

Statystyczna analiza danych SAD-2020/21

Wykład 3



Rozkład prawdopodobieństwa dyskretnej zmiennej losowej

Podstawowe pojęcia:

Zmienna losowa

- rozkład prawdopodobieństwa dyskretnej zmiennej losowej (skrót: d.z.l.)
- dystrybuanta d.z.l.
- parametry (charakterystyki) liczbowe d.z.l.
 - wartość oczekiwana (średnia) d.z.l.
 - wariancja i odchylenie standardowe d.z.l.



Rozkład prawdopodobieństwa ciągłej zmiennej losowej

Ciągła zmienna losowa (c.z.l.)

- gęstość prawdopodobieństwa i dystrybuanta c.z.l.
- parametry c.z.l. wartość oczekiwana, wariancja, odchylenie standardowe

Własności wartości oczekiwanej i wariancji

Przykłady dyskretnych i ciągłych rozkładów prawdopodobieństwa

- dwupunktowy (Bernoulli'ego), dwumianowy, Poissona, jednostajny
- jednostajny, wykładniczy, normalny



Zmienna losowa X

$$X: S \to (-\infty, \infty)$$

Przykłady.

rzut parą kostek sześciennych:

$$S = \{(i, j) : i, j \in \{1, 2, ..., 6\}\}$$

$$X(s): s = (i,j) \rightarrow i + j$$

rzut monetą: $S = \{0,1\}$, gdzie 0 = orzeł, 1 = reszka

$$X: s \to X(s) = 1 - s$$
 (=liczba orłów)

n - krotne powtórzenie doświadczenia Bernoulli'ego z prawdopodobieństwem sukcesu *p*, (sukces = 1, porażka = 0):

$$S = \{s = (x_1, x_2, ..., x_n) : x_i \in \{0,1\}\}$$

$$X: s = (x_1, x_2, ..., x_n) \to X(s) = \sum_{i=1}^{n} x_i$$
 (liczba sukcesów).

czas obsługi klienta, $S = \{x : 0 \le x \le T\}$

$$|X:x\to X(x)=x|$$
.



Definicja. Zmienną Iosową nazywamy funkcję rzeczywistą, określoną na przestrzeni zdarzeń elementarnych S, taką że dla dowolnego $x \in (-\infty, \infty)$ $\{s \in S : X(s) \le x\}$ jest zdarzeniem.

- Zmienna losowa jest **dyskretna**, jeśli jej zbiór wartości jest przeliczalny (dyskretny): np. { 0, 1, 2,...}, {0, 1, 2, 3 }.
- Zmienna losowa jest **ciągła**, jeśli zakres (zbiór) jej wartości jest nieskończony i nieprzeliczalny ("ciągły"), np. $(-\infty,\infty)$, $[0,\infty)$, [-2,2].



Dyskretne zmienne losowe

Przykład. Niech zmienna losowa X będzie liczbą orłów w trzykrotnym rzucie monetą. Wówczas:

$$S = \{000, 00R, 0R0, R00, RR0, RRR, RRR\}$$

X = 3 2 2 2 1 1 1 0

- Zdarzenia elementarne są **jednakowo prawdopodobne**: moneta symetryczna i rzuty niezależne
- Możemy wyznaczyć prawdopodobieństwa tego, że zmienna losowa przyjmie wartości: 0, 1, 2, 3:



Dyskretne zmienne losowe

X	0	1	2	3
P(X=x)	1/8	$\frac{3}{8}$	3/8	1/8

Notacja: $P(\{s \in S : X(s) = x\}) = P(X = x)$



Dyskretne zmienne losowe

<u>Definicja.</u>

Rozkładem prawdopodobieństwa dyskretnej zmiennej losowej X nazywamy zbiór par uporządkowanych

$$(x, P(X = x))$$
, gdzie x przebiega zakres wartości X

Funkcją prawdopodobieństwa (rozkładu) dyskretnej zmiennej losowej X nazywamy funkcję:

$$p(x) = P(X = x)$$
, gdzie x przebiega zakres wartości X.



Rozkład prawdopodobieństwa d.z.l.

Rozkład prawdopodobieństwa d.z.l. wygodnie jest przedstawić w postaci tabeli

X	x_1	x_2	•••	x_n	•••
p(x)	$p(x_1)$	$p(x_2)$		$p(x_n)$	•••

lub oznaczając $p(x_i) = p_i$. i = 1, 2, ..., n, jako

x_i	x_1	x_2	•••	x_n	•••
p_i	p_1	p_2		p_n	•••



Dyskretne zmienne losowe

Stwierdzenie. Niech $X: S \rightarrow \{x_1, x_2, ...\}$. Wówczas

$$\sum_{i=1}^{\infty} p(x_i) = 1.$$

D. Z definicji funkcji prawdopodobieństwa i aksjomatów prawdopodobieństwa:

$$\sum_{i=1}^{\infty} p(x_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(X = x_i) = P(\bigcup_{i=1}^{\infty} \{s \in S : X(s) = x_i\} = P(S) = 1$$



Dystrybuanta

Dystrybuantą zmiennej losowej *X* nazywamy funkcję:

$$F(x) = P(X \le x), \quad x \in (-\infty, \infty).$$

- $F:(-\infty,\infty) \to [0,1]$ (wartością dystrybuanty są prawdopodobieństwami)
- Dla dyskretnej zmiennej losowej

$$F(x) = \sum_{i: x_i \le x} p(x_i)$$



Wyznaczanie dystrybuanty

Przykład. Trzykrotny rzut monetą:

x	0	1	2	3
p(x)	1/8	3/8	$\frac{3}{8}$	1/8

$$P(X \le 0) = P(X = 0) = 1/8$$

 $P(X \le 1) = P(X = 0) + P(X = 1) = 1/8 + 3/8 = 4/8$
 $P(X \le 2) = P(X \le 1) + P(X = 2) = 4/8 + 3/8 = 7/8$



Wyznaczanie dystrybuanty

• Dla
$$x < 0$$
 $F(x) = P(X \le x) = P(\emptyset) = 0$

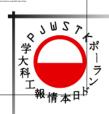
• Dla
$$0 \le x < 1$$
 $F(x) = p(0) = 1/8$

• Dla
$$1 \le x < 2$$
 $F(x) = p(0) + p(1) = 4/8$

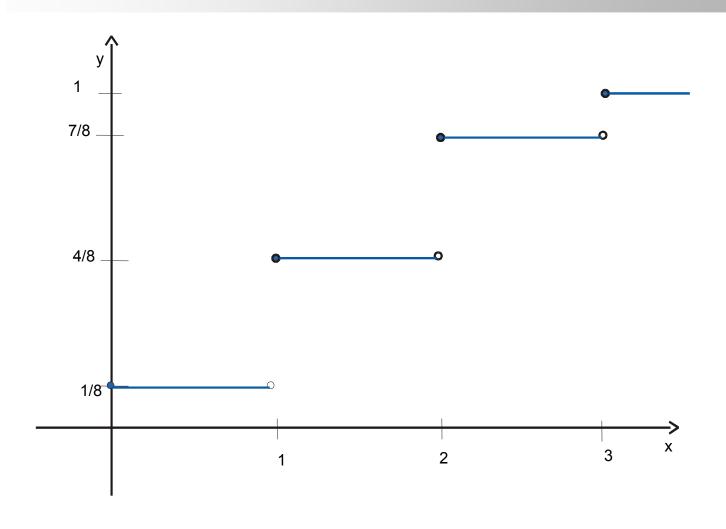
• Dla
$$2 \le x < 3$$
 $F(x) = p(0) + p(1) + p(2) = 7/8$

• Dla
$$x \ge 3$$
 $F(x) = p(0) + p(1) + p(2) + p(3) = 1.$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1/8 & 0 \le x < 1 \\ 4/8 & \text{dla } 1 \le x < 2 \\ 7/8 & 2 \le x < 3 \\ 1 & x \ge 3 \end{cases}$$



Wykres dystrybuanty *F*



Wyznaczanie dystrybuanty d.z.l.

Two Dystrybuanta: $F(x) = P(X \le x), x \in (-\infty, \infty)$

Niech $x_1 < x_2 < x_3 < \cdots < x_{k-1} < x_k$ będą wartościami zmiennej losowej X oraz $P(X = x_j) := p(x_j)$, $p(x_1) + p(x_2) + \cdots + p(x_k) = 1$.



Własności dystrybuanty

$$F(x) = P(X \le x)$$
:

- $0 \le F(x) \le 1$, $x \in (-\infty, \infty)$
- funkcja niemalejąca
- funkcja prawostronnie ciągła

$$F(x) - F(x^{-}) = P(X = x)$$

- $\bullet \quad \lim_{x \to -\infty} F(x) = 0$
- $\bullet \quad \lim_{x \to \infty} F(x) = 1$



Prawdopodobieństwo a dystrybuanta

$$P(a < X \le b) = F(b) - F(a)$$

$$P(a \le X \le b) = F(b) - F(a) + p(a)$$

$$P(a < X < b) = F(b) - F(a) - p(b)$$

$$P(a \le X < b) = F(b) - F(a) + p(a) - p(b)$$



Prawdopodobieństwo a dystrybuanta

$$[a,b] = (a,b] \cup \{a\}$$

$$P(a \le X \le b) = P(a < X \le b) + P(X = a) =$$

$$= F(b) - F(a) + p(a).$$



Wartość oczekiwana (średnia)

<u>Definicja.</u>

Wartością średnią (oczekiwaną) dyskretnej zmiennej losowej X o funkcji prawdopodobieństwa $p(\cdot)$ nazywamy liczbę

$$\mu_X = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p(x_i)$$

gdzie $x_1, x_2,...$ oznaczają wszystkie wartości X.

Notacja: μ_X lub E(X).



Obliczanie wartości oczekiwanej

Przykłady.

$$f(x) = ax + b, \quad Y = f(X) = aX + b,$$

$$\mu_{aX+b} = \sum_{i=1}^{\infty} (ax_i + b) p(x_i) = a\mu_X + b.$$

Wykonujemy niezależne rzuty monetą symetryczną aż do momentu wyrzucenia orła. Niech X oznacza liczbę wykonanych rzutów, $Y = 2^{X-1}$.

$$\sum_{i=1}^{\infty} 2^{i-1} P(X=i) = \sum_{i=1}^{\infty} 2^{i-1} \times \left(\frac{1}{2}\right)^i = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2} = \infty.$$

Wartość średnia nie istnieje.



Obliczanie wartości oczekiwanej

Wygrana na loterii jest zmienną losową X o dystrybuancie:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0, \\ 0,5 & 0 \le x < 100, \\ 0,75 & 100 \le x < 200, \\ 1 & x \ge 200. \end{cases}$$

•
$$P(X = 0) = P(X \le 0) - P(X < 0) = F(0) - F(0^{-}) = 0.5$$

•
$$P(X = 100) = P(X \le 100) - P(X < 100) =$$

 $F(100) - F(100^{-}) = 0.75 - 0.5 = 0.25$



Wartość oczekiwana

•
$$P(X = 200) = P(X \le 200) - P(X < 200) =$$

 $F(200) - F(200^{-}) = 1 - 0.75 = 0.25.$

$$\mu_X = 0 \times 0.5 + 100 \times 0.25 + 200 \times 0.25 = 75.$$

Twierdzenie.

$$\mu_{f(X)} = \sum_{i=1}^{\infty} f(x_i) p(x_i).$$



Wariancja

<u>Definicja.</u> Wariancją dyskretnej zmiennej losowej o funkcji prawdopodobieństwa $p(\cdot)$ nazywamy wielkość

$$\sigma_X^2 = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mu_X)^2 p(x_i).$$

Odchylenie standardowe: $\sigma_X = \sqrt{\sigma_X^2}$

Uwaga.
$$\sigma_X^2 = E(X - \mu_X)^2$$

Interpretacja: wariancja - miara rozproszenia wartości zmiennej losowej względem wartości średniej.



Wariancja

Zadanie. Zmienne losowe *X* i *Y* mają rozkłady jednostajne na zbiorach punktów { - 1, 0, 1 } oraz

{- 2, 0, 2 }. Obliczyć wartości średnie i wariancje zmiennych Xi Y.

$$\mu_X = -1 \times \frac{1}{3} + 0 \times \frac{1}{3} + 1 \times \frac{1}{3} = 0, \quad \mu_Y = 0.$$

$$\sigma_X^2 = (-1 - 0)^2 \times \frac{1}{3} + (0 - 0)^2 \times \frac{1}{3} + (1 - 0)^2 \times \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

$$\sigma_Y^2 = (-2-0)^2 \times \frac{1}{3} + (0-0)^2 \times \frac{1}{3} + (2-0)^2 \times \frac{1}{3} = \frac{8}{3}$$

$$\sigma_Y^2 > \sigma_X^2$$



Własności wariancji i średniej

Twierdzenie.

$$\sigma_X^2 = \mu_{X^2} - (\mu_X)^2$$

$$\sigma_{aX+b}^2 = a^2 \sigma_X^2$$

$$\mu_{aX+b} = a\mu_X + b$$



Przykłady rozkładów dyskretnych

Rozkład dwupunktowy

Zmienna losowa X ma rozkład dwupunktowy, jeśli

$$P(X = x_1) = p$$
, $P(X = x_2) = q$, $q = 1 - p$, $0 .$

Funkcja prawdopodobieństwa:

x	x_1	x_2
p(x)	p	\boldsymbol{q}



Rozkład Bernoulli'ego

Rozkład zero – jedynkowy (rozkład Bernoulli'ego z prawdopodobieństwem sukcesu *p*)

$$P(X = 1) = p$$
, $P(X = 0) = 1 - p = q$

$$\mu_X = 0 \times (1-p) + 1 \times p = p$$

$$\sigma_X^2 = 1^2 \times p + 0^2 \times (1-p) - p^2 = p - p^2 = p \cdot q$$



Dyskretny rozkład jednostajny

Rozkład jednostajny na k punktach: rozkład

zmiennej losowej X o funkcji prawdopodobieństwa:

$$P(X = x_1) = P(X = x_2) = \dots = P(X = x_k) = 1/k$$
.

$$\mu_X = \sum_{i=1}^k x_i \times \frac{1}{k} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k x_i,$$

$$\sigma_X^2 = \sum_{i=1}^k (x_i - \mu_X)^2 \times \frac{1}{k} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (x_i - \mu_X)^2.$$

Przykład: X = liczba oczek w rzucie kostką sześcienną.



Rozkład dwumianowy

Rozkład dwumianowy

Wykonujemy n niezależnych jednakowych doświadczeń Bernoulli'ego z prawdopodobieństwem sukcesu p (w każdym doświadczeniu możliwy sukces z prawdopodo - bieństwem p lub porażka z prawdopodobieństwem 1-p). Funkcja prawdopodobieństwa zmiennej losowej X będącej liczbą sukcesów:

$$P(X = k) = b(k; n, p) = {n \choose k} p^k (1-p)^{n-k}, k = 0,1,...,n.$$

$$\mu_X = np$$
, $\sigma_X^2 = np(1-p)$.



Rozkład dwumianowy

Üzasadnienie:

$$S = \{s = (x_1, ..., x_n) : x_i \in \{0,1\}\},\$$

$$P(\{s\}) = p^{\sum_{i=1}^{n} x_i} \times (1-p)^{(n-\sum_{i=1}^{n} x_i)},$$

$$P(X = k) = P(\{s \in S : \sum_{i=1}^{n} x_i = k\}) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$$

Notacja: $X \sim Bin(n, p)$.

Przykłady: liczba elementów wadliwych spośród *n* wylosowanych z dużej partii towaru o wadliwości *p*, liczba trafień do celu na zawodach sportowych w *n* próbach

Rozkład dwumianowy

Przykład. Urządzenie składa się z 14 identycznych pracujących niezależnie podzespołów. Ulegnie ono awarii, jeśli co najmniej 3 podzespoły będą niesprawne. Prawdopodobieństwo awarii podzespołu wynosi 0,1. Znaleźć prawdopodobieństwo awarii urządzenia.

$$X \sim \text{Bin(14,0.1)}, \quad P(X \ge 3) = 1 - P(X < 3).$$

$$P(X < 3) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) = b(0;14,0.1) + b(1;14,0.1) + b(2;14,0.1) = 0,229 + 0,356 + 0,257 = 0,842$$

$$P(X \ge 3) = 1 - 0,842 = 0,178$$



Rozkład Poissona

Rozkład Poissona

<u>Definicja</u>. Zmienna losowa X ma rozkład Poissona z parametrem $\lambda, \lambda > 0$, jeśli

$$P(X = k) = p(k; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, k = 0,1,2,...$$

Notacja: $X \sim P(\lambda)$

Przykłady: liczba klientów w systemie masowej obsługi, liczba cząstek emitowanych przez substancję radioaktywną, liczba awarii sieci informatycznej w określonym przedziale czasu,



Rozkład Poissona

Twierdzenie.
$$\mu_X = \lambda$$
, $\sigma_X^2 = \lambda$.

$$\mu_X = \lambda$$

$$\sigma_X^2 = \lambda$$
.

Własności rozkładu Poissona;

Niech $n \to \infty$, $p = p_n \to 0$, $np = \lambda > 0$.

Wówczas dla ustalonego k, przy $n \to \infty$

$$b(k; n, p) \rightarrow p(k, \lambda)$$
.



Ciągłe zmienne losowe

<u>Definicja.</u> Zmienną losową X nazywamy **ciągłą** zmienną losową, jeśli istnieje nieujemna funkcja f, zwana **gęstością**, taka że dla dowolnych a, b, $-\infty \le a \le b \le \infty$,

$$P(a \le X \le b) = \int_{a}^{b} f(x) dx.$$



Dystrybuanta c.z.l.

$$P(a \le X \le b) = \int_{a}^{b} f(t)dt$$

• Przyjmując $a = -\infty$, b = x otrzymujemy

$$P(-\infty \le X \le x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt,$$

czyli dystrybuantę znajdujemy na podstawie gęstości

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt, \ x \in (-\infty, \infty)$$



Dystrybuanta i gęstość c.z.l.

• Przyjmując $a=-\infty$, $b=\infty$ otrzymujemy

$$P(-\infty \le X \le \infty) = P(-\infty < X < \infty) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = 1$$

• Przyjmując a = b = c, c – dowolna stała, otrzymujemy

$$P(X=c) = \int_{c}^{c} f(t) dt = 0$$

• Dowolność $a \le b \implies f(x) \ge 0, x \in (-\infty, \infty)$



Dystrybuanta

Definicja. Funkcję
$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(s) ds$$
, $x \in (-\infty, \infty)$,

nazywamy dystrybuantą zmiennej losowej X.

- $F(x) = P(X \le x)$, dla każdego x
- $P(-\infty \le X \le \infty) = P(-\infty < X < \infty) = \int f(s)ds = 1$
- $f(x) \ge 0$, dla każdego x
- P(X=c)=0, dla każdej stałej c



Dystrybuanta

Stwierdzenie. Dla ciągłej zmiennej losowej o dystrybuancie *F* zachodzi

$$P(a < X < b) = P(a < X \le b) = P(a \le X < b) =$$

$$= P(a \le X \le b) = F(b) - F(a).$$

D. P(X = b) = P(X = a) = 0. Zatem dołączenie lub usunięcie brzegu przedziału nie wpływa na wartość prawdopodobieństwa, np.

$$[a,b] = (a,b) \cup \{a\} \cup \{b\},\$$

$$P(a \le X \le b) = P(a < X < b) + P(X = a) + P(X = b),\$$



Dystrybuanta a gęstość

$$F(b) - F(a) = P(a < X < b)$$
.

Twierdzenie. Jeśli gęstość zmiennej losowej **X** jest funkcją ciągłą, to dla każdego x zachodzi

$$F'(x) = f(x)$$
.

$$\underline{\mathbf{D}}. \qquad F'(x) = \frac{d}{dx} \int_{-\infty}^{x} f(s) ds = f(x).$$



Gęstość prawdopodobieństwa

<u>Definicja.</u> Funkcja $f(x), x \in (-\infty, \infty)$, spełniająca warunki:

$$f(x) \ge 0, x \in (-\infty, \infty),$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1,$$

nazywana jest gęstością.



Gęstość prawdopodobieństwa

Definicja. Funkcja $f(x), x \in (-\infty, \infty)$, spełniająca warunki:

$$f(x) \ge 0, x \in (-\infty, \infty),$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1,$$

nazywana jest gęstością.

$$P(X \in [a,b]) = \int_{a}^{b} f(x) dx$$



Charakterystyki liczbowe c.z.l.

Wskaźniki położenia i rozproszenia dla ciągłych zmiennych losowych

<u>Definicja.</u> Wartością średnią (oczekiwaną) ciągłej zmiennej losowej *X* mającej gęstość *f* nazywamy liczbę

$$\mu_X = \int_{-\infty}^{\infty} sf(s)ds$$



Charakterystyki liczbowe c.z.l.

Wartością oczekiwaną zmiennej losowej g(X) nazywamy liczbę

$$\mu_{g(X)} = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx$$

Np.

$$\mu_{X^2} = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx$$



Charakterystyki liczbowe c.z.l.

Definicja. **Wariancją** ciągłej zmiennej losowej *X* o gęstości *f* nazywamy liczbę

$$\sigma_X^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (s - \mu_X)^2 f(s) ds$$

Odchylenie standardowe:

$$\sigma_X = \sqrt{\sigma_X^2}$$

Uwaga. Z definicji wariancji oraz wartości oczekiwanej funkcji zmiennej losowej

$$\left|\sigma_X^2 = E(X - \mu_X)^2\right|$$



Własności wartości średniej i wariancji

Twierdzenie. Jeśli ciągła zmienna losowa ma wariancję, to dla dowolnych liczb *a*, *b* zachodzą wzory

$$\mu_{aX+b} = a\mu_X + b$$

$$\sigma_{aX+b}^2 = a^2 \sigma_X^2$$

$$\sigma_X^2 = \mu_{X^2} - (\mu_X)^2.$$

Powyższe wzory wynikają z własności (liniowości) całki.

Notacja:
$$\mu_X = E(X)$$
, $\sigma_X^2 = Var(X)$



Standaryzacja zmiennej losowej

Stwierdzenie. (standaryzacja)

Jeśli zmienna losowa X ma wartość średnią $|\mu_X|$ oraz wariancję $|\sigma_X^2|$, to <u>standaryzowana zmienna losowa</u>

$$Z:=\frac{X-\mu_X}{\sigma_X}$$

ma wartość średnią 0 i wariancję 1.



Standaryzacja zmiennej losowej

$$\mathbf{\underline{D}}. \qquad \mu_Z = E(\frac{X - \mu_X}{\sigma_X}) = E\left(\frac{1}{\sigma_X} \cdot X - \frac{\mu_X}{\sigma_X}\right) =$$

$$= \frac{1}{\sigma_X} E(X) - \frac{\mu_X}{\sigma_X} = 0$$

$$\sigma_Z^2 = E(\frac{X - \mu_X}{\sigma_X})^2 = \left(\frac{1}{\sigma_X}\right)^2 \times E(X - \mu_X)^2 = 1.$$



Ciągłe zmienne losowe - przykłady

Zmienna losowa X ma rozkład jednostajny na przedziale [a,b], jeśli ma gęstość:

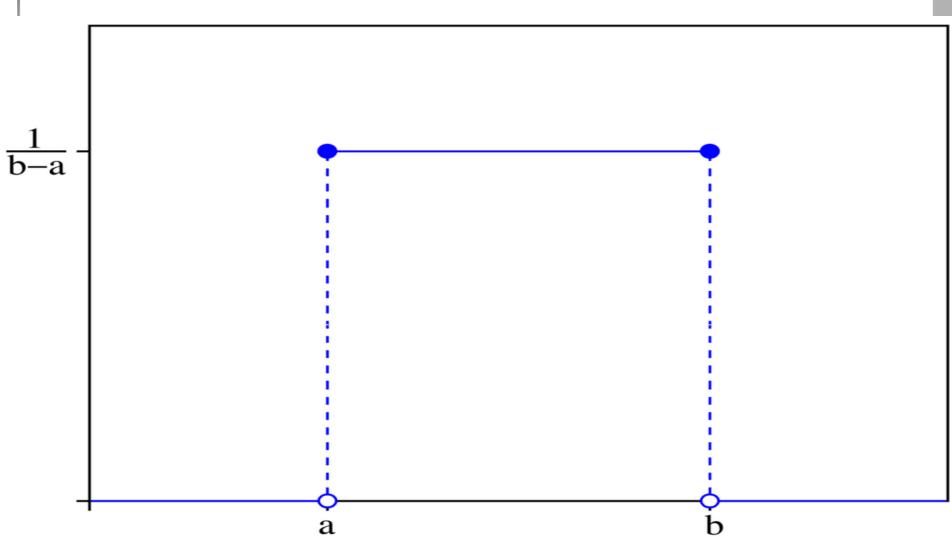
$$f(x) = \begin{cases} 1/(b-a) & x \in [a,b] \\ 0 & x \notin [a,b] \end{cases}$$

$$\mu_X = \frac{a+b}{2}, \qquad \sigma_X^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$$

Notacja: $X \sim U(a, b)$.



Wykres gęstości rozkładu U(a,b)





Dystrybuanta rozkładu U(a,b)

1) Niech x < a.

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt = \int_{-\infty}^{x} 0 dt = 0$$

2) Niech $a \le x \le b$.

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt = \int_{-\infty}^{a} 0 dt + \int_{a}^{x} \frac{1}{b-a} dt =$$

$$= \frac{1}{b-a} [t]_{a}^{x} = \frac{1}{b-a} (x-a) = \frac{1}{b-a} \cdot x - \frac{a}{b-a}$$

3) Niech x > b.

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt = \int_{-\infty}^{a} 0 dt + \int_{a}^{b} \frac{1}{b-a} dt + \int_{b}^{x} 0 dt = 1$$



Dystrybuanta rozkładu U(a,b)

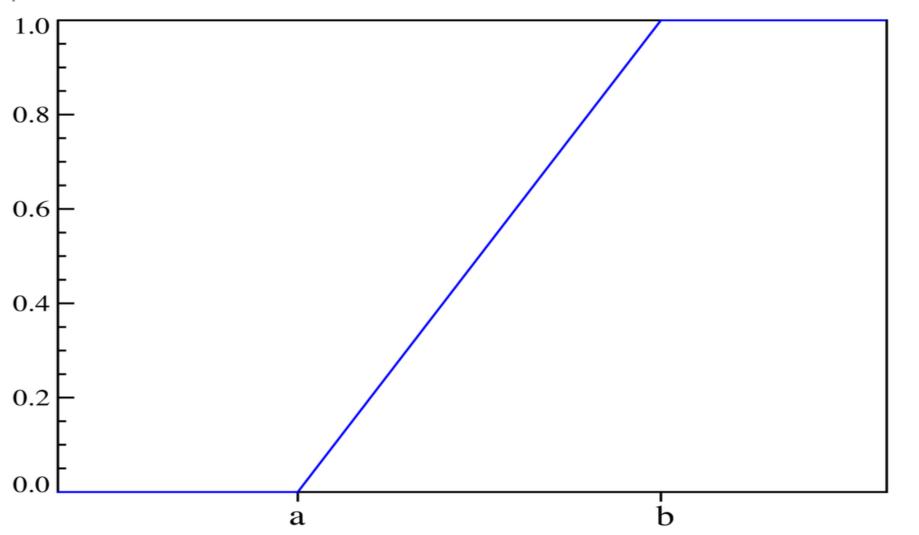
Ostatecznie możemy zapisać dystrybuantę zmiennej losowej o rozkładzie jednostajnym na przedziale [a,b] w postaci

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{1}{b-a} \cdot x - \frac{a}{b-a}, & a \le x \le b \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

Jej wykres jest przedstawiony na kolejnym slajdzie.



Dystrybuanta rozkładu jednostajnego





Ciągłe zmienne losowe - PRZYKŁADY

Zmienna losowa o rozkładzie wykładniczym

Niech X_t ma rozkład Poissona $P(\lambda t)$ (liczba zdarzeń w przedziale czasu [0,t]). Wówczas **czas oczekiwania** na zdarzenie jest zmienną losową T, taką że

$$P(T > t) = P(X_t = 0) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^0}{0!} = e^{-\lambda t}$$
, dla $t \ge 0$.

Zmienna losowa *T* ma dystrybuantę

$$F(t) = 1 - P(T > t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ 1 - e^{-\lambda t} & \text{dla} \end{cases}$$

$$t \ge 0$$



Ciągłe zmienne losowe

Zmienna losowa ma rozkład <u>wykładniczy z parametrem λ </u>,

 $\lambda > 0$, jeśli ma gęstość f(t) = F'(t):

$$f(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ \lambda e^{-\lambda t} & \text{dla} & t \ge 0 \end{cases}.$$

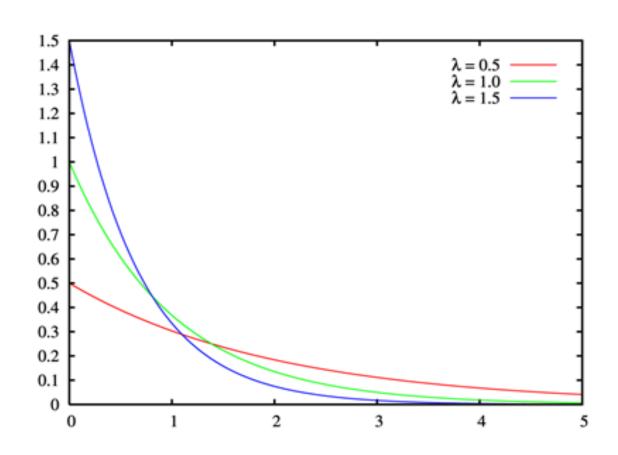
$$\mu_T = \int_{0}^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$$

$$\sigma_T^2 = \mu_{T^2} - (\mu_T)^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 = \frac{1}{\lambda^2}.$$

Notacja: $X \sim exp(\lambda)$

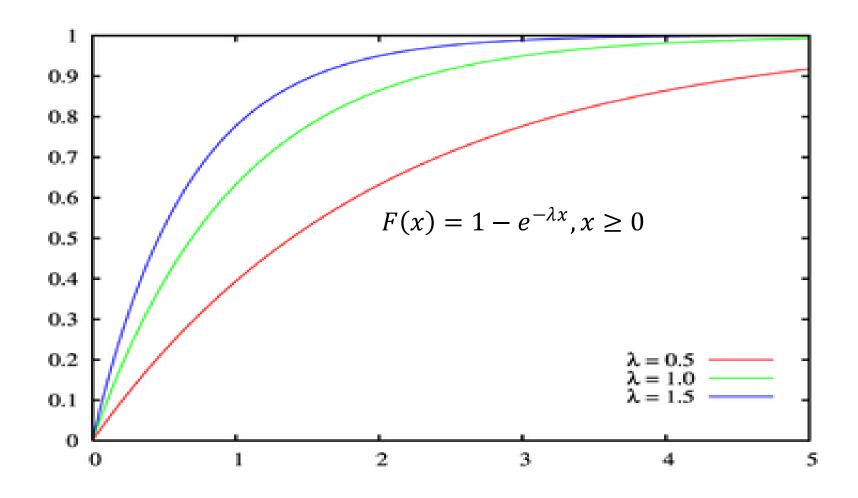


Gęstości rozkładu wykładniczego



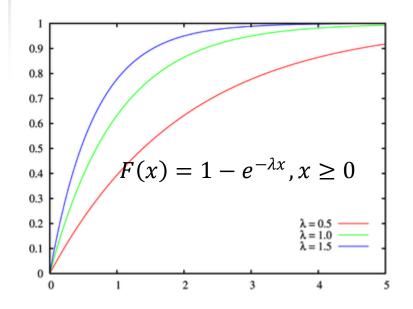


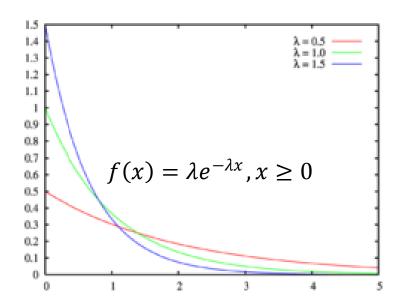
Wykresy dystrybuant r. $Exp(\lambda)$





Dystrybuanta i gęstość r. wykł.







Ciągłe zmienne losowe

Zmienna losowa \boldsymbol{X} ma rozkład **normalny z parametrami** μ , $\sigma > 0$, jeśli ma gęstość

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2},$$

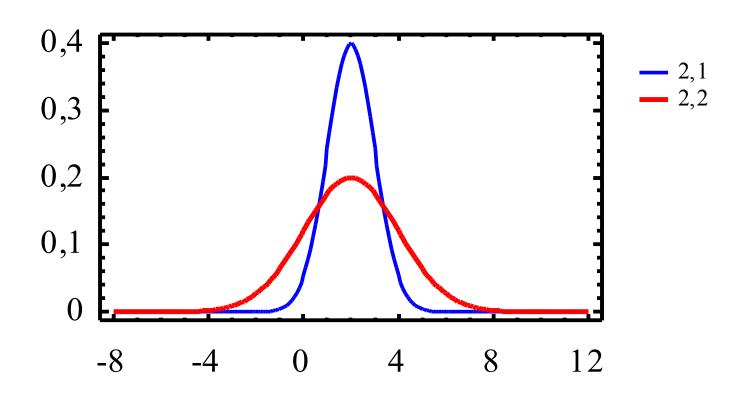
$$-\infty < x < \infty,$$

$$\mu_X = \mu, \qquad \sigma_X = \sigma$$

Notacja: $X \sim N(\mu, \sigma)$.

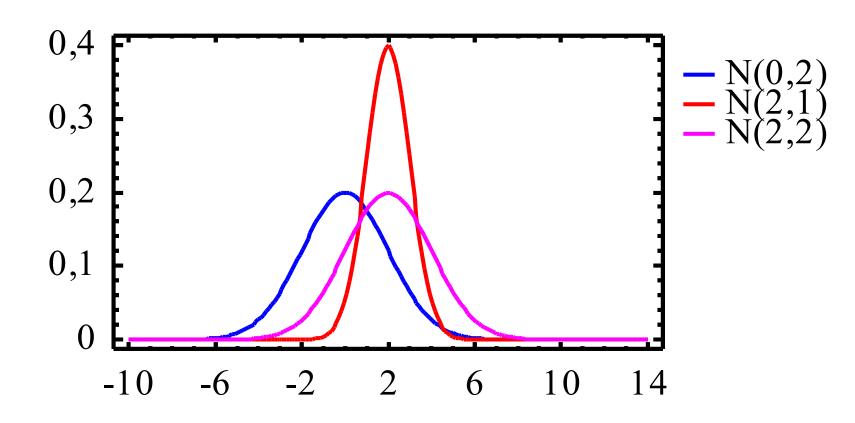
Wykresy gęstości normalnych

F(2) = F(2) = 0.5, bo wykres gęstości symetryczny względem prostej x=2, a pole pod wykresem gęstości po całej prostej wynosi 1.



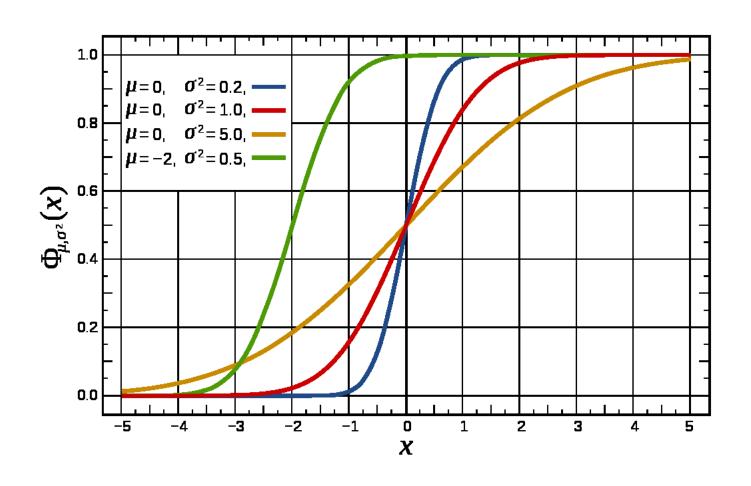


Wykresy gęstości normalnych





Wykresy dystrybuant rozkładu normalnego





Własności zmiennej losowej o rozkładzie normalnym

Twierdzenie. Niech

$$X \sim N(\mu, \sigma), \qquad Z = \frac{X - \mu}{\sigma}.$$

Wówczas

$$\sim Z \sim N(0,1)$$

$$\bullet \quad \mu_X = \mu, \quad \sigma_X^2 = \sigma^2$$



Wyznaczanie dystrybuanty r. $N(\mu, \sigma)$

Wniosek. Niech $X \sim N(\mu, \sigma)$, niech a < b. Niech $Z \sim N(0,1)$, $\Phi(z) = P(Z \le z), z \in (-\infty, \infty)$ oznacza dystrybuantę standardowego rozkładu normalnego Dystrybuantę zmiennej losowej X znajdujemy przy pomocy dystrybuanty zmiennej losowej Z.

$$P(X \le x) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \le \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = P\left(Z \le \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

Stąd

$$P(a \le X \le b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$$



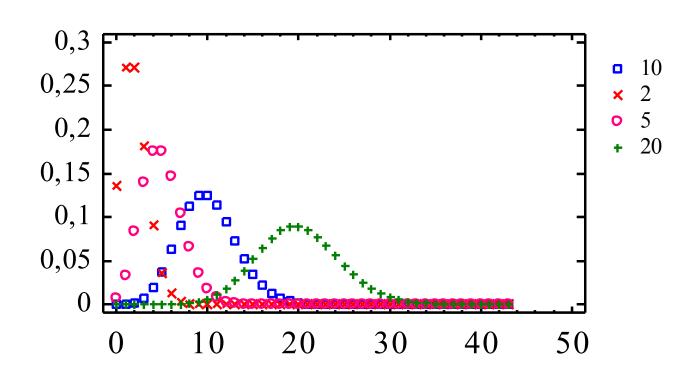
Rozkład Poissona a rozkład normalny

Jeśli $X \sim P(\lambda)$ dla dużego λ , to rozkład standaryzowanej zmiennej $(X - \lambda)/\sqrt{\lambda}$ jest w przybliżeniu normalny, tzn. $P((X - \lambda)/\sqrt{\lambda} \le z) \approx \Phi(z)$, dla dowolnego z. Zatem **dystrybuanta zmiennej losowej** X **jest bliska dystrybuancie** zmiennej losowej o rozkładzie $N(\lambda, \sqrt{\lambda})$,

a funkcje prawdopodobieństwa są bliskie wartościom funkcji gęstości rozkładu normalnego
$$N(\lambda,\sqrt{\lambda})$$
, co ilustruje rysunek:



Rozkład Poissona





Rozkład Poissona a rozkład normalny

Przykład. Liczba awarii sprzętu komputerowego supermarketu w ciągu miesiąca jest zmienną losową *X* o rozkładzie Poissona o średniej 36. Jakie jest prawdopodobieństwo, że w ciągu miesiąca będzie co najwyżej 30 awarii ?

$$P(X \le 30) = P(\frac{X - 36}{\sqrt{36}} \le \frac{30 - 36}{\sqrt{36}}) = P(Z \le -1) \cong \Phi(-1) = 0,1587,$$

gdzie $\Phi(z), z \in (-\infty, \infty)$, jest dystrybuantą rozkładu N(0,1).



Wariancja – miara rozrzutu z.l.

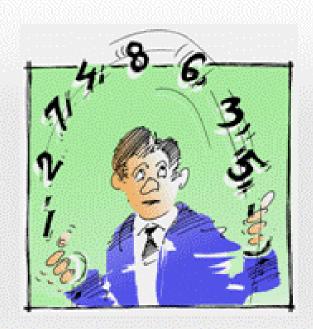
Nierówność Czebyszewa

Twierdzenie. Niech zmienna losowa ${\it X}$ ma wartość średnią μ oraz wariancję σ^2 . Wówczas

$$|P(|X-\mu|\geq\varepsilon)\leq\frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}|$$

dla dowolnego $\varepsilon > 0$.





Dziękuję za uwagę