

УДК 517.8

Антоник И.А.

Научные руководители: к.т.н., доцент Махнист Л.П., доцент Гладкий И.И.

## О МОМЕНТАХ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПУАССОНА

Пуассона распределение – распределение вероятностей случайной величины  $X$ , принимающей целые неотрицательные значения  $k = 0, 1, 2, \dots$  с вероятностями

$$P(X = k) = p_k = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!},$$

где  $\lambda > 0$  – параметр.

Начальным моментом  $n$ -го порядка ( $n = 0, 1, 2, \dots$ ) случайной величины называется  $\alpha_n = M(X^n)$ .

Учитывая разложение функции  $e^x$  в ряд Маклорена, получим, что

$$\alpha_0 = \sum_{k=0}^{+\infty} p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1.$$

Функция распределения закона Пуассона:

$$F(x) = P(X < x) = 0, \text{ если } x \leq 0, \text{ и } F(x) = P(X < x) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\lfloor x \rfloor - 1} \frac{\lambda^k}{k!}, \text{ если } x > 0,$$

где  $\lfloor x \rfloor$  – наименьшее целое, большее или равное  $x$ :  $\lfloor x \rfloor = \min \{n \in \mathbb{Z} | n \geq x\}$ .

$$\text{Рассмотрим функцию } F(m+1, \lambda) = 1 - \frac{1}{m!} \int_0^{\lambda} y^m e^{-y} dy.$$

$$\text{Заметим, что } F(1, \lambda) = 1 - \frac{1}{0!} \int_0^{\lambda} y^0 e^{-y} dy = 1 - \int_0^{\lambda} e^{-y} dy = 1 + e^{-y} \Big|_0^{\lambda} = e^{-\lambda} = p_0.$$

Используя метод интегрирования по частям, получим:

$$\begin{aligned} F(m+1, \lambda) &= 1 - \frac{1}{m!} \int_0^{\lambda} y^m e^{-y} dy = 1 + \frac{1}{m!} \int_0^{\lambda} y^m de^{-y} = 1 + \frac{1}{m!} \left[ y^m e^{-y} \Big|_0^{\lambda} - \int_0^{\lambda} e^{-y} dy^m \right] = \\ &= 1 + e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!} - \frac{1}{(m-1)!} \int_0^{\lambda} e^{-y} y^{m-1} dy = e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!} + F(m, \lambda) = \sum_{k=1}^m p_k + F(1, \lambda) = \sum_{k=0}^m p_k. \end{aligned}$$

Следовательно, функцию распределения  $F(x)$  можно определить следующим образом:

$$F(x) = P(X < x) = 0, \text{ если } x \leq 0,$$

$$F(x) = P(X < x) = \sum_{k=0}^{\lfloor x \rfloor - 1} p_k = F(\lfloor x \rfloor, \lambda) = 1 - \frac{1}{(\lfloor x \rfloor - 1)!} \int_0^{\lambda} y^{\lfloor x \rfloor - 1} e^{-y} dy, \text{ если } x > 0.$$

Заметим, что для любого целого неотрицательного числа  $m$  выполняется:

$$\begin{aligned} \frac{1}{m!} \int_0^{+\infty} y^m e^{-y} dy &= -\frac{1}{m!} \int_0^{+\infty} y^m e^{-y} de^{-y} = -\frac{1}{m!} \left[ y^m e^{-y} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-y} dy^m \right] = \\ &= \frac{-1}{m!} \lim_{y \rightarrow +\infty} y^m e^{-y} + \frac{m}{m!} \int_0^{+\infty} e^{-y} y^{m-1} dy = \frac{1}{(m-1)!} \int_0^{+\infty} e^{-y} y^{m-1} dy = 1 - \lim_{y \rightarrow +\infty} e^{-y} = 1. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$F(m+1, \lambda) = 1 - \frac{1}{m!} \int_0^{\lambda} y^m e^{-y} dy = \frac{1}{m!} \int_0^{+\infty} y^m e^{-y} dy - \frac{1}{m!} \int_0^{\lambda} y^m e^{-y} dy = \frac{1}{m!} \int_{\lambda}^{+\infty} y^m e^{-y} dy.$$

**Математическое ожидание** закона распределения Пуассона (начальный момент 1-го порядка):

$$\alpha_1 = M(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} kp_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k\lambda^k}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda.$$

Вычислим начальный момент 2-го порядка:

$$\begin{aligned} \alpha_2 &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^2 p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^2 \lambda^k}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k \lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(\lambda^k)'}{(k-1)!} = \\ &= \lambda e^{-\lambda} \left( \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \right)' = \lambda e^{-\lambda} \left( \lambda \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \right)' = \lambda e^{-\lambda} \left( \lambda \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \right)' = \\ &= \lambda e^{-\lambda} (\lambda e^{\lambda})' = \lambda e^{-\lambda} (\lambda' e^{\lambda} + \lambda (e^{\lambda})') = \lambda e^{-\lambda} (1 \cdot e^{\lambda} + \lambda e^{\lambda}) = \lambda(1 + \lambda) = \lambda + \lambda^2. \end{aligned}$$

Начальный момент 2-го порядка можно вычислить иначе:

$$\begin{aligned} \alpha_2 &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^2 p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^2 \lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k + k(k-1)) \lambda^k}{k!} = \\ &= e^{-\lambda} \left( \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k \lambda^k}{k!} + \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k(k-1) \lambda^k}{k!} \right) = e^{-\lambda} \left( \lambda \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} + \lambda^2 \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} \right) = \\ &= e^{-\lambda} \left( \lambda \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} + \lambda^2 \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \right) = e^{-\lambda} (\lambda e^{\lambda} + \lambda^2 e^{\lambda}) = \lambda + \lambda^2 \end{aligned}$$

Здесь использовалось соотношение  $k^2 = k + k(k-1)$ . Несложно проверить, что  $k^3 = k + 3k(k-1) + k(k-1)(k-2)$ . Тогда начальный момент 3-го порядка:

$$\alpha_3 = \sum_{k=0}^{+\infty} k^3 p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^3 \lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k + 3k(k-1) + k(k-1)(k-2)) \lambda^k}{k!} = \lambda + 3\lambda^2 + \lambda^3.$$

Можно проверить, что  $k^4 = k + 7k(k-1) + 6k(k-1)(k-2) + k(k-1)(k-2)(k-3)$ . Тогда начальный момент 4-го порядка:

$$\begin{aligned} \alpha_4 &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^4 p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k + 7k(k-1) + 6k(k-1)(k-2) + k(k-1)(k-2)(k-3)) \lambda^k}{k!} = \\ &= e^{-\lambda} (\lambda e^{\lambda} + 7\lambda^2 e^{\lambda} + 6\lambda^3 e^{\lambda} + \lambda^4 e^{\lambda}) = \lambda + 7\lambda^2 + 6\lambda^3 + \lambda^4. \end{aligned}$$

Найдем начальные факториальные моменты  $n$ -го порядка:

$$\begin{aligned} \alpha_{[n]} &= M(X^{[n]}) = \sum_{k=0}^{+\infty} k^{[n]} p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^{[n]} \lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k(k-1) \dots (k-n+1) \lambda^k}{k!} = \\ &= e^{-\lambda} \sum_{k=n}^{+\infty} \frac{k(k-1) \dots (k-n+1) \lambda^k}{k!} = \lambda^n e^{-\lambda} \sum_{k=n}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-n}}{(k-n)!} = \lambda^n e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda^n. \end{aligned}$$

Начальные моменты  $n$ -го порядка случайной величины  $X$  связаны с ее начальными факториальными моментами соотношением

$$\alpha_n = M(X^n) = M(S_n^{(n)} X^{[n]} + \dots + S_1^{(n)} X^{[1]}) = \sum_{m=1}^n S_m^{(n)} M(X^{[m]}) = \sum_{m=1}^n S_m^{(n)} \alpha_{[m]}$$

где коэффициенты  $S_m^{(n)}$  – числа Стирлинга второго рода.

Тогда для начальных моментов  $n$ -го порядка распределения Пуассона выполняется

$$\alpha_n = \sum_{m=1}^n S_m^{(n)} \lambda^m. \text{ Например,}$$

$$\alpha_1 = \sum_{m=1}^1 S_m^{(1)} \lambda^m = S_1^{(1)} \lambda = \lambda - \text{математическое ожидание,}$$

$$\alpha_2 = \sum_{m=1}^2 S_m^{(2)} \lambda^m = S_1^{(2)} \lambda + S_2^{(2)} \lambda^2 = \lambda + \lambda^2,$$

$$\alpha_3 = \sum_{m=1}^3 S_m^{(3)} \lambda^m = S_1^{(3)} \lambda + S_2^{(3)} \lambda^2 + S_3^{(3)} \lambda^3 = \lambda + 3\lambda^2 + \lambda^3,$$

$$\alpha_4 = \sum_{m=1}^4 S_m^{(4)} \lambda^m = S_1^{(4)} \lambda + S_2^{(4)} \lambda^2 + S_3^{(4)} \lambda^3 + S_4^{(4)} \lambda^4 = \lambda + 7\lambda^2 + 6\lambda^3 + \lambda^4.$$

Начальный момент  $n$ -го порядка распределения Пуассона связан с начальными моментами более низких порядков этого распределения соотношением:

$$\begin{aligned} \alpha_n &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^n p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^n \lambda^k}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k^{n-1} \lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k+1)^{n-1} \lambda^k}{k!} = \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \left( \sum_{i=0}^{n-1} C_{n-1}^i k^i \right) \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda \sum_{i=0}^{n-1} \left( C_{n-1}^i e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^i \lambda^k}{k!} \right) = \lambda \sum_{i=0}^{n-1} C_{n-1}^i \alpha_i. \end{aligned}$$

Тогда, например,

$$\alpha_2 = \lambda \sum_{i=0}^1 C_1^i \alpha_i = \lambda (C_1^0 \alpha_0 + C_1^1 \alpha_1) = \lambda (\alpha_0 + \alpha_1) = \lambda (1 + \lambda) = \lambda + \lambda^2,$$

$$\alpha_3 = \lambda \sum_{i=0}^2 C_2^i \alpha_i = \lambda (C_2^0 \alpha_0 + C_2^1 \alpha_1 + C_2^2 \alpha_2) = \lambda (\alpha_0 + 2\alpha_1 + \alpha_2) = \lambda + 3\lambda^2 + \lambda^3,$$

$$\alpha_4 = \lambda \sum_{i=0}^3 C_3^i \alpha_i = \lambda (C_3^0 \alpha_0 + C_3^1 \alpha_1 + C_3^2 \alpha_2 + C_3^3 \alpha_3) = \lambda + 7\lambda^2 + 6\lambda^3 + \lambda^4.$$

Центральным моментом  $n$ -го порядка случайной величины  $X$  называется  $\mu_n = M((X - M(X))^n)$ . Очевидно, что  $\mu_0 = 1$ ,  $\mu_1 = 0$ ,  $\mu_2 = D(X)$ . Центральные моменты  $n$ -го порядка случайной величины  $X$  связаны с ее начальными моментами соотношением

$$\begin{aligned} \mu_n &= M((X - M(X))^n) = M((X - \alpha_1)^n) = M\left(\sum_{m=0}^n (-1)^m C_n^m X^{n-m} \alpha_1^m\right) = \\ &= \sum_{m=0}^n M((-1)^m C_n^m X^{n-m} \alpha_1^m) = \sum_{m=0}^n (-1)^m C_n^m M(X^{n-m}) \alpha_1^m = \sum_{m=0}^n (-1)^m C_n^m \alpha_{n-m} \alpha_1^m. \end{aligned}$$

Найдем некоторые центральные моменты  $n$ -го порядка:

дисперсия  $\mu_2 = D(X) = \alpha_2 - \alpha_1^2 = (\lambda^2 + \lambda) - \lambda^2 = \lambda$  (среднее квадратичное от-

клонение  $\sigma(X) = \sqrt{D(X)} = \sqrt{\lambda}$ ),

$$\mu_3 = \alpha_3 - 3\alpha_2\alpha_1 + 2\alpha_1^3 = \lambda^3 + 3\lambda^2 + \lambda - 3(\lambda^2 + \lambda)\lambda + 2\lambda^3 = \lambda,$$

$$\mu_4 = \alpha_4 - 4\alpha_3\alpha_1 + 6\alpha_2\alpha_1^2 - 3\alpha_1^4 = 3\lambda^2 + \lambda.$$

Центральный момент  $n$ -го порядка распределения Пуассона связан с центральными моментами более низких порядков этого распределения соотношением:

$$\mu_n = \sum_{k=0}^{+\infty} (k-\lambda)^n p_k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k-\lambda)^n \lambda^k}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(k-\lambda)^{n-1} \lambda^{k-1}}{(k-1)!} - \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k-\lambda)^{n-1} \lambda^k}{k!} = \lambda \sum_{i=0}^{n-2} C_{n-1}^i \mu_i + \lambda \mu_{n-1} - \lambda \mu_{n-1} = \lambda \sum_{i=0}^{n-2} C_{n-1}^i \mu_i$$

Используя соотношение  $\mu_n = \lambda \sum_{i=0}^{n-2} C_{n-1}^i \mu_i$ , получим:

$$\mu_2 = \lambda \sum_{i=0}^0 C_1^i \mu_i = \lambda C_1^0 \mu_0 = \lambda,$$

$$\mu_3 = \lambda \sum_{i=0}^1 C_2^i \mu_i = \lambda (C_2^0 \mu_0 + C_2^1 \mu_1) = \lambda(1+0) = \lambda,$$

$$\mu_4 = \lambda \sum_{i=0}^2 C_3^i \mu_i = \lambda (C_3^0 \mu_0 + C_3^1 \mu_1 + C_3^2 \mu_2) = \lambda(1+0+3\lambda) = \lambda + 3\lambda^2.$$

Заметим, что коэффициент асимметрии  $A = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = \frac{\lambda}{\sqrt{\lambda^3}} = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$  (при положительной (отрицательной) асимметрии более «длинная» часть кривой плотности распределения лежит правее (левее) моды) и эксцесса коэффициент  $E = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 = \frac{3\lambda^2 + \lambda}{\sqrt{\lambda^4}} - 3 = \frac{1}{\lambda}$

(эксцесс – скалярная характеристика островершинности графика плотности вероятности унимодального (одномодального) распределения).

$$\text{Коэффициент вариации } V(X) = \frac{\sigma(X)}{M(X)} = \frac{\sqrt{\lambda}}{\lambda} = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}.$$

Очевидно, что  $V(X) < 1$  ( $V(X) > 1$ ), если  $\lambda > 1$  ( $\lambda < 1$ ).

**Мода распределения**  $M_0(X) = k_0$ , если  $p_{k_0} \geq p_{k_0-1}$  и  $p_{k_0} \geq p_{k_0+1}$ .

Неравенство  $p_{k_0} \geq p_{k_0-1}$  выполняется, если  $\frac{\lambda^{k_0}}{k_0!} \geq \frac{\lambda^{k_0-1}}{(k_0-1)!}$  или  $\frac{\lambda^{k_0}}{\lambda^{k_0-1}} \geq \frac{k_0!}{(k_0-1)!}$ ,

т.е., когда  $\lambda \geq k_0$ .

Неравенство  $p_{k_0} \geq p_{k_0+1}$  выполняется, если  $\frac{\lambda^{k_0}}{k_0!} \geq \frac{\lambda^{k_0+1}}{(k_0+1)!}$  или  $\frac{(k_0+1)!}{k_0!} \geq \frac{\lambda^{k_0+1}}{\lambda^{k_0}}$ ,

т.е., когда  $k_0 + 1 \geq \lambda$ .

Следовательно, для моды  $M_0(X) = k_0$  выполняется неравенство  $\lambda - 1 \leq k_0 \leq \lambda$ .

Таким образом, если  $\lambda \notin N$ , то распределение имеет моду  $M_0(X) = [\lambda]$ , где  $[\lambda]$  – целая часть параметра  $\lambda$ , и распределение является унимодальным (одномодальным).

Если же  $\lambda \in N$ , то распределение имеет две моды  $M_0(X) = \lambda - 1$  и  $M_0(X) = \lambda$ , и распределение является бимодальным (двухмодальным).

#### Список цитированных источников

1. Вентцель, Е.С. Теория вероятностей / Е.С. Вентцель. – М.: Высшая школа, 1999. – 576 с.

2. Корн, Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн – М.: Наука, 1977. – 831 с.