

Л.П. МАХНИСТ<sup>1</sup>, О.В. МАТЫСИК<sup>2</sup>, Т.И.КАРИМОВА<sup>1</sup>, А.П. ЛИПОВЦЕВ<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Факультет электронно-информационных систем БрГТУ, кафедра высшей математики

<sup>2</sup>Физико-математический факультет БрГУ имени А.С. Пушкина, кафедра прикладной математики и технологий программирования

## РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ПУАССОНА И НЕКОТОРЫЕ ЧИСЛОВЫЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ

В работе рассматриваются числовые последовательности  $x_m = e^{-m} \sum_{k=0}^m \frac{m^k}{k!}$  и  $y_m = e^{-m} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{m^k}{k!}$ , связанные с медианой закона Пуассона – распределения вероятностей случайной величины  $X$ , принимающей целые неотрицательные значения  $k = 0, 1, 2, \dots$  с вероятностями  $P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ , где  $\lambda > 0$  – параметр.

Функция распределения закона Пуассона:

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

если  $x > 0$ , где  $\lfloor x \rfloor$  – наименьшее целое, большее или равное  $x$ :  $\lfloor x \rfloor = \min \{n \in \mathbb{Z} \mid n \geq x\}$ .

Рассмотрим функцию

$$F(m+1, \lambda) = 1 - \frac{\gamma(m+1, \lambda)}{m!} = 1 - \frac{1}{m!} \int_0^\lambda t^m e^{-t} dt,$$

где  $\gamma(m, \lambda) = \int_0^\lambda t^{m-1} e^{-t} dt$  – неполная нижняя гамма-функция (например, в [1]).

Заметим, что

$$F(1, \lambda) = 1 - \frac{1}{0!} \int_0^\lambda t^0 e^{-t} dt = 1 - \int_0^\lambda e^{-t} dt = 1 + e^{-t} \Big|_0^\lambda = e^{-\lambda} = p_0.$$

Используя метод интегрирования по частям в определенном интеграле, получим

$$F(m+1, \lambda) = 1 - \frac{1}{m!} \int_0^\lambda t^m e^{-t} dt = \sum_{k=1}^m p_k + F(1, \lambda) = \sum_{k=0}^m p_k.$$

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

$$F(x) = P(X < x) = \sum_{k=0}^{\lfloor x \rfloor - 1} p_k = F(\lfloor x \rfloor, \lambda) = 1 - \frac{1}{(\lfloor x \rfloor - 1)!} \int_0^\lambda t^{\lfloor x \rfloor - 1} e^{-t} dt,$$

если  $x > 0$ .

Используя соотношения  $x_m - x_{m-1} = \frac{1}{(m-1)!} \left( m^{m-1} e^{-m} - \int_{m-1}^m t^{m-1} e^{-t} dt \right)$ , доказано,

что последовательность  $x_m$  является убывающей, и то, что последовательность  $y_m$  является возрастающей,

$$y_m - y_{m-1} = \frac{1}{(m-1)!} \left( (m-1)^{m-1} e^{-m+1} - \int_{m-1}^m t^{m-1} e^{-t} dt \right).$$

учитывая

соотношение

Можно доказать, что последовательности  $x_m = e^{-m} \sum_{k=0}^m \frac{m^k}{k!}$  и  $y_m = e^{-m} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{m^k}{k!}$  являются ограниченными. Используя формулу Стирлинга (например, в [2]), легко показать, что  $\lim_{m \rightarrow \infty} x_m - \lim_{m \rightarrow \infty} y_m = \lim_{m \rightarrow \infty} e^{-m} \frac{m^m}{m!} \leq \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi m}} = 0$  и, следовательно, для последовательностей  $x_m$  и  $y_m$  выполняется  $\lim_{m \rightarrow \infty} x_m = \lim_{m \rightarrow \infty} y_m$ .

Заметим, что согласно центральной предельной теореме, при больших  $m$  гамма-распределение (распределение с плотностью вероятности  $f(x) = \frac{x^{m-1} e^{-x}}{(m-1)!}$ ,  $x \geq 0$ ) может быть приближено нормальным распределением  $N(a, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-a)^2}{2\sigma^2}}$  с математическим ожиданием  $a$  и дисперсией  $\sigma$  для которых  $a = \sigma^2 = m$ .

Следовательно,  $\frac{x^{m-1} e^{-x}}{(m-1)!} \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi m}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2m}}$  и выполняется

$$y_m = 1 - \frac{1}{(m-1)!} \int_0^m t^{m-1} e^{-t} dt \approx \int_0^m \frac{1}{\sqrt{2\pi m}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2m}} dt = 1 - \Phi(\sqrt{m})$$

при больших  $m$ , где  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{u^2}{2}} du$  – интеграл вероятностей (например, в [2]).

Тогда выполняется равенство  $\lim_{m \rightarrow \infty} x_m = \lim_{m \rightarrow \infty} y_m = 0,5$  и выполняются неравенства  $0,5 < x_m \leq x_1 = 2e^{-1}$  и  $e^{-1} = y_1 \leq y_m < 0,5$ .

**Лемма.** Для любого целого неотрицательного числа  $m$  существует единственное решение уравнения  $F(m+1, \lambda) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^m \frac{\lambda^k}{k!} = 0,5$  относительно  $\lambda$ , принадлежащее интервалу  $(m, m+1)$ .

**Доказательство.** Функция  $F(m+1, \lambda) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^m \frac{\lambda^k}{k!}$  для любого целого неотрицательного числа  $m$  является убывающей, так как

$$F'_\lambda(m+1, \lambda) = \left( 1 - \frac{1}{m!} \int_0^\lambda y^m e^{-y} dy \right)' = -\frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!} < 0.$$

Так как  $F(m+1, m+1) = y_{m+1} < 0,5$  и  $F(m+1, m) = x_m > 0,5$ , то для любых целого неотрицательного числа  $m$  существует единственное  $\lambda_m \in (m, m+1)$  такое, что  $F(m+1, \lambda_m) = e^{-\lambda_m} \sum_{k=0}^m \frac{\lambda_m^k}{k!} = 0,5$ .

Лемма доказана.

На рисунке 1 изображены числовые последовательности  $x_m$  и  $y_m$  ( $m = \overline{1, 50}$ ).

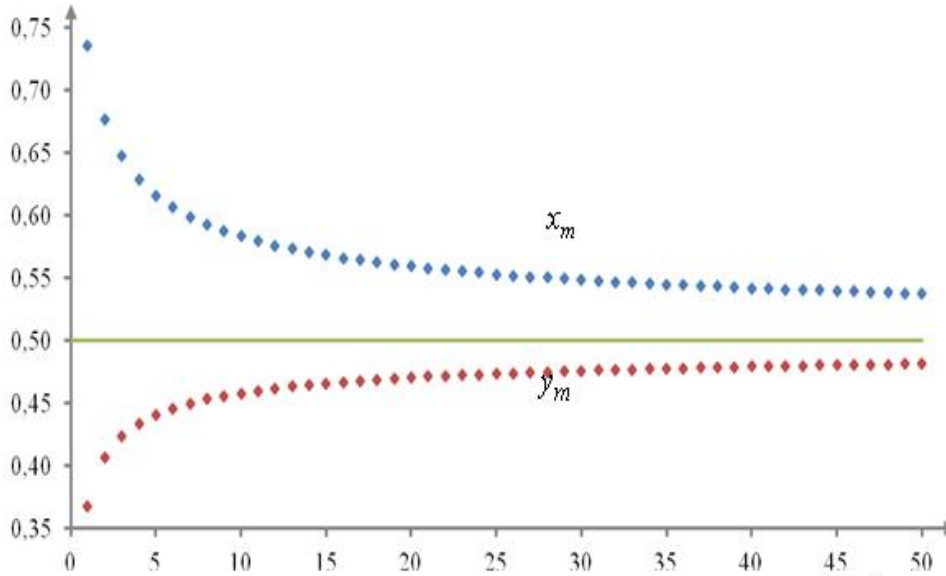


Рисунок 1 – Числовые последовательности  $x_m$  и  $y_m$  ( $m = \overline{1, 50}$ )

Используя приведенные выше неравенства для последовательностей  $x_m$ ,  $y_m$  и взаимосвязь функции распределения закона Пуассона с рассматриваемыми последовательностями получены следующие выводы.

Если параметр  $\lambda$  распределения Пуассона является натуральным числом, то медиана такого распределения равна этому параметру. Если параметр  $\lambda$  распределения Пуассона не является натуральным числом, то медиана такого распределения равна или целой части параметра распределения  $[\lambda]$ , если  $\lambda \leq \lambda_m$ , или  $[\lambda] = [\lambda] + 1$ , если  $\lambda > \lambda_m$ , или принадлежит отрезку  $[[\lambda], [\lambda] + 1]$ , если параметр  $\lambda$  распределения равен  $\lambda_m \in (m, m+1)$ , где  $[\lambda] = m$ .

Легко проверить, например, следующее: медиана распределения Пуассона равна 0, если параметр распределения  $\lambda$  удовлетворяет неравенству  $\lambda < \ln 2$ , равна 1, если параметр распределения  $\lambda$  удовлетворяет неравенству  $\ln 2 < \lambda \leq 1$ , и принадлежит интервалу  $[0, 1]$ , если параметр распределения равен  $\ln 2$ .

Таким образом, можно сделать следующий вывод, что медиана распределения Пуассона может быть равна целой части параметра  $\lambda$  распределения  $[\lambda]$  или  $[\lambda] = [\lambda] + 1$ , если функция распределения  $F(x)$  и медиана закона распределения определяются как, например, в [3].

Можно предположить, что исследование последовательностей вида  $x_m(p) = e^{-m} \sum_{k=0}^m \frac{(m+p)^k}{k!}$  и  $y_m(p) = e^{-m} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(m+p)^k}{k!}$  ( $0 < p < 1$ ) даст возможность получить простые формулы для медианы закона Пуассона.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Янке, Е. Специальные функции: формулы, графики, таблицы / Е. Янке, Ф. Эмде, Ф. Лёш – М. : Наука, 1968. – 344 с.
2. Худяков, А.П. Явные формулы погрешностей для одного случая эрмитова интерполирования / А.П. Худяков // Весці НАН Беларусі. Сер. фіз.-мат. навук. – 2012. – № 1. – С. 13–21.
3. Корн, Г. А. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Г. А. Корн, Т. М. Корн – М. : Наука, 1984. – 832 с.
4. Математическая энциклопедия : в 5 т. / Советская энциклопедия ; гл. ред. И. М. Виноградов. – М., 1977–1985.