

Lista 6

Rachunek Prawdopodobieństwa 1R

Weronika Jakimowicz

Zadanie 1. Niech (X, Y) będzie 2-wymiarową zmienną losową o rozkładzie zadany gęstością $f(x, y) = C(x + y)$ dla $0 \leq y \leq x \leq 1$ i $f(x, y) = 0$ poza tym zbiorem. Znajdź wartość C . Znajdź rozkłady brzegowe. Czy zmienne losowe X i Y są niezależne?

Mamy dane

$$f(x, y) = \begin{cases} C(x + y) & 0 \leq y \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{wpp} \end{cases}$$

i w pierwszej kolejności pytamy o wartość zmiennej C . Wiemy, że

$$\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) = 1,$$

a ponieważ my żyjemy w świecie trójkąta pod $y = x$, to mamy:

$$1 = \int_0^1 \int_0^x C(x + y) dy dx = C \int_0^1 (x^2 + \frac{x^2}{2}) dx = C(\frac{1}{3} + \frac{1}{6})$$

czyli z moich bardzo precyzyjnych kalkulacji wynika, że $C = 2$.

Teraz pora na rozkłady brzegowe.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X \in A] &= \mathbb{P}[(X, Y) \in A \times \mathbb{R}] = \int_{A \times \mathbb{R}} f(x, y) dy dx = \int_A \int_{\mathbb{R}} 2(x + y) dy dx = \\ &= \int_A \int_0^x 2(x + y) dy dx = \int_A 3x^2 dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[Y \in B] &= \mathbb{P}[(X, Y) \in \mathbb{R} \times B] = \int_{\mathbb{R} \times B} f(x, y) dy dx = \int_{\mathbb{R}} \int_B f(x, y) dy dx = \int_B \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx dy = \\ &= \int_B \int_y^1 2(x + y) dx dy = \int_B [1 + 2y - 3y^2] dy \end{aligned}$$

Na pytanie, czy są to zmienne niezależne odpowiadamy patrząc na gęstości tych dwóch zmiennych losowych. Żeby były niezależne, musiałyby zachodzić

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

Tutaj mamy

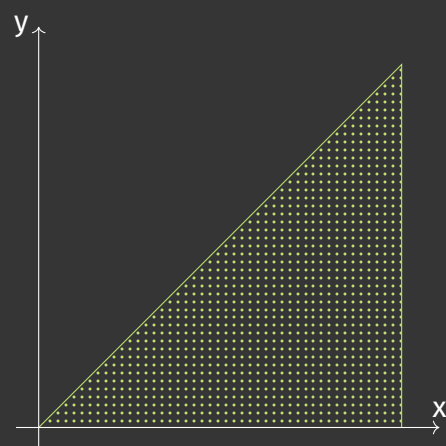
$$f_X(x)f_Y(y) = 3x^2(1 + 2y - 3y^2) \neq 2(x + y)$$

więc są bardzo zależne.

Zadanie 2. Zmienna losowa (X, Y) ma rozkład z gęstością $g(x, y) = C \cdot xy \cdot \mathbb{1}_{[0,1]^2}$.

(a) Wyznaczyć C .

(b) Obliczyć $\mathbb{P}[X + Y \leq 1]$



(c) Wyznaczyć rozkład zmiennej losowej $\frac{X}{Y}$.

(d) Czy zmienne X i Y są niezależne?

(e) Czy $\frac{X}{Y}$ i Y są niezależne?

(a) To będzie całeczką *

$$1 = \int \int_{\mathbb{R}^2} g(x, y) dx dy = C \int_0^1 \int_0^1 xy dx dy = C \int_0^1 y \frac{1}{2} dy = \frac{C}{4} \implies C = 4$$

(b) Ustalmy sobie najpierw s i niech $X = s$. Wtedy $X + Y \leq 1 \iff Y \leq 1 - s$. Takie prawdopodobieństwo liczymy w następujący sposób:

$$\mathbb{P}[X = s, Y \leq 1 - s] = \int_0^{1-s} g(s, t) dt.$$

Super, ale s może być dowolnym punktem z przedziału $[0, 1]$, więc my chcemy zliczyć wartości dla każdego takiego s . W tym pomaga nam kolejna całka:

$$\mathbb{P}[X + Y \leq 1] = \int_0^1 \mathbb{P}[X = s, Y \leq 1 - s] = \int_0^1 \int_0^{1-s} 4 \cdot st dt ds$$

(c) Policzmy dystrybuantę. Do tego potrzebuję się zastanowić, kiedy $\frac{X}{Y} \leq t$? Ustalmy sobie $Y = s$, wtedy $\frac{X}{Y} = \frac{X}{s} \leq t \implies X \leq ts$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left[\frac{X}{Y} \leq t\right] &= \int_0^1 \mathbb{P}[X \leq ts, Y = s] ds = \int_0^1 \int_0^{ts} \mathbb{P}[X = p, Y = s] dp ds = \\ &= \int_0^1 \int_0^{ts} 4ps dp ds = 2 \int_0^1 t^2 s^2 ds = \frac{2}{3} t^2 \end{aligned}$$

(d) Do sprawdzania, czy zmienne X i Y są niezależne potrzebujemy znać rozkłady brzegowe, czyli rzuty na X i na Y . Będę liczyć dystrybuantę tych rzutów:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X \leq t] &= \mathbb{P}[X \leq t, Y \in [0, 1]] = \\ &= \int_0^t \int_0^1 g(p, s) ds dp = \\ &= 2 \int_0^t p dp = t^2 \end{aligned}$$

$$\mathbb{P}[Y \leq t] = \int_0^t \int_0^1 g(p, s) ds dp = t^2$$

Teraz sprawdzamy, czy $\mathbb{P}[X \leq x, Y \leq y] = \mathbb{P}[X \leq x] \mathbb{P}[Y \leq y]$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X \leq x, Y \leq y] &= \int_0^x \int_0^y g(s, t) dt ds = \int_0^x 4s \int_0^y t dt ds = \\ &= \int_0^x 2sy^2 ds = x^2 y^2 \end{aligned}$$

Czyli zmienne są niezależne.

(e) Zmienne są niezależne, jeśli $\mathbb{P}[A] \mathbb{P}[B] = \mathbb{P}[A \cap B]$. U nas niech

$$A = \{\omega : \frac{X(\omega)}{Y(\omega)} \leq t\} \quad \left[\mathbb{P}[A] = \mathbb{P}\left[\frac{X}{Y} \leq t\right] \right]$$

$$B = \{\omega : Y(\omega) \leq s\} \quad [\mathbb{P}[B] = \mathbb{P}[Y \leq s]]$$

$$A \cap B = \{\omega : \frac{X(\omega)}{Y(\omega)} \leq t \text{ i } Y(\omega) \leq s\} = \{\omega : X(\omega) \leq tY(\omega) \text{ i } Y(\omega) \leq s\}$$

Pierwsze dwa prawdopodobieństwa już mamy, zostaje nam obliczyć prawdopodobieństwo przekroju.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[A \cap B] &= \mathbb{P}[X \leq tY, Y \leq s] = \int_0^s \mathbb{P}[X \leq ty, Y = y] dy = \\ &= \int_0^s \int_0^{ty} \mathbb{P}[X = x, Y = y] dx dy = \int_0^s \int_0^{ts} 4xy dx dy = \\ &= 2 \int_0^s yt^2 y^2 dy = \frac{1}{2} t^2 s^4 \end{aligned}$$

No i wyszło, że są zależne [co jest dość rozsądnym wynikiem].

Zadanie 3. Niech X i Y będą niezależnymi zmiennymi losowymi, których rozkład jest zadany gęstością $2x \cdot \mathbb{1}_{[0,1]}$. Znaleźć prawdopodobieństwo, że

- (a) $X + Y < \frac{1}{2}$
- (b) $XY < \frac{1}{2}$
- (c) $|X - Y| < \frac{1}{2}$
- (d) $X^2 + Y^2 \leq \frac{1}{2}$

Zmienne są niezależne, więc gęstość $f_{(X,Y)}(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$.

- (a) Robimy tym samym trikiem co wcześniej, tzn. $X + Y < \frac{1}{2}$, ustalamy x takie, że $X = t$ i mamy $Y < \frac{1}{2} - x$. Zauważamy jeszcze, że $t \in [0, \frac{1}{2}]$, Czyli dostajemy

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left[X + Y < \frac{1}{2}\right] &= \int_0^{\frac{1}{2}} \mathbb{P}\left[X = x, Y < \frac{1}{2} - x\right] dx = \int_0^{\frac{1}{2}} \int_0^{\frac{1}{2}-x} \mathbb{P}[X = x, Y = y] dy dx = \\ &= \int_0^{\frac{1}{2}} \int_0^{\frac{1}{2}-x} 4xy dy dx \end{aligned}$$

(b)

$$\mathbb{P}\left[XY < \frac{1}{2}\right] = \int_0^1 \mathbb{P}\left[X = x, Y < \frac{1}{2x}\right] dx = \int_0^1 \int_0^{\frac{1}{2x}} 4xy dy dx$$

(c)

$$\mathbb{P}\left[|X - Y| < \frac{1}{2}\right] = \mathbb{P}\left[-\frac{1}{2} < X - Y < \frac{1}{2}\right] = \int_0^1 \mathbb{P}\left[X = x, x - \frac{1}{2} < Y < x + \frac{1}{2}\right] dx$$

a to już można sobie scałkować jak ma się ochotę.

- (d) Tutaj zauważmy, że $X \leq \frac{1}{\sqrt{2}} = a$, bo inaczej wyjdziemy poza zakres.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left[X^2 + Y^2 \leq \frac{1}{2}\right] &= \int_0^a \mathbb{P}\left[X = x, Y^2 \leq \frac{1}{2} - x^2\right] dx = \int_0^a \mathbb{P}\left[X = x, Y \leq \sqrt{\frac{1}{2} - x^2}\right] dx = \\ &= \int_0^a \int_0^{\sqrt{\frac{1}{2}-x^2}} 4xy dy dx \end{aligned}$$

Zadanie 4. Niech X_1, \dots, X_n będą niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym z parametrem 1. Znajdź rozkład $Y = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$. Czy X_n i Y są niezależne?

Mają rozkład wykładniczy, więc funkcja gęstości X_i to

$$f_i(x) = e^{-x} \mathbb{1}_{[0, \infty)}$$

Aby zmienne były niezależne, musimy mieć

$$\mathbb{P}[X_n = x] \mathbb{P}[Y = y] = \mathbb{P}[X_n = x, Y = y]$$

Policzmy najpierw funkcję gęstości Y . Niech k takie, że $X_k = Y$, wtedy:

$$\mathbb{P}[Y = y] = \mathbb{P}[X_k = y] \prod_{i \neq k} \mathbb{P}[X_i \geq y] = e^{-y} \prod_{i \neq k} \int_y^\infty e^{-x} dx = e^{-y} \prod_{i \neq k} e^{-y} = e^{-(n-2)y}$$

k jest tutaj nieważne tak naprawdę.

Jeśli $x = y$, wtedy

$$\mathbb{P}[X_n = x, Y = x] = \mathbb{P}[X_n = x] \prod_{i < n} \mathbb{P}[X_i \geq x] = e^{-x} e^{-(n-1)x} = e^{-(n-2)x}$$

ale

$$\mathbb{P}[X_n = x] \mathbb{P}[Y = x] = e^{-x} e^{-(n-2)x} = e^{-(n-3)x}$$

Zadanie 5. Zmienne losowe X i Y są niezależne. Pokaż, że jeżeli X nie ma atomów, to $P(X = Y) = 0$.

Ponieważ X nie ma atomów, to zbiór $\{x : \mathbb{P}[X = x] > 0\} = \emptyset$.

Szukamy tak naprawdę $\mathbb{P}[X = t, Y = t]$ po wszystkich t . Ponieważ zdarzenia są niezależne, to:

$$\mathbb{P}[X = Y] = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{P}[X = t, Y = t] dt = \int \mathbb{P}[X = t] \mathbb{P}[Y = t] dt = \int 0 dt = 0,$$

gdyż X jest bezatomowa.

Zadanie 6. Zmienne X i Y są niezależne. X ma rozkład jednostajny na przedziale $[0, 1]$, a Y ma rozkład zadany przez $\mathbb{P}[Y = -1] = \frac{1}{3}$, $\mathbb{P}[Y = 2] = \frac{2}{3}$.

(a) Oblicz $\mathbb{P}[3X < Y]$

(b) Wyznacz rozkład zmiennej XY

(a) W dyskretnym rozkładzie (jaki ma Y) dodajemy wartości, więc zrobimy to najpierw, a potem policzymy po X .

$$\mathbb{P}[3X < Y] = \frac{1}{3} \mathbb{P}[3X < -1] + \frac{2}{3} \mathbb{P}[3X < 2] = \int_0^{\frac{2}{3}} \frac{2}{3} dx = \frac{4}{9}$$

(b)

$$\mathbb{P}[XY < t] = \frac{1}{3} \mathbb{P}[X \cdot (-1) < t] + \frac{2}{3} \mathbb{P}[X \cdot 2 < t] = \frac{t}{3}$$

i obcinam nadmiar ponad 1.

Zadanie 7. Pokaż, że zmienne losowe X_1, \dots, X_n o gęstościach f_1, \dots, f_n są niezależne \iff zmienna $X = (X_1, \dots, X_n)$ ma gęstość

$$f(x_1, \dots, x_n) = f_1(x_1) \dots f_n(x_n)$$

$$\text{Niezależne} \iff f(x_1, \dots, x_n) = f_1(x_1) \dots f_n(x_n)$$

\Rightarrow

Nieruch $T_i \subseteq \mathbb{R}$, wtedy z niezależności zmiennych mamy:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}[X_1 \in T_1, \dots, X_n \in T_n] &= \int_{T_1} \dots \int_{T_n} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = \\ &= \int_{T_1} f_1(x_1) dx_1 \dots \int_{T_n} f_n(x_n) dx_n = \mathbb{P}[X_1 \in T_1] \dots \mathbb{P}[X_n \in T_n]\end{aligned}$$

rozpisując krok po kroku:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}[X_1 \in T_1] \dots \mathbb{P}[X_n \in T_n] &= \int_{T_1} f_1(x_1) dx_1 \dots \int_{T_n} f_n(x_n) dx_n = \int_{T_1} f_1(x_1) \int_{T_2} f_2(x_2) dx_2 dx_1 \dots \int_{T_n} f_n(x_n) dx = \\ &= \int_{T_1} \int_{T_2} f_1(x_1) f_2(x_2) dx_2 dx_1 \dots \int_{T_n} f_n(x_n) dx_n = \dots = \int_{T_1} \dots \int_{T_n} f_1(x_1) \dots f_n(x_n) dx_1 \dots dx_n = \\ &= \int_{T_1} \dots \int_{T_n} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = \mathbb{P}\left[X_1 \int T_1, \dots, X_n \in T_n\right]\end{aligned}$$

Ponieważ dzieje się tak dla dowolnych T_i , to funkcje pod całką muszą się równać (prawie wszędzie?). Czyli

$$f(x_1, \dots, x_n) = f_1(x_1) \dots f_n(x_n).$$

\Leftarrow

Wychodzimy z tego, że

$$f(x_1, \dots, x_n) = f_1(x_1) \dots f_n(x_n).$$

Wybierając dowolne $T_i \subseteq \mathbb{R}$ i całkując obie strony dostajemy:

$$\begin{aligned}\int_{T_1} \dots \int_{T_n} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n &= \int_{T_1} \dots \int_{T_n} f_1(x_1) \dots f_n(x_n) dx_1 \dots dx_n = \\ &= \int_{T_1} \dots \int_{T_{n-1}} f_1(x_1) \dots f_{n-1}(x_{n-1}) dx_1 \dots dx_{n-1} \int_{T_n} f_n(x_n) dx_n = \dots \\ &= \int_{T_1} f_1(x_1) dx_1 \dots \int_{T_n} f_n(x_n) dx_n\end{aligned}$$

Prawa strona równania to iloczyn $\mathbb{P}[X_1 \in T_1] \dots \mathbb{P}[X_n \in T_n]$, a lewa to $\mathbb{P}[X_1 \in T_1, \dots, X_n \in T_n]$ i znowu dzieje się tak bez względu na wybór T_i , czyli mamy równość i zmienne są niezależne.

Zadanie 8. Z odcinka $[0, 1]$ losujemy niezależnie w sposób jednostajny liczby X_1, X_2, \dots . Uzasadnij, że z prawdopodobieństwem 1 ciąg $\{X_n\}$ jest gęsty w odcinku $[0, 1]$.

Weźmy sobie dowolną kulę na odcinku $[0, 1]$ o promieniu r i środku x : $B_r(x)$. Prawdopodobieństwo, że ani jedna ze zmiennych w nią trafi wynosi $1 - 2r$ (tutaj $r \leq \frac{1}{2}$). Losujemy niezależnie, więc zmienne są niezależne. Jeśli rozważymy pierwsze n zmiennych, to prawdopodobieństwo, że ani jedna z nich wpadnie w $B_r(x)$ wynosi:

$$\mathbb{P}[X_1 \in B_r(x)^c, X_2 \in B_r(x)^c, \dots, X_n \in B_r(x)^c] = \mathbb{P}[X_1 \in B_r(x)^c] \dots \mathbb{P}[X_n \in B_r(x)^c] = (1 - 2r)^n$$

Chcemy użyć lematu Borela-Cantelliego, więc sprawdzamy sumę:

$$\sum_{n \in \mathbb{N}} (1 - 2r)^n = \frac{1}{1 - (1 - 2r)} = \frac{1}{2r} < \infty$$

czyli z prawdopodobieństwem 1 skończenie wiele zmiennych nie trafi do $B_r(x)$, czyli nieskończenie wiele z nich do $B_r(x)$ trafi. Tak się dzieje dla każdej kuli, więc z prawdopodobieństwem 1 przetniemy dowolną kulę - tworzy się gęsty podzbiór $[0, 1]$.

Zadanie 9. Zmienne losowe X i Y są niezależne i mają rozkłady wykładnicze z parametrami λ i μ odpowiednio. Znajdź rozkład zmiennej losowej $X + Y$.

Co wiemy? Że gęstość X to $f_X(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ gdy $t \geq 0$, a gęstość Y to $f_Y(t) = \mu e^{-\mu t}$ gdy $t \geq 0$. Dalej, wiem że

$$f(t_X, t_Y) = f_X(t_X)f_Y(t_Y)$$

a poszukuję $\mathbb{P}[X + Y = t]$

Skrypt mówi, że sploty is the way (ale miałam nawet ten sam pomysł!). Nie mogę puścić całki aż do ∞ , bo wtedy mi się zeruje e^{t-s} dla $s > t$. Czyli:

$$\mathbb{P}[X + Y = t] = \int_0^t \mathbb{P}[X = a, Y = t - a] da,$$

a w mowie skryptowej:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X + Y = t] &= f_X \star f_Y(t) = \int_0^t f_X(t-s)f_Y(s)ds = \lambda\mu \int_0^t e^{-\lambda(t-s)}e^{-\mu s}ds = \\ &= \lambda\mu e^{-\lambda t} \int_0^t e^{\lambda s - \mu s}ds = \lambda\mu e^{-\lambda t} \int_0^t e^{s(\lambda - \mu)}ds = \frac{\lambda\mu}{\lambda - \mu} [e^{-\lambda t} - e^{-\mu t}] \end{aligned}$$

Zadanie 10. Zmienne losowe X i Y są niezależne i mają rozkład wykładniczy z parametrem 1. Udowodnić, że zmienne $\frac{X}{Y}$ oraz $X + Y$ są niezależne.

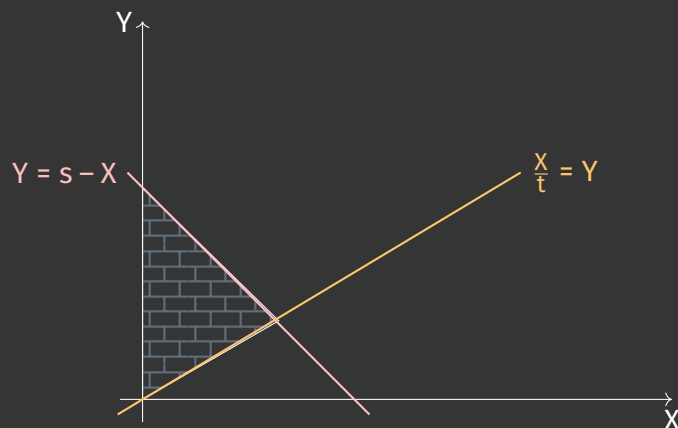
To lecimy od znalezienia rozkładu $\frac{X}{Y}$, potem $X + Y$ i na końcu rozkład $(\frac{X}{Y}, X + Y)$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left[\frac{X}{Y} \leq t\right] &= \mathbb{P}[X \leq tY] = \int_0^\infty \mathbb{P}[X \leq ty, Y = y] dy = \int_0^\infty \int_0^{ty} \mathbb{P}[X = x, Y = y] dx dy = \\ &= \int_0^\infty \int_0^{ty} e^{-x}e^{-y} dx dy = \int_0^\infty e^{-y}[1 - e^{-ty}] dy = 1 - \frac{1}{1+t} = \frac{t}{1+t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X + Y \leq t] &= \int_0^t \mathbb{P}[X + Y = s] ds = \int_0^t \int_0^s \mathbb{P}[X = x, Y = s - x] dx ds = \int_0^t \int_0^s e^{-x}e^{x-s} dx ds = \\ &= \int_0^t \int_0^s e^{-s} dx ds = \int_0^t se^{-s} ds = 1 - e^{-t}(t + 1) \end{aligned}$$

$$\mathbb{P}\left[\frac{X}{Y} \leq t\right] \mathbb{P}[X + Y \leq s] = \frac{t}{1+t} [1 - e^{-s}(1 + s)]$$

$$\begin{aligned} \frac{X}{t} &\leq Y \\ Y &\leq s - X \end{aligned}$$



$$\mathbb{P}\left[\frac{X}{Y} \leq t, X+Y \leq s\right] = \int_0^{\frac{st}{s+1}} e^{-x} \mathbb{P}\left[\frac{x}{t} \leq Y, Y \leq s-x\right] dx = \int_0^{\frac{st}{s+1}} e^{-x} \int_{\frac{x}{t}}^{s-x} e^{-y} dy dx = \frac{t}{t+1} [1 - e^{-s(1+s)}]$$

Zadanie 11. Zmienne losowe X_1, \dots, X_n są niezależne i mają rozkłady Poissona z parametrami λ_i . Pokaż, że $X_1 + \dots + X_n$ ma rozkład Poissona z parametrem $\lambda_1 + \dots + \lambda_n$.

To jest rozkład dyskretny. Gęstość X_i to

$$f_i(k) = \lambda_i^k \frac{e^{-\lambda_i}}{k!}$$

Dowód przez indukcję:

Dla $n = 1$ nie ma co robić, jeśli $n = 2$, to

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X_1 + X_2 = t] &= \sum_{x_1=0}^t \mathbb{P}[X_1 = x_1, X_2 = t - x_1] = \sum_{x_1=0}^t \lambda_1^{x_1} \frac{e^{-\lambda_1}}{x_1!} \lambda_2^{t-x_1} \frac{e^{-\lambda_2}}{(t-x_1)!} = \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}}{t!} \sum_{x_1=0}^t \binom{t}{x_1} \lambda_1^{x_1} \lambda_2^{t-x_1} = (\lambda_1 + \lambda_2)^t \frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}}{t!} \end{aligned}$$

czyli to co chcemy.

Niech $\lambda = \sum \lambda_i$.

$$\mathbb{P}[X_1 + \dots + X_n = t] = \sum_{x_1+\dots+x_n=t} \lambda_1^{x_1} \dots \lambda_n^{x_n} \frac{e^{-\lambda}}{x_1! \dots x_n!} = \frac{e^{-\lambda}}{t!} \sum_{x_1+\dots+x_n=t} \binom{t}{x_1, \dots, x_n} \lambda_1^{x_1} \dots \lambda_n^{x_n} = \frac{e^{-\lambda}}{t!} \lambda^t$$

Zadanie 12. Załóżmy, że X_1 i X_2 są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach odpowiednio $N(m_1, \sigma_1)$ i $N(m_2, \sigma_2)$. Oblicz rozkład zmiennej losowej $X_1 + X_2$.

Funkcja gęstości w rozkładzie normalnym:

$$f_i(x) = \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m_i)^2}{2\sigma_i^2}}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X_1 + X_2 = t] &= \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P}[X_1 = x, X_2 = t - x] dx = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P}[X_1 = x] \mathbb{P}[X_2 = t - x] dx = \\ &= \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m_1)^2}{2\sigma_1^2}} \frac{1}{\sigma_2 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-x-m_2)^2}{2\sigma_2^2}} dx = \\ &= \frac{1}{2\pi \sigma_1 \sigma_2} \int_{\mathbb{R}} \exp \left[-\frac{\sigma_2^2 (x - m_1)^2 + \sigma_1^2 (t - x - m_2)^2}{2\sigma_1^2 \sigma_2^2} \right] dx \end{aligned}$$

O JEZU NIE?

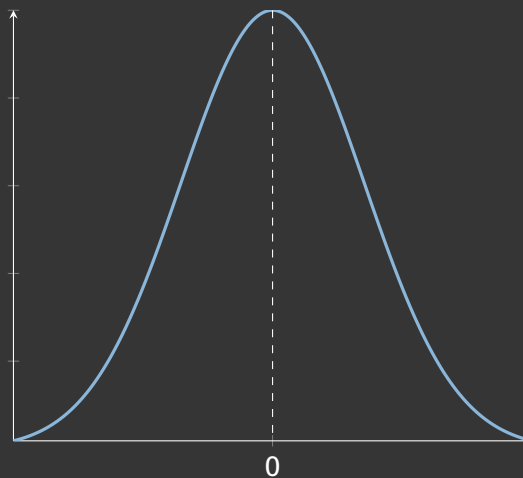
Zadanie 13. Niech $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ będzie ciągiem niezależnych zmiennych losowych o rozkładzie $N(0, 1)$. Uzasadnij, że z prawdopodobieństwem 1 istnieje nieskończenie wiele indeksów n takich, że

$$|X_{2n} - X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n}.$$

Szacujemy prawdopodobieństwo z zadania:

$$\mathbb{P} \left[|X_{2n} - X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n} \right] \geq \mathbb{P} \left[X_1 = 0, -\frac{1}{n} \leq X_{2n} \leq \frac{1}{n} \right] = \int_{-\frac{1}{n}}^{\frac{1}{n}} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

Wykres funkcji $e^{-\frac{x^2}{2}}$ jest dla ujemnych x . W dodatku, funkcja ta jest parzysta.



Czyli możemy oszacować:

$$\int_{-\frac{1}{n}}^{\frac{1}{n}} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \geq \frac{1}{2\pi} \cdot \frac{2}{n} \cdot e^{-\frac{1}{2n^2}} = \frac{1}{n\pi} e^{-\frac{1}{2n^2}}$$

Zmienne zawierające informacje o tym, kiedy $X_{2n} = 0 \wedge |X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n}$ są niezależne (to widać z rozpisania wyżej), więc chcę użyć lematu Borela-Cantellego.

$$\begin{aligned} \sum \mathbb{P} \left[|X_{2n} - X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n} \right] &\geq \sum \mathbb{P} \left[X_{2n} = 0, |X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n} \right] \geq \sum \frac{1}{n\pi} e^{-\frac{1}{2n^2}} \geq \\ &\geq \sum \frac{1}{n\pi} \geq \sum \frac{1}{n} = \infty \end{aligned}$$

No to super! Z prawdopodobieństwem 1 nieskończenie wiele razy zdarzy się, że $X_{2n} = 0$ i $|X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n}$, czyli tym bardziej $|X_{2n} - X_{2n+1}| \leq \frac{1}{n}$ zdarzy się nieskończenie wiele razy z prawdopodobieństwem 1.

Zadanie 14. Niech $\{X_i\}_{i=1,\dots,5}$ będzie ciągiem niezależnych zmiennych losowych.

(a) Czy zmienne losowe $X_1 + X_2$ oraz $X_3 + X_4 X_5$ są niezależne?

(b) Czy zmienne losowe $X_1, X_1 X_2$ są niezależne?

(a) TAK, SĄ NIEZALEŻNE

$$\begin{aligned} \mathbb{P} [X_1 + X_2 = t, X_3 + X_4 X_5 = s] &= \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P} [X_1 = a, X_2 = t - a, X_3 + X_4 X_5 = s] da = \\ &= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P} [X_1 = a, X_2 = t - a, X_3 = b, X_4 X_5 = s - b] dadb = \\ &= \int \int \int \mathbb{P} \left[X_1 = a, X_2 = t - a, X_3 = b, X_4 = c, X_5 = \frac{s-b}{c} \right] dadbdc = \\ &= \int \int \int \mathbb{P} [X_1 = a] \mathbb{P} [X_2 = t - a] \mathbb{P} [X_3 = b] \mathbb{P} [X_4 = c] \mathbb{P} \left[X_5 = \frac{s-b}{c} \right] dadbdc = \\ &= \int \int \mathbb{P} \left[X_3 = b, X_4 = c, X_5 = \frac{s-b}{c} \right] dbdc \int \mathbb{P} [X_1 = a, X_2 = t - a] da = \\ &= \int \mathbb{P} [X_3 = b, X_4 X_5 = s - b] db \mathbb{P} [X_1 + X_2 = t] = \\ &= \mathbb{P} [X_3 + X_4 X_5 = s] \mathbb{P} [X_1 + X_2 = t] \end{aligned}$$

(b) Odp.: WELES JEST CZARNY

Jeśli popatrzymy na zmienne losowe takie, że $\mathbb{P}[X_i = 1] = \frac{1}{2}$, $\mathbb{P}[X_i = -1] = \frac{1}{2}$, to zmienne X_1 i X_1X_2 są faktycznie niezależne:

$$\mathbb{P}[X_1 = 1, X_1X_2 = 1] = \mathbb{P}[X_1 = 1, X_2 = 1] = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{4} + \frac{1}{4} \right) = \mathbb{P}[X_1 = 1] \mathbb{P}[X_1X_2 = 1]$$

$$\mathbb{P}[X_1 = -1, X_1X_2 = 1] = \mathbb{P}[X_1 = -1, X_2 = -1] = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{4} + \frac{1}{4} \right) = \mathbb{P}[X_1 = -1] \mathbb{P}[X_1X_2 = 1]$$

i tak dalej.

Jeśli natomiast popatrzymy na zmienne o rozkładzie wykładniczym z parametrem 1, to mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X_1X_2 = y] &= \int_0^\infty \mathbb{P}\left[X_1 = t, X_2 = \frac{y}{t}\right] dt = \int_0^\infty e^{-t} e^{-b\frac{y}{t}} dt = \\ &= \int_0^\infty e^{-t - \frac{y}{t}} dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X_1 = x, X_1X_2 = y] &= \mathbb{P}\left[X_1 = x, X_2 = \frac{y}{x}\right] = \mathbb{P}[X_1 = x] \mathbb{P}\left[X_2 = \frac{y}{x}\right] = \\ &= e^{-x} e^{-\frac{y}{x}} \end{aligned}$$

Czyli, żeby zmienne były niezależne, musielibyśmy mieć

$$\mathbb{P}[X_1X_2 = y] = e^{-\frac{y}{x}},$$

a my mamy, że

$$\mathbb{P}[X_1X_2 = y] = \int_0^\infty e^{-\frac{x^2+y}{x}} dx \neq e^{-\frac{y}{x}}$$

Czyli tutaj nie są niezależne.