



Komputerowa analiza danych doświadczalnych

Wykład 2
6.03.2020

dr inż. Łukasz Graczykowski
lukasz.graczykowski@pw.edu.pl

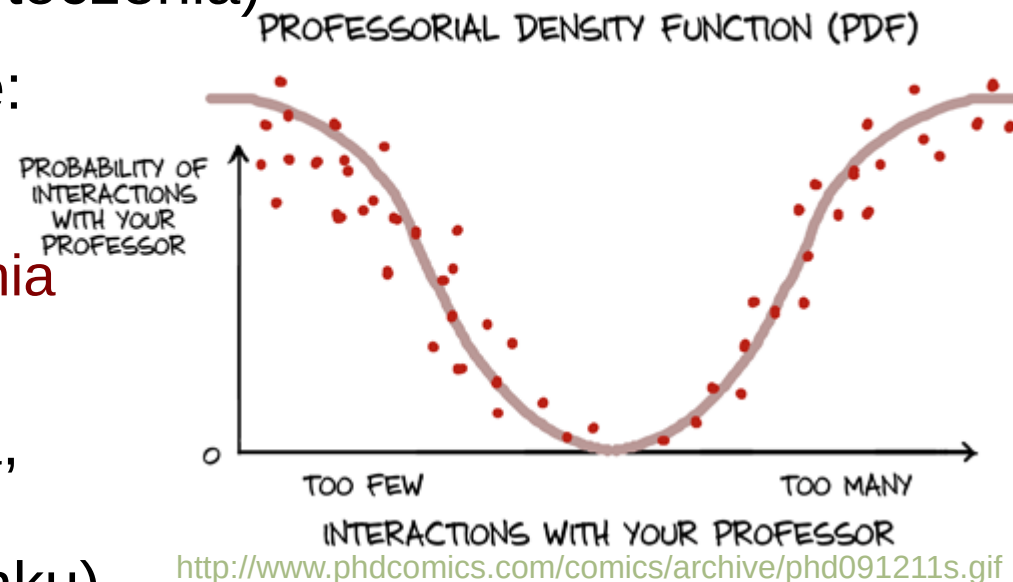
Semestr letni 2019/2020



Zmienne losowe, jednowymiarowe rozkłady zmiennych losowych

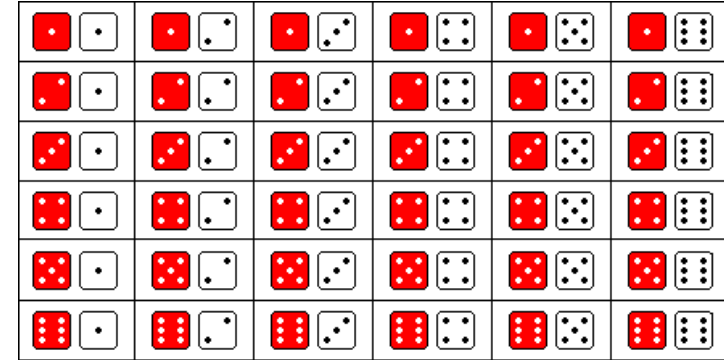
Pomiar jako zdarzenie losowe

- Wyniki kolejnych pomiarów jakiegoś zjawiska, niezależnie od tego jak bardzo byśmy się starali przestrzegać procedury pomiarowej, będą różne (raz mniejsze, raz większe) – oczywiście zakładając wysoką precyzję przyrządu pomiarowego (patrz Wykład 1)
- Może to wynikać zarówno ze **statystycznego charakteru badanego zjawiska** (np. rozpad promieniotwórczy) jak i **niedokładności przyrządów badawczych** oraz **innych czynników** (np. zmienne warunki otoczenia)
- Z powyższego możemy założyć, że:
 - **pomiar jest zdarzeniem losowym**
 - **wynik pomiaru** (realizacja zdarzenia losowego) **jest zmienną losową**
- Uwzględniając powyższe założenia, wnioski na temat pomiaru możemy określać przy pomocy teorii (rachunku) prawdopodobieństwa



Typy i rodzaje zmiennych losowych

- **Zmienna losowa** – funkcja przypisująca liczby rzeczywiste zdarzeniom elementarnym (np. wynik rzutu 2 kostkami – suma liczb na kostce)



<https://mosaicprojects.files.wordpress.com/2013/01/diceposs.gif>

- Typy zmiennych losowych:
 - jednowymiarowe (dzisiejszy wykład)
 - dwuwymiarowe
 - ...
 - n-wymiarowe
- Rodzaje zmiennych losowych
 - dyskretne (lub skokowe)
 - ciągłe
- Oznaczenie: X , Y , ...

Rozkład i dystrybuanta zmiennej losowej

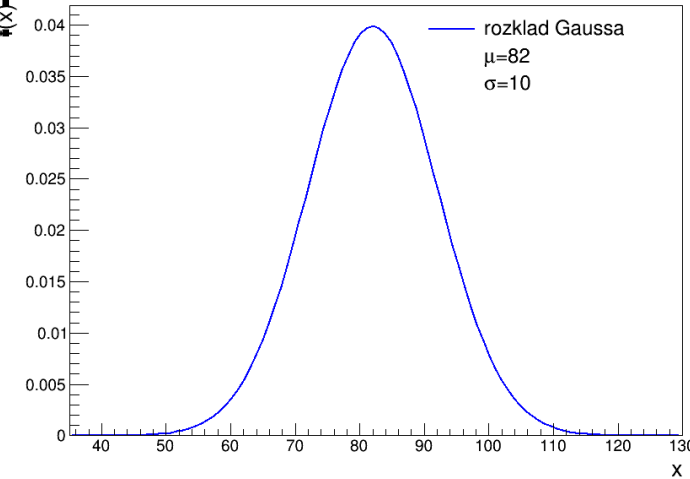
- **Rozkład (gęstość) prawdopodobieństwa** (*ang. probability distribution function, density*) – funkcja przypisująca zmiennym losowym (np. zmiennej X) prawdopodobieństwo uzyskania danej wartości zmiennej losowej (np. wartości x):

$$f(x) = P(X = x)$$

- rozkład prawdopodob. jest unormowany

- rozkład ciągły: $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

- rozkład dyskretny: $\sum_{i=1}^{\infty} P(X = x_i) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$

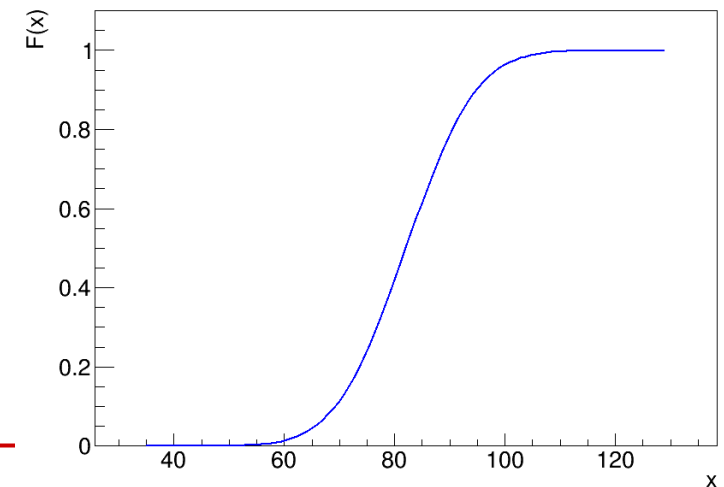


- **Dystrybuanta** (*ang. cumulative distribution function*) – funkcja określająca prawdopodobieństwo tego, że zmienna losowa X przyjmie wartość mniejszą bądź równą x :

$$F(x) = P(X \leq x) = P((-\infty; x])$$

- rozkład ciągły: $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x') dx'$

- rozkład dyskretny: $F(x) = \sum_{i: x_i \leq x} P(X = x_i)$



Własności dystrybuanty

- Własności dystrybuanty:

- funkcja niemalejąca

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$$

- jeżeli dystrybuanta $F(x)$ jest ciągła oraz ma 1-szą pochodną:

$$F'(x) = \frac{dF(x)}{dx} = f(x)$$

- prawdopodobieństwa:

$$P(x \leq a) = \int_{-\infty}^a f(x) dx = F(a)$$

$$P(a \leq x \leq b) = \int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a)$$

Rozkład i dystrybuanta - przykłady

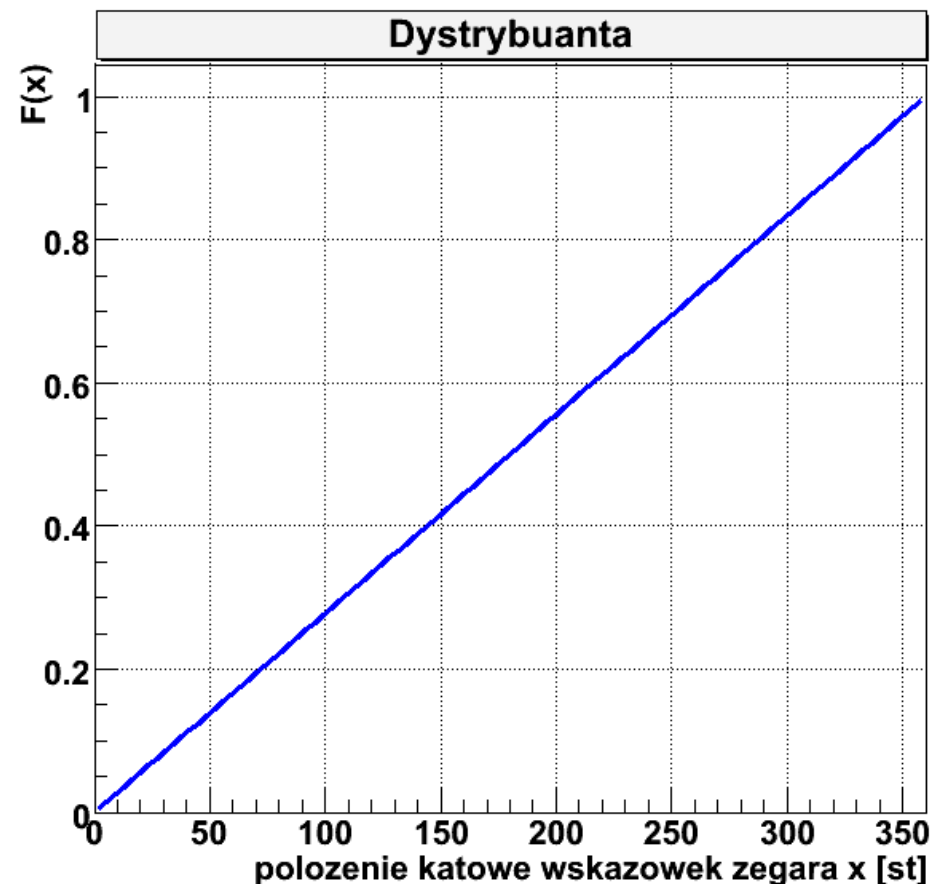
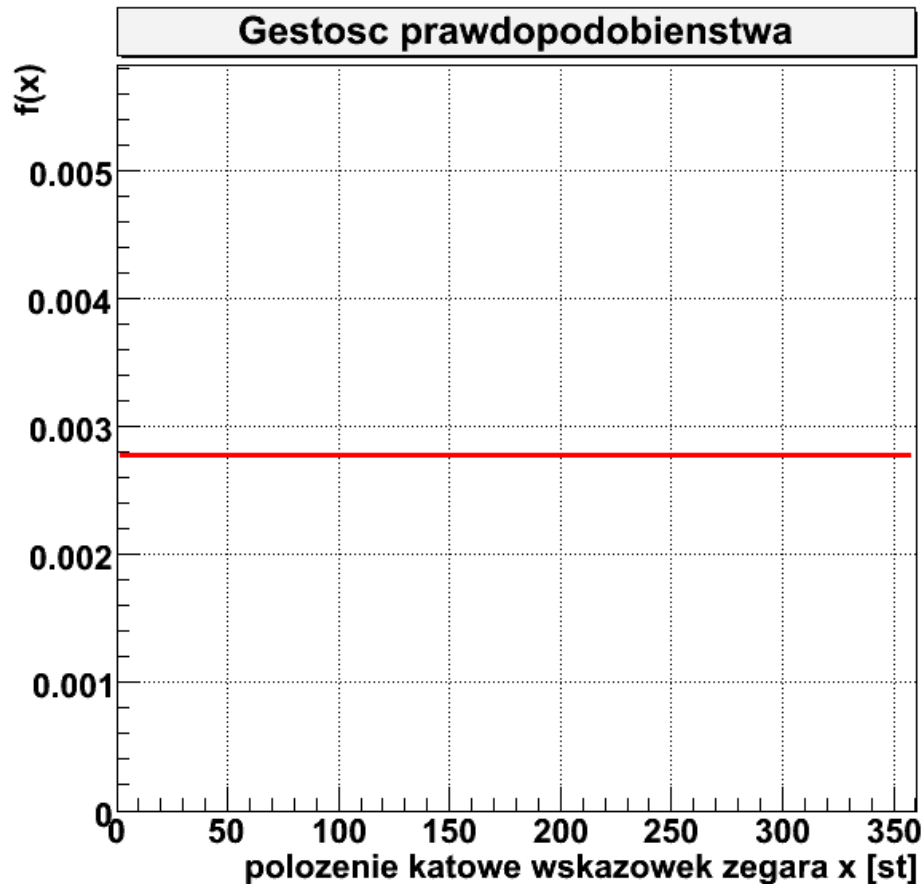
- Rozkład położenia kąтового wskazówki zegara (rozkład jednorodny, lub jednostajny) – zmienna losowa ciągła:

$$f(x) = \frac{1}{360}; x \in \langle 0; 360 \rangle$$

$$f(x) = 0; x \in \mathbb{R} \setminus \langle 0; 360 \rangle$$

$$F(x) = 0; x < 0 \quad F(x) = 1; x > 360$$

$$F(x) = \int_0^x f(x') dx' = \frac{1}{360} x, x \in \langle 0; 360 \rangle$$



Rozkład i dystrybuanta - przykłady

- Rozkład normalny (rozkład Gaussa) – zmienna losowa ciągła:

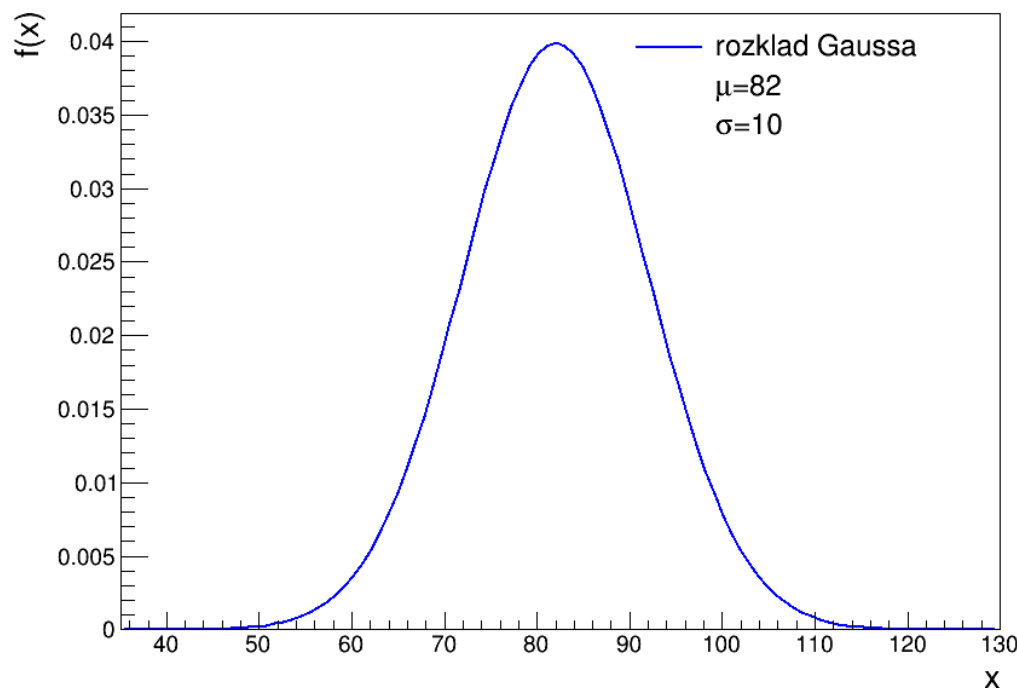
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), x \in \mathbb{R}$$

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(\frac{-(x'-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx'$$

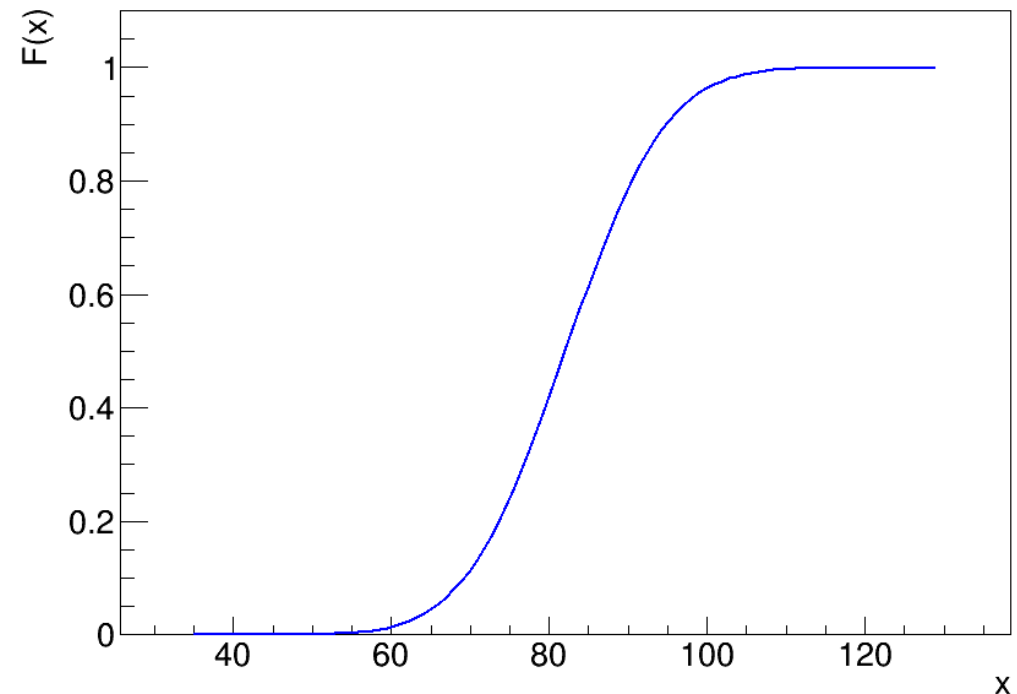
$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0 \quad \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$$

Dystrybuanta rozkładu normalnego
nie ma postaci analitycznej

Rozkład (funkcja gęstości)



Dystrybuanta

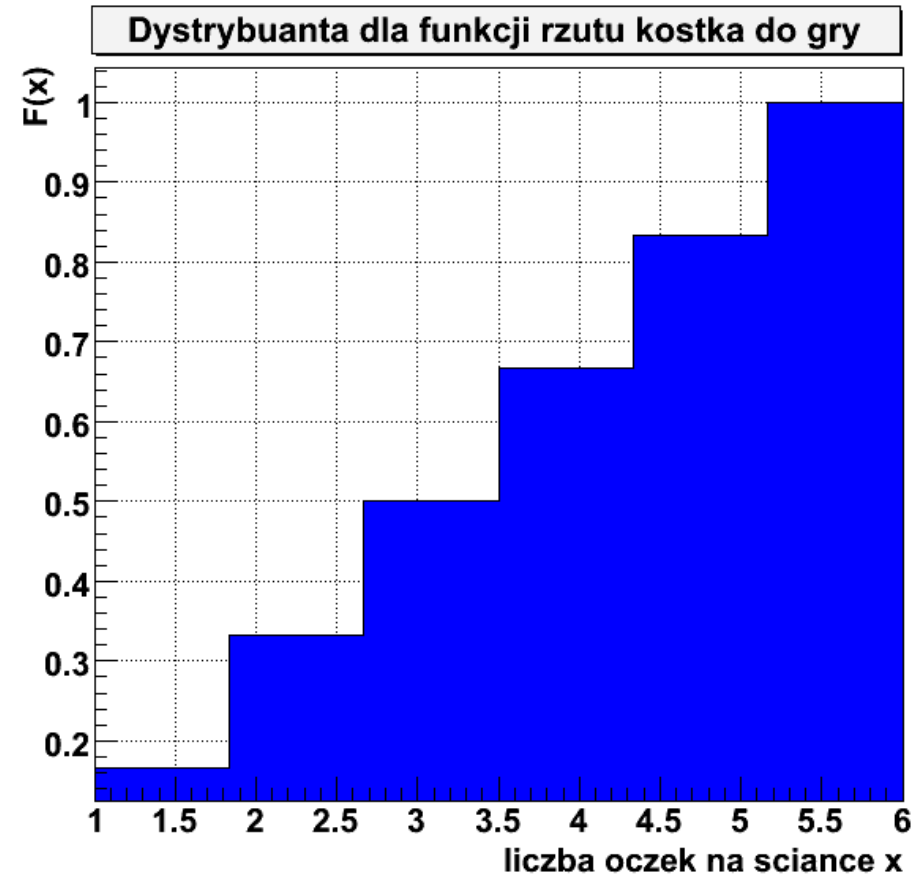
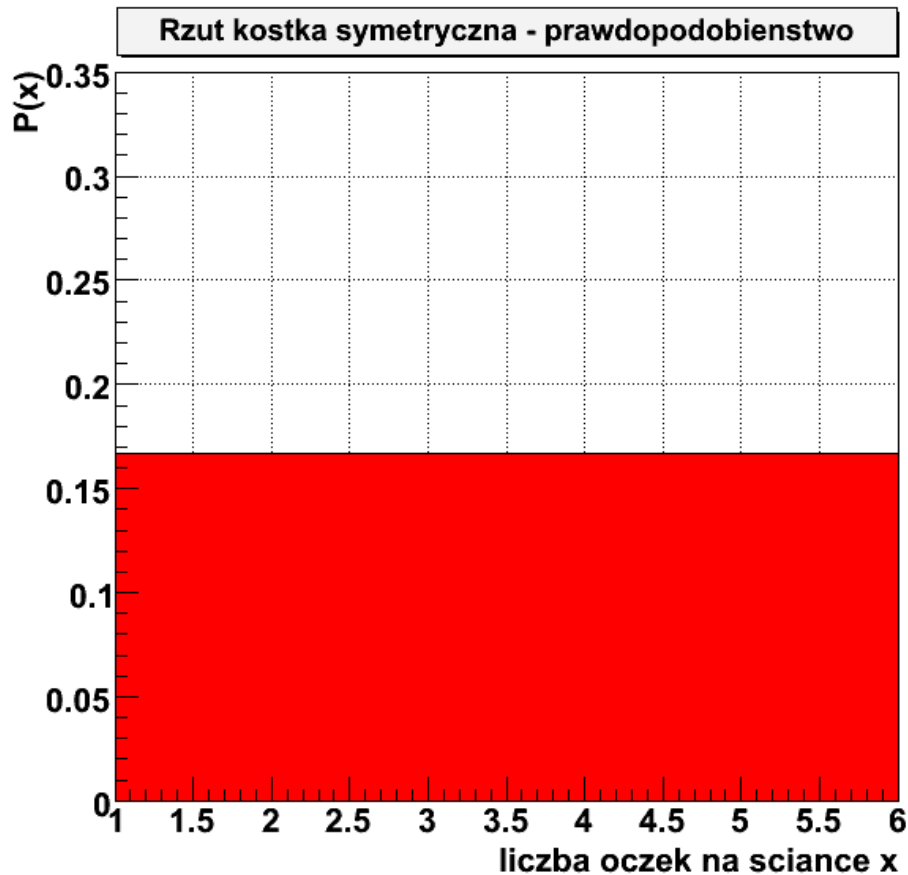


Rozkład i dystrybuanta - przykłady

- Rzut kostką – zmienna losowa dyskretna:

$$P(X=x_i) = P(x_i) = \frac{1}{6}, i = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$$F(x_i) = \frac{1}{6}i, i = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$



Rozkład i dystrybuanta - przykłady

The **NEW ENGLAND**
JOURNAL of MEDICINE

ESTABLISHED IN 1812

OCTOBER 16, 2014

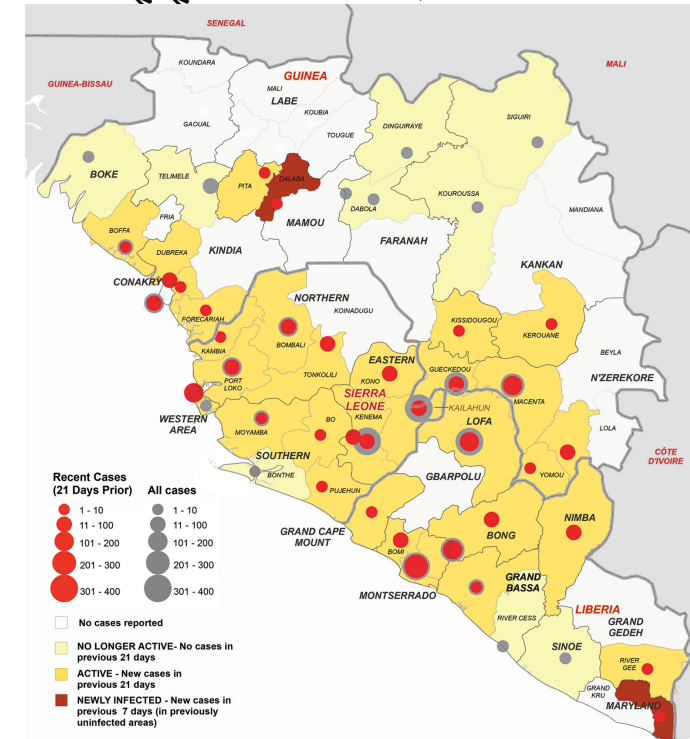
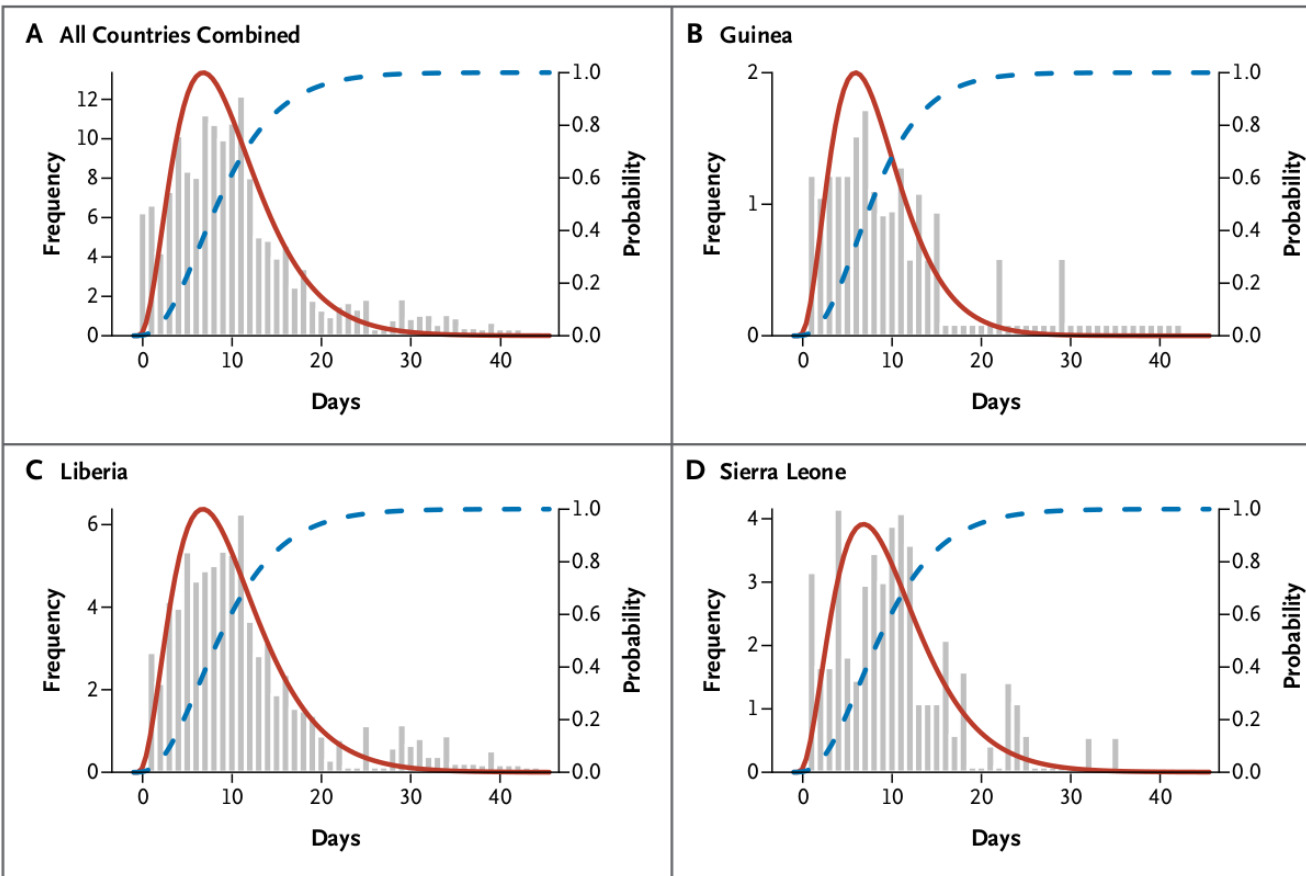
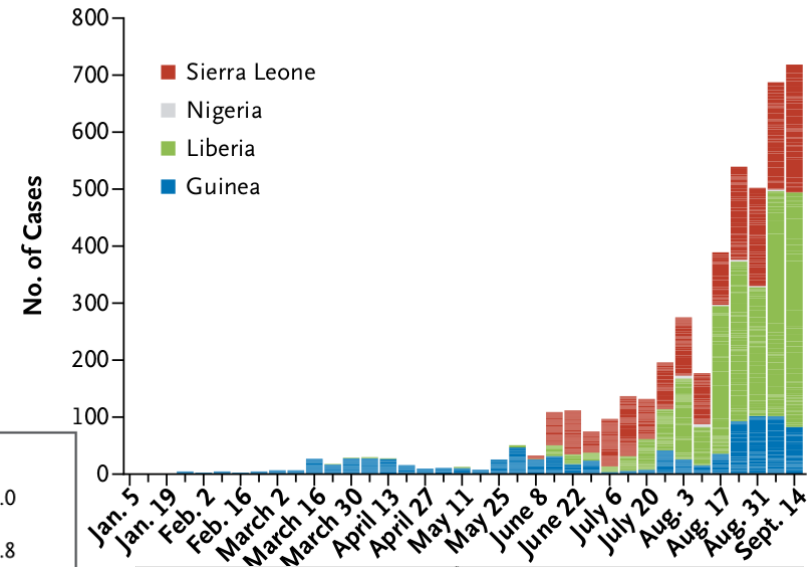
VOL. 371 NO. 16

Ebola Virus Disease in West Africa — The First 9 Months of the Epidemic and Forward Projections

WHO Ebola Response Team*

Ebola

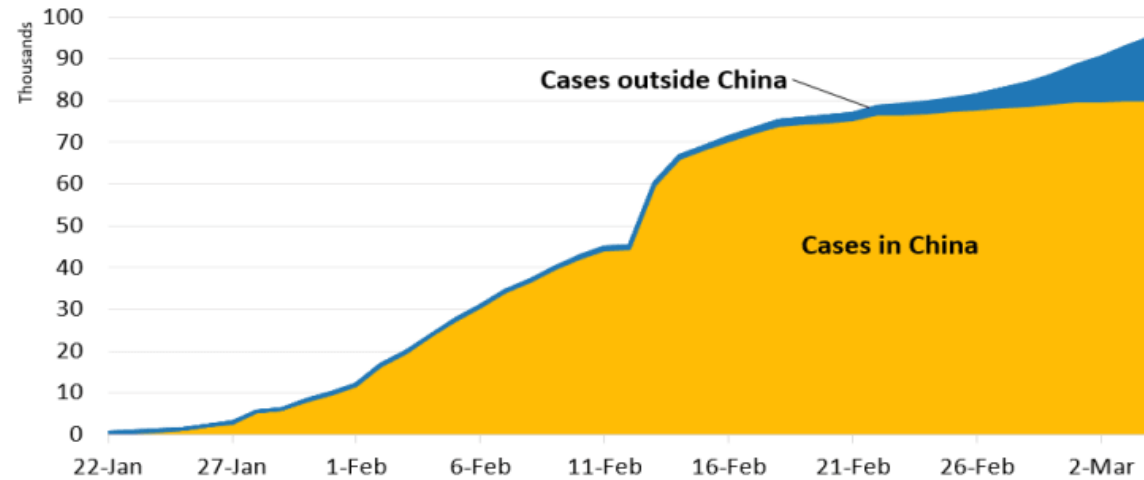
A West Africa



Rozkład i dystrybuanta - przykłady

Global spread of coronavirus

The vast majority of confirmed cases have been in China

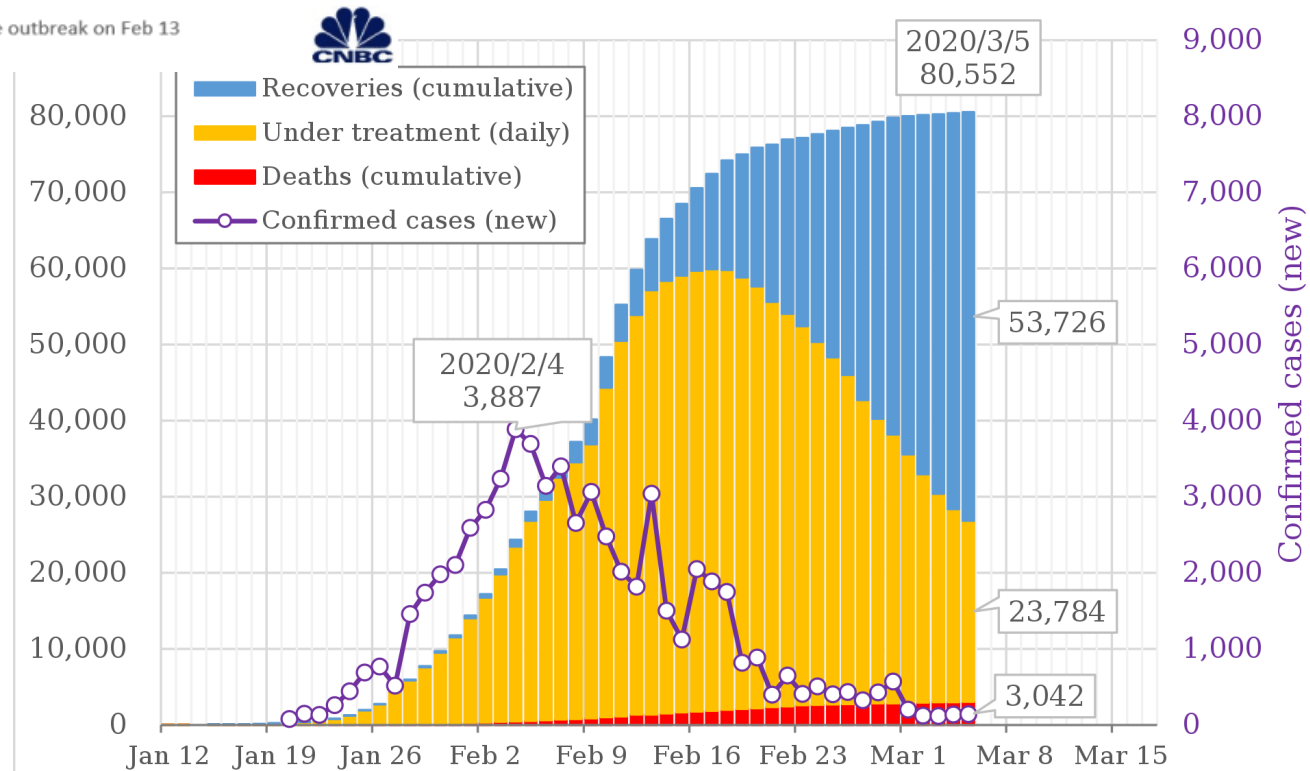


<https://image.cnbcfm.com/api/v1/image/106369525-1583369099613covid-global.png?v=1583369006&w=1910>

**Koronawirus
SARS-CoV-2**

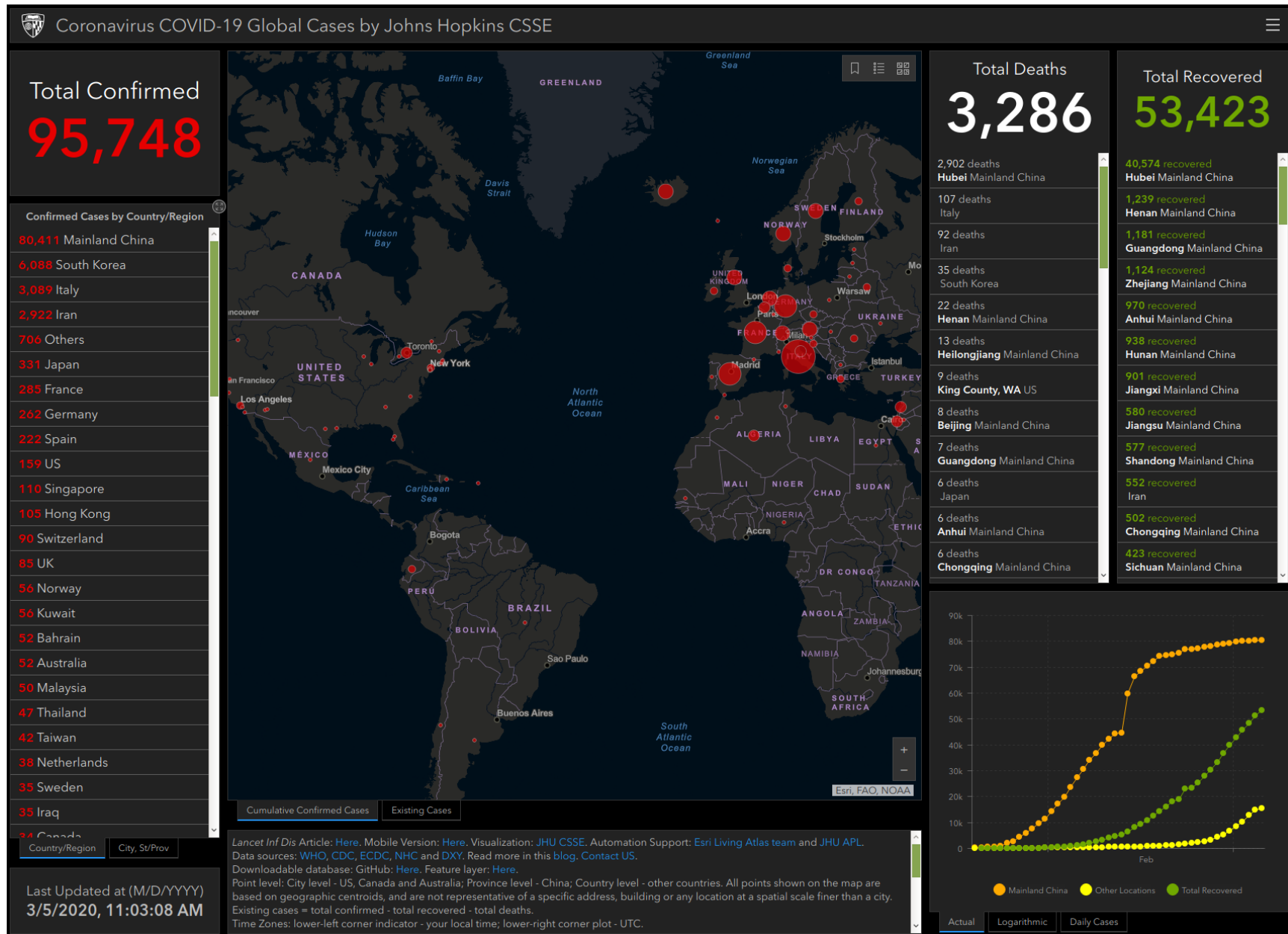
SOURCE: Johns Hopkins University. *Chinese officials changed the way they track the outbreak on Feb 13

2020 coronavirus cases in China



https://en.wikipedia.org/wiki/2019%E2%80%9320_coronavirus_outbreak#/media/File:2020_coronavirus_patients_in_China.svg

Rozkład i dystrybuanta - przykłady



<https://www.arcgis.com/apps/opstdashboard/index.html#/bda7594740fd40299423467b48e9ecf6>

Funkcje zmiennej losowej, wartość oczek.

- Jeżeli Y jest funkcją zmiennej losowej X , to Y również jest zmienną losową (ze swoim rozkładem i dystrybuantą):

$$Y = H(X)$$

- **Wartość oczekiwana (średnia, przeciętna)** (*ang. mean value*) – suma wszystkich możliwych wartości x_i zmiennej X , przemnożonych przez ich prawdopodobieństwa:

$$E(X) \equiv \mu \equiv \hat{x} \equiv \bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i P(X = x_i) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

– **wartość oczekiwana to jedna liczba – nie jest zmienną losową**

- Wartość oczekiwana zmiennej Y :

$$E(Y) = E(H(X)) = \sum_{i=1}^n H(x_i) P(X = x_i)$$

- Dla zmiennych losowych typu ciągłego:

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

$$E(Y) = E(H(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} H(x) f(x) dx$$

Momenty

- Jeżeli zdefiniujemy funkcję postaci:

$$Y = H(X) = (X - c)^l$$

- to jej wartości średnie a_l są **momentami rzędu l względem c** :

$$a_l = E((X - c)^l) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - c)^l f(x) dx \quad m_l = E(X^l) = \int_{-\infty}^{\infty} x^l f(x) dx - \text{moment zwykły}$$

- Jeżeli to $c = \hat{x}$, to momenty nazywane są **momentami centralnymi**:

$$\mu_l = E((X - \hat{x})^l)$$

- Łatwo pokazać, że:

$$\mu_0 = E((X - \hat{x})^0) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \hat{x})^0 f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

$$\mu_1 = E((X - \hat{x})^1) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \hat{x}) f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx - \hat{x} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \hat{x} - \hat{x} = 0$$

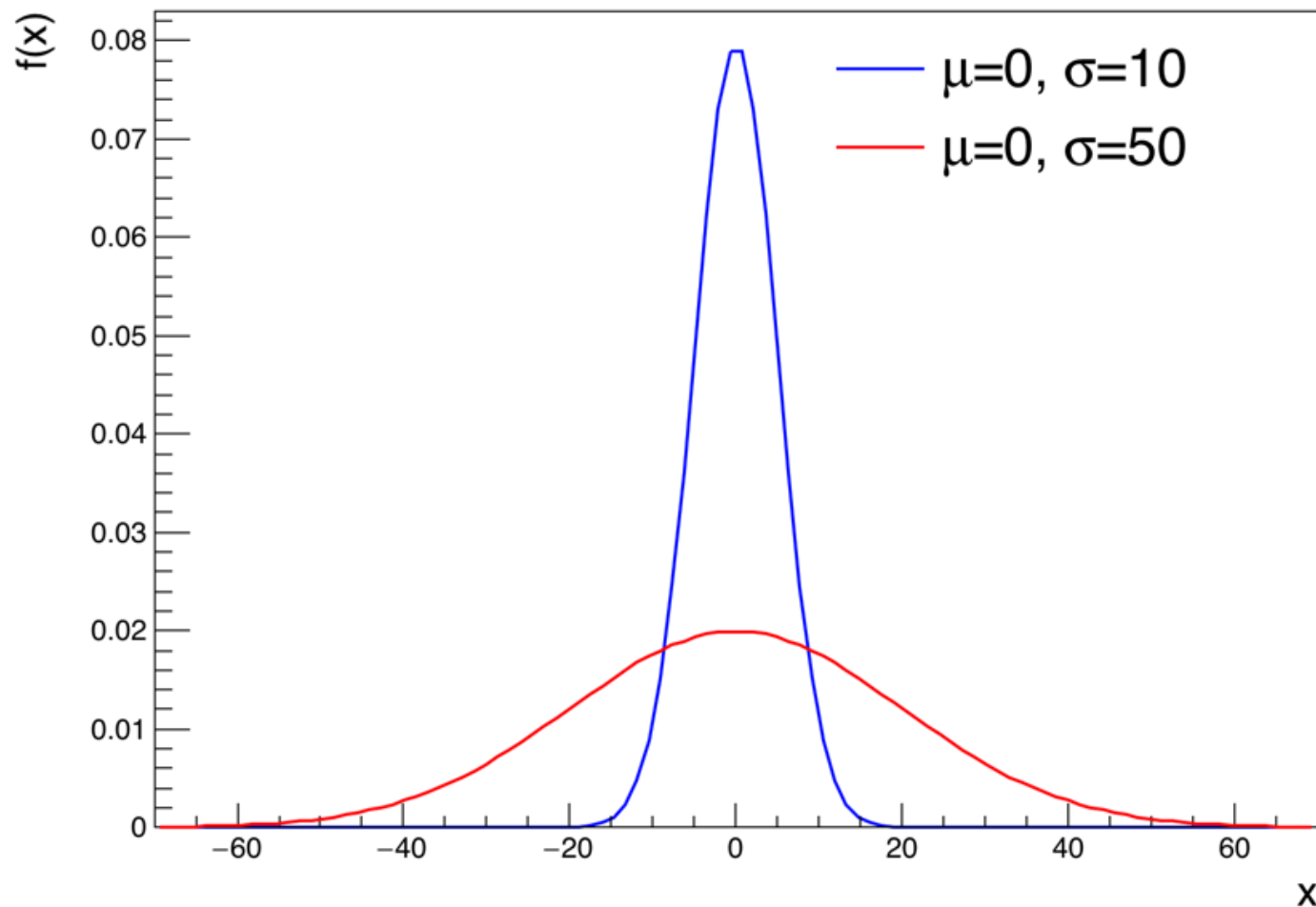
- Najniższy moment, który niesie informacje o odchyleniu zmiennej losowej X od swojej wartości średniej nazywany jest **wariancją** (*ang. variance*):

$$\mu_2 \equiv \sigma^2(X) \equiv \text{var}(X) \equiv E((X - \hat{x})^2) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \hat{x})^2 f(x) dx$$

- jeżeli wariancja jest mała, to wyniki leżą blisko wartości oczekiwanej, jeśli duża, to wyniki są bardziej rozproszone

Rozkład normalny o dużej i małej wariancji

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

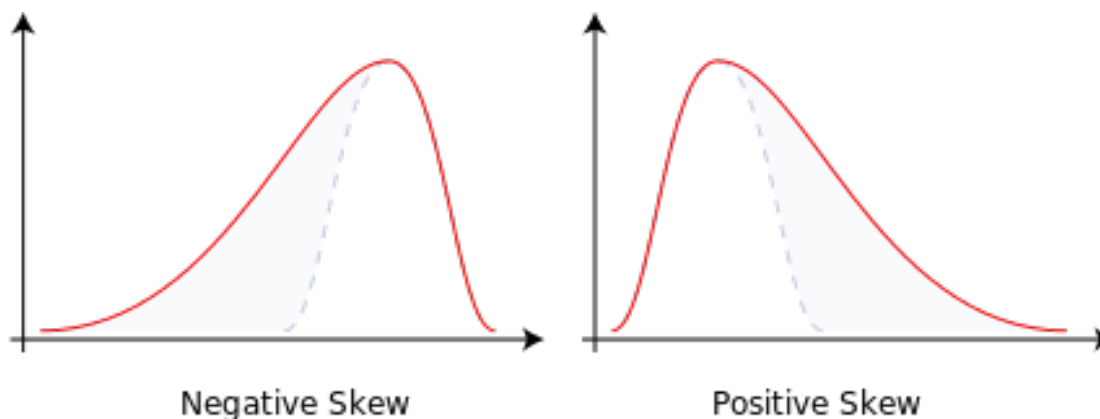


Momenty wyższych rzędów

- Dodatnia wartość pierwiastka z wariancji nazywana jest **odchyleniem standardowym** (*ang. standard deviation*) lub **dyspersją**:

$$\sigma \equiv \sigma(X) = \sqrt{\sigma^2(X)}$$

- odchylenie standardowe określa niepewność pomiaru (patrz Wykład 1)
- Trzeci moment centralny nazywany jest **skośnością** lub **współczynnikiem skośności** (*ang. skewness*):
 - najczęściej wprowadza się bezwymiarową wielkość nazywaną **współczynnikiem asymetrii** rozkładu: $\gamma = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$
 - dla rozkładów symetrycznych (względem średniej) parametr ten wynosi 0



[https://en.wikipedia.org/wiki/Skewness#/media/File:Negative_and_positive_skew_diagrams_\(English\).svg](https://en.wikipedia.org/wiki/Skewness#/media/File:Negative_and_positive_skew_diagrams_(English).svg)

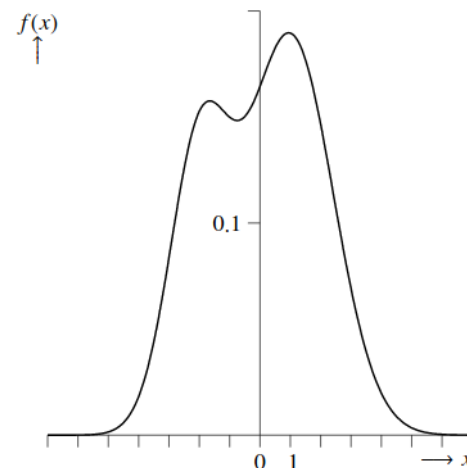
Momenty wyższych rzędów

- Da się skonstruować rozkład prawdopodobieństwa, który ma zerową skośność i jest asymetryczny:
 - nastąpi to w **bardzo wąskiej** klasie przypadków, gdy istnieje szczególna zależność między nieparzystymi momentami (np. momenty pierwszy i trzeci się zerują) → w rzeczywistym świecie bardzo mało prawdopodobne, by gdzieś się zdarzyła taka sytuacja
- Przykład tutaj:

<https://poseidon01.ssrn.com/delivery.php?ID=951089070074087024005127098027090002060050030038051052104082031101114067073122093077023022018005104099039122076115073089115117013032027064082027009007080097112097066059040089117009108084090099020124094127127022007068121119106097077006091001120126087&EXT=pdf>

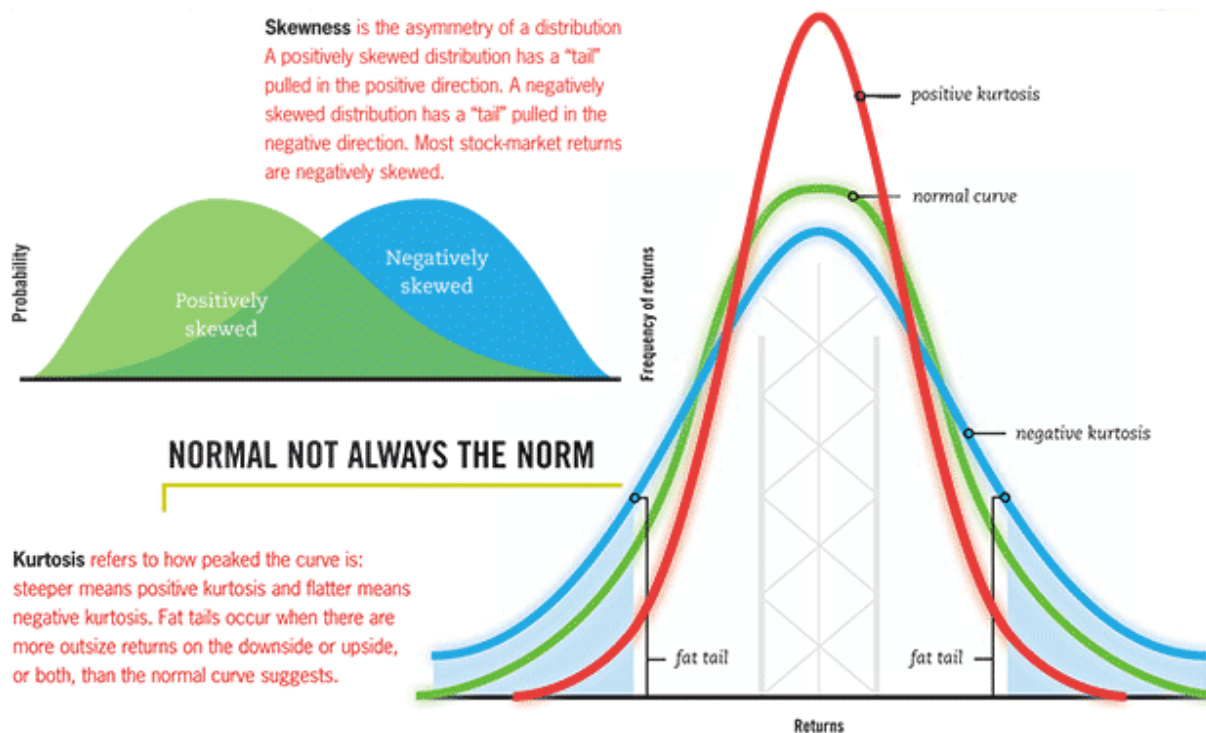
$$f(x) = \sum_{k=1}^K \frac{\pi_k}{\sigma_k} \phi\left(\frac{x - \mu_k}{\sigma_k}\right),$$

For example, consider the case $K = 2$, $\pi_1 = 1/3$, $\pi_2 = 2/3$, $\mu_1 = -2$, $\mu_2 = 1$, $\sigma_1^2 = 1$, $\sigma_2^2 = 2$. Then $E(X) = 0$, $E(X^3) = 0$, $E(X^5) = 20/3 \neq 0$. Thus, this is an asymmetric distribution with zero skewness. It is depicted in figure 1.



Momenty wyższych rzędów

- Czwarty moment centralny nazywany jest **kurtozą** (*ang. kurtosis*):
 - Analogicznie do skośności, najczęściej wprowadza się bezwymiarową wielkość: $K = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$
 - ponieważ kurtoza rozkładu normalnego wynosi 3, często kurtozę (zwaną **kurtozą nadmiarową** – *ang. excess kurtosis*) definiuje się odejmując 3 (by dla rozkł. normalnego wynosiła 0): $K = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3$



<http://www.advisor.ca/wp-content/uploads/2012/07/normal-not-always-the-norm.gif>

Własności wartości oczekiwanej i wariancji

- Własności wartości oczekiwanej:

- $E(c \cdot X) = c \cdot E(X); c \in \mathbb{R}$

- $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$

- $E(X + c) = E(X) + c; c \in \mathbb{R}$

- $E(c) = c; c \in \mathbb{R}$

- Z czego wynika:

- $E(a \cdot X + b \cdot Y + c) = a \cdot E(X) + b \cdot E(Y) + c; a, b, c \in \mathbb{R}$

- $E(X - E(X)) = E(X) - E(E(X)) = E(X) - E(X) = 0$

- Zależność między wariancją a wartością oczekiwaną:

$$\sigma^2(X) = E((X - \hat{x})^2) = E(X^2 - 2X \cdot \hat{x} + \hat{x}^2) = E(X^2) - 2(E(X))^2 + (E(X))^2 = E(X^2) - (E(X))^2$$

- Własności wariancji: $\sigma^2(c) = 0; c \in \mathbb{R}$

- $\sigma^2(c \cdot X) = c^2 \cdot \sigma^2(X); c \in \mathbb{R}$

- $\sigma^2(X + c) = \sigma^2(X); c \in \mathbb{R}$

Zmienna stand., moda, mediana

- **Zmienna standardowa** (o wartości oczekiwanej 0 i odchyleniu 1):
 - rozważmy zmienną losową: $U = \frac{X - \hat{x}}{\sigma(X)}$
 - wartość oczekiwana: $E(U) = \frac{1}{\sigma(X)} E(X - \hat{x}) = \frac{1}{\sigma(X)} (\hat{x} - \hat{x}) = 0$
 - wariancja: $\sigma^2(U) = \frac{1}{\sigma^2(X)} E\{(X - \hat{x})^2\} = \frac{\sigma^2(X)}{\sigma^2(X)} = 1$
- **Wartość modalna, moda, dominanta** (ang. *mode*): $P(X = x_{max}) = max$

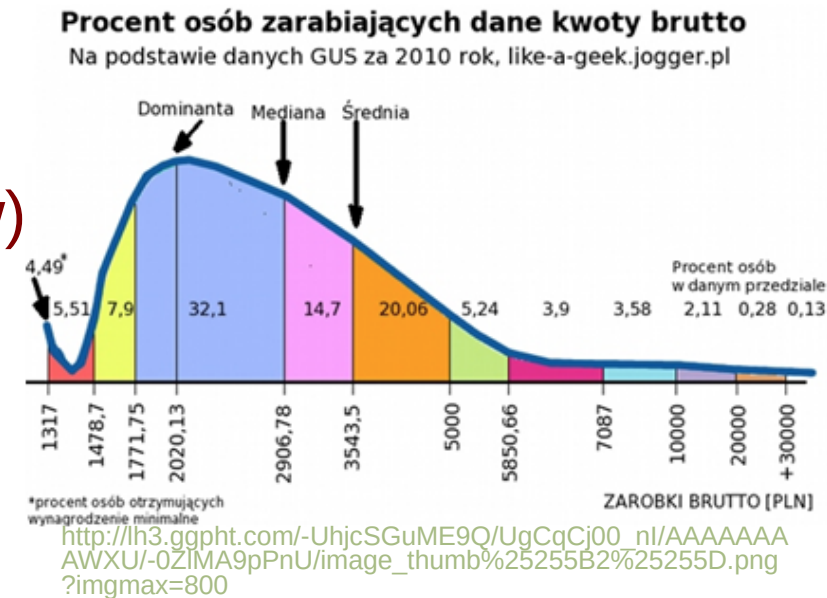
- wartość najbardziej prawdopodobna
- rozkład jednomodalny (1 maksimum)
- rozkład wielomodalny (wiele maksimumów)
- warunki maksimum:

$$\frac{df(x)}{dx} = 0 \qquad \frac{d^2 f(x)}{dx^2} < 0$$

- **Mediana** (ang. *median*):

- wartość zmiennej losowej, dla której dystrybuanta wynosi 1/2

$$F(x_{0,5}) = P(X < x_{0,5}) = 0,5$$



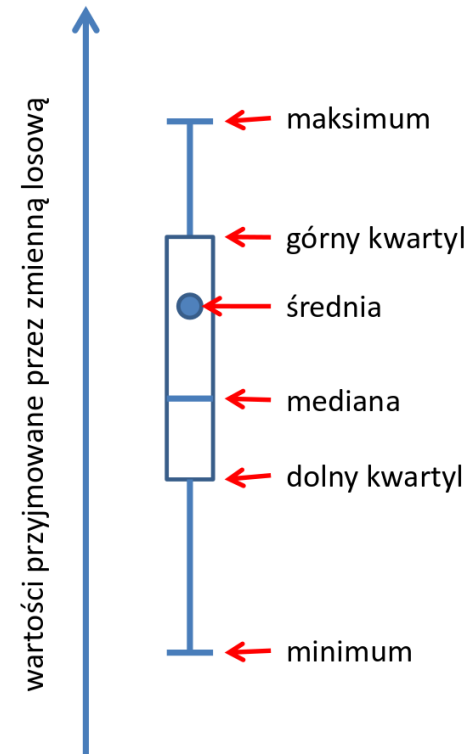
Kwantyle

- Mediana dzieli rozkład prawdopodobieństwa na dwa obszary o równym prawdopodobieństwie
- W przypadku rozkładów symetrycznych jednomodalnych wartości: średnia = dominanta = mediana

- Mediana $x_{0,5}$ jest **kwantylem** (*ang. quantile*) rzędu 0,5

- Ogólna definicja **kwantylu rzędu q** , x_q :

- **kwartył dolny** $x_{0,25}$ $F(x_q) = P(X < x_q) = q$
- **kwartył górny** $x_{0,75}$ $F(x_q) = \int_{-\infty}^{x_q} f(x) dx = q, q \in \langle -1; 1 \rangle$
- **decyle** $x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,9}$
- **funkcja $x_q(q)$ jest funkcją odwrotną do dystrybuanty**



- Kwantyl rzędu q jest taką liczbą x_q , że $q \cdot 100\%$ elementów w danej próbkce (populacji) ma wartość pomiaru (badanej cechy) nie większą niż x_q

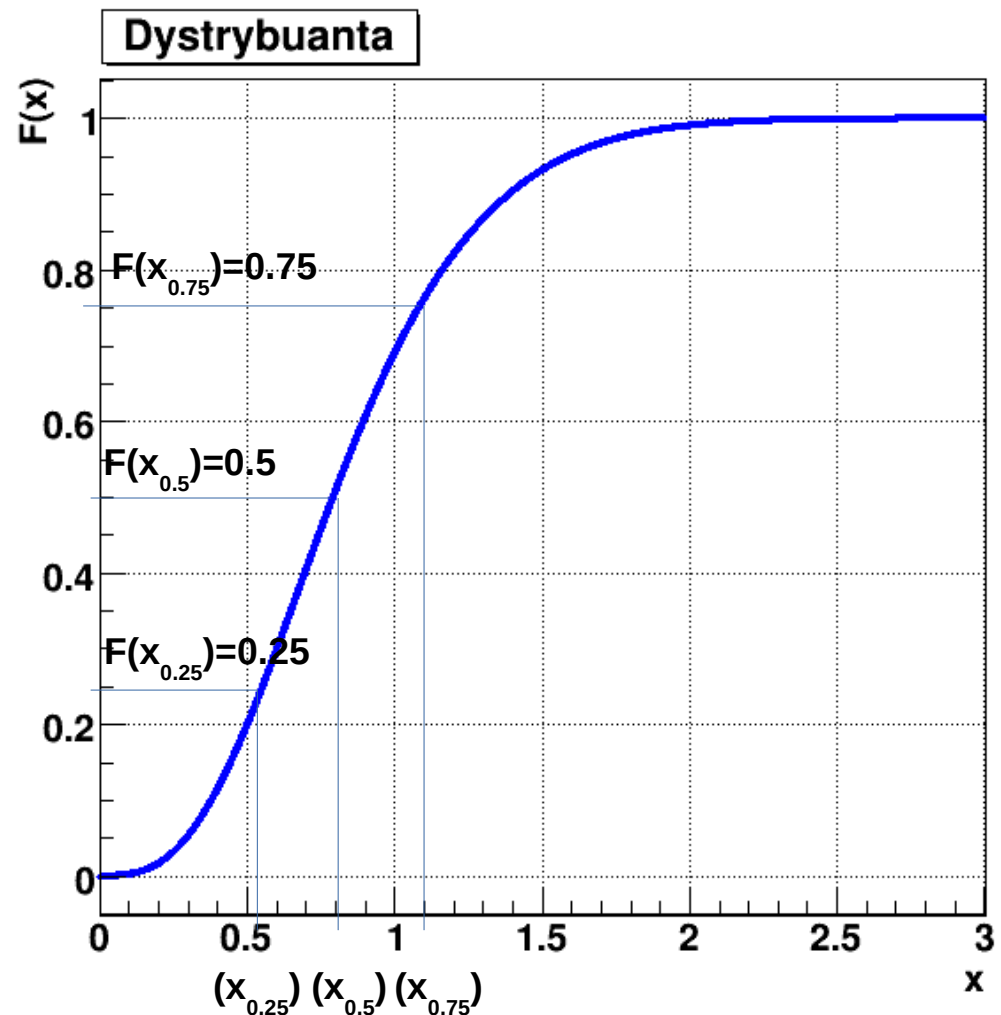
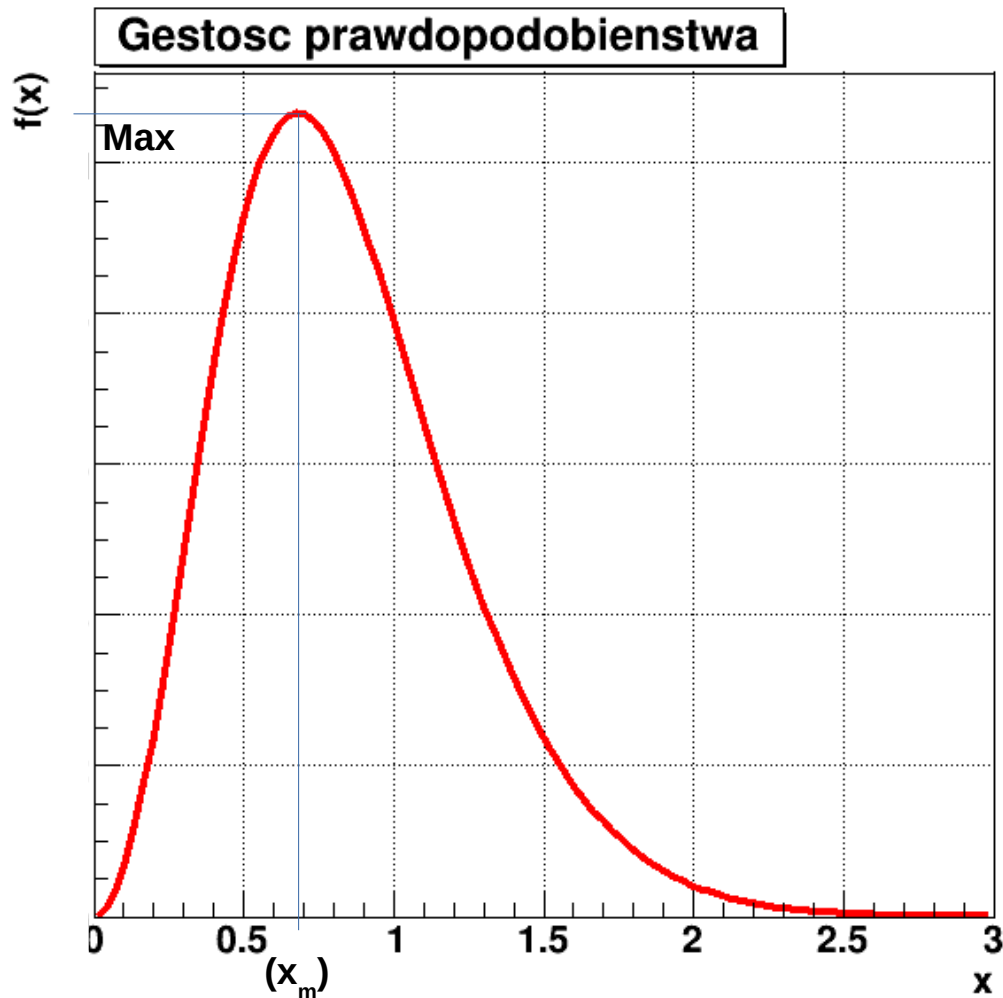
Kwantyle

$$F(x_q) = \int_{-\infty}^{x_q} f(x) dx = q \quad \text{- kwantyl rzędu } q$$

$$F(x_{0,5}) = \int_{-\infty}^{x_{0,5}} f(x) dx = 0,5 \quad \text{- mediana}$$

$$F(x_{0,25}) = \int_{-\infty}^{x_{0,25}} f(x) dx = 0,25 \quad \text{- kwartył dolny}$$

$$F(x_{0,75}) = \int_{-\infty}^{x_{0,75}} f(x) dx = 0,75 \quad \text{- kwartył górny}$$



Przykład 1 - rozkład jednostajny

- Gęstość prawdopodobieństwa:

$$f(x) = c; x \in \langle a, b \rangle$$

$$f(x) = 0; x \in \mathbb{R} \setminus \langle a, b \rangle$$

- Współczynnik (normalizacja) c :

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = c \int_a^b dx = c(b-a) = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{b-a}$$

$$f(x) = \frac{1}{b-a}; x \in \langle a, b \rangle$$

$$f(x) = 0; x \in \mathbb{R} \setminus \langle a, b \rangle$$

- Dystrybuanta:

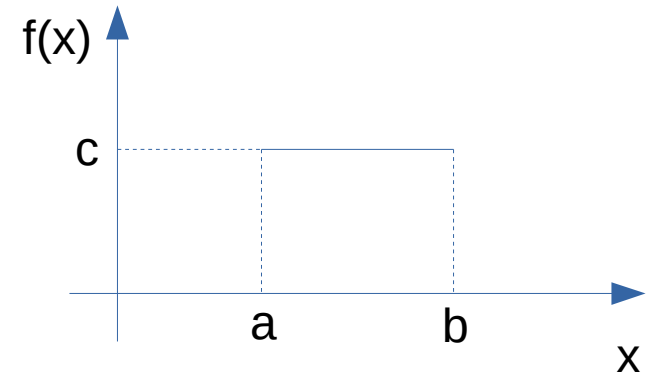
$$F(x) = 0; x < a$$

$$F(x) = \frac{1}{b-a} \int_a^x dx' = \frac{x-a}{b-a}; x \in \langle a; b \rangle$$

$$F(x) = 1; x > b$$

- Wartość oczekiwana:

$$E(X) = \hat{x} = \frac{1}{b-a} \int_a^b x dx = \frac{1}{2(b-a)} (b^2 - a^2) = \frac{(b-a)(b+a)}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$



Wariancja: $\sigma^2(X) = E(X^2) - (E(X))^2$

$$E(X^2) = \frac{1}{b-a} \int_a^b x^2 dx = \frac{(b^3 - a^3)}{3(b-a)} =$$

$$= \frac{(b-a)(b^2 + ba + a^2)}{3(b-a)} = \frac{b^2 + ba + a^2}{3}$$

$$\sigma^2(X) = \frac{b^2 + ba + a^2}{3} - \left(\frac{b+a}{2}\right)^2 =$$

$$= \frac{b^2 + ba + a^2}{3} - \frac{b^2 + 2ba + a^2}{4} = \frac{(b-a)^2}{12}$$

Niepewność typu B - przykład

Wykład 1

- **Niepewność typu B** – obliczana na drodze innej niż metoda A.
Przykład:
 - tylko jeden pomiar wielkości mierzonej
 - urządzenie pomiarowe jest mało dokładne (np. mierzymy grubość płytki linijką zamiast śrubą mikrometryczną) – wyniki nie wykazują rozrzutu
- Obliczanie niepewności typu B oparte jest o naukowy osąd eksperymentatora – bierzemy pod uwagę wiedzę o przyrządach (wzorcowanie), badanym materiale, itp.
- Założenie:
 - prawdopodobieństwo uzyskania pomiaru mieszczącego się w przedziale wyznaczonym przez wynik i (znaną) niepewność wzorcowania Δx jest jednakowe
- Efekt:
 - rozkład pomiarów jest **rozkładem jednostajnym**
 - **wynik:** jedna wartość (jeden pomiar)
 - **niepewność:** odchylenie standardowe wartości oczekiwanej

$$u(x) = \frac{\Delta x}{\sqrt{3}} = \sqrt{\frac{(\Delta x)^2}{3}}$$

Przykład 1 - rozkład jednostajny

- Gęstość prawdopodobieństwa:

$$f(x) = \frac{1}{a-b}; x \in \langle a, b \rangle$$

$$f(x) = 0; x \in \mathbb{R} \setminus \langle a, b \rangle$$

- Wartość oczekiwana:

$$E(X) = \hat{x} = \frac{b+a}{2}$$

- Wariancja:

$$\sigma^2(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

- Przewodnik GUM mówi o niepewności typu B tak:

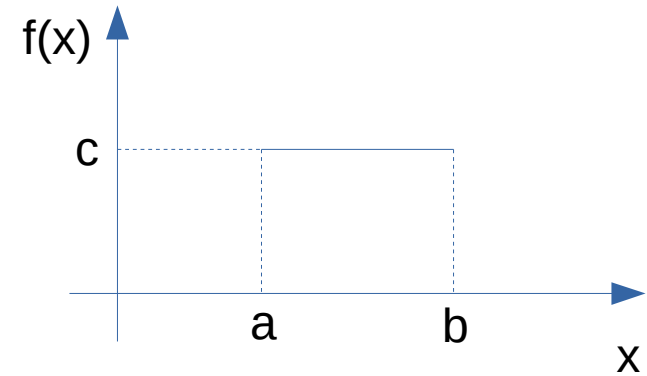


Figure [2 a](#)). Then x_i , the expectation or expected value of X_i , is the midpoint of the interval, $x_i = (a_- + a_+)/2$, with associated variance

$$u^2(x_i) = (a_+ - a_-)^2 / 12 \quad (6)$$

If the difference between the bounds, $a_+ - a_-$, is denoted by $2a$, then Equation [\(6\)](#) becomes

$$u^2(x_i) = a^2 / 3 \quad (7)$$

Przykład 2 – rozkład dwumianowy

- *ang. binomial distribution*
- Wynik zawsze jedną z dwóch wykluczających się wartości (sukces i porażka)

- Funkcja prawdopodobieństwa:

$$p_n(k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k}; p \in \langle 0; 1 \rangle; q = 1 - p$$

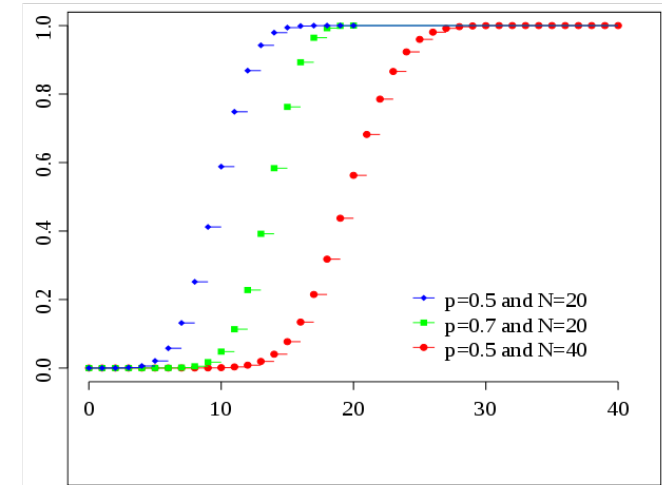
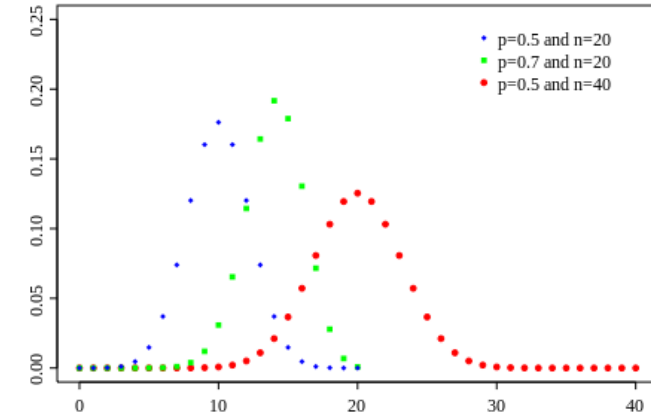
- k sukcesów w n niezależnych próbach przeprowadzonych w identycznych warunkach
- p – prawdopodobieństwo sukcesu w pojedynczej próbie
- $q = 1 - p$ – prawdopodobieństwo porażki w pojedynczej próbie

- Wartość oczekiwana pojedynczej próby x_i :

$$E(x_i) = 1 \cdot p + 0 \cdot q = p$$

Wartość oczekiwana:

$$E(X) = np$$



https://pl.wikipedia.org/wiki/Rozk%C5%82ad_dwumianowy

Wariancja poj. próby x_i :

$$\begin{aligned} \sigma^2(x_i) &= E((x_i - p)^2) = \\ &= (1 - p)^2 \cdot p + (0 - p)^2 \cdot q = pq \end{aligned}$$

Wariancja:

$$\sigma^2(X) = npq$$

Przykład 3 – rozkład prędkości wiatru

- Rozkład częstości występowania danej prędkości wiatru opisuje funkcja Weibulla
- Funkcja prawdopodobieństwa:

$$f(v) = \frac{k}{A} \cdot \left(\frac{v}{A}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{v}{A}\right)^k\right]; v \geq 0$$

– k, A – parametry rozkładu (otrzymywane z danych dośw.)

- Wartość oczekiwana:

$$E(v) = A \Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right); \Gamma(z) = \int_0^{\infty} t^{z-1} e^{-t} dt$$

- Wariancja:

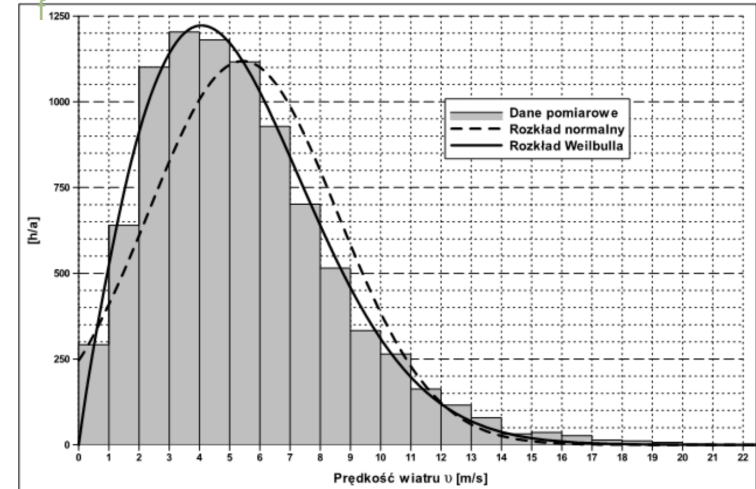
$$\sigma^2(x) = A^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{k}\right) - \left(\Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right)\right)^2 \right]$$

- Trzeci moment rozkładu prędkości wiatru służy do obliczenia **gęstości mocy wiatru**:

$$P_w = \frac{1}{2} \rho \int_0^{\infty} v^3 f(v) dv$$

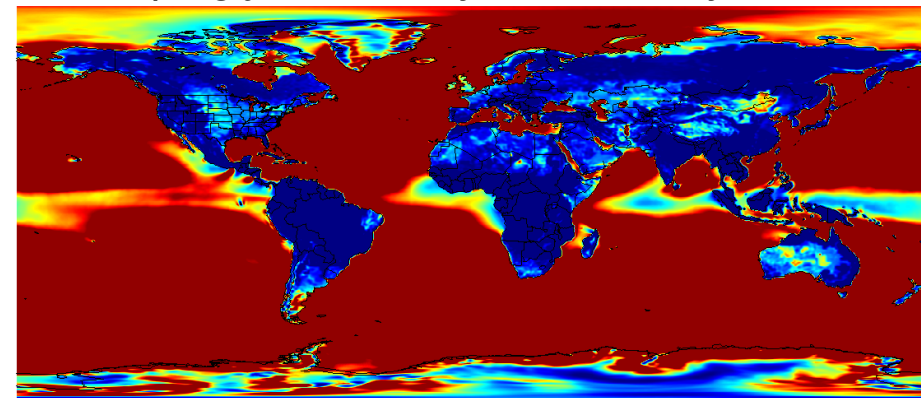
ρ – gęstość powietrza

<http://www.ien.pw.edu.pl/EIG/instrukcje/Elekt-EW.pd>



Rys. 2. Histogram prędkości wiatru dla Leby i zastosowanie rozkładu normalnego oraz Weibulla.

Mapa gęstości mocy wiatru na wys. 10 m



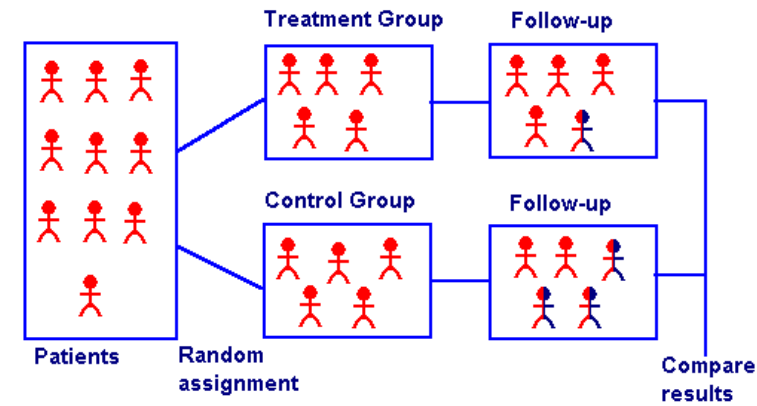
50 100 150 200 250 300 350 400

Gęstość mocy [W/m²]

<http://www.renewableenergyst.org/wind.htm>

Rozkłady w praktyce – dane medyczne

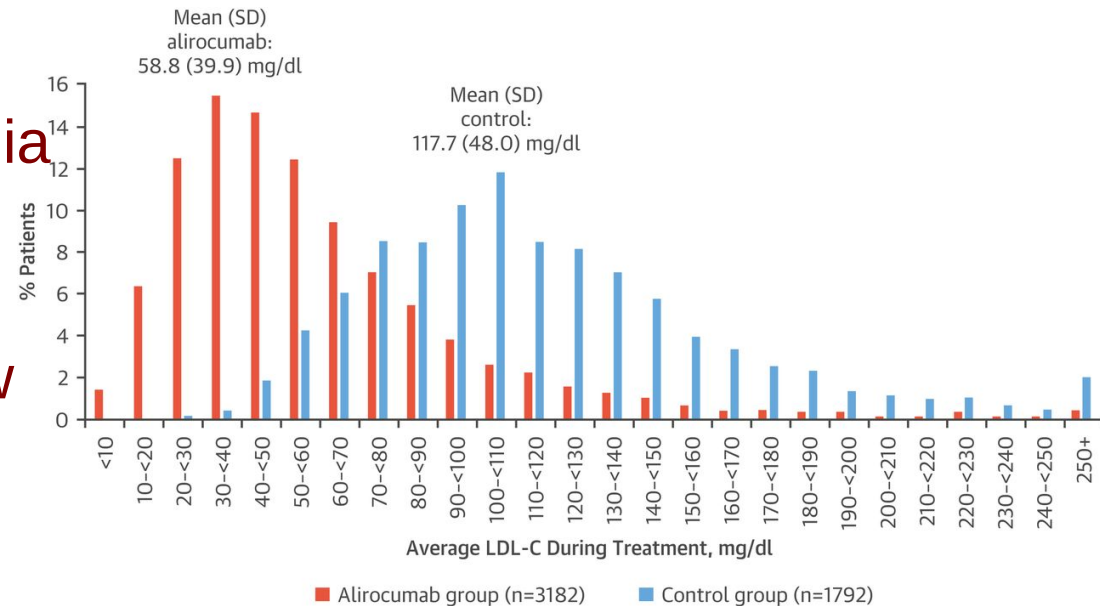
- Jednym z ważniejszych zastosowań statystyki są **badania medyczne**
- W testach nowych leków wykonuje się badania kliniczne **podwójnie ślepej próby** – **double blinded trial** (ani lekarz ani pacjent nie wiedzą, czy przyjmują lek, czy placebo)



<http://www.onlinejacc.org/content/69/5/471>

- Przykład 1:

- substancja **alirokumab**
nazwa handlowa **Praluent**
- lek stosowany w celu obniżenia dużego stężenia “złego” cholesterolu LDL we krwi
- średni poziom LDL u pacjentów przyjmujących lek: 58,8 mg/dl
- średni LDL u pacjentów placebo: 117,7 mg/dl



Rozkłady w praktyce – dane medyczne

- Jednym z ważniejszych zastosowań statystyki są **badania medyczne**
- Statystykę wykorzystuje się również do badania **farmakokinetyki i bezpieczeństwa** stosowania leków

<http://www.bloodjournal.org/content/111/8/4022>

- Przykład 2:

- substancja **imatinib**
nazwa handlowa **Glivec**
- lek stosowany w celu leczenia **przewlekłej białaczki szpikowej**
- Mierzono **trough level** (stężenie leku przed podaniem kolejnej dawki)

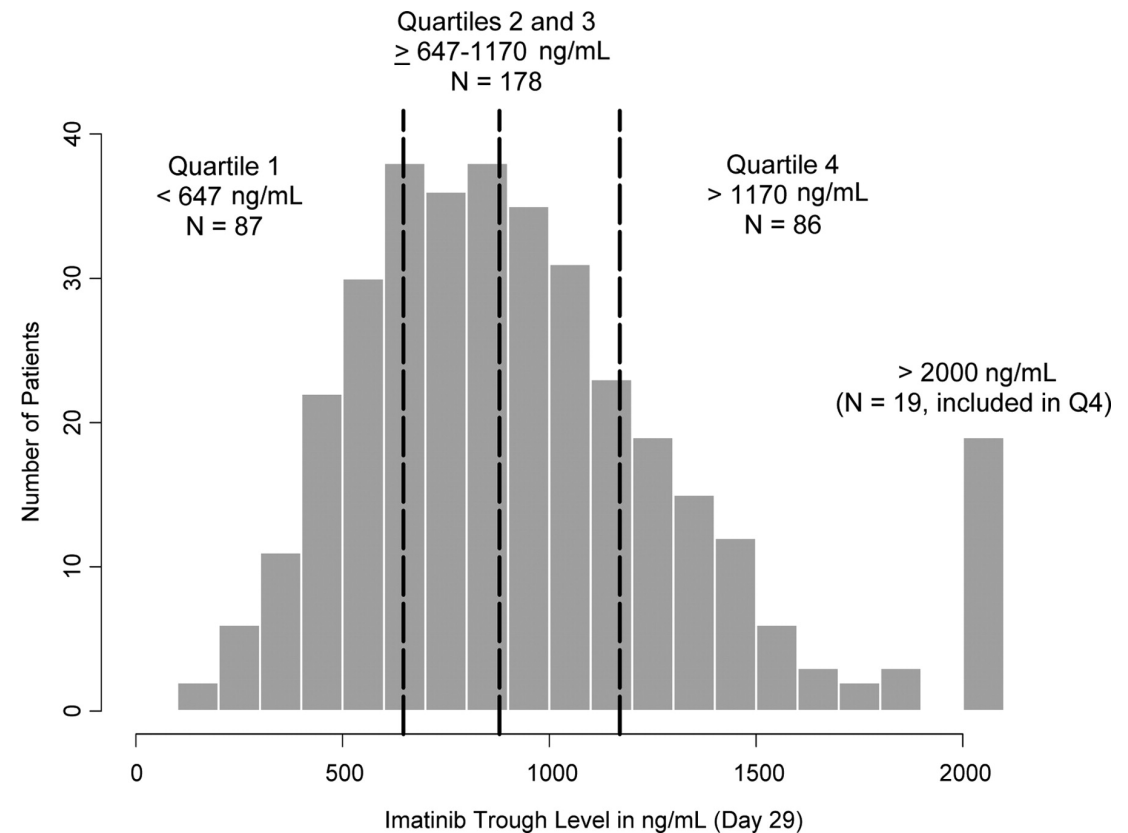


Figure 1

Distribution of imatinib trough levels at 400 mg daily at steady state on day 29 (n = 351). The vertical dashed lines represent 25th, 50th (median), and 75th percentiles (ie, 647, 879, and 1170 ng/mL, respectively).

Rozkłady w praktyce – dane medyczne

There also appears to be a trend toward lower EFS with lower imatinib trough levels (**Figure 5**). Estimated EFS rates at 5 years were 78%, 83%, and 89%, for Q1, Q2-Q3, and Q4, respectively. However, no statistically significant difference was observed with the available follow-up ($P = .16$, log-rank test).

<http://www.bloodjournal.org/content/111/8/4022>

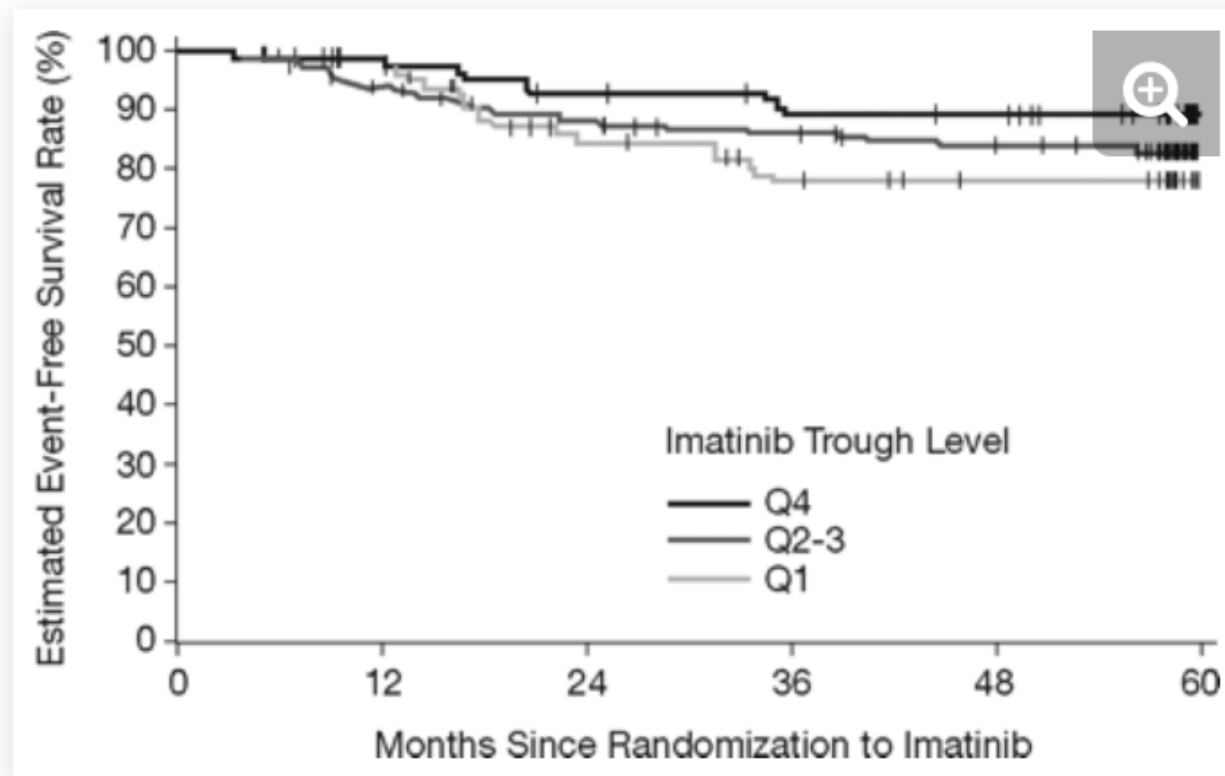


Figure 5

[Download figure](#) | [Open in new tab](#) | [Download powerpoint](#)

Event-free survival by category of steady-state imatinib trough levels. The estimated EFS rates at 5 years were 78%, 83%, and 89% in the Q1, Q2-Q3, and Q4 groups, respectively ($P = .16$, log-rank test).

Rozkłady w praktyce – wynagrodzenia

- ▶ **Przeciętne miesięczne wynagrodzenie** ogółem brutto w gospodarce narodowej (dla jednostek o liczbie pracujących powyżej 9 osób) w październiku 2016 r. wyniosło **4346,76 zł**.
- ▶ **Przeciętne godzinowe wynagrodzenie** ogółem brutto wyniosło **26,37 zł**.
- ▶ **Najczęstsze miesięczne wynagrodzenie** ogółem brutto otrzymywane przez pracowników wynosiło **2074,03 zł** (dominanta, wartość modalna).
- ▶ **Połowa** zatrudnionych pracowników otrzymała wynagrodzenie ogółem brutto do **3510,67 zł** (mediana = decyl piąty = wynagrodzenie środkowe).
- ▶ **10% najniżej zarabiających** pracowników otrzymało wynagrodzenie ogółem brutto co najwyżej w wysokości **1890,32 zł** (decyl pierwszy).
- ▶ **10% najwyższ zarabiających** pracowników otrzymało wynagrodzenie ogółem brutto co najmniej w wysokości **7200,00 zł** (decyl dziewiąty).

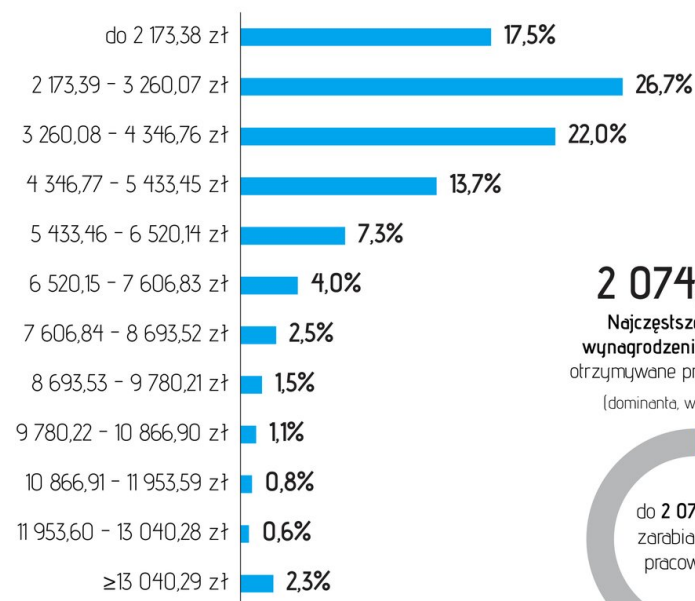
**Dane z 2017
za rok 2016**

<https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/struktura-wynagrodzen-wedlug-zawodow-w-pazdzierniku-2016-r-,5,5.html>

#RynekPracy

@GUS_STAT

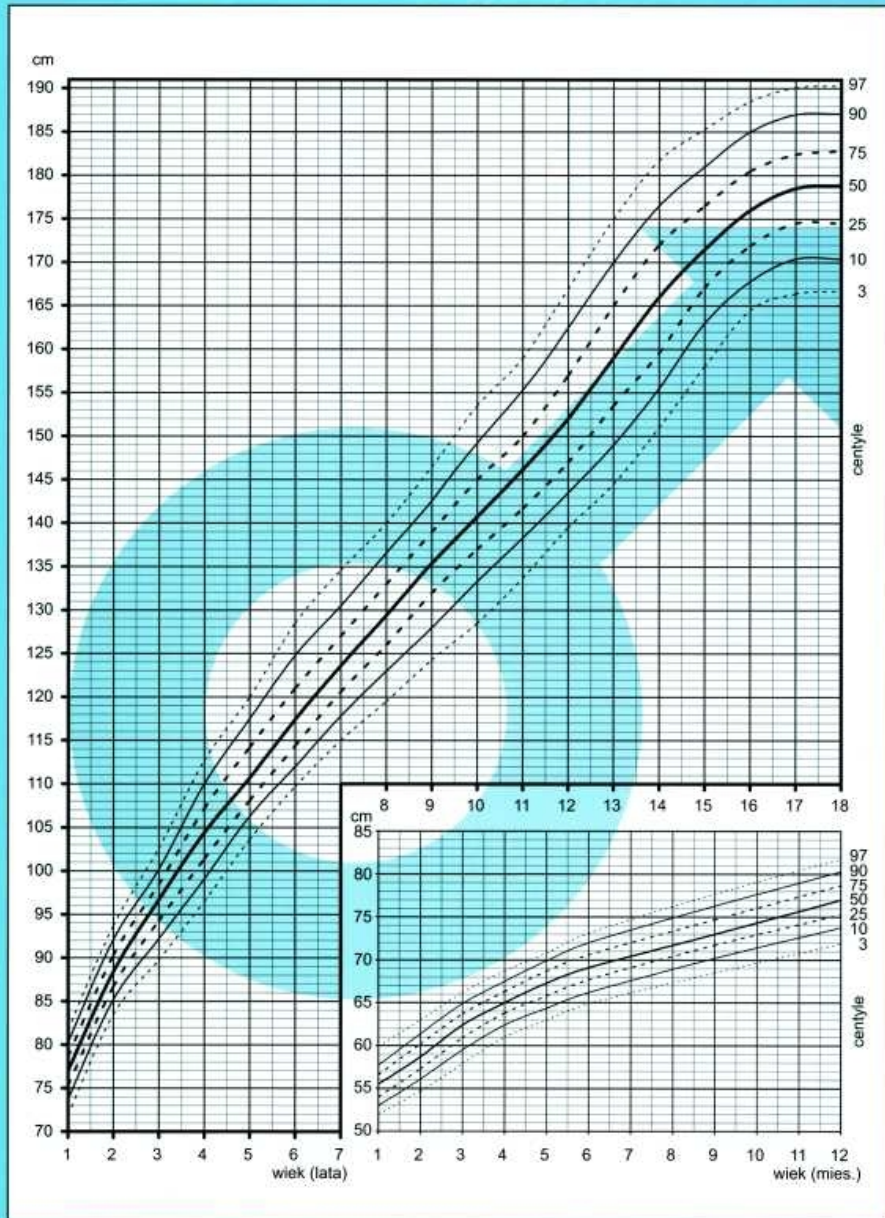
Rozkład zatrudnionych według wynagrodzenia ogółem brutto



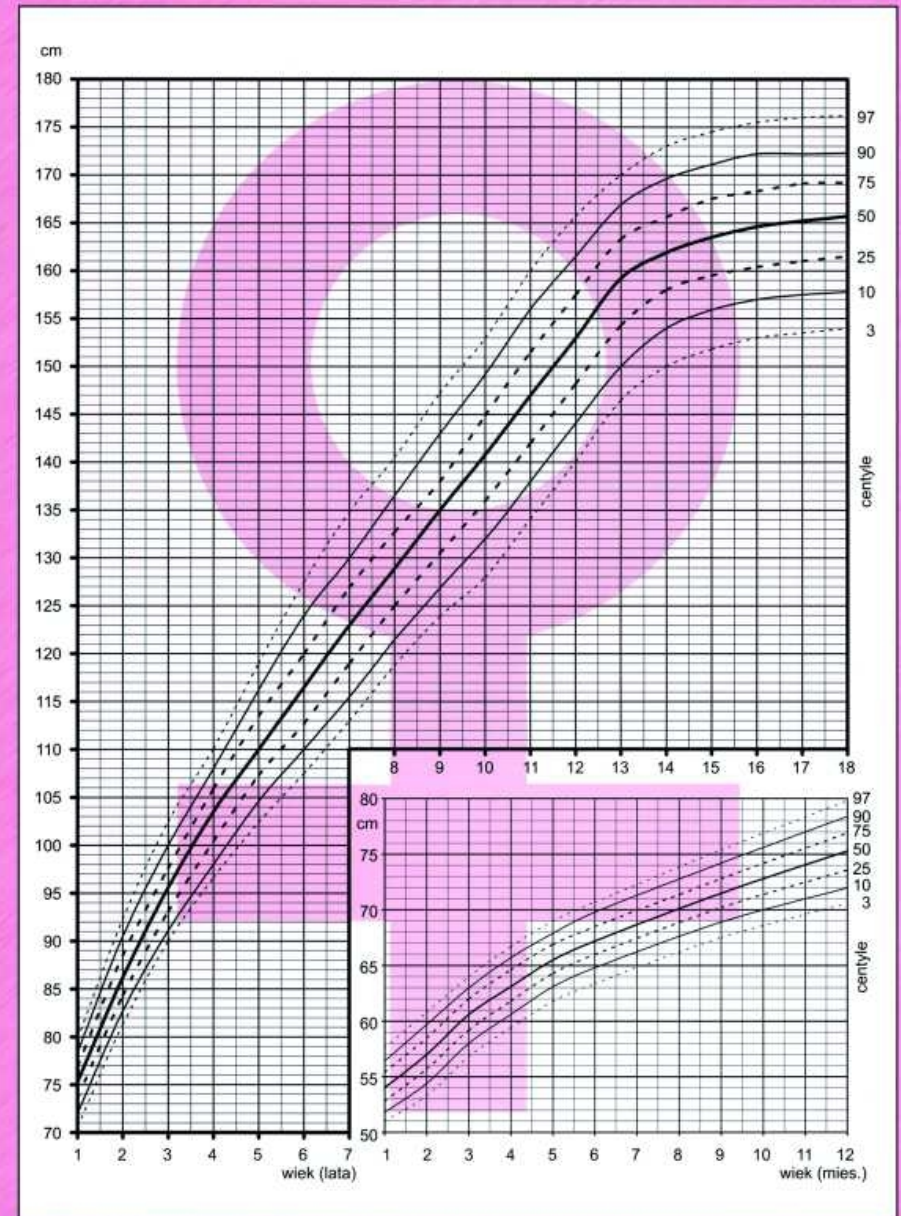
2 074,03 zł
Najczęstsze miesięczne
wynagrodzenie ogółem brutto
otrzymywane przez pracowników
(dominanta, wartość modalna)



Rozkłady w praktyce – tablice centylowe



chłopcy



dziewczynki



KONIEC

Rozkład dwumianowy

Prawdopodobieństwo: $p_n(k) = \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k}$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$

Wartość oczekiwana:

$$E(x) = \sum_{k=0}^n k p_n(k) = \sum_{k=0}^n k \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

$$E(x) = np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} q^{n-k} = np(p+q)^{n-1} = np$$

Wariancja: $\sigma^2(x) = E(x^2) - (E(x))^2$

$$E(x^2) = \sum_{k=0}^n k^2 \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^n ((k-1) + 1) k \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

$$E(x^2) = \sum_{k=2}^n \frac{n!}{(k-2)!(n-k)!} p^k q^{n-k} + \sum_{k=1}^n \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

$$E(x^2) = n(n-1)p^2 \sum_{k=2}^n \frac{(n-2)!}{(k-2)!(n-k)!} p^k q^{n-k} + np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} q^{n-k}$$

$$E(x^2) = n(n-1)p^2(p+q)^{n-2} + np(p+q)^{n-1} = n(n-1)p^2 + np$$

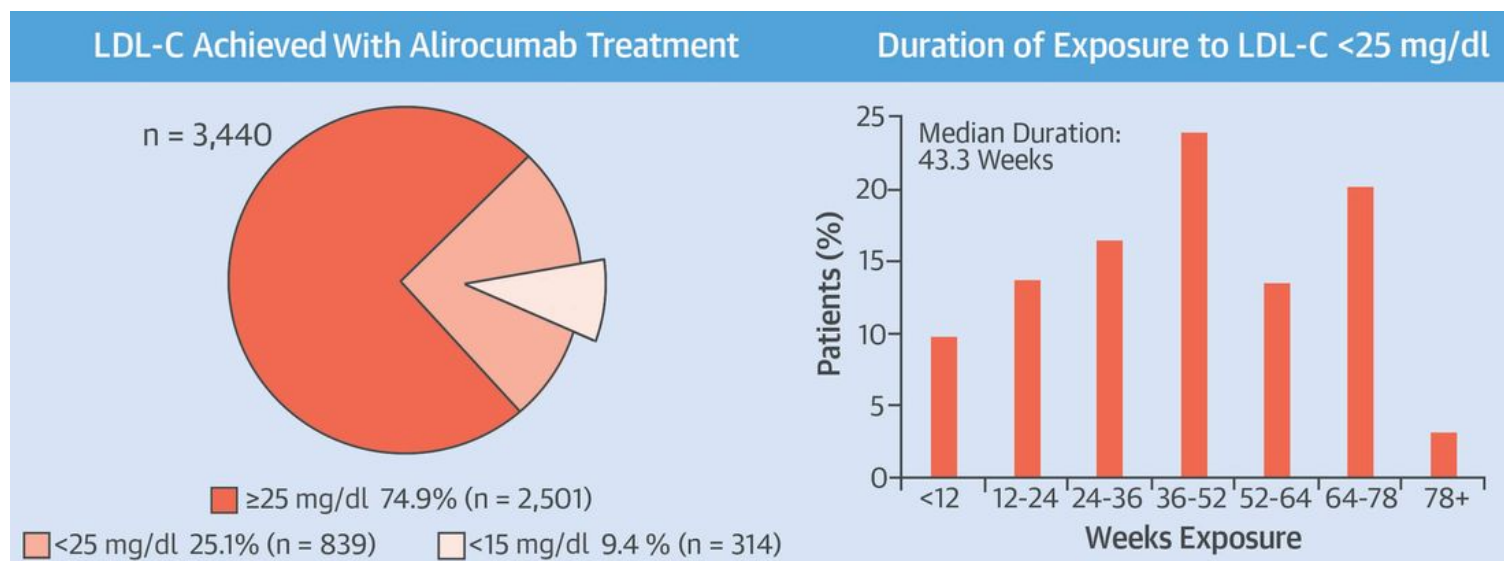
$$\sigma^2(x) = n(n-1)p^2 + np - (np)^2 = npq$$

Odchylenie standardowe:

$$\sqrt{\sigma^2(x)} = \sqrt{npq}$$

Rozkłady w praktyce – dane medyczne

- **Mediana** długości przyjmowania leku wyniosła 78 tygodni
- W badaniu alirokumabu sprawdzano również pacjentów, którzy uzyskali w trakcie przyjmowania leku stężenie LDL < 25 mg/dl
- W przypadku pacjentów, którzy w przynajmniej dwóch badaniach kontrolnych uzyskali LDL < 25 mg/dl, **mediana** jego utrzymywania się wynosiła 43,3 tygodnie
- Rozkład utrzymywania się LDL < 25 mg/dl w czasie prezentuje wykres po lewej



<http://www.onlinejacc.org/content/69/5/471>