Практическое занятие 7

Законы распределения непрерывных с.в.

Литература

- 1. Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистики. М.: Издательство «Юрайт», 2016.
- 2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. М.: Высш. шк., 2000.
- 3. Решетов С.В., Суслина И.А. Задачи для самостоятельного решения по теории вероятностей и математической статистике СПб: НИУ ИТМО, 2014.

Равномерное распределение

С.в. X имеет равномерное распределение на отрезке [a, b], если ее плотность распределения:

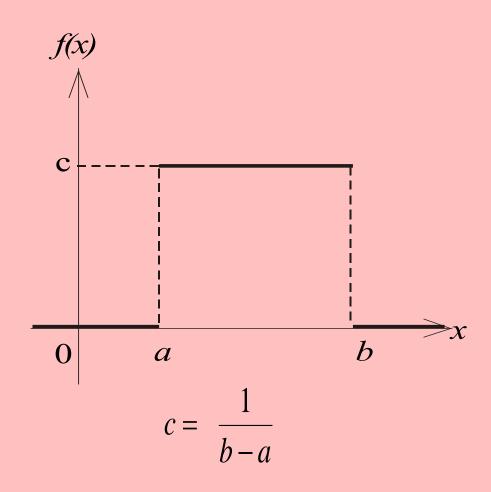
$$f(x) = \begin{cases} 0 & npu & x < a, \\ \frac{1}{b-a} & npu & a \le x \le b, \\ 0 & npu & x > b. \end{cases}$$

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

$$= \frac{1}{b-a} x \mid_{a}^{b} = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

Обозначение: $X \sim U(a,b)$

Кривая равномерного распределения



Числовые характеристики равномерного распределения

- математическое ожидание $m_x = \frac{a+b}{2}$
- дисперсия $D_x = \frac{(b-a)^2}{12}$
- среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_{\chi} = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}$$

Показательное (экспоненциальное) распределение

С.в. X имеет показательное распределение с параметром $\lambda > 0$, если ее плотность распределения:

распределения:
$$f(x) = \begin{cases} 0 & npu \ x < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & npu \ x \ge 0 \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & npu \ x \ge 0 \end{cases}$$

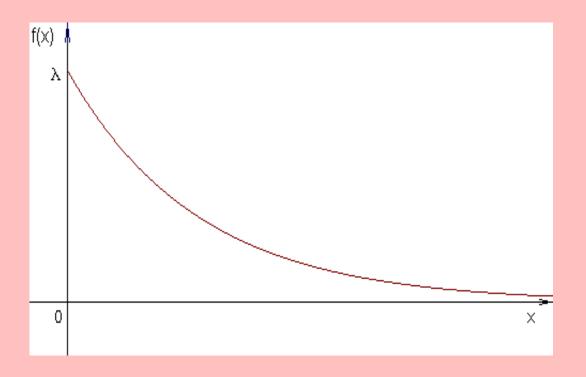
$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \lambda \int_{0}^{+\infty} e^{-\lambda x} dx =$$

$$= \lambda \left(-\frac{1}{\lambda} \right) \int_{0}^{+\infty} e^{-\lambda x} d(-\lambda x) = -e^{-\lambda x} \Big|_{0}^{+\infty} =$$

$$= -\left(\lim_{x \to +\infty} \frac{1}{e^{\lambda x}} - e^{0} \right) = 1$$
Обозначение: $X \sim Exp(\lambda)$

Обозначение: $X \sim Exp(\lambda)$

Кривая показательного распределения



Числовые характеристики показательного распределения

- математическое ожидание $m_x = \frac{1}{\lambda}$
- дисперсия $D_x = \frac{1}{\lambda^2}$
- среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_{x} = \frac{1}{\lambda}$$

Пример:

Пусть t_0 =0 — момент начала работы элемента, t — момент отказа.

С.в. T — длительность времени безотказной работы радиоэлектронного оборудования.

Bероятность отказа элемента за время длительностью <math>t:

$$F(t) = P(T < t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

где $\lambda > 0$ — *интенсивность отказов* (среднее число отказов в единицу времени).

Функция надежности — функция, определяющая вероятность безотказной работы элемента за время t:

$$R(t) = P(T > t) = 1 - F(t)$$

Показательный закон надежности:

$$R(t) = e^{-\lambda t}$$

Гамма-распределение

С.в. X имеет гамма-распределение с параметрами $\lambda > 0$ и k > 0, если ее плотность распределения:

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

где $\Gamma(k) = \int_{0}^{\infty} x^{k-1} e^{-x} dx$ – гамма-функция Эйлера.

Обозначение: $X \sim \Gamma(\lambda, k)$

Свойства гамма-функции

1. $\Gamma(k+1) = k \cdot \Gamma(k)$, $\Gamma(1) = 0! = 1 \Rightarrow \Gamma(k+1) = k!$, если k - целое неотрицательное число.

2.
$$\Gamma(k+\frac{1}{2}) = \frac{\sqrt{\pi}(2k-1)!!}{2^k},$$
 где $(2k-1)!!=1\cdot3\cdot5\cdot\ldots\cdot(2k-1)$

Функция распределения определяется выражением:

$$F(x) = \frac{\lambda^k}{\Gamma(k)} \int_0^x t^{k-1} e^{-\lambda t} dt = \frac{\Gamma(k, \lambda x)}{\Gamma(k)}, \quad x \ge 0$$

где
$$\Gamma(k,x) = \int_0^x t^{k-1} e^{-t} dt$$
 , $k > 0$ — неполная гамма-функция.

При целом k>1 гамма-распределение превращается в распределение Эрланга порядка k с плотностью распределения:

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

При k=1 гамма-распределение превращается в показательное распределение с параметром λ .

Числовые характеристики гамма-распределения

- математическое ожидание $m_x = \frac{k}{\lambda}$
- дисперсия $D_x = \frac{k}{\lambda^2}$
- среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_{_{\chi}} = \frac{\sqrt{k}}{\lambda}$$