

# ОСНОВНЫЕ ЗАКОНЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

## Закон нормального распределения (ЗНР)

**Определение.** Нормальным называется распределение НСВ, плотность распределения вероятностей которой задается функцией

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

ЗНР имеет два параметра: матем. ожидание **a** и среднее квадратическое отклонение **σ**. Иными словами:

$$M(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = a;$$

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x)dx - a^2 = \sigma^2.$$

Интегральная функция распределения имеет вид:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} dx$$

Графиком дифференциальной функции нормального распределения  $f(x)$  является **нормальная кривая** или кривая **Гаусса**.

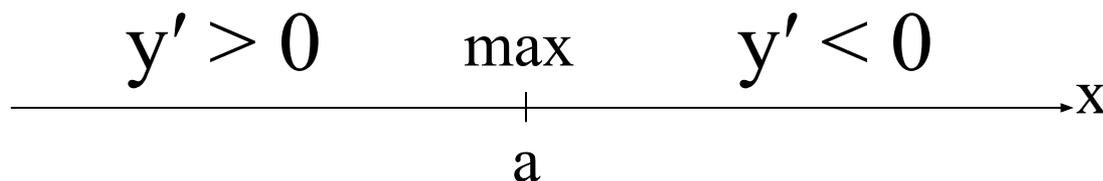
# Свойства функции $f(x)$

$$y = f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}$$

1.  $x \in (-\infty; \infty)$ ;

2.  $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} f(x) = 0$ ;  $\implies$  ось  $Ox$  – горизонтальная  
асимптота

3.  $y' = -\frac{x-a}{\sigma^3\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}$  ;  $y' = 0 \implies x_0 = a$

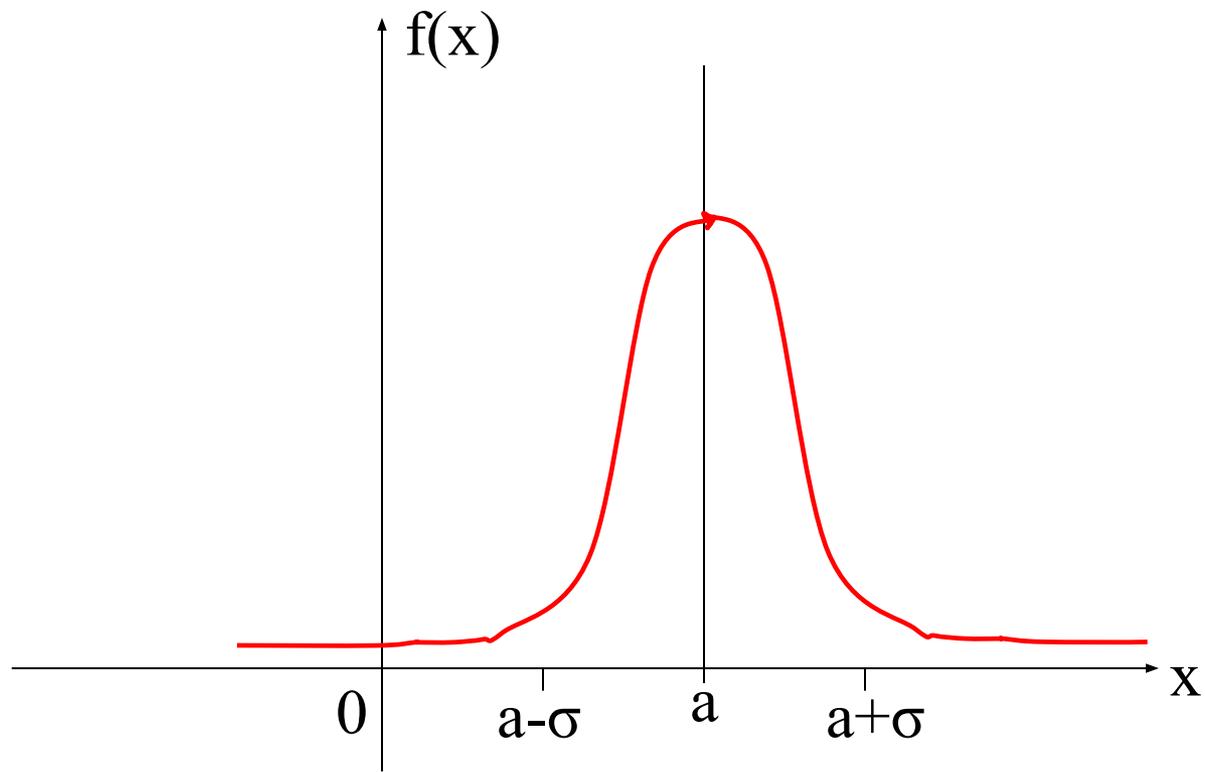


$$y_{\max} = f(a) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}$$

4. График  $y = f(x)$  симметричен относительно прямой  $x = a$ .

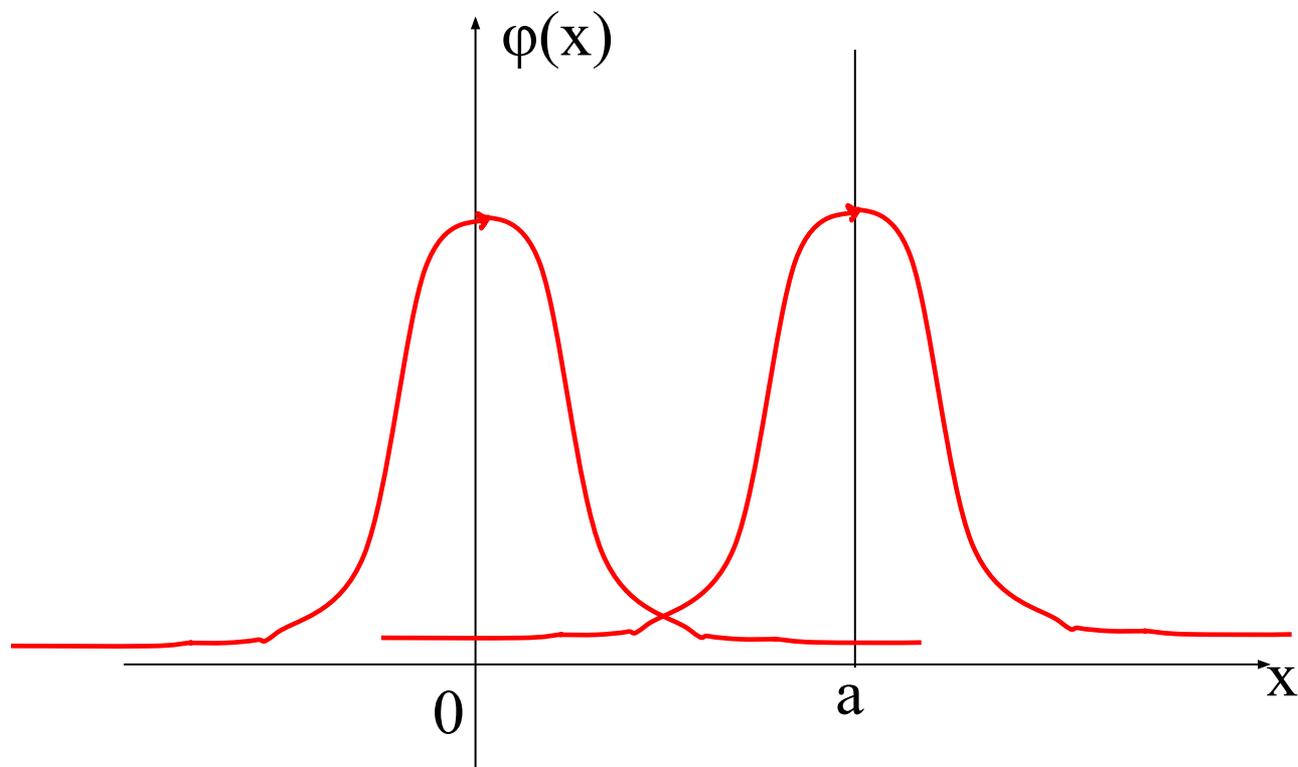
5. Точки  $x = a \pm \sigma$  – абсциссы точек перегиба графика  $f(x)$

$$y_{\text{перег.}} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi e}}$$



При  $a = 0$ ,  $\sigma = 1$  кривую нормального распределения называют **нормированной** кривой и

$$f(x) = \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$



## Теоремы о нормально распределенной НСВ

**Теорема 1.** Вероятность того, что нормально распределенная НСВ  $X$  примет значения из интервала  $(c;d)$ , равна:

$$P(c \leq X \leq d) = \frac{1}{2} (\Phi(\frac{d-a}{\sigma}) - \Phi(\frac{c-a}{\sigma}))$$

**Теорема 2.** Вероятность того, что абсолютная величина отклонения НСВ  $X$  от ее матем. ожидания не превзойдет  $\alpha$  ( $\alpha > 0$ ), равна:

$$P(|X - M(X)| < \alpha) = \Phi(\frac{\alpha}{\sigma})$$

**Следствие из теоремы 2 (правило трех сигм).** Если НСВ  $X$  распределена нормально, то абсолютная величина ее отклонения от математического ожидания не превосходит утроенного

среднего квадратического отклонения:

$$P ( |X - M(X) | < 3\sigma ) = \Phi ( \frac{3\sigma}{\sigma} ) = \Phi ( 3 ) = 0.9973 \approx 1$$

ИЛИ

$$P ( |X - M(X) | < 3\sigma ) \approx 1.$$

**Пример.** НСВ  $X$ , подчиненная ЗНР, имеет матем. ожидание, равное 100 м , и среднее квадратическое отклонение 5 м. С вероятностью 0.9973 определить границы распределения СВ  $X$ .

Дано:

$$a = 100, \sigma = 5$$

$$P = 0,9973$$

$$c \leq X \leq d$$

$c, d - ?$

По теореме 2:

$$P(|X - M(X)| < \alpha) = \Phi\left(\frac{\alpha}{\sigma}\right) = 0.9973$$

$$\Phi\left(\frac{\alpha}{\sigma}\right) = \Phi(3) \implies \frac{\alpha}{\sigma} = 3$$

$$\text{Отсюда } \alpha = 3\sigma = 3 * 5 = 15.$$

Так как  $|X - a| \leq \alpha$ , то

$$|X - 100| \leq 15 \quad \text{или} \quad -15 \leq X - 100 \leq 15,$$

$$100 - 15 \leq X \leq 100 + 15; \quad 85 \leq X \leq 115.$$

Нормальное распределение СВ возникает в тех случаях, когда:

(\*Из пункта ведётся стрельба из орудия вдоль прямой. Предполагается, что дальность полёта распределена нормально с математическим ожиданием 1000 м и средним квадратическим отклонением 5 м. Определить (в процентах) сколько снарядов упадёт с перелётом от 5 до 70м \*)

```
Clear[a1, b1, a, b, s, x]
```

```
s = 5
```

```
a = 1000
```

```
a1 = 1005
```

```
b1 = 1070
```

```
p = (1/(Sqrt[2*Pi]*s))*Exp[-(x - a)^2/(2*s^2)]
```

```
NIntegrate[p, {x, a1, b1}]
```

(\* Диаметр подшипников, изготовленные на заводе, представляет собой случайную величину, распределенную нормально с математическим ожиданием 1,5 см и средним квадратическим отклонением 0,04 см. Найти вероятность того, что размер наугад взятого подшипника колеблется от 1,4 до 1,6 см. \*)

```
Clear[a1, b1, a, b, s, x]
```

```
s = 0.04
```

```
a = 1.5
```

```
a1 = 1.4
```

```
b1 = 1.6
```

```
p = (1/(Sqrt[2*Pi]*s))*Exp[-(x - a)^2/(2*s^2)]
```

```
NIntegrate[p, {x, a1, b1}]
```

- 1) варьирование СВ обусловлено воздействием большого числа факторов;
- 2) эти факторы независимы и заданы произвольными распределениями;
- 3) отсутствует доминирующий фактор, т.е. ни один фактор по своему воздействию на СВ не преобладает над остальными.

**Центральная предельная теорема Ляпунова**  
**Теорема.** При выполнении общих условий,

таких как:  $|X_j - M(X)| < \delta,$

$$D(X_j) \leq C, \quad C = \text{const}, \quad (j = \overline{1, N})$$

сумма  $N$  независимых СВ, заданных произвольными распределениями, по мере возрастания числа  $N$  стремится к нормальному.

## **Биномиальное распределение**

Если дискретная СВ  $X$  – число наступлений события  $A$  в  $n$  независимых испытаниях, проводимых в одинаковых условиях с одной и той же вероятностью события  $A$  в каждом испытании, то эта СВ  $X$  распределена по биномиальному закону.

СВ  $X$ , распределенная по биномиальному закону, принимает значения  $0, 1, 2, 3, \dots, n$  с вероят-

НОСТЯМИ

$$P_{n,m} = C_n^m p^m q^{n-m}$$

Матем. ожидание этой СВ:

$$M(X) = np$$

Дисперсия:

$$D(X) = npq$$

## Распределение Пуассона

ДСВ  $X$  распределена по закону Пуассона, если она принимает счетное множество значений:  $0, 1, 2, \dots, n, \dots$  с вероятностями:

$$P_m = a^{m*} \frac{e^{-a}}{m!}$$

Если СВ  $X$  – число наступлений события  $A$  с вероятностью  $p \rightarrow 0$  в  $n$  испытаниях, когда число испытаний  $n$  велико, т.е.  $n \rightarrow \infty$ , то биномиальное распределение стремится к распределению Пуассона с параметром  $a$ , где

$$a = np = \text{const}$$

Так как число испытаний велико, а вероятность события  $A$  очень мала, близка к нулю, то иногда закон Пуассона называют **законом редких явлений**.

Распределение Пуассона применяется, когда  $n$  порядка нескольких сотен и больше, а  $1 \leq np \leq 10$ .

**Задача.** Вероятность того, что студент женится на первом курсе, равна 0.002. Найти вероятность того что из 500 студентов на первом курсе женятся 6 студентов.

Дано:

$$n = 500$$

$$p = 0,002$$

$$m = 6$$

---

$$P_m = ?$$

$$a = np = 500 * 0,002 = 1$$

$$P_m = a^{m*} \frac{e^{-a}}{m!} = 1^{6*} \frac{e^{-1}}{6!} = \frac{1}{720e} = 0,00051$$

Если СВ  $X$  распределена по закону Пуассона, то

$$M(X) = D(X) = np = a$$

## Простейший поток событий

**Определение.** Последовательность событий, наступающих в случайные моменты времени, называется потоком событий.

**Определение.** Поток событий называется **простейшим**, если он обладает свойствами **стационарности**, **отсутствия последействия** и **ординарности**.

1. Свойство **стационарности** означает, что вероятность появления  $k$  событий за проме-

жуток времени  $\Delta t$  зависит только от числа  $k$  и от промежутка  $\Delta t$ , и не зависит от момента  $t$  начала этого промежутка.

2. Свойство **отсутствия последствия** означает, что вероятность появления  $k$  событий за промежуток времени  $(t, t+\Delta t)$  не зависит от того, сколько событий произошло до момента  $t$ .

3. Свойство **ординарности** означает, что за малый промежуток времени практически невозможно появление двух или более событий в потоке.

**Определение.** Среднее число появлений событий за промежуток времени называется **интенсивно-**

**СТЬЮ** потока и обозначается  $\lambda$ .

Тогда  $\frac{1}{\lambda}$  - средний промежуток времени между двумя последовательными событиями в простейшем потоке.

СВ  $X$  – число появлений событий в простейшем потоке за промежуток времени  $t$  имеет распределение Пуассона с параметром

$$a = \lambda t$$

Условие возникновения простейшего потока (Хинчин):

Сумма большого числа независимых стацио-

нарных потоков, каждый из которых мало влияет на сумму, образует поток, близкий к простейшему.

**Задача.** Интенсивность звонков на станцию скорой помощи – 2 звонка в минуту. Найти вероятность того, что за 3 минуты:

- а) будет 5 звонков; б) ни одного звонка; в) хотя бы один звонок.

Дано:

- $\lambda = 2,$
- $t = 3,$
- а)  $m_1 = 5,$
- а)  $m_1 = 5,$
- а)  $m_1 = 5,$

---

$P = ?$

Решение:

$$a = \lambda t = 2 \cdot 3 = 6.$$

- а)  $a) m_1 = 5,$
  - а)  $a) m_1 = 5,$
  - а)  $a) m_1 = 5,$
- =0,9975.

# Равномерное распределение

**Определение.** НСВ  $X$  имеет равномерное распределение на отрезке  $[a; b]$ , если ее плотность распределения

$$f(x) \equiv \begin{cases} C & \text{при } x \in [a; b], \text{ где } C = \text{const} \\ 0 & \text{при } x \notin [a; b]. \end{cases}$$

По свойству плотности распределения  $f(x)$ :

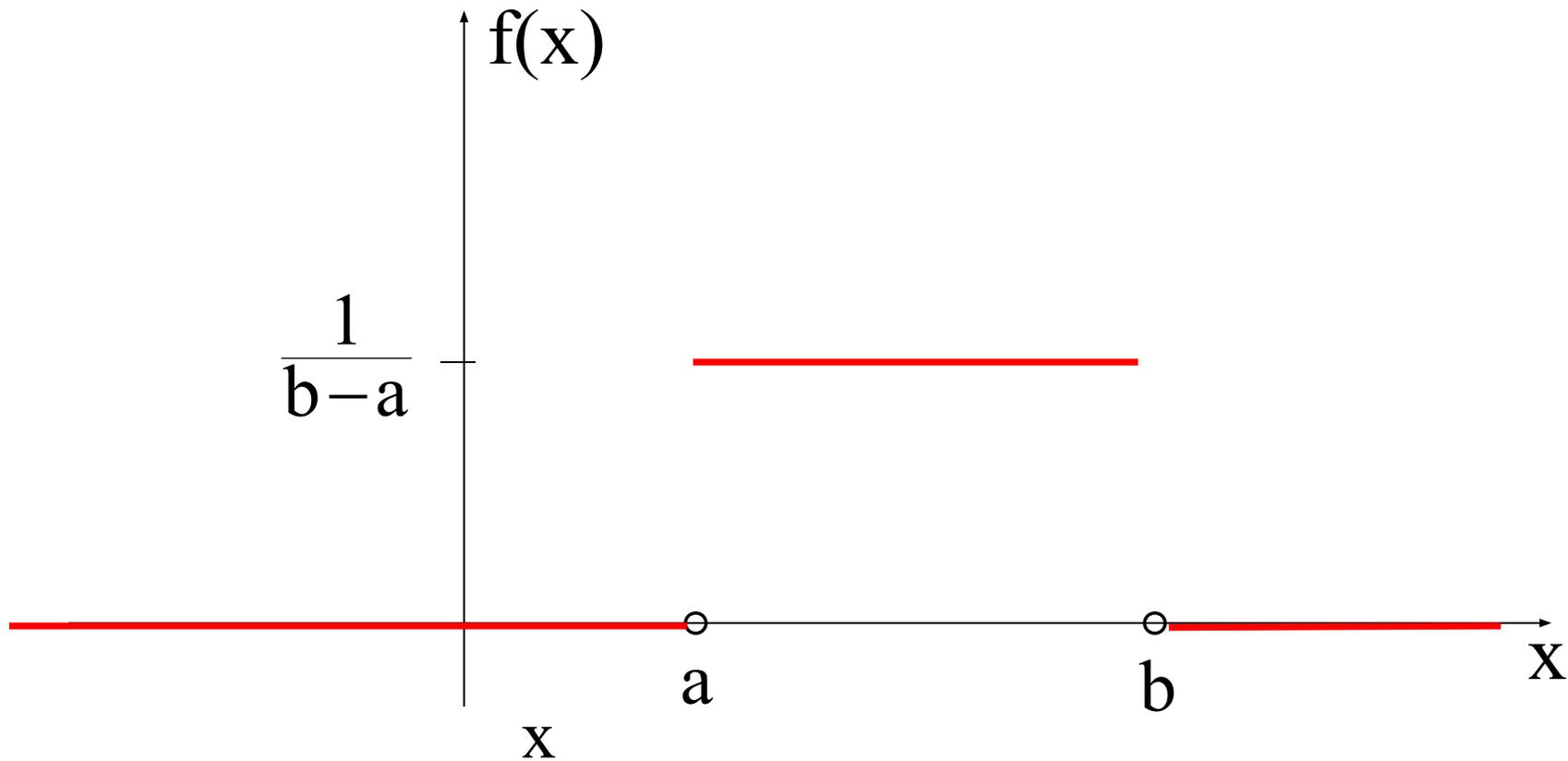
$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \implies \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^a f(x) dx + \int_a^b f(x) dx + \int_b^{\infty} f(x) dx =$$

$$= \int_{-\infty}^a 0 dx + \int_a^b C dx + \int_b^{\infty} 0 dx = 0 + Cx \Big|_a^b + 0 = C(b - a) = 1.$$

Отсюда

$$C = \frac{1}{b-a}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{при } x \in [a; b], \\ 0 & \text{при } x \notin [a; b]. \end{cases}$$



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

Если  $x < a$ , то 
$$F(x) = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0.$$

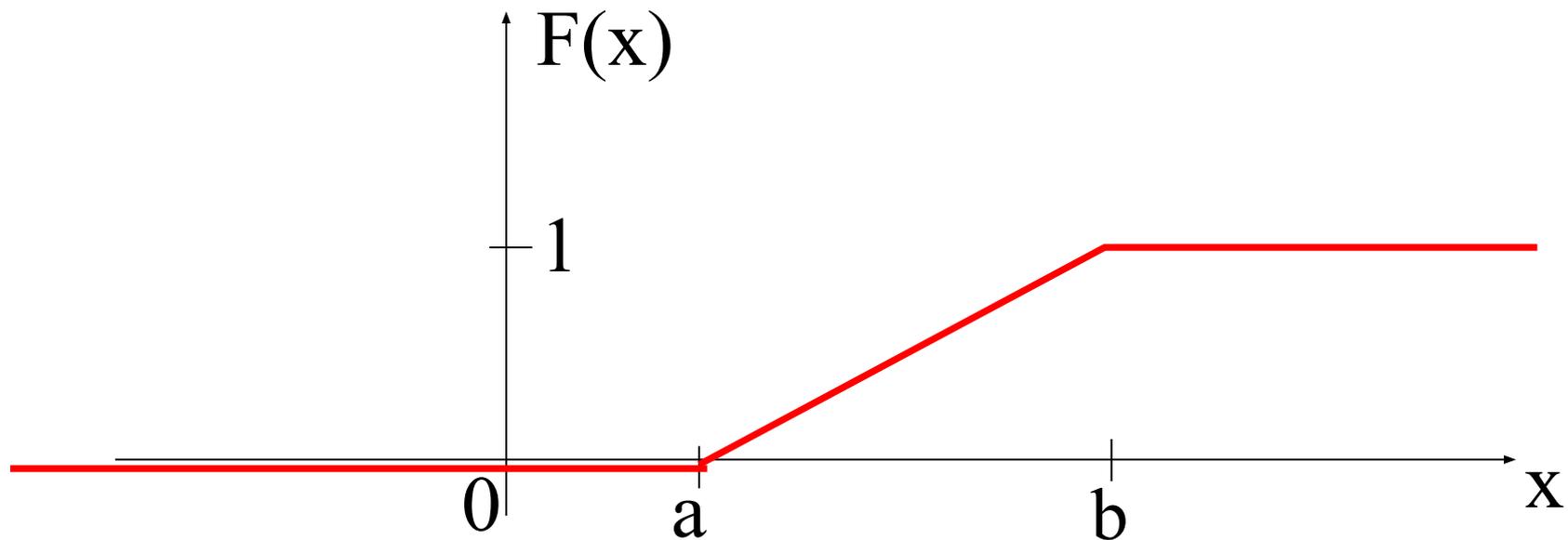
Если  $a < x < b$ , то

$$F(x) = \int_{-\infty}^a f(x) dx + \int_a^x f(x) dx = \int_{-\infty}^a 0 dx + \int_a^x \frac{1}{b-a} dx = 0 + \frac{1}{b-a} x \Big|_a^x = \frac{x-a}{b-a}$$

Если  $x > b$ , то

$$F(x) = \int_{-\infty}^a 0 dx + \int_a^b \frac{1}{b-a} dx + \int_b^{\infty} 0 dx = \frac{x}{b-a} \Big|_a^b = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < a, \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{при } a \leq x \leq b, \\ 1 & \text{при } x > b. \end{cases}$$



$$M(X) = \int_a^b xf(x)dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2}$$

$$D(X) = \int_a^b x^2 f(x) dx - (M(X))^2 = \int_a^b \frac{x^2}{b-a} dx - \frac{(a+b)^2}{4} = \frac{(b-a)^2}{12}$$

**Теорема.** Вероятность того, что СВ  $X$ , равномерно распределенная на отрезке  $[a; b]$ , примет значения,

не меньше  $\alpha$ , но не больше  $\beta$  (причем  $[\alpha; \beta] \in [a; b]$  ), равна:

$$P(\alpha \leq X \leq \beta) = \frac{\beta - \alpha}{b - a}$$

Равномерное распределение имеет СВ  $X$ :

- показание прибора, имеющего шкалу;
- время ожидания пассажиром автобуса с точным интервалом движения и т. п.

**Задача.** Реклама на канале TV появляется через каждые 15 минут и продолжается в течение 2 мин. Найти вероятность того, что телезритель, включив

в некоторый момент TV, будет смотреть любимый сериал без перерыва на рекламу а) не менее 8, но не более 13 минут; б) не более 3 минут.

Дано:

$$a = 0$$

$$b = 13$$

СВ  $X$  – время без рекламы

$$f(x) = \frac{1}{b-a} = \frac{1}{13}$$

$$a) P(8 \leq X \leq 13) = ?$$

$$б) P(0 \leq X \leq 3) = ?$$

$$P(8 \leq X \leq 13) = \frac{\beta - \alpha}{b - a} = \frac{13 - 8}{13 - 0} = \frac{5}{13}$$

$$P(0 \leq X \leq 3) = \frac{3 - 0}{13 - 0} = \frac{3}{13}$$

**Задача.** Цена деления шкалы прибора равна 0,1. Показания прибора округляют до ближайшего деления. Найти вероятность того, что при снятии показания прибора будет допущена ошибка измерения, не превышающая 0,02.

Дано:

$$a = 0$$

$$b = 0,1$$

$$\alpha = 0$$

$$\beta = 0,02$$

СВ  $X$  – истинное показание прибора

$$A = \{ \text{ошибка} \leq 0,02 \}$$

$$f(x) = \frac{1}{0,1-0} = 10$$

$$P(A) = ?$$

$$\begin{aligned} P(A) &= P(0 \leq X \leq 0,02) + P(0,08 \leq X \leq 0,1) = \\ &= \frac{0,02-0}{0,1-0} + \frac{0,1-0,08}{0,1-0} = 0,2 + 0,2 = 0,4 \end{aligned}$$

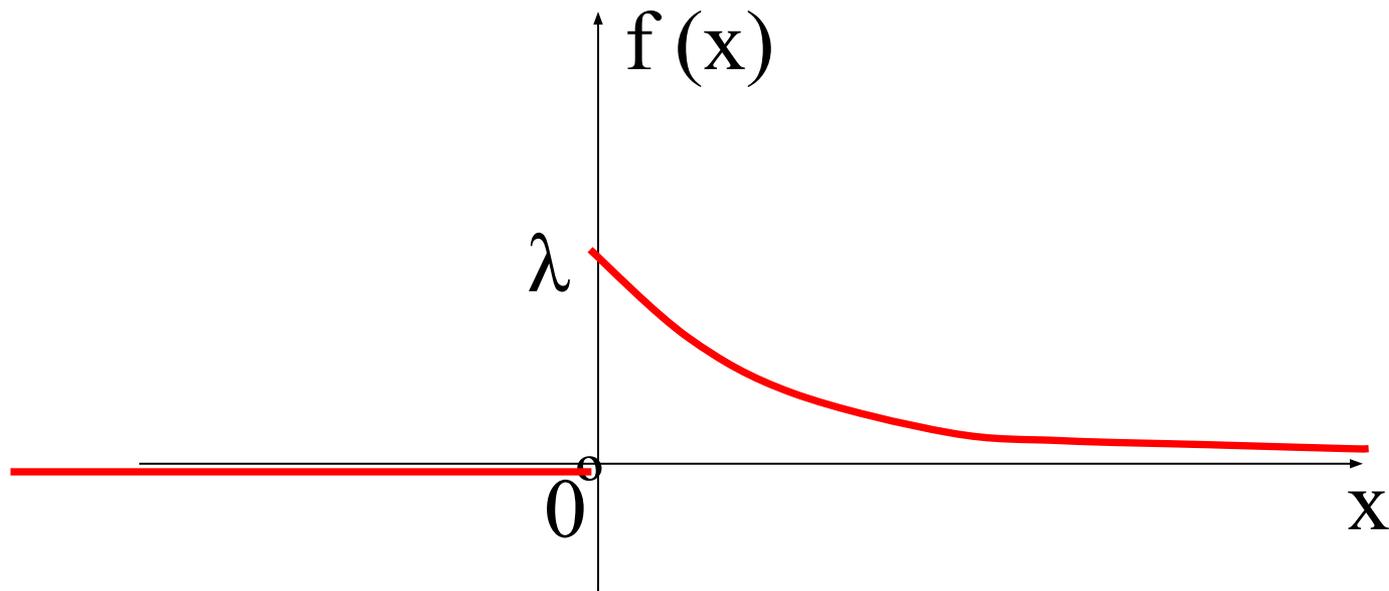
# Показательное распределение

**Определение.** НСВ  $X$  распределена по показательному закону распределения, если плотность ее распределения

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < 0, \\ \lambda e^{-\lambda x} & \text{при } x \geq 0, \end{cases}$$

где  $\lambda > 0$  – параметр показательного распределения.

График плотности распределения  $f(x)$ :



Математическое ожидание:

$$\begin{aligned}
 M(X) &= \int_0^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = - \int_0^{\infty} x e^{-\lambda x} d(-\lambda x) = \\
 &= - \int_0^{\infty} x d(e^{-\lambda x}) = \lim_{b \rightarrow \infty} \left( - x e^{-\lambda x} \Big|_0^b + \int_0^b e^{-\lambda x} dx \right) =
 \end{aligned}$$

$$= - \lim_{b \rightarrow \infty} \frac{1}{\lambda e^{\lambda b}} - \lim_{b \rightarrow \infty} \frac{1}{\lambda} (e^{-\lambda b} - 1) = 0 + \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\lambda} .$$

Итак,

$$\mathbf{M(X)} = \frac{1}{\lambda} ,$$

$$\mathbf{D(X)} = \frac{1}{\lambda^2} ,$$

$$\mathbf{\sigma(X)} = \frac{1}{\lambda}$$

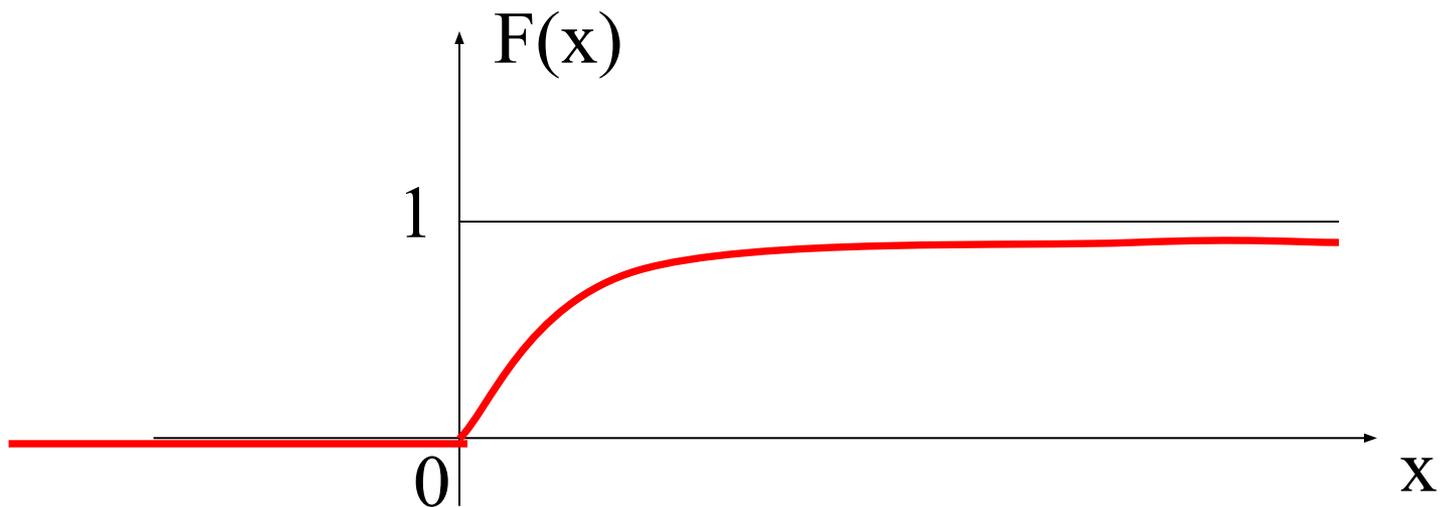
Интегральная функция показательного распределения СВ  $X$  – функция  $F(x)$ :

$$F(x) = P(X < x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx.$$

$$\text{При } x < 0 \quad F(x) = 0,$$

$$\text{При } x \geq 0 \quad F(x) = \int_{-\infty}^x \lambda e^{-\lambda x} dx = -e^{-\lambda x} \Big|_{-\infty}^x = 1 - e^{-\lambda x}.$$

$$\Rightarrow F(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < 0, \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{при } x \geq 0. \end{cases}$$



Вероятность того, что НСВ  $X$ , распределенная по показательному закону, примет значения из промежутка  $[a; b]$ , равна:

$$P(a \leq X \leq b) = F(b) - F(a) = 1 - e^{-\lambda b} - (1 - e^{-\lambda a}) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}$$

$$P(a \leq X \leq b) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}$$

**Задача.** Среднее время безотказной работы телевизора 8 лет. Найти вероятность того, что время работы телевизора без ремонта будет не менее 6, но не более 10 лет.

Дано:

$$\frac{1}{\lambda} = 8$$

$$\lambda = \frac{1}{8}$$

$$a = 6$$

$$b = 10$$

СВ  $X$  – время безотказной работы – имеет показательное распределение

$$P(a \leq X \leq b) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b} =$$

$$= e^{-\frac{6}{8}} - e^{-\frac{10}{8}} = 0,1859$$

$$P(6 \leq X \leq 10) = ?$$

Показательное распределение имеет НСВ  $X$  – промежуток времени между двумя последовательными событиями в простейшем потоке, например, промежуток времени между двумя автобусами

одного и того же маршрута, между двумя звонками на станцию скорой помощи, между двумя поломками прибора и т.п. Тогда параметр  $\lambda$  – это интенсивность потока автобусов этого маршрута, интенсивность звонков, интенсивность поломок и т.д.

По определению

$$F(x) = P(X < x),$$

то есть вероятность того, что событие произойдет раньше, чем наступит момент времени  $x$ .

Событие  $X > x$  означает, что событие произойдет после наступления момента  $x$ , и является

противоположным событию  $X < x$ . Поэтому

$$P(X > x) + P(X < x) = 1.$$

Отсюда:

$$P(X > x) = 1 - P(X < x) = 1 - F(x) = 1 - (1 - e^{-\lambda x}) = e^{-\lambda x}$$

Функция

$$R(x) = 1 - F(x) = e^{-\lambda x}$$

называется **функцией надежности**, так как

$$R(x) = P(X > x)$$

- это вероятность того, что событие (например, поломка) не произойдет до наступления момента  $x$ .

Если  $\lambda$  – интенсивность потока (например, интенсивность поломок), то  $\frac{1}{\lambda}$  называется **наработкой на отказ**.

**Задача.** Интенсивность движения автобуса 30-го маршрута – 4 автобуса в час. Найти вероятность того, что в течение 10 минут к остановке не подойдет ни один автобус этого маршрута.

Дано:

$$\lambda = 4 \text{ авт./час}$$

$$x = 10 \text{ мин.} = \frac{1}{6} \text{ часа}$$

$$P(X > \frac{1}{6}) = ?$$

НСВ  $X$  – время ожидания автобуса

$$P(X > \frac{1}{6}) = P(X > x) = R(x)$$

$$P(X > \frac{1}{6}) = e^{-\lambda \frac{1}{6}} = e^{-4/6} = 0,5134$$