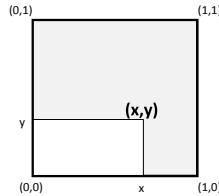


Wersja I

1. Pewien artysta współczesny tworzy instalacje w następujący sposób: wybiera losowo punkt (X, Y) z blachy $[0, 1] \times [0, 1]$, a następnie odcina lewy dolny róg blachy (obszar poniżej i na lewo od punktu (X, Y)) i wykorzystuje go jako podpórkę, zaś do pozostałej części blachy przykleja pióra. Jaka jest średnio powierzchnia obklejona piórami? (4 pkt)

Rozw. Warto zrobić następujący pomocniczy rysunek:



Interesuje nas średnie pole szarego obszaru. Jeśli przez (x, y) oznaczymy współrzędne wylosowanego punktu, to pole szarego obszaru wynosi $1 - xy$. Chcąc obliczyć średnie pole musimy najpierw wyznaczyć rozkład zmiennej (X, Y) – jest to rozkład jednostajny na kwadracie, a więc o gęstości $g(x, y) = \mathbf{1}_{[0,1]}(x) \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(y)$. A zatem średnie pole szarego obszaru

$$\mathbb{E}(1 - XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (1 - xy) \mathbf{1}_{[0,1]}(x) \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 (1 - xy) dx dy = 1 - \frac{x^2}{2} \Big|_0^1 \cdot \frac{y^2}{2} \Big|_0^1 = \frac{3}{4}.$$

Uwaga. NIE WOLNO pisać, że średnie pole szarego obszaru $= 1 - \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y$, o ile nie skomentuje się najpierw faktu, iż zmienne X i Y są niezależne.

Wyznaczyć rozkład zmiennej $X + Y$ (4 pkt).

Rozw. Rozkład można wyznaczać bądź wprost z definicji zmiennej (X, Y) , bądź korzystając z faktu, iż zmienne X i Y są niezależne i gęstość sumy jest splotem gęstości.

METODA 1. Ze splotu. Zmienne X i Y są niezależne o rozkładach jednostajnych na $[0, 1]$, a więc

$$g_{X+Y}(t) = g_X * g_Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{1}_{[0,1]}(x) \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(t-x) dx = \int_0^1 \mathbf{1}_{[0,1]}(t-x) dx = \int_0^1 \mathbf{1}_{[t-1, t]}(x) dx.$$

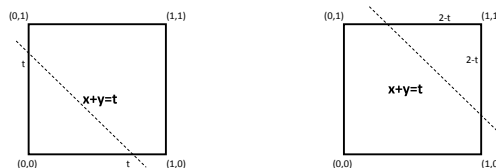
To ostatnie wyrażenie zależy od wartości t : gdy $t \notin [0, 2]$, całka równa jest 0; gdy $t \in [0, 1]$, całka równa jest $\int_0^t dx$, gdy $t \in [1, 2]$ całka równa jest $\int_{t-1}^1 dx$, a więc ostatecznie:

$$g_{X+Y}(t) = \begin{cases} t & t \in [0, 1] \\ 2 - t & t \in (1, 2] \\ 0 & t \notin [0, 2] \end{cases}.$$

METODA 2. Z definicji. Wyznamy dystrybuantę zmiennej $X + Y$, czyli

$$\mathbb{P}(X + Y \leq t) = \iint_{x+y \leq t} \mathbf{1}_{[0,1]}(x) \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(y) dx dy.$$

Zauważmy, iż jeśli $t < 0$ to szukane prawdopodobieństwo równe jest 0; jeśli $t > 2$, to szukane prawdopodobieństwo równe jest 1. Dla pozostałych t mamy dwa możliwe przypadki: gdy $t \in [0, 1]$ (rys. po lewej) oraz gdy $t \in [1, 2]$ (rys. po prawej):



W tym pierwszym przypadku całka równa jest polu trójkąta poniżej prostej $x + y = t$, a więc $\frac{t^2}{2}$; w tym drugim przypadku całka równa jest polu kwadratu pomniejszonego o pole trójkąta nad prostą $x + y = t$: $1 - \frac{(2-t)^2}{2}$. Mamy więc:

$$F_{X+Y}(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ \frac{t^2}{2} & t \in [0, 1] \\ 1 - \frac{(2-t)^2}{2} & t \in (1, 2] \\ 1 & t > 2 \end{cases}$$

2. Dwuwymiarowa zmienna losowa (X, Y) ma rozkład z gęstością $g(x, y) = (x + y)1_{\{0 \leq x \leq 1\}}1_{\{0 \leq y \leq 1\}}$. Wyznaczyć rozkłady zmiennych X i Y (4 pkt). Obliczyć kowariancję zmiennych X i Y (4 pkt). Czy zmienne X i Y są niezależne? Odpowiedź uzasadnić (2 pkt).

Rozw. Rozkład X jest ciągły i ma gęstość

$$g_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) dy = \int_0^1 (x + y)1_{\{0 \leq x \leq 1\}} dy = (x + \frac{1}{2})1_{\{0 \leq x \leq 1\}}.$$

Podobnie, rozkład Y jest ciągły i ma gęstość $g_Y(y) = (y + \frac{1}{2})1_{\{0 \leq y \leq 1\}}$. W celu obliczenia kowariancji zmiennych X i Y liczymy

$$\mathbb{E}XY = \int_0^1 \int_0^1 xy(x + y) dy dx = \int_0^1 (\frac{1}{2}x^2y^2 + \frac{1}{3}xy^3)|_{y=0}^1 dx = \int_0^1 \frac{1}{2}x^2 + \frac{1}{3}x dx = \frac{1}{3},$$

$$\mathbb{E}X = \int_0^1 x(x + \frac{1}{2}) dx = \frac{1}{3} + \frac{1}{4} = \frac{7}{12}$$

i podobnie $\mathbb{E}Y = \frac{7}{12}$. Wobec tego $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}XY - \mathbb{E}X\mathbb{E}Y = \frac{1}{3} - (\frac{7}{12})^2 = -\frac{1}{144}$. Zmienne X, Y nie są niezależne, albowiem ich kowariancja jest różna od 0.

3. Dwuwymiarowa zmienna losowa (X, Y) ma rozkład z gęstością $g(x, y) = \frac{e^{-y}}{y}1_{\{0 < x < y\}}$. Obliczyć $\mathbb{E}(X | Y)$ (4 pkt), $\mathbb{E}(X^2 \sin(Y) | Y)$ (4 pkt), oraz $\mathbb{E}X$ (2 pkt).

Rozw. Dla $y > 0$,

$$\mathbb{E}(X | Y = y) = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} xg(x, y) dx}{\int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) dx} = \frac{\int_0^y x dx \cdot \frac{e^{-y}}{y}}{\int_0^y 1 dx \cdot \frac{e^{-y}}{y}} = \frac{\frac{1}{2}y^2}{y} = \frac{y}{2}.$$

Ponieważ $\mathbb{P}(Y > 0) = 1$, to $\mathbb{E}(X | Y) = \frac{Y}{2}$. (Można też zauważyć, że rozkładem warunkowym X pod warunkiem $Y = y$, dla $y > 0$, jest rozkład jednostajny na odcinku $(0, y)$.)

Podobnie jak wyżej obliczymy, że $\mathbb{E}(X^2 | Y) = \frac{1}{3}Y^2$, a zatem

$$\mathbb{E}(X^2 \sin(Y) | Y) = \mathbb{E}(X^2 | Y) \sin(Y) = \frac{1}{3}Y^2 \sin(Y).$$

W celu obliczenia $\mathbb{E}X$, możemy skorzystać z tego, że rozkład Y ma gęstość $g_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) dx = \int_0^y \frac{e^{-y}}{y} dy 1_{\{y > 0\}} = e^{-y}1_{\{y > 0\}}$, czyli Y ma rozkład wykładniczy z parametrem 1. Następnie,

$$\mathbb{E}X = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X | Y)) = \mathbb{E}(Y/2) = \frac{1}{2}.$$

4. Liczba głównych wygranych w Lotto (trafień szóstek) w pojedynczym losowaniu jest zmienną losową o rozkładzie Poissona z parametrem $\lambda = 1/4$ (czyli przyjmuje wartość $k \in \{0, 1, 2, \dots\}$ z prawdopodobieństwem $\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$). Przypuśćmy, że każdy z posiadaczy wygrywającego losu odbiera swoją nagrodę z prawdopodobieństwem 90%. Niech X oznacza liczbę głównych wygranych, jakie padną w najbliższym losowaniu, natomiast Y — liczbę głównych wygranych, które zostaną odebrane. Opisać rozkład warunkowy $Y | X = x$ (2 pkt). Obliczyć $\mathbb{E}(Y | X)$ (3 pkt) oraz $\mathbb{E}Y$ (2 pkt).

Rozw. Dla $x \in \{0, 1, 2, \dots\}$, rozkładem warunkowym Y pod warunkiem $X = x$ jest rozkład Bernoulliego z parametrami $n = x$ i $p = 0,9$. Wobec tego $\mathbb{E}(Y | X = x)$, dla $x \in \{0, 1, 2, \dots\}$ jest średnią z rozkładu Bernoulliego z parametrami $n = x$ i $p = 0,9$, czyli $0,9x$. Stąd $\mathbb{E}(Y | X) = 0,9X$. Uwaga. To NIE JEST

to samo, co (błędne) stwierdzenie, że rozkład warunkowy Y pod warunkiem $X = x$ jest $0,9X!$
W końcu,

$$\mathbb{E}Y = \mathbb{E}(\mathbb{E}(Y | X)) = \mathbb{E}(0,9X) = 0,9\lambda = \frac{9}{40}.$$

5. Wykonujemy ciąg rzutów kostką do gry. Definiujemy:

- (a) zmienne losowe X_n następująco: $X_n = 1$, jeśli w n -tym rzucie wypadła szóstka, i $X_n = 0$ w przeciwnym przypadku. Zbadać zbieżność ciągu $\frac{X_1 + \dots + X_n}{6n}$ prawie na pewno i wyznaczyć granicę, jeśli istnieje. (4 pkt)

Rozw. Zmienne X_1, X_2, \dots są niezależne, o identycznych rozkładach t.ż. $\mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{1}{6}$, $\mathbb{P}(X_n = 0) = \frac{5}{6}$, a więc t. że $\mathbb{E}X_n$ istnieje i równe jest $\frac{1}{6}$. A zatem, ciąg X_1, X_2, \dots spełnia założenia MPWL, czyli $\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{p.n.} \mathbb{E}X_1 = \frac{1}{6}$, a zatem ciąg z treści zadania jest zbieżny prawie na pewno, i jego granica wynosi

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{6n} \xrightarrow{p.n.} \frac{1}{6 \cdot 6} = \frac{1}{36}.$$

- (b) zmienne losowe Y_n następująco: $Y_n = 1$, jeśli w pierwszych n rzutach choć raz wypadła szóstka, oraz $Y_n = 0$ w przeciwnym przypadku. Zbadać zbieżność ciągu Y_n według prawdopodobieństwa i wyznaczyć granicę, jeśli istnieje. (4 pkt)

Rozw. Zmienne Y_n mają tę własność, iż $\mathbb{P}(Y_n = 0) = \mathbb{P}(Y_{n-1} = 0) \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2^n} \rightarrow 0$, zaś $\mathbb{P}(Y_n = 1) = 1 - \frac{1}{2^n} \rightarrow 1$. A zatem, można się spodziewać, iż granica według prawdopodobieństwa dla tego ciągu istnieje, i równa jest 1. Istotnie, dla dowolnego $\varepsilon > 0$ mamy

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|Y_n - 1| > \varepsilon) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(Y_n = 0) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{2^n} = 0,$$

a więc

$$Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 1.$$

6. Przypuśćmy, że co trzeci klient kasy w pewnym banku przychodzi do oddziału wypłacić gotówkę, zaś pozostali dokonują wpłat. Wyznaczyć przybliżone prawdopodobieństwo, że spośród 162 (niezależnych) klientów odwiedzających bank pewnego dnia, co najwyżej 66 wypłaci gotówkę (4 pkt).

Rozw. Oznaczmy przez X_n - zmienną losową równą 1, jeśli n -ty klient wypłaca gotówkę, i 0 w przeciwnym przypadku, oraz $S_n = X_1 + \dots + X_n$. Zmienne X_n są niezależne, o rozkładzie dwupunktowym: $\mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{1}{3} = 1 - \mathbb{P}(X_n = 0)$. Można więc do tych zmiennych stosować tw. de Moivre'a - Laplace'a. Przybliżyć mamy $\mathbb{P}(S_{162} \leq 66)$, co przekształcimy do postaci, w której można skorzystać z tw. de Moivre'a - Laplace'a:

$$\mathbb{P}(S_{162} \leq 66) = \mathbb{P}\left(\frac{S_{162} - 162 \cdot \frac{1}{3}}{\sqrt{162 \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3}}} \leq \frac{66 - 54}{\sqrt{36}}\right) \approx \Phi\left(\frac{12}{6}\right) = \Phi(2) \approx 0,977 = 0,977 = 0,977.$$

Przypuśćmy teraz, że klient wypłacający pobiera z kasy średnio 4000 PLN, z odchyleniem standardowym 600 PLN, zaś klient wpłacający zostawia w kasie średnio 2000 PLN, z odchyleniem standardowym 800 PLN. Wyznaczyć przybliżone prawdopodobieństwo, że po dniu, w którym przy kasie było 100 klientów wpłacających i 100 klientów wypłacających gotówkę, kasa została uszczuplona o co najmniej 197 tys PLN. (5 pkt).

Rozw. Aby móc w prosty sposób zastosować centralne twierdzenie graniczne w sformułowaniu z wykładu do przybliżenia szukanego prawdopodobieństwa, warto stworzyć „sztuczne” zmienne o identycznych rozkładach. Jeśli więc przez X_i będziemy oznaczać wypłaty klientów wypłacających, a przez Y_i wpłaty klientów wpłacających, to zdefiniujemy pomocnicze zmienne $Z_i = X_i - Y_i$. Zmienne te mają następujące własności: $\mathbb{E}Z_i = \mathbb{E}(X_i - Y_i) = 4000 - 2000 = 2000$, zaś $\text{Var}Z_i = \text{Var}(X_i - Y_i) = \text{Var}X_i + \text{Var}Y_i = 600^2 + 800^2 = 1000^2$ (z niezależności klientów). Szukane w zadaniu prawdopodobieństwo to $\mathbb{P}(Z_1 + \dots + Z_{100} \geq 197000)$. Ponieważ zmienne Z_i są niezależne o identycznych rozkładach

posiadających wartość oczekiwaną i wariancję, więc można stosować do nich CTG; przekształcimy więc odpowiednio szukane prawdopodobieństwo:

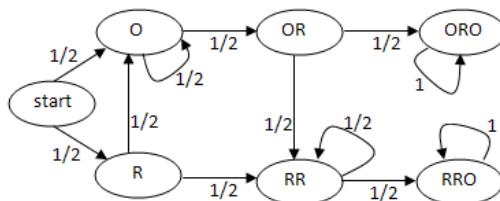
$$\mathbb{P}\left(\frac{Z_1 + \dots + Z_{100} - 100 \cdot 2000}{\sqrt{100 \cdot 1000}} \geq \frac{197000 - 200000}{10000}\right) \approx 1 - \Phi\left(-\frac{3000}{10000}\right) = \Phi(0,3).$$

7. Jacek i Placek grają w następującą grę: rzucają symetryczną monetą, aż wypadnie ciąg ORZEL-RESZKA-ORZEL, kiedy to wygrywa Jacek, lub ciąg RESZKA-RESZKA-ORZEL, kiedy to wygrywa Placek. Jaka jest szansa, że najpóźniej po pierwszych pięciu rzutach Jacek wygra? (3 pkt)

Rozw. Łatwo sprawdzić (zob. np. graf niżej), że sytuacje, które mogą doprowadzić do takiego wyniku odpowiadają ciągom: ORO, OORO, RORO, OORO, OORO oraz ROORO. Prawdopodobieństwo, że wyrzucony zostanie jeden z nich wynosi $\frac{1}{8} + \frac{1}{16} + \frac{1}{16} + \frac{1}{32} + \frac{1}{32} = \frac{10}{32}$.

Jaka jest szansa wygranej Jacka w ogóle? (5 pkt)

Rozw. Najprościej sytuację opisać przy pomocy łańcucha Markowa, którego graf wyglądać może np. tak:



Wówczas pytanie o to, jaka jest szansa wygranej Jacka jest pytaniem o prawdopodobieństwo, iż łańcuch znajdujący się w stanie początkowym „Start” znajdzie się w stanie ORO zanim znajdzie się w stanie RRO. Jeśli przez p_i oznaczymy prawdopodobieństwo, że ze stanu i -tego łańcuch dotrze do stanu ORO przed dotarciem do stanu RRO, to możemy zapisać układ równań:

$$\begin{cases} p_{start} = \frac{1}{2}p_O + \frac{1}{2}p_R \\ p_O = \frac{1}{2}p_O + \frac{1}{2}p_{OR} \\ p_R = \frac{1}{2}p_O + \frac{1}{2}p_{RR} \\ p_{OR} = \frac{1}{2}p_{RR} + \frac{1}{2}p_{ORO} \\ p_{RR} = \frac{1}{2}p_{RR} + \frac{1}{2}p_{RRO} \\ p_{ORO} = 1 \\ p_{RRO} = 0 \end{cases},$$

którego rozwiązanie spełnia: $p_{RR} = 0$, $p_{OR} = \frac{1}{2}$, $p_O = \frac{1}{2}$, $p_R = \frac{1}{4}$, oraz interesujące nas $p_{start} = \frac{3}{8}$.