

§3.6. Основные законы распределения случайных величин

§3.6.1. Законы распределения дискретных случайных величин

§3.6.1.1. Биномиальное распределение

Дискретная СВ X , принимающая неотрицательные целочисленные значения, - $0, 1, 2, \dots, n$ называется распределенной по *биномиальному* закону, если она принимает указанное значение m с вероятностью

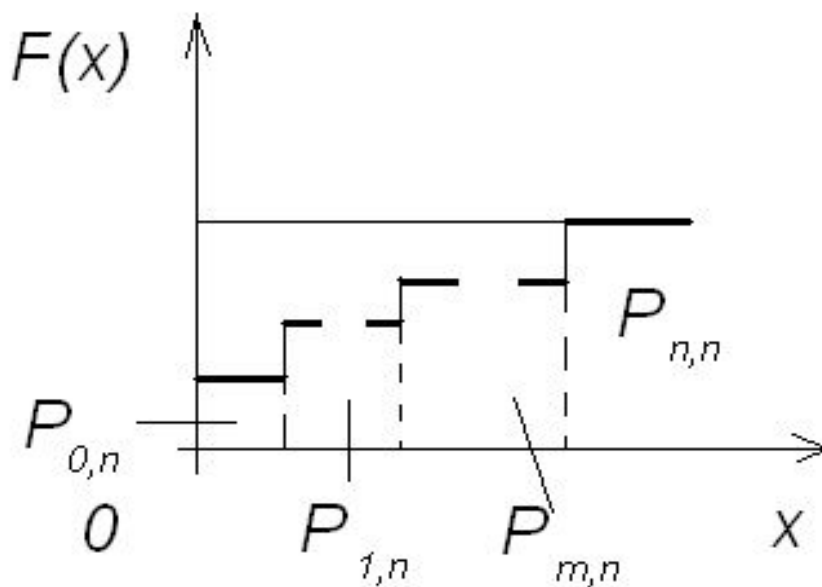
$$C_n^m p^m q^{n-m}$$

$$P_{m,n} = P(X=m) =$$

По схеме Бернулли СВ X есть число появлений события A ровно m раз в серии n опытов.

Вероятность появления события A равна p , а не появления $q=(1-p)$.

ФР $F(x)$ биномиального закона распределения (БЗР) СВ X имеет вид



Для вычисления числовых характеристик этого распределения нам потребуются два вспомогательных равенства:

$$\sum_{m=0}^n m C_n^m p^m q^{n-m} = np$$

$$\sum_{m=0}^n m^2 C_n^m p^m q^{n-m} = npq + n^2 p^2$$

Определим числовые характеристики БЗР. Принимая во внимание первое вспомогательное равенство определим МО:

$$M[X] = m_x = \sum_{m=0}^n m C_n^m p^m q^{n-m} = np$$

С учетом второго вспомогательного равенства определим дисперсию:

$$\begin{aligned} D[X] &= \alpha_2[X] - m_x^2 = \\ &= \sum_{m=0}^n m^2 C_n^m p^m q^{n-m} - n^2 p^2 = npq + n^2 p^2 - n^2 p^2 = npq \end{aligned}$$

Величины n , p называются параметрами распределения.

Пример: Устройство состоит из трех независимо работающих элементов. Вероятность отказа каждого элемента в одном опыте равна 0,1. Составить закон распределения числа отказавших элементов в одном опыте.

Решение: X - число отказавших элементов в одном опыте; $x_1 = 0$ (ни один из элементов не отказал); $x_2 = 1$ (отказал один элемент); $x_3 = 2$ (отказали два элемента); $x_4 = 3$ (отказали три элемента); $n = 3$; $p = 0,1$, следовательно, $q = 1 - 0,1 = 0,9$

$$P_{3,0} = q^3 = 0,9^3 = 0,729;$$

$$P_{3,1} = C_3^1 p q^2 = 3 \cdot 0,1 \cdot 0,9^2 = 0,243;$$

$$P_{3,2} = C_3^2 p^2 q = 3 \cdot 0,1^2 \cdot 0,9 = 0,027;$$

$$P_{3,3} = p^3 = 0,1^3 = 0,001.$$

Контроль: $0,729 + 0,243 + 0,027 + 0,001 = 1.$

Искомый биномиальный закон
распределения X :

X	0	1	2	3
p	0,729	0,243	0,027	0,001

§3.6.1.2. Распределение Пуассона

Теорема Пуассона. Если $p \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$, а $np = \lambda$, $\lambda = \text{const}$, то СВ может принимать целые неотрицательные значения с вероятностями

$$P_{m,n} = \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}$$

Для доказательства теоремы воспользуемся формулой Бернулли. Т.к. $np = \lambda$, $p = \lambda/n$ и $p \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$, то

$$\begin{aligned} P_{m,n} = P(X = m) &= \lim_{n \rightarrow \infty} C_n^m p^m q^{n-m} = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{(n-m)! m!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^m \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-m} = \\ &= \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!} \end{aligned}$$

Использовались соотношения:

$$\frac{n!}{(n-m)! m!} = \frac{n(n-1)\dots(n-m+1)}{m!}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = \exp(-\lambda)$$

Т.о., дискретная СВ, принимающая целые неотрицательные значения 0, 1, 2, ..., m с вероятностью

$$P_{m,n} = \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}$$

называется *распределенной по закону Пуассона*.

Ряд распределения этой СВ имеет вид:

X 0 1 2 ... m

P $\frac{\lambda^0}{0!} \exp(-\lambda)$ $\frac{\lambda^1}{1!} \exp(-\lambda)$ $\frac{\lambda^2}{2!} \exp(-\lambda)$ $\frac{\lambda^m}{m!} \exp(-\lambda)$

Используя соотношение,

$$\exp(\lambda) = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\lambda^m}{m!}$$

получим, что

$$\sum_{m=0}^{\infty} P(X = m) = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\lambda^m}{m!} \exp(-\lambda) = \exp(\lambda) \exp(-\lambda)$$

Числовые характеристики этого закона:

$$M[X] = \sum_{m=0}^{\infty} m^2 \frac{\lambda^m}{m!} \exp(-\lambda) = \lambda \exp(-\lambda) \exp(\lambda) = \lambda$$

и покажем, что дисперсия распределения Пуассона тоже равна λ .

Принимая во внимание, что

$D[X] = \alpha_2[X] - (M[X])^2$, вычислим сначала второй начальный момент:

$$\begin{aligned}\alpha_2[X] &= \sum_{m=0}^{\infty} m^2 \frac{\lambda^m}{m!} \exp(-\lambda) = \lambda \sum_{m-1=0}^{\infty} m \frac{\lambda^{m-1}}{(m-1)!} \exp(-\lambda) = \\ &= \lambda(\lambda + 1)\end{aligned}$$

Т.о., $D[X] = \alpha_2[X] - (M[X])^2 = \lambda(\lambda+1) - \lambda^2 = \lambda$.

Величина λ называется параметром распределения.

Вид распределения Пуассона изменяется при различных значениях параметра распределения λ . При малых значениях λ наблюдается асимметрия закона распределения. С ростом λ имеется тенденция к симметрии.

Пример: Учебник издан тиражом 100000 экземпляров. Вероятность того, что учебник сброшюрован неправильно, равна 0,0001. Найти вероятность того, что тираж содержит ровно пять бракованных книг.

Решение: $n=100000$, $p=0,0001$, $m=5$.

$$P_{m,n} = \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}$$

Определим λ : $\lambda=np=100000 \cdot 0,0001=10$

Искомая вероятность

$$P_{100000}(5)=10^5 e^{-10}/5!=0,0378$$

§3.6.2. Основные законы распределения непрерывных случайных величин

§3.6.2.1. Равномерное распределение

Непрерывная СВ называется равномерно распределенной на интервале $[a, b]$, если плотность ее распределения имеет постоянное значение C .

$$p(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ C, & a \leq x \leq b, \\ 0, & x > b. \end{cases}$$

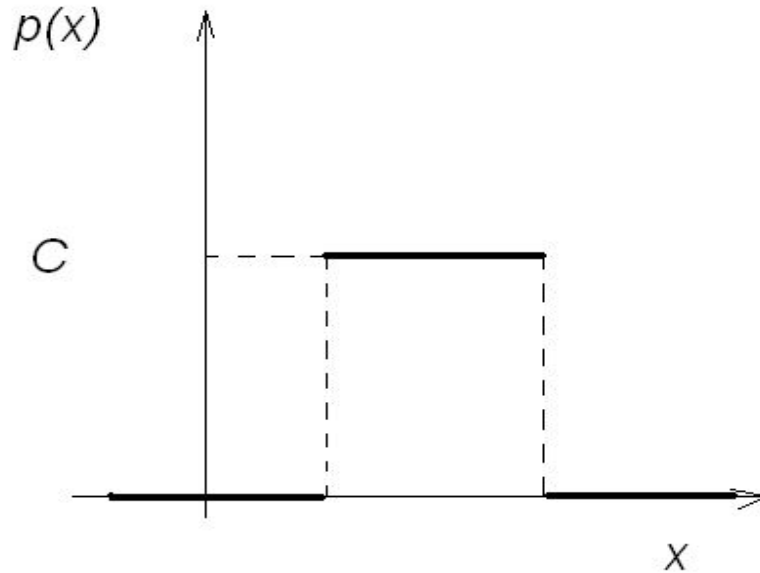
Определим $C = \text{const}$ из условия нормировки

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

T.e.

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

Отсюда $C=1/(b-a)$.

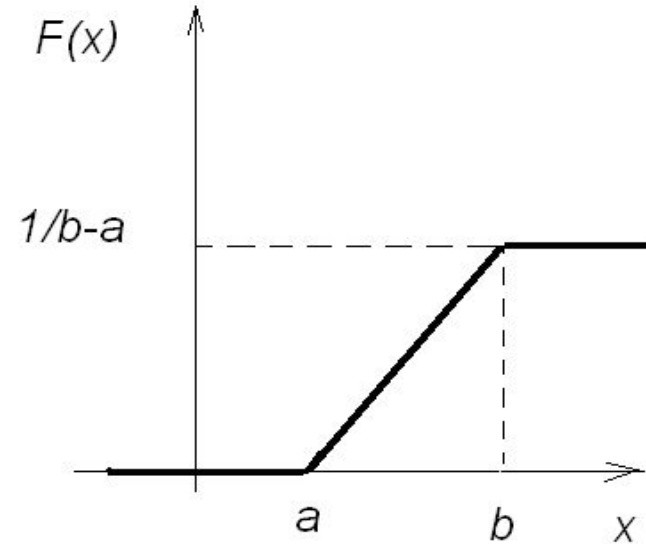


Определим функцию распределения $F(x)$ по формуле

$$F(x) = \int_{-\infty}^x p(y)dy = \int_{-\infty}^a 0dx + \int_a^x \frac{1}{b-a} dy = \frac{x-a}{b-a}$$

Отсюда следует:

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



Определим числовые характеристики распределения $M[X]$, $D[X]$:

$$M[X] = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx = \frac{x^2}{2(b-a)} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

Отсюда следует, что МО совпадает с медианой. Определим дисперсию по формуле

$$D[X] = \alpha_2[X] - (M[X])^2$$

$$\begin{aligned} \alpha_2[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx = \frac{x^3}{3(b-a)} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{3(b-a)} = \\ &= \frac{(b-a)(b^2 + ba + a^2)}{3(b-a)} = \frac{(b^2 + ba + a^2)}{3} \end{aligned}$$

Тогда

$$\begin{aligned} D[X] &= \frac{(b^2 + ba + a^2)}{3} - \frac{(b+a)^2}{4} = \frac{4b^2 + 4ba + 4a^2 - 3b^2 - 6ba - 3a^2}{12} = \\ &= \frac{b^2 - 2ba + a^2}{12} = \frac{(b-a)^2}{12} \end{aligned}$$

Стандартное отклонение определяется по формуле:

$$\sigma = \sqrt{D[X]} = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}$$

Равномерное распределение используется в технических приложениях, когда информация о характеристиках распределения мала.

Пример: Цена деления шкалы амперметра равна 0,1А. Показания округляют до ближайшего целого деления. Найти вероятность того, что при отсчете будет сделана ошибка, превышающая 0,02А.

Решение: Ошибка округления отсчета можно рассматривать как случайную величину X , которая распределена равномерно в интервале между двумя соседними целыми делениями. Плотность равномерного распределения $f(x)=1/(b-a)$, где $(b-a)$ – длина интервала, в котором заключены возможные значения X ; вне этого интервала $f(x)=0$.

В рассматриваемой задаче длина интервала, в котором заключены все возможные значения X , равна $0,1$, т.е. $(b-a)=0,1$, поэтому $f(x)=1/0,1=10$.

Из условия задачи ясно, что ошибка отсчета превысит $0,02$, если она будет заключена в интервале $(0,02; 0,08)$. По формуле

$$P(a < X < b) = \int_a^b f(x) dx \quad \text{получим}$$

$$P(0,02 < X < 0,08) = \int_{0,02}^{0,08} 10 dx = 0,6$$