{cases}$

За непрекъсната X получаваме

$$\mathbf{P}(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a) = \int_{-\infty}^b f_X(u)du - \int_{-\infty}^a f_X(u)du = \int_a^b f_X(u)du.$$

Теорема 1.4. Ако $X \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$ е непрекъсната случайна величина с плътностна функция f_X , то

$$\mathbf{P}(X = x) = 0 \quad \text{и} \quad \mathbf{P}(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(u)du.$$

Естествена е съпоставката между плътностната функция на непрекъсната $X \in \mathfrak{S}$ и тегловата функция на дискретна $Y \in \mathfrak{S}$. Свойствата $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)dx = \lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$ и $\sum_{y \in Y(\Omega)} \mathbf{P}(Y = y) = 1$ подсказват аналогия, но тя не е пълна: плътността може да приема стойности по-големи от 1. При малки $h > 0$, вероятността X да принадлежи на интервала $[x, x+h]$ по теорема 1.4 е

$$\mathbf{P}(x \leq X \leq x+h) = \int_x^{x+h} f_X(u)du = f_X(\xi)h \approx f_X(x)h, \quad \xi \in (x, x+h).$$

Следователно естествената аналогия е между формата $f_X(x)dx$ (на плътност за X) и тегловата функция $y \mapsto \mathbf{P}(Y = y)$ на Y .

Всяка функция $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ със свойствата $f \geq 0$ и $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ е функция на плътност за подходяща непрекъсната случайна величина, понеже $F(x) = \int_{-\infty}^x f(u)du$ е монотонна, с гранични стойности $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ и непрекъсната отдясно, тоест $F(x)$ е функция на разпределение. Следователно задаването на непрекъсната случайна величина е еквивалентно на задаване функция на плътност.

В някои частни случаи на функционална зависимост между две непрекъснати случайни величини, можем в явен вид да опишем връзката между плътностните им функции.

Теорема 1.5. Нека $X \in \mathfrak{S}$ е непрекъсната случайна величина с плътност f_X и $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ е диференцируема и строго монотонна функция, то $Y = g \circ X$ има плътност

$$f_Y(y) = \pm f_X(g^{-1}(y)) \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)),$$

като знакът е $+$, ако g е растяща. Тук с g^{-1} е означена обратната функция на g .

Доказателство: □

Дефиниция 1.6. Средната стойност и вариацията на непрекъснатата $X \in \mathfrak{S}$ се задават чрез равенствата:

$$\mathbf{E}X = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx, \quad \mathbf{D}X = \mathbf{E}X^2 - (\mathbf{E}X)^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx - \left(\int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx \right)^2 \quad (1)$$

Дефиниция 1.7. Казваме, че $X \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$ е равномерно разпределена случайна величина в интервала (a, b) , което ще записваме чрез $X \in \mathcal{U}(a, b)$, ако функцията на плътност f_X на X има вида $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in (a, b) \\ 0, & x \notin (a, b) \end{cases}$

Интерпретация на равномерно разпределена случайна величина $X \in \mathcal{U}(a, b)$ е следната: вероятността X да принадлежи на произволен интервал с фиксирана дължина (например l), съдържащ се в носителя $[a, b]$, е постоянна, равна на $\mathbf{P}(c \leq X \leq c + l) = \int_c^{c+l} \frac{1}{b-a} dx = \frac{l}{b-a}$.

Дефиниция 1.8. Казваме, че $X \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, \mathbf{P})$ е експоненциално разпределена случайна величина с параметър $\lambda > 0$, което ще записваме чрез $X \in Ex(\lambda)$, ако функцията на плътност f_X на X има вида $f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$

Пример 1.9. Ако $X \in Ex(\lambda)$, то за средната стойност на X съгласно (1.6) намираме:

$$\begin{aligned} \mathbf{E}X &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{+\infty} \lambda x e^{-\lambda x} dx = - \int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} d(-\lambda x) \\ &= - \int_0^{+\infty} x d e^{-\lambda x} = - x e^{-\lambda x} \Big|_{x=0}^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = - \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} d e^{-\lambda x} \\ &= - \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \Big|_{x=0}^{+\infty} = \frac{1}{\lambda} = \lambda^{-1}. \end{aligned}$$

На всяко събитие $A \in \mathfrak{A}$ се съпоставя характеристичната му функция I_A , чрез изображението $\mathfrak{A} \longrightarrow \mathfrak{S} \quad A \longmapsto I_A$, като $I_A(\omega) = \begin{cases} 1, & \omega \in A \\ 0, & \omega \notin A \end{cases}$. Следователно I_A е дискретна случайна величина със средно $\mathbf{E}I_A = 0P(I_A = 0) + 1P(I_A = 1) = P(A)$. В частност, ако $X \in \mathfrak{S}$ и $A = \{X < a\}$, то $I_A = I_{\{X < a\}}$ е композиция на функцията $g : X(\Omega) \longrightarrow \{0, 1\} \quad g(x) = \begin{cases} 1, & x < a \\ 0, & x \geq a \end{cases}$ и X , тоест $I_{\{X < a\}} = g \circ X$.

1.1 Условия на задачите от упражнения 12 и 13

Задача 1 Дадена е случайна величина X с плътност $f_X(x) = \begin{cases} c(x^2 + 2x), & x \in [0, 1] \\ 0, & x \notin [0, 1] \end{cases}$

Намерете:

- константата c ;
- $\mathbf{E}X$, $\mathbf{D}X$;
- вероятността X да е по-малка от математическото си очакване;

г) очакването на случайната величина $X^2 + 3X$.

Задача 2 Върху окръжност $k(O, r)$ е фиксирана точка А, точка В попада по случаен начин върху окръжността. Да се намери математическото очакване на лицето на $\triangle AOB$.

Задача 3 Нека $X \in U(0, 7)$ е времето на безотказна работа в години на даден апарат. Съгласно гаранцията на апарата, той ще бъде заменен с нов на петата година, или преди това в случай на дефект. Нека Y е времето до смяната на апарата. Да се определи $P(Y < 4)$, EY и DY . Ако са продадени 1000 апарата, колко ще трябва да се подменят преди петата година?

Задача 4 Във вътрешността на кръг с радиус R случайно се избират точките А и В. Да се намери вероятността окръжността с център А и радиус АВ да лежи във вътрешността на кръга.

Задача 5 В магазин работят две касиерки. Предполагаме, че времето необходимо за обслужване на клиент на всяка от двете опашки е експоненциално разпределена случайна величина с математическо очакване 8мин за първата опашка и 5мин за втората. Клиент, избрал по случаен начин опашка, е чакал по-малко от 4 минути. Каква е вероятността той да е бил на първата опашка?

Задача 6 Времето за преглед на пациент е експоненциално разпределена случайна величина с очакване 30мин. За преглед има записани двама пациента, първия в 11.00, а втория в 11.30 и двамата пристигат в точно определения час. Ако прегледа на първия не е завършил, вторият ще изчака. Да се пресметне средно колко време ще прекара вторият пациент в поликлиниката.

Задача 7 Нека случайната величина $X \in \text{Ex}(\lambda)$. Да се намерят плътностите на следните случайни величини:

- а) $Y = -X$;
- б) $Y = 2X - 1$;
- в) $Y = \sqrt{X}$;
- г) $Y = X^a$, $a > 0$.

Задача 8 Дадена е окръжност $k(A, a)$, като $A(0, a)$. Точка В е равномерно разпределена върху частта от окръжността, разположена в първи квадрант. Нека $C(X, 0)$ е пресечната точка на правата АВ с абсисната ос. Да се намери плътността на X .

1.2 Решения на задачите от упражнения 12 и 13

Задача 1 Нека $F_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ е функцията на разпределение на X .

а) Тогава $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u)du$ и $1 = \lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_{-\infty}^x f_X(u)du = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(u)du = \int_0^1 c(u^2 + 2u)du = c(\frac{u^3}{3} + u^2)|_0^1 = \frac{4c}{3}$. Следователно $c = \frac{3}{4}$.

б) $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} u f_X(u)du = \frac{3}{4} \int_0^1 u(u^2 + 2u)du = \frac{3}{4}(\frac{u^4}{4} + \frac{2u^3}{3})|_0^1 = \frac{11}{16}$. Дисперсията е $DX = EX^2 - (EX)^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} u^2 f_X(u)du - (\int_{-\infty}^{+\infty} u f_X(u)du)^2 = \frac{3}{4} \int_0^1 u^2(u^2 + 2u)du - (\frac{11}{16})^2 = \frac{21}{40} - (\frac{11}{16})^2 \approx 0.052$

$$\text{c) } \mathbf{P}(X < EX) = \mathbf{P}(X < \frac{11}{16}) = F_X(\frac{11}{16}) = \int_{-\infty}^{\frac{11}{16}} f_X(u) du = \frac{3}{4} \int_0^{\frac{11}{16}} (u^2 + 2u) du = \frac{3}{4} (\frac{u^3}{3} + u^2) \Big|_0^{\frac{11}{16}} \approx 0.435$$

$$\text{d) } E(X^2 + 3X) = EX^2 + 3EX = \frac{21}{40} + \frac{33}{16} = \frac{207}{80} \approx 2.5875$$

Задача 2 Без ограничение, нека в равнината е фиксирана правоъгълна координатна система, като центърът на разглежданата окръжност k е в началото $O(0, 0)$ и точка A е с координати $(r, 0)$. Нека полярните координати (ρ, ϕ) са $A(r, 0)$ и $B(r, \phi)$. Понеже точка B е избрана по-произволен начин, можем да считаме, че ъгълът ϕ е равномерно разпределена случайна величина: $\phi \in \mathcal{U}(0, 2\pi)$. Следователно функциите на разпределение и плътност на ϕ имат съответно вида:

$$F_\phi(\phi) = \begin{cases} 0, & \phi < 0 \\ \frac{\phi}{2\pi}, & \phi \in [0, 2\pi] \\ 1, & \phi > 2\pi \end{cases} \quad f_\phi(\phi) = \begin{cases} 0, & \phi \in (-\infty, 0) \cup (2\pi, \infty) \\ \frac{1}{2\pi}, & \phi \in [0, 2\pi] \end{cases}$$

Ако $g : [0, 2\pi] \rightarrow \mathbb{R}$ $\phi \mapsto \frac{1}{2}r^2|\sin \phi|$, то лицето на $\triangle AOB$ е случайната величина $g \circ \phi$, явяваща се композиция на функцията g със случайната величина ϕ . Търсеното средно е

$$\mathbf{E}g \circ \phi = \int_0^{2\pi} g(u)f_\phi(u)du = \frac{r^2}{4\pi} \int_0^\pi \sin(u)du - \frac{r^2}{4\pi} \int_\pi^{2\pi} \sin(u)du = \frac{r^2}{2\pi} + \frac{r^2}{2\pi} = \frac{r^2}{\pi}.$$

Задача 3 Ще сичтаме, че при дефект на апарат, той веднага бива сменен. Следователно

$$Y(w) = \begin{cases} X(w), & X(w) < 5 \\ 5, & X(w) \geq 5 \end{cases}, \text{ тоест } Y = X\mathbf{I}_{\{X < 5\}} + 5\mathbf{I}_{\{X \geq 5\}}.$$

Пресмятаме: $\mathbf{P}(Y < 4) = \mathbf{P}(X < 4) = F_X(4) = \frac{4}{7}$, $EY = E(X\mathbf{I}_{\{X < 5\}} + 5\mathbf{I}_{\{X \geq 5\}}) = E(X\mathbf{I}_{\{X < 5\}}) +$

$$\begin{aligned} E(5\mathbf{I}_{\{X \geq 5\}}) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x\mathbf{I}_{\{X < 5\}}(x)dF_X(x) + \int_{-\infty}^{+\infty} 5\mathbf{I}_{\{X \geq 5\}}(x)dF_X(x) \\ &= \frac{1}{7} \int_0^5 x\mathbf{I}_{\{X < 5\}}(x)dx + \frac{5}{7} \int_5^7 dx = \frac{45}{14}, \end{aligned}$$

Аналогично, $DY = EY^2 - (EY)^2 = \frac{1}{7} \int_0^5 x^2 dx + \frac{25}{7} \int_5^7 dx - (\frac{45}{14})^2 = \frac{275}{21} - (\frac{45}{14})^2 \approx 2.763$

Нека $X_i \in \mathcal{U}(0, 7)$, $i = 1, 2, \dots, 1000$ са съответно случайните величини: времето на безотказна работа на i -тия апарат в години; $Z = \sum_{i=1}^{1000} \mathbf{I}_{\{X_i < 5\}}$. Очакваният брой сменени апарати за 5 години е: $EZ = \sum_{i=1}^{1000} E\mathbf{I}_{\{X_i < 5\}} = 1000E\mathbf{I}_{\{X_1 < 5\}} = 1000\mathbf{P}(X_1 < 5) = 1000F_X(5) = 1000 \times \frac{5}{7} = 714.28$

Задача 4 Без ограничение на общността $R = 1$ и нека D е кръг с център O и диаметър 2. Свойството от условието на задачата е еквивалентно на това, точка B да лежи във вътрешността на окръжността с център A , допираща се вътрешно до границата на D . Ако d е функция разстояние в равнината, а μ е Лебегова мярка, то търсената вероятност е

$$\mathbf{P} = \frac{\mu(\{(A, B) \in D \times D \mid d(A, B) < 1 - d(A, O)\})}{\mu(D \times D)}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\mu(\{(A, B) \in D \times D \mid d(A, B) < 1 - d(A, O)\})}{[\mu(D)]^2} \\
&= \frac{\int_0^1 2\pi x [\pi(1-x)^2] dx}{\pi^2} = 2 \left(\frac{x^2}{2} - \frac{2x^3}{3} + \frac{x^4}{4} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{6}.
\end{aligned}$$

Задача 5 Нека X, X_1, X_2 са съответно случайните величини: брой минути за обслужване на фиксиран клиент, брой минути за обслужване на каса 1 и 2. Нека H_i , $i = 1, 2$ са събитията: клиентът е обслужен на i -тата каса. По условие $\mathbf{P}(H_1) = \mathbf{P}(H_2) = \frac{1}{2}$, $X_1 \in Ex(\frac{1}{8})$, $X_2 \in Ex(\frac{1}{5})$ и търсим $\mathbf{P}(H_1 \mid \{X < 4\})$. Прилагаме формулата на Бейс ??:

$$\begin{aligned}
\mathbf{P}(H_1 \mid \{X < 4\}) &= \frac{\mathbf{P}(\{X < 4\} \mid H_1) \mathbf{P}(H_1)}{\mathbf{P}(\{X < 4\} \mid H_1) \mathbf{P}(H_1) + \mathbf{P}(\{X < 4\} \mid H_2) \mathbf{P}(H_2)} \\
&= \frac{\mathbf{P}(X_1 < 4) \mathbf{P}(H_1)}{\mathbf{P}(X_1 < 4) \mathbf{P}(H_1) + \mathbf{P}(X_2 < 4) \mathbf{P}(H_2)} = \frac{F_{X_1}(4)}{F_{X_1}(4) + F_{X_2}(4)} = \frac{1 - e^{-\frac{4}{8}}}{2 - e^{-\frac{4}{5}} - e^{-\frac{4}{8}}} \approx 0.61
\end{aligned}$$

Задача 6 Нека X и Y са съответно случайните величини: времето за преглед на първия пациент в часове, времето прекарано в поликлиниката от втория пациент. По условие $X \in Ex(2)$ и

$$\begin{aligned}
Y(w) &= \begin{cases} X(w), & X(w) \leq \frac{1}{2} \\ 2X(w) - \frac{1}{2}, & X(w) > \frac{1}{2} \end{cases}, \text{ тоест } Y = X\mathbf{I}_{\{X \leq \frac{1}{2}\}} + (2X - 0.5)\mathbf{I}_{\{X > \frac{1}{2}\}}. \\
EY &= E(X\mathbf{I}_{\{X \leq \frac{1}{2}\}} + (2X - 0.5)\mathbf{I}_{\{X > \frac{1}{2}\}}) = EX\mathbf{I}_{\{X \leq \frac{1}{2}\}} + E(2X - 0.5)\mathbf{I}_{\{X > \frac{1}{2}\}} \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} x\mathbf{I}_{\{X \leq \frac{1}{2}\}}(x) dF_X(x) + \int_{-\infty}^{+\infty} (2x - 0.5)\mathbf{I}_{\{X > \frac{1}{2}\}}(x) dF_X(x) \\
&= \int_0^{0.5} x dF_X(x) + \int_{0.5}^{+\infty} (2x - 0.5) dF_X(x) \\
&= \int_0^{0.5} x d(1 - e^{-2x}) + \int_{0.5}^{+\infty} (2x - 0.5) d(1 - e^{-2x}) = (\frac{1}{2} - e^{-1}) + \frac{3}{2}e^{-1} = \frac{1}{2}(1 + e^{-1}).
\end{aligned}$$

Забележка 1.10. Пояснение към решението на задача 6: Нека X_1, X_2 и Y са съответно случайните величини: времето за преглед на i -тия пациент в часове ($i = 1, 2$), времето прекарано в поликлиниката от втория пациент. По условие X_i са експоненциално разпределени със средно $EX_1 = EX_2 = 0.5$, то съгласно 1.9 получаваме $X_i \in Ex(2)$. По условие

$$Y(w) = \begin{cases} X_2(w), & X_1(w) \leq 0.5 \\ X_1(w) - 0.5 + X_2(w), & X_1(w) > 0.5 \end{cases}, \text{ т.е. } Y = X_2\mathbf{I}_{\{X_1 \leq 0.5\}} + (X_1 + X_2 - 0.5)\mathbf{I}_{\{X_1 > 0.5\}},$$

следователно $Y = X_2(\mathbf{I}_{\{X_1 \leq 0.5\}} + \mathbf{I}_{\{X_1 > 0.5\}}) + (X_1 - 0.5)\mathbf{I}_{\{X_1 > 0.5\}} = X_2 + (X_1 - 0.5)\mathbf{I}_{\{X_1 > 0.5\}}$.

$$\begin{aligned}
EY &= EX_2 + E(X_1 - 0.5)\mathbf{I}_{\{X_1 > 0.5\}} = 0.5 + \int_{0.5}^{+\infty} (x - 0.5)2e^{-2x} dx \\
&= 0.5 - \int_{0.5}^{+\infty} (x - 0.5)de^{-2x} = 0.5 - (x - 0.5)e^{-2x} \Big|_{x=0.5}^{\infty} + \int_{0.5}^{+\infty} e^{-2x} dx \\
&= 0.5 - 0.5e^{-2x} \Big|_{x=0.5}^{\infty} = 0.5(1 + e^{-1}).
\end{aligned}$$

Задача 7 По условие $X \in Ex(\lambda)$, следователно $f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$

а) Функцията $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \quad x \mapsto -x$ е намаляваща и диференцируема, като $g^{-1}(y) = -y$, следователно за плътността на $Y = g \circ X = -X$ по теорема 1.5 намираме

$$f_Y(y) = -f_X(g^{-1}(y)) \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)) = -f_X(g(y)) \frac{d}{dy}(g(y)) = f_X(-y) = \begin{cases} \lambda e^{\lambda y}, & y < 0 \\ 0, & y \geq 0 \end{cases}$$

б) Функцията $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \quad x \mapsto 2x - 1$ е растяща и диференцируема, като $g^{-1}(y) = \frac{y+1}{2}$, следователно за плътността на $Y = g \circ X = 2X - 1$ по теорема 1.5 намираме

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)) = f_X\left(\frac{y+1}{2}\right) \frac{d}{dy}\left(\frac{y+1}{2}\right) = \frac{1}{2} f_X\left(\frac{y+1}{2}\right) = \begin{cases} \frac{1}{2} \lambda e^{-\frac{\lambda(y+1)}{2}}, & y > -1 \\ 0, & y \leq -1 \end{cases}$$

в) Функцията $g : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}^+ \quad x \mapsto \sqrt{x}$ е растяща и диференцируема, като $g^{-1}(y) = y^2$, следователно за плътността на $Y = g \circ X = \sqrt{X}$ по теорема 1.5 намираме

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)) = f_X(y^2) \frac{d}{dy}(y^2) = 2y f_X(y^2) = \begin{cases} 2y \lambda e^{-\lambda y^2}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

г) Функцията $g : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}^+ \quad x \mapsto x^a, \quad a > 0$ е растяща и диференцируема, като $g^{-1}(y) = y^{\frac{1}{a}}$, следователно за плътността на $Y = g \circ X = X^a$ по теорема 1.5 намираме

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)) = f_X(y^{\frac{1}{a}}) \frac{d}{dy}(y^{\frac{1}{a}}) = \frac{1}{a} y^{\frac{1-a}{a}} f_X(y^{\frac{1}{a}}) = \begin{cases} \frac{\lambda}{a} y^{\frac{1-a}{a}} e^{-\lambda y^{\frac{1}{a}}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

Задача 8 Нека в равнината е фиксирана ортогонална координатна система с начало O . Окръжността $k(A, a)$ се допира до абсцисата в точка O . Положението на точка B се определя еднозначно от $\angle BAO = \phi$, следователно големината на ъгълът ϕ е равномерно разпределена случайна величина Φ , със $\Phi \in \mathcal{U}(0, \pi)$. Ако $g : [0, \frac{\pi}{2}) \cup (\frac{\pi}{2}, \pi] \rightarrow \mathbb{R} \quad \phi \mapsto a \tan \phi$, то $X = g \circ \Phi$. Във всеки от интервалите $[0, \frac{\pi}{2})$ и $(\frac{\pi}{2}, \pi]$ функцията g е растяща и диференцируема, но не можем да приложим теорема 1.5 (теоремата се прилага за интервал, в случая имаме обединение на непресичащи се интервали с особеност в гранична точка): при $x > 0$ получаваме

$$F_X(x) = \mathbf{P}(g \circ \Phi \leq x) = \mathbf{P}(a \tan \phi \leq x) = \mathbf{P}\left(\tan \phi \leq \frac{x}{a}\right) = \mathbf{P}\left(\phi \leq \arctan \frac{x}{a}\right) = F_\Phi\left(\arctan \frac{x}{a}\right) \Rightarrow$$

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_\Phi\left(\arctan \frac{x}{a}\right) = f_\Phi\left(\arctan \frac{x}{a}\right) \frac{d}{dx} \left(\arctan \frac{x}{a}\right) = \frac{1}{\pi} \frac{a}{x^2 + a^2}, \quad x \in \mathbb{R}^+.$$

При $x \leq 0$ получаваме $F_X(x) = \mathbf{P}(\tan \phi \leq \frac{x}{a}) = \mathbf{P}(\frac{\pi}{2} < \phi \leq \pi + \arctan \frac{x}{a}) =$

$$= \mathbf{P}\left(\phi \leq \pi + \arctan \frac{x}{a}\right) - \mathbf{P}\left(\phi \leq \frac{\pi}{2}\right) = F_\Phi\left(\pi + \arctan \frac{x}{a}\right) - F_\Phi\left(\frac{\pi}{2}\right)$$

$$\Rightarrow f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{d}{dx} F_\Phi\left(\pi + \arctan \frac{x}{a}\right)$$

$$= f_\Phi\left(\pi + \arctan \frac{x}{a}\right) \frac{d}{dx} \left(\pi + \arctan \frac{x}{a}\right) = \frac{1}{\pi} \frac{a}{x^2 + a^2}, \quad x \leq 0.$$

Следователно $f_X(x) = \frac{a}{\pi(x^2 + a^2)}, \quad x \in \mathbb{R}$.