

## Упражнение 12 - Теория, задачи, решения

ЕК, МС

12.05.2021

### 1 Непрекъснати многомерни случайни величини

Нека  $n$  е естествено число,  $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  е вероятностно пространство на експеримент  $\mathcal{E}$ , и  $X_i \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, P)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  са едномерни случайни величини. В  $\mathbb{R}^n$  се въвежда частична наредба  $\leq_{\mathbb{R}^n}$  посредством  $(x_1, \dots, x_n) \leq_{\mathbb{R}^n} (y_1, \dots, y_n) \iff x_1 \leq y_1, \dots, x_n \leq y_n$ . Впоследствие релацията  $\leq_{\mathbb{R}^n}$  ще записваме чрез  $\leq$ . Следващата дефиниция обобщава понятието  $n$ -мерна дискретна случайна величина.

**Дефиниция 1.1.** Изображението  $X : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}^n$   $\omega \longmapsto (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega))$  със свойството:  $\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq_{\mathbb{R}^n} x\} \in \mathfrak{A} \quad \forall x \in \mathbb{R}^n$ , се нарича  $n$ -мерна случайна величина върху  $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$ . Множеството на случайните величини върху разглежданото вероятностно пространство означаваме със  $\mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  или  $\mathfrak{S}$ .

Всяка  $n$ -мерна дискретна случайна величина е случайна величина по отношение на дефиниция 1.1, понеже при дискретна  $X \in \mathfrak{S}$  и за произволно  $x \in \mathbb{R}^n$  е в сила  $\{X \leq x\} := \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\} = \cup_{y \in X(\Omega): y \leq x} \{X = y\} = \cup_{y \in X(\Omega): y \leq x} (\cap_{i=1}^n \{X_i = y_i\})$ , което е изброимо обединение на елементи от  $\mathfrak{A}$  и следователно принадлежи на  $\mathfrak{A}$ .

**Дефиниция 1.2.** Функция на разпределение за  $n$ -мерна  $X \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  наричаме функцията  $\mathbb{R}^n \longrightarrow [0, 1]$   $x \longmapsto P(X \leq x)$ , 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  $\mathbb{R}^n \longrightarrow [0, 1]$  с изброените 3 свойства е функция на разпределение за случайна величина, дефинирана в подходящо вероятностно пространство. На многомерна случайна величина еднозначно се съпоставя функция на разпределение. Обратно, на функция на разпределение (това е функция с изброените 3 свойства) съответства множество от случайни величини, чиито функции на разпределение съвпадат с дадената. Свойствата монотонност, гранично поведение и непрекъснатост отлясно следват по аналогичен на едномерния случай начин.

При фиксирано естествено  $k : 1 \leq k \leq n$ , функцията на разпределение  $F_{X_k}$  на  $X_k$  се изразява чрез  $F_X$  по следния начин: да означим с  $\pi_k$  изображението проектор

$$\pi_k : \mathbb{R}^n \longrightarrow \mathbb{R}^{n-1} \quad (x_1, \dots, x_n) \longmapsto (x_1, \dots, x_{k-1}, x_{k+1}, \dots, x_n),$$

и да положим  $y_k = \pi_k(x)$ . При  $y_k \longrightarrow +\infty$ , тоест при  $x_1 \longrightarrow +\infty, \dots, x_{k-1} \longrightarrow +\infty, x_{k+1} \longrightarrow +\infty, \dots, x_n \longrightarrow +\infty$ , поради непрекъснатостта на вероятностната мярка  $P$  получаваме:

$$\lim_{y_k \longrightarrow +\infty} F_X(x) = \lim_{y_k \longrightarrow +\infty} P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$$

$$\begin{aligned}
&= P(\{X_k \leq x_k\} \cap_{1 \leq i \leq n, i \neq k} \{X_i \leq \lim_{x_i \rightarrow +\infty} x_i\}) = P(\{X_k \leq x_k\} \cap_{1 \leq i \leq n, i \neq k} \Omega) \\
&= P(X_k \leq x_k) = F_{X_k}(x_k) \Rightarrow F_{X_k}(x_k) = \lim_{\pi_k(x) \rightarrow +\infty} F_X(x). \\
F_{X_k}(x_k) &= \lim_{\pi_k(x) \rightarrow +\infty} F_X(x) \tag{1}
\end{aligned}$$

**Дефиниция 1.3.** *Случайните величини  $X_1, X_2, \dots, X_n$  наричаме независими, ако за всеки  $x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R}$  събитията  $\{X_i \leq x_i\}$   $i = 1, 2, \dots, n$  са независими.*

Ако  $X_1, X_2, \dots, X_n$  са независими, за функцията на разпределение  $F_X$  на  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  намираме

$$\begin{aligned}
F_X(x) &:= F_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(X \leq x) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) \\
&= \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i).
\end{aligned}$$

**Дефиниция 1.4.** *Случайната  $n$ -мерна величина  $X \in \mathfrak{S}$  се нарича непрекъсната, ако функцията и на разпределение има вида:*

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f_X(u_1, u_2, \dots, u_n) du_1 du_2 \dots du_n,$$

където  $f_X : \mathbb{R}^n \rightarrow [0, \infty)$  е интегрируема по Лебег функция, която се нарича плътност на  $X$ .

Понеже  $f_X$  е интегрируема, то съгласно теоремата на Фубини, редът на интегриране в  $n$ -кратния интеграл задаващ  $F_X$  не е от значение. Ако  $f_X : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  е непрекъсната функция, то прилагайки Лайбниц-Нютон, като редът на диференциране не е от значение (понеже съществуват и са непрекъснати  $\frac{\partial^n F_X(x)}{\partial x_{\sigma(1)} \partial x_{\sigma(2)} \dots \partial x_{\sigma(n)}}$ , за всяка пермутация  $\sigma \in S_n$ ), получаваме

$$f_X(x) = f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{\partial^n}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} F_X(x_1, x_2, \dots, x_n).$$

В общия случай, полагаме  $f_X(x) = \begin{cases} \frac{\partial^n}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} F_X(x), & \text{ако съществува производната в } x \\ 0, & \text{в противен случай.} \end{cases}$

Ако  $X_1, X_2, \dots, X_n$  са независими, за функцията на плътност  $f_X$  на  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  в точките  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  на диференцируемост намираме

$$f_X(x) = \frac{\partial^n}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} F_X(x) = \frac{\partial^n}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i).$$

Всяка функция  $f : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  със свойствата  $f \geq 0$  и  $\int_{\mathbb{R}^n} f(x) dx = 1$  е функция на плътност на непрекъсната случайна величина (а следователно и на *разпределение*), понеже

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(u_1, u_2, \dots, u_n) du_1 du_2 \dots du_n$$

е монотонна, с гранични стойности  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ ,  $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$  и непрекъсната отясно, тоест  $F(x)$  е функция на разпределение. Следователно задаването на непрекъснато *разпределение* е еквивалентно на задаване функция на плътност.

**Теорема 1.5.** Ако  $X \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  е непрекъснатата  $n$ -мерна случайна величина с функция на плътност  $f_X$ , и  $A \subset \mathbb{R}^n$  е измеримо по Лебег множество, то  $P(X = x) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}^n$  и

$$P(X \in A) = \int \cdots \int_{(u_1, u_2, \dots, u_n) \in A} f_X(u_1, u_2, \dots, u_n) du_1 du_2 \dots du_n.$$

Естествена е съпоставката между плътностната функция на непрекъснатата  $X \in \mathfrak{S}$  и тегловата функция на дискретна  $Y \in \mathfrak{S}$  в  $n$ -мерния случай. Свойствата  $\int \cdots \int_{\mathbb{R}^n} f_X(x) dx = \lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$  и  $\sum_{y \in Y(\Omega)} P(Y = y) = 1$  подсказват аналогия, но тя е непълна: плътността може да приема стойности по-големи от 1. При малки  $\delta x_i > 0$ , вероятността  $X$  да принадлежи на паралелепипеда  $\Pi(x, \delta x) = [x_1, x_1 + \delta x_1] \times \cdots \times [x_n, x_n + \delta x_n]$  по теорема 1.5 е

$$P(x \leq X \leq x + \delta x) = \int_{\Pi(x, \delta x)} f_X(u) du \approx f_X(x) \delta x = f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) \delta x_1 \delta x_2 \dots \delta x_n.$$

Следователно точната аналогия е между формата  $f_X(x) dx = f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n$  (на плътност за  $X$ ) и тегловата функция  $y \mapsto P(Y = y)$  на  $Y$ .

При фиксирано естествено  $k : 1 \leq k \leq n$ , функцията на плътност  $f_{X_k}$  на  $X_k$  се изразява чрез  $f_X$  по следния начин ( $f_X$  удовлетворява условията на теоремата на Фубини и следователно в разглежданият  $n$ -мерен интеграл няма значение редът на интегриране. Съгласно (1) намираме

$$\begin{aligned} f_{X_k}(x_k) &= \frac{d}{dx_k} F_{X_k}(x_k) = \frac{d}{dx_k} \left[ \lim_{\pi_k(x) \rightarrow \infty} F_X(x) \right] \\ &= \frac{d}{dx_k} \left[ \lim_{\pi_k(x) \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \cdots \int_{-\infty}^{x_n} f_X(u_1, u_2, \dots, u_n) du_1 du_2 \dots du_n \right] \\ &= \frac{d}{dx_k} \int_{\mathbb{R}^{k-1} \times (-\infty, x_k] \times \mathbb{R}^{n-k}} f_X(u) du \\ &= \frac{d}{dx_k} \int_{-\infty}^{x_k} \left[ \int_{\mathbb{R}^{n-1}} f_X(u) du_1 \dots du_{k-1} du_{k+1} \dots du_n \right] du_k \\ &= \int_{\mathbb{R}^{n-1}} f_X(u_1, \dots, u_{k-1}, x_k, u_{k+1}, \dots, u_n) du_1 \dots du_{k-1} du_{k+1} \dots du_n. \end{aligned}$$

Ако  $X$  и  $Y$  са непрекъснати с функции на плътност  $f_X$  и  $f_Y$ , то за плътността на  $Z = X + Y$  намираме:

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= f_{X+Y}(z) = \frac{d}{dz} F_{X+Y}(z) = \frac{d}{dz} \int \int_{(x,y) \in \mathbb{R}^2: x+y \leq z} f_{X,Y}(x,y) dx dy \\ &= \frac{d}{dz} \int_{\mathbb{R}} \left[ \int_{-\infty}^{z-x} f_{X,Y}(x,y) dy \right] dx = \frac{d}{dz} \int_{\mathbb{R}} \int_{-\infty}^z f_{X,Y}(x(u,v), y(u,v)) |J_{\Psi^{-1}}(u,v)| du dv \\ &= \frac{d}{dz} \int_{-\infty}^z \left[ \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(u, v-u) du \right] dv = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(u, z-u) du. \end{aligned}$$

В пресмятанията приложихме теорема 1.7 като направихме гладка смяна на променливите чрез дифеоморфизмът  $\Psi : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^2 \quad (x,y) \mapsto (u,v)$ , като  $u = x$ ,  $v = x + y$ . За обратната трансформация  $\Psi^{-1}$  намираме  $x = u$ ,  $y = v - u$ , с якобиан  $J_{\Psi^{-1}}(u,v) = \frac{\partial x}{\partial u} \frac{\partial y}{\partial v} - \frac{\partial x}{\partial v} \frac{\partial y}{\partial u} = 1$ . В частност, ако  $X$  и  $Y$  са независими, то  $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$  и получаваме:

**Теорема 1.6.** Ако  $X$  и  $Y$  са непрекъснати и независими случайни величини, съответно с плътности  $f_X$  и  $f_Y$ , то за плътността  $f_{X+Y}$  на  $X + Y$  е в сила:

$$f_{X+Y}(z) = \int_{\mathbb{R}} f_X(u) f_Y(z - u) du.$$

**Теорема 1.7.** Нека  $(X, Y)$  е двумерна непрекъсната случайна величина, с плътност  $f_{X,Y}$  и нека  $D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid f_{X,Y}(x, y) > 0\}$ . Ако изображението  $\Psi : D \rightarrow \Psi(D)$   $(x, y) \mapsto (u(x, y), v(x, y))$  е дифеоморфизъм, то случайната величина  $(U, V) = (u \circ (X, Y), v \circ (X, Y))$  е непрекъсната, с плътност

$$f_{U,V}(u, v) = \begin{cases} f_{X,Y}(x(u, v), y(u, v)) |J_{\Psi^{-1}}(u, v)|, & (u, v) \in \Psi(D) \\ 0, & (u, v) \notin \Psi(D) \end{cases}$$

Нека  $(X, Y) \in \mathfrak{S}(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  е двумерна непрекъсната случайна величина,  $S = \{y \in \mathbb{R} \mid f_Y(y) > 0\}$ . Ако  $Y = y$ , то тази информация може да оказва влияние върху числовите характеристики на  $X$ . Това мотивира на  $X$  да се съпостави случайна величина, отчитаща настъпилото събитие  $\{Y = y\}$ : тази величина се означава с  $(X \mid Y = y)$  и се задава чрез функция на разпределение  $F_{X|Y} : X(\Omega) \rightarrow [0, 1]$   $x \mapsto P(X \leq x \mid Y = y)$ . Условната вероятност се дефинира чрез:

$$\begin{aligned} P(X \leq x \mid Y = y) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(X \leq x, y \leq Y \leq y + h)}{P(y \leq Y \leq y + h)} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\int_y^{y+h} \left[ \int_{-\infty}^x f_{X,Y}(u, v) du \right] dv}{\int_y^{y+h} f_Y(v) dv} = \frac{\lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \int_y^{y+h} \left[ \int_{-\infty}^x f_{X,Y}(u, v) du \right] dv}{\lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \int_y^{y+h} f_Y(v) dv} \\ &= \frac{1}{f_Y(y)} \int_{-\infty}^x f_{X,Y}(u, y) du \Rightarrow F_{X|Y}(x, y) = \frac{1}{f_Y(y)} \int_{-\infty}^x f_{X,Y}(u, y) du. \end{aligned}$$

Функцията на плътност  $f_{X|Y}$  на  $(X \mid Y = y)$  е  $f_{X|Y}(x, y) = \frac{\partial}{\partial x} F_{X|Y}(x, y) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)}$ .

**Дефиниция 1.8.** Условна функция на плътност за  $X$  при условие  $Y = y$ , наричаме функцията

$$f_{X|Y} : \mathbb{R} \times S \rightarrow \mathbb{R} \quad (x, y) \mapsto \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)}.$$

**Теорема 1.9.** Нека  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  е непрекъсната случайна величина с плътност  $f_X$ ,  $g : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  е интегрируема по Лебег функция. Тогава  $g \circ X$  е едномерна случайна величина със средно  $\mathbf{E}g \circ X = \int_{\mathbb{R}^n} g(x) f_X(x) dx$ .

**Забележка 1.10.** Всяка интегрируема функция е абсолютно интегрируема. Обратното не е вярно. В частност, от интегрируемост на  $g$  следва, че е абсолютно интегрируема функцията  $g f_X$  и следователно съществува средното  $\mathbf{E}g \circ X$ .

**Дефиниция 1.11.** Нека  $f_{X|Y}$  е условна функция на плътност за  $X$  относно  $Y$ , където  $(X, Y)$  е непрекъсната случайна величина. При  $y \in \{y \in \mathbb{R} \mid f_Y(y) > 0\}$ , за средното на  $(X \mid Y = y)$  е в сила

$$\mathbf{E}(X \mid Y = y) = \int_{\mathbb{R}} x f_{X|Y}(x, y) dx = \frac{1}{f_Y(y)} \int_{\mathbb{R}} x f_{X,Y}(x, y) dx.$$

## 1.1 Условия на задачите от упражнение 12

**Задача 1** Точка  $(X, Y)$  попада по случаен начин в триъгълник с върхове в точките с координати  $(0,0)$ ,  $(0,2)$  и  $(3,0)$ . Да се намери съвместната плътност и функцията на разпределение на  $X$  и  $Y$ . Да се пресметне коефициента на корелация  $\rho_{X,Y}$ .

**Задача 2** Електронно устройство за предпазване от крадци автоматично променя осветлението в дома. То е настроено така, че в продължение на 1 час, в случаен момент  $X$  ще запали лампите, а в момент  $Y$  ще ги огаси. Нека съвместната плътност на случайните величини  $X$  и  $Y$  е  $f_{X,Y}(x,y) = cxy$ ,  $0 < x < y < 1$ . Да се определят:

- константата  $c$  така, че плътността да е добре дефинирана;
- маргиналните плътности и математическите очаквания;
- вероятността лампите да бъдат запалени преди 45-тата минута и да светят по-малко от 10мин;
- колко е средното време на светене, ако лампите са запалени на 15мин;
- каква е вероятността лампите да светят по-малко от 20мин.

**Задача 3** Нека  $X$  е температурата, а  $Y$  е времето необходимо за подготовка за запалване на дизелов двигател в минути. Нека  $f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2000}(x + 5y + 10)$ ,  $-10^\circ \leq x \leq 30^\circ$ ,  $0 \leq y \leq 2$ . Да се определи:

- вероятността да е нужна поне 1 минута за запалване;
- средното време за запалване при  $15^\circ$ ;
- ако двигателят е запалил за 1,5 минути, каква е вероятността температурата да е отрицателна?

## 1.2 Решения на задачите от упражнение 12

**Задача 1** Случайните величини  $X$  и  $Y$  удовлетворяват условията  $X \geq 0$ ,  $Y \geq 0$ ,  $2X + 3Y \leq 6$ . При  $x > 0$ ,  $y > 0$  дефинираме  $A(x,y) = \{(u,v) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 \leq u \leq x, 0 \leq v \leq y\} = [0,x] \times [0,y]$  и  $B = \{(x,y) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 \leq x \leq 3, 0 \leq y \leq 2, 2x + 3y \leq 6\}$ . Функцията  $F_{X,Y}$  на разпределение на двумерната случайна величина  $(X,Y)$  е

$$F_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ или } y \leq 0 \\ \frac{\mu(A(x,y) \cap B)}{\mu(B)}, & (x,y) \in \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \end{cases} =$$

$$= \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ или } y \leq 0 \\ \frac{xy}{3}, & 0 < x, 0 < y, 2x + 3y \leq 6 \\ \frac{12xy - (2x+3y-6)^2}{36}, & 0 < x \leq 3, 0 < y \leq 2, 2x + 3y > 6 \\ 1 - \frac{(3-x)^2}{9}, & 0 < x \leq 3, 2 < y \\ 1 - \frac{(2-y)^2}{4}, & 3 < x, 0 < y \leq 2 \\ 1, & 3 \leq x, 2 \leq y \end{cases}.$$

Плътността на  $(X,Y)$  е  $f_{X,Y} = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & 0 < x < 3, 0 < y < 2, 2x + 3y \leq 6 \\ 0, & \text{в останалите случаи} \end{cases}.$

Плътностите на  $X$  и  $Y$  са съответно  $f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x,v) dv = \int_0^{2-\frac{2x}{3}} \frac{1}{3} dv = \frac{2}{3}(1 - \frac{x}{3})$ ,  $x \in (0,3)$ ;

$f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(u, y) du = \int_0^{3-\frac{3y}{2}} \frac{1}{3} du = 1 - \frac{y}{2}$ ,  $y \in (0, 2)$ . Пресмятаме:

$$EX = \int_{\mathbb{R}} x f_X(x) dx = \int_0^3 \frac{2x}{3} \left(1 - \frac{x}{3}\right) dx = 1, \quad EY = \int_{\mathbb{R}} y f_Y(y) dy = \int_0^2 y \left(1 - \frac{y}{2}\right) dy = \frac{2}{3}.$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = -1 + \int_{\mathbb{R}} x^2 f_X(x) dx = -1 + \int_0^3 \frac{2x^2}{3} \left(1 - \frac{x}{3}\right) dx = \frac{1}{2},$$

$$DY = EY^2 - (EY)^2 = -\frac{4}{9} + \int_{\mathbb{R}} y^2 f_Y(y) dy = -\frac{4}{9} + \int_0^2 y^2 \left(1 - \frac{y}{2}\right) dy = \frac{2}{9}.$$

$$EXY = \int \int_{\mathbb{R}^2} xy f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_0^2 \left[ \int_0^{3-\frac{3y}{2}} \frac{xy}{3} dx \right] dy = \frac{1}{2} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \rho(X, Y) = \frac{EXY - EXEY}{\sqrt{DXDY}} = -\frac{1}{2}.$$

Пресмятаме функциите на разпределение на  $X$  и  $Y$ :

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du = \int_0^x \frac{2}{3} \left(1 - \frac{u}{3}\right) du = \frac{x(6-x)}{9}, \quad x \in (0, 3).$$

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^y f_Y(u) du = \int_0^y \left(1 - \frac{u}{2}\right) du = y - \frac{y^2}{4}, \quad y \in (0, 2).$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0; \\ \frac{x(6-x)}{9}, & x \in (0, 3); \\ 1, & x \geq 3. \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 0; \\ y - \frac{y^2}{4}, & y \in (0, 2); \\ 1, & y \geq 2. \end{cases}$$

**Задача 2** Нека  $A = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 < x < y < 1\}$ .

а) Пресмятаме  $1 = \int \int_{\mathbb{R}^2} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int \int_A cxy dx dy = c \int_0^1 \left[ \int_0^y xy dx \right] dy = \frac{c}{8} \Rightarrow c = 8$ . Съвместната плътност на  $X$  и  $Y$  е  $f_{X,Y}(x, y) = 8xy$  при  $(x, y) \in A$ , и  $f_{X,Y}(x, y) = 0$  при  $(x, y) \notin A$ .

б) Пресмятаме  $f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, v) dv = \int_x^1 8xv dv = 4x(1 - x^2)$ ,  $x \in (0, 1)$ ;

$$f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(u, y) du = \int_0^y 8uy du = 4y^3, \quad EY = \int_{\mathbb{R}} y f_Y(y) dy = \int_0^1 4y^4 dy = \frac{4}{5}.$$

$$EX = \int_{\mathbb{R}} x f_X(x) dx = \int_0^1 4x^2(1 - x^2) dx = \frac{8}{15}.$$

в) Търсената вероятност е  $P = P(X < \frac{3}{4}, Y < X + \frac{1}{6}) = \int_0^{\frac{3}{4}} \int_0^{x+\frac{1}{6}} f_{X,Y}(x, y) dy dx =$

$$= \int_0^{\frac{3}{4}} \left[ \int_x^{x+\frac{1}{6}} 8xy dy \right] dx = \frac{7}{32}.$$

d) Търсим средната стойност на случайната величина  $(Y - X \mid X = \frac{1}{4})$ . Ако дефинираме  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \quad x \mapsto x - \frac{1}{4}$ , то  $E(Y - X \mid X = \frac{1}{4}) = E(Y - \frac{1}{4} \mid X = \frac{1}{4}) = E(g \circ Y \mid X = \frac{1}{4}) = E g \circ (Y \mid X = \frac{1}{4}) =$

$$\int_{\mathbb{R}} g(y) f_{Y|X} \left( y \mid x = \frac{1}{4} \right) dy = \int_{\mathbb{R}} g(y) \frac{f_{X,Y}(\frac{1}{4}, y)}{f_X(\frac{1}{4})} dy = \frac{32}{15} \int_{\frac{1}{4}}^1 \left( y - \frac{1}{4} \right) y dy = \frac{27}{60} \text{ h} = 27 \text{ min.}$$

e) Нека  $B = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 < x < y < 1, y - x < \frac{1}{3}\}$ ,  $B_1 = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 < x \leq \frac{2}{3}, x < y < x + \frac{1}{3}\}$ ,  $B_2 = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid \frac{2}{3} < x < 1, x < y < 1\}$ . Следователно  $B = B_1 \cup B_2$  и търсената вероятност е

$$\begin{aligned} P((X, Y) \in B) &= \int \int_B f_{X,Y}(x, y) dx dy = \sum_{k=1}^2 \int \int_{B_k} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \\ &= \int_0^{\frac{2}{3}} \left[ \int_x^{x+\frac{1}{3}} 8xy dy \right] dx + \int_{\frac{2}{3}}^1 \left[ \int_x^1 8xy dy \right] dx = 1 - \frac{80}{243} \approx 0.67 \end{aligned}$$

**Задача 3** Нека  $A = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid -10 \leq x \leq 30, 0 \leq y \leq 2\}$ , като  $f_{X,Y}(x, y) = 0$ , при  $(x, y) \notin A$ .

a) Ако  $B = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid y \geq 1\} \cap A$ , то  $P(Y \geq 1) = P((X, Y) \in B) = \int \int_B f_{X,Y}(x, y) dx dy =$

$$= 2000^{-1} \int_{-10}^{30} \left[ \int_1^2 (x + 5y + 10) dy \right] dx = \frac{11}{20} = 0.55$$

b) Търсим средната стойност на случайната величина  $(Y \mid X = 15)$ . Пресмятаме

$$f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, y) dy = 2000^{-1} \int_0^2 (x + 5y + 10) dy = \frac{x + 15}{1000}$$

$$\begin{aligned} E(Y \mid X = 15) &= \int_{\mathbb{R}} y f_{Y|X}(y \mid x = 15) dy = \int_{\mathbb{R}} y \frac{f_{X,Y}(15, y)}{f_X(15)} dy \\ &= \frac{1}{12} \int_0^2 y(y + 5) dy = \frac{19}{18} \approx 1.05 \end{aligned}$$

c) Пресмятаме  $f_Y(y) = 2000^{-1} \int_{-10}^{30} (x + 5y + 10) dx = \frac{y+4}{10}$ , следователно

$$\begin{aligned} P(X < 0 \mid Y = 1.5) &= \int_{-\infty}^0 f_{X|Y}(x \mid y = 1.5) dx = \int_{-\infty}^0 \frac{f_{X,Y}(x, 1.5)}{f_Y(1.5)} dx = \\ &= 2000^{-1} \int_{-10}^0 \frac{x + 17.5}{0.55} dx = \frac{5}{44} \approx 0.113 \end{aligned}$$