**Пример.** Пусть в партии из N изделий имеется M стандартных (M < N). Из партии случайно отбираются n изделий.

**Пример.** Пусть в партии из N изделий имеется M стандартных (M < N). Из партии случайно отбираются n изделий.

Обозначим через X случайную величину — число m стандартных изделий среди n отобранных;

$$X \in \{0,1,2,...,\min\{M,n\}\}.$$

**Пример.** Пусть в партии из N изделий имеется M стандартных (M < N). Из партии случайно отбираются n изделий.

Обозначим через X случайную величину — число m стандартных изделий среди n отобранных;

$$X \in \{0,1,2,...,\min\{M,n\}\}.$$

Найдем вероятность события A: «среди n отобранных изделий m стандартных».

**Пример.** Пусть в партии из N изделий имеется M стандартных (M < N). Из партии случайно отбираются n изделий.

Обозначим через X случайную величину — число m стандартных изделий среди n отобранных;

$$X \in \{0,1,2,...,\min\{M,n\}\}.$$

Найдем вероятность события A: «среди n отобранных изделий m стандартных».

Общее число элементарных исходов -  $C_N^n$ .

**Пример.** Пусть в партии из N изделий имеется M стандартных (M < N). Из партии случайно отбираются n изделий.

Обозначим через X случайную величину — число m стандартных изделий среди n отобранных;

$$X \in \{0,1,2,...,\min\{M,n\}\}.$$

Найдем вероятность события A: «среди n отобранных изделий m стандартных».

Общее число элементарных исходов -  $C_N^n$ .

Число исходов, благоприятствующих событию X=m: m стандартных изделий можно извлечь из M стандартных изделий  $C_M^m$  способами, при этом остальные n-m нестандартных изделий из N-M нестандартных изделий можно выбрать  $C_{N-M}^{n-m}$  способами.

Искомая вероятность равна

$$p_m = P(X = m) = \frac{C_M^m \cdot C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$

Искомая вероятность равна

$$p_m = P(X = m) = \frac{C_M^m \cdot C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$

Распределение вероятностей, определяемой этой формулой при различных значениях  $m=0,1,2,...,\min (M,n)$ , называют гипергеометрическим

$$X \sim HG(M,N,n)$$
.

Искомая вероятность равна

$$p_m = P(X = m) = \frac{C_M^m \cdot C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$

Распределение вероятностей, определяемой этой формулой при различных значениях  $m=0,1,2,...,\min (M,n)$ , называют гипергеометрическим

$$X \sim HG(M,N,n)$$

Гипергеометрическое распределение моделирует количество удачных выборок без возвращения из конечной совокупности

В случае выбора из большой генеральной совокупности биномиальное распределение  $Bin(n,\frac{M}{N})$  более удобно, чем гипергеометрическое.

В случае выбора из большой генеральной совокупности биномиальное распределение  $Bin(n,\frac{M}{N})$  более удобно, чем гипергеометрическое.

Гипергеометрическое распределение более корректно для выборок без возврата (в этом случае биномиальное распределение применять нельзя, так как вероятность успеха p меняется в ходе эксперимента и зависит от предыдущих исходов).

В случае выбора из большой генеральной совокупности биномиальное распределение  $Bin(n,\frac{M}{N})$  более удобно, чем гипергеометрическое.

Гипергеометрическое распределение более корректно для выборок без возврата (в этом случае биномиальное распределение применять нельзя, так как вероятность успеха p меняется в ходе эксперимента и зависит от предыдущих исходов).

При достаточно большом значении и малом объеме выборки (когда  $\frac{n}{N} \le 0,1$ ) гипергеометрическое распределение приблизительно совпадает с биномиальным.

#### Абсолютно непрерывные функции распределения

**Определение.** Функция распределение F(x) называется абсолютно непрерывной, если существует функция f(u), такая что для любого x

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(u) du.$$

### Абсолютно непрерывные функции распределения

**Определение.** Функция распределение F(x) называется абсолютно непрерывной, если существует функция f(u), такая что для любого x

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(u) du.$$

Функция f(u) называется плотностью распределения случайной величины X.

#### Абсолютно непрерывные функции распределения

**Определение.** Функция распределение F(x) называется абсолютно непрерывной, если существует функция f(u), такая что для любого x

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(u) du.$$

Функция f(u) называется плотностью распределения случайной величины X.

Для краткости будем называть случайную величину с абсолютно непрерывной функцией распределения непрерывной случайной величиной.

# Свойства плотности распределения

1.Плотность есть производная от функции распределения: f(x) = F'(x).

# Свойства плотности распределения

- 1.Плотность есть производная от функции распределения: f(x) = F'(x).
- 2.Плотность распределения неотрицательна:  $f(x) \ge 0$ . Справедливость утверждения следует из определения: F(x) функция неубывающая, а f(x) ее производная, поэтому она неотрицательна.

# Свойства плотности распределения

- 1.Плотность есть производная от функции распределения: f(x) = F'(x).
- 2.Плотность распределения неотрицательна:  $f(x) \ge 0$ . Справедливость утверждения следует из

определения: F(x) — функция неубывающая, а f(x) —

ее производная, поэтому она неотрицательна.

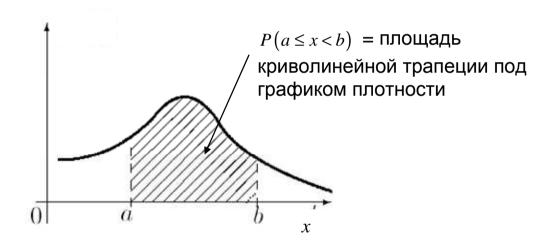
3. Интеграл от плотности распределения случайной величины по области ее определения равен 1:

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

Свойство следует из определения абсолютно непрерывной функции (при  $x \to \infty$ ).

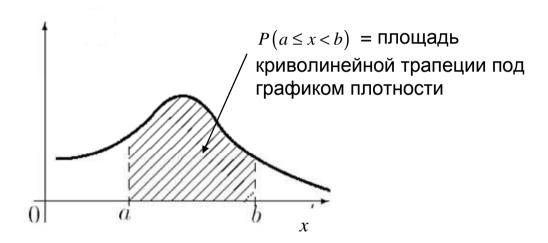
4. Вероятность попадания непрерывной случайной величины в заданный интервал [a,b) равна

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



4. Вероятность попадания непрерывной случайной величины в заданный интервал [a,b) равна

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



**Замечание 1**. Для непрерывных случайных величин  $P(a \le x < b) = P(a < x < b) = P(a < x \le b) = P(a \le x \le b)$ .

Пример. Задана плотность вероятности случайной

величины X: 
$$f(x) = \begin{cases} 0 & npu & x \le 0 \\ 2x & npu & 0 < x \le 1 \\ 0 & npu & x > 1 \end{cases}$$

Найти вероятность того, что в результате испытания величина X примет значение, принадлежащее интервалу (0.5, 1).

#### Решение.

$$P(0.5 < X < 1) = 2 \int_{0.5}^{1} x dx = x^{2} \Big|_{0.5}^{1} = 1 - 0.25 = 0.75.$$

#### Равномерное распределение

Если плотность вероятности задается формулой

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

то такое распределение вероятностей называют равномерным на отрезке [a,b].

# Равномерное распределение

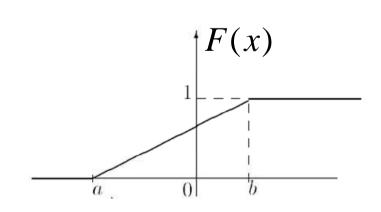
Если плотность вероятности задается формулой

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

то такое распределение вероятностей называют равномерным на отрезке [a,b].

Функция распределения при этом законе имеет вид:

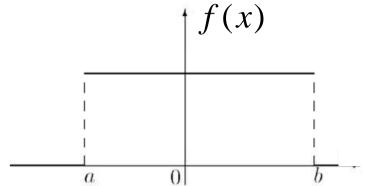
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{x - a}{b - a}, & x \in [a, b], \\ 1, & x > b. \end{cases}$$



# Равномерное распределение

Если плотность вероятности задается формулой

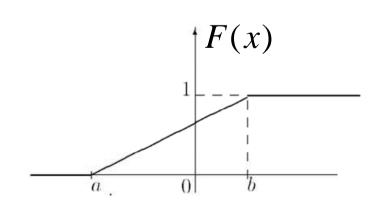
$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \ x > b, \\ \frac{1}{b-a}, & x \in [a,b] \end{cases}$$



то такое распределение вероятностей называют равномерным на отрезке [a,b].

Функция распределения при этом законе имеет вид:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{x - a}{b - a}, & x \in [a, b], \\ 1, & x > b. \end{cases}$$



Обозначение:  $X \sim U(a,b)$ .

Равномерное распределение применяется в случае, когда нет информации о том, что одни значения случайной величины являются более вероятными, чем другие.

#### Экспоненциальное распределение

Плотность экспоненциального (показательного), распределения задается как

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

 $\lambda > 0$  - параметр распределения.



### Экспоненциальное распределение

Плотность экспоненциального (показательного), распределения задается как

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

 $\lambda > 0$  - параметр распределения.

Функция распределения:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

#### Экспоненциальное распределение

Плотность экспоненциального (показательного), распределения задается как

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

 $\lambda > 0$  - параметр распределения.

Функция распределения:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

Обозначение:  $X \sim Exp(\lambda)$ .

Нормальным (гауссовским) называют распределение с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, x \in R.$$

Нормальным (гауссовским) называют распределение с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, \ x \in R.$$

Величины a и  $\sigma$  называют параметрами нормального закона распределения.

Нормальным (гауссовским) называют распределение с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, \ x \in R.$$

Величины a и  $\sigma$  называют параметрами нормального закона распределения.

$$X \sim N(a, \sigma)$$

Нормальным (гауссовским) называют распределение с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, x \in R.$$

Величины a и  $\sigma$  называют параметрами нормального закона распределения.

$$X \sim N(a, \sigma)$$

Если a=0,  $\sigma=1$ , то распределение вероятности носит название *стандартного нормального* распределения.

Нормальным (гауссовским) называют распределение с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, x \in R.$$

Величины a и  $\sigma$  называют параметрами нормального закона распределения.

$$X \sim N(a, \sigma)$$

Если a=0,  $\sigma=1$ , то распределение вероятности носит название *стандартного нормального* распределения. Плотность:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, x \in R.$$

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

так как

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi}$$
 (интеграл Пуассона).

График плотности нормального распределения называют нормальной кривой или кривой Гаусса.

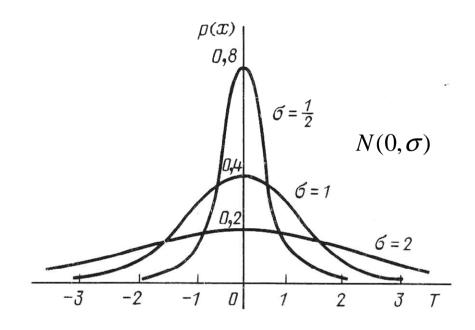
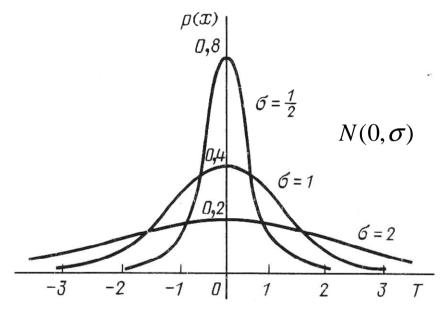


График плотности нормального распределения называют нормальной кривой или кривой Гаусса.



Нормальное распределение служит моделью распределения случайных величин для большого числа практических задач (распределение ошибок измерений, распределение среднего значения и т.д.)

Пусть известно, что  $X \sim N(a, \sigma)$ . Как найти вероятность события  $X \in (x_1, x_2)$  ?

Пусть известно, что  $X \sim N(a, \sigma)$ . Как найти вероятность события  $X \in (x_1, x_2)$  ?

Перейдем к стандартному нормальному распределению:

$$Z = \frac{X - a}{\sigma};$$

Пусть известно, что  $X \sim N(a, \sigma)$ . Как найти вероятность события  $X \in (x_1, x_2)$  ?

Перейдем к стандартному нормальному распределению:

$$Z = \frac{X - a}{\sigma};$$

тогда  $Z \sim N(0,1)$ .

Пусть известно, что  $X \sim N(a, \sigma)$ . Как найти вероятность события  $X \in (x_1, x_2)$  ?

Перейдем к стандартному нормальному распределению:

$$Z = \frac{X - a}{\sigma};$$

тогда  $Z \sim N(0,1)$ .

Если  $X = x_1$ , то

$$Z = \frac{x_1 - a}{\sigma}$$

Пусть известно, что  $X \sim N(a, \sigma)$ . Как найти вероятность события  $X \in (x_1, x_2)$  ?

Перейдем к стандартному нормальному распределению:

$$Z = \frac{X - a}{\sigma};$$

тогда  $Z \sim N(0,1)$ .

Если  $X = x_1$ , то

$$Z = \frac{x_1 - a}{\sigma}$$

если же  $X=x_2$ , то

$$Z = \frac{x_2 - a}{\sigma}.$$

$$P(x_1 < X < x_2) = P\left(\frac{x_1 - a}{\sigma} < Z < \frac{x_2 - a}{\sigma}\right)$$

$$P(x_1 < X < x_2) = P\left(\frac{x_1 - a}{\sigma} < Z < \frac{x_2 - a}{\sigma}\right)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{x_1 - a}{\sigma}}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$P(x_{1} < X < x_{2}) = P\left(\frac{x_{1} - a}{\sigma} < Z < \frac{x_{2} - a}{\sigma}\right)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{x_{1} - a}{\sigma}}^{\frac{x_{2} - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^{2}}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{2} - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^{2}}{2}} dz - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{1} - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^{2}}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{2} - a}{\sigma}} e^{-\frac{x_{2} - a}{\sigma}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{2} - a}{\sigma}} e^{-\frac{x_{2} - a}{\sigma}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{2} - a}{\sigma}} e^{-\frac{x_{2} - a}{\sigma}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{2} - a}{\sigma}} e^{-\frac{x_{2} - a}{\sigma}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{\frac{x_{2} - a$$

$$\begin{split} P\Big(x_1 < X < x_2\Big) &= P\bigg(\frac{x_1 - a}{\sigma} < Z < \frac{x_2 - a}{\sigma}\bigg) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{\frac{x_1 - a}{\sigma}}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{\frac{x_1 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \\ &= \Phi_0\bigg(\frac{x_2 - a}{\sigma}\bigg) - \Phi_0\bigg(\frac{x_1 - a}{\sigma}\bigg), \end{split}$$
 где  $\Phi_0\left(x\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \int\limits_{0}^{x} \varphi(t) dt, \end{split}$ 

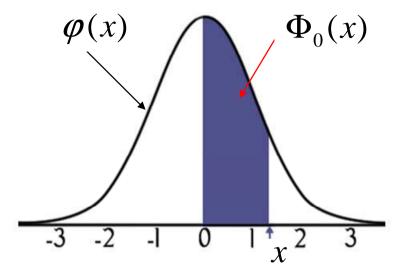
\_ \_

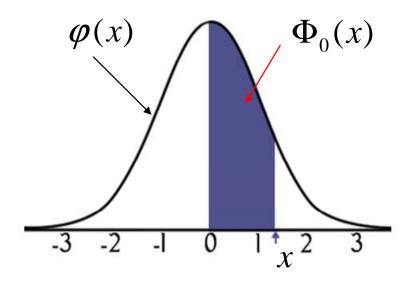
$$\begin{split} P\big(x_1 < X < x_2\big) &= P\bigg(\frac{x_1 - a}{\sigma} < Z < \frac{x_2 - a}{\sigma}\bigg) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{\frac{x_1 - a}{\sigma}}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{\frac{x_1 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \\ &= \Phi_0\bigg(\frac{x_2 - a}{\sigma}\bigg) - \Phi_0\bigg(\frac{x_1 - a}{\sigma}\bigg), \end{split}$$
 где  $\Phi_0\left(x\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \int\limits_{0}^{x} \varphi(t) dt, \end{split}$ 

 $\varphi(t)$  - плотность стандартного нормального распределения.

$$\begin{split} P\big(x_1 < X < x_2\big) &= P\bigg(\frac{x_1 - a}{\sigma} < Z < \frac{x_2 - a}{\sigma}\bigg) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{\frac{x_1 - a}{\sigma}}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{\frac{x_2 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{\frac{x_1 - a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \\ &= \Phi_0\bigg(\frac{x_2 - a}{\sigma}\bigg) - \Phi_0\bigg(\frac{x_1 - a}{\sigma}\bigg), \end{split}$$
 где  $\Phi_0\left(x\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \int\limits_{0}^{x} \varphi(t) dt, \end{split}$ 

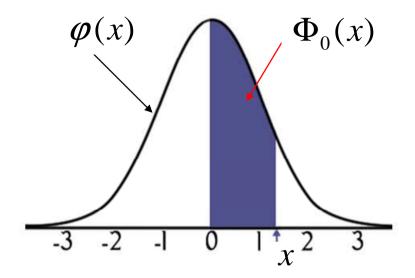
 $\varphi(t)$  - плотность стандартного нормального распределения. Функцию  $\Phi_0(x)$  называют интегральной функцией Лапласа.





Для функции распределения стандартной нормальной величины справедливо:

$$F(x) = \frac{1}{2} + \Phi_0(x), \quad \Phi_0(-x) = -\Phi_0(x).$$



Для функции распределения стандартной нормальной величины справедливо:

$$F(x) = \frac{1}{2} + \Phi_0(x), \quad \Phi_0(-x) = -\Phi_0(x).$$

Интеграл  $\Phi_0(x)$  не берется; вычисляется с помощью численных методов. Существуют таблицы распределения функции Лапласа.

**Пример**. Случайная величина X распределена по нормальному закону с параметрами a=30,  $\sigma$ =10. Найти вероятность того, что X примет значение, принадлежащее интервалу (10,50).

**Пример**. Случайная величина X распределена по нормальному закону с параметрами a=30,  $\sigma=10$ . Найти вероятность того, что X примет значение,

принадлежащее интервалу (10,50).

Решение. По условию  $x_1 = 10$ ,  $x_2 = 50$ , a = 30,  $\sigma = 10$ ,

следовательно, 
$$\frac{x_2 - a}{\sigma} = 2$$
,  $\frac{x_1 - a}{\sigma} = -2$ .

**Пример.** Случайная величина X распределена по нормальному закону с параметрами a=30,  $\sigma$ =10.

Найти вероятность того, что X примет значение, принадлежащее интервалу (10,50).

Решение. По условию  $x_1 = 10$ ,  $x_2 = 50$ , a = 30,  $\sigma = 10$ ,

следовательно, 
$$\frac{x_2 - a}{\sigma} = 2$$
,  $\frac{x_1 - a}{\sigma} = -2$ .

Поэтому

$$P(10 < X < 50) = \Phi_0(2) - \Phi_0(-2) = 2 \cdot \Phi_0(2)$$
$$= 2 \cdot 0.4772 = 0.9544.$$

### Правило 3-х сигм

Пусть случайная величина X распределена нормально с параметрами a,  $\sigma$ . Найдем вероятность того, что отклонение случайной величины X от a по абсолютной величине будет меньше  $3\sigma$ :

### Правило 3-х сигм

Пусть случайная величина X распределена нормально с параметрами a,  $\sigma$ . Найдем вероятность того, что отклонение случайной величины X от a по абсолютной величине будет меньше  $3\sigma$ :

$$P(|X - a| < 3\sigma) = P(\frac{|X - a|}{\sigma} < 3) =$$

$$= \Phi_0(3) - \Phi_0(-3) = 2\Phi_0(3) = 0.9973.$$

Правило: нормально распределенная случайная величина с вероятностью близкой к 1 не выходит за пределы интервала с границами  $a\pm3\sigma$ .

Правило: нормально распределенная случайная величина с вероятностью близкой к 1 не выходит за пределы интервала с границами  $a\pm3\sigma$ .

Другая формулировка: если для некоторой случайной величины, закон распределения которой неизвестен, "правило 3с" не выполняется, то есть основания сомневаться в том, что ее распределение может быть нормальным.

#### Гамма распределение

Плотность гамма распределения задается как

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^a}{\Gamma(a)} x^{a-1} e^{-\lambda x}, & x > 0\\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

где a > 0,  $\lambda > 0$  - параметры распределения,

### Гамма распределение

Плотность гамма распределения задается как

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^a}{\Gamma(a)} x^{a-1} e^{-\lambda x}, & x > 0\\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

где a > 0,  $\lambda > 0$  - параметры распределения,

$$\Gamma(a) = \int_{0}^{\infty} x^{a-1} e^{-x} dx$$

- гамма функция ( $\Gamma(a) = (a-1)!$  при a = 1, 2, ...).

#### Гамма распределение

Плотность гамма распределения задается как

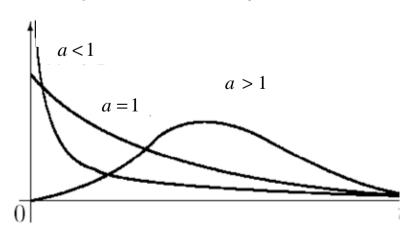
$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^a}{\Gamma(a)} x^{a-1} e^{-\lambda x}, & x > 0\\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

где a > 0,  $\lambda > 0$  - параметры распределения,

$$\Gamma(a) = \int_{0}^{\infty} x^{a-1} e^{-x} dx$$

- гамма функция ( $\Gamma(a) = (a-1)!$  при a = 1, 2, ...).

$$X \sim \Gamma(a,\lambda)$$



## Распределение Коши

Плотность распределения:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + x^2}.$$

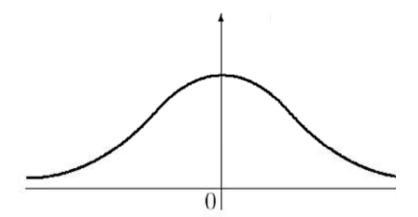
$$X \sim K$$

# Распределение Коши

# Плотность распределения:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + x^2}.$$

$$X \sim K$$

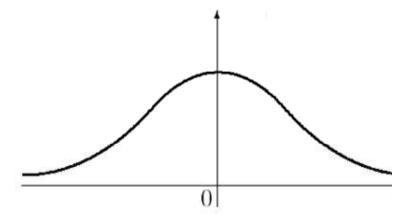


### Распределение Коши

### Плотность распределения:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + x^2}.$$

$$X \sim K$$



Функция распределения

$$F(x) = \frac{1}{\pi} \int_{0}^{x} \frac{1}{1+t^2} dt = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan x.$$