

Гамма-распределение

Га́мма-распреде́ление в теории вероятностей — это двухпараметрическое семейство абсолютно непрерывных распределений. Если параметр k принимает целое значение, то такое гамма-распределение также называется **распреде́нием Эрла́нга**.

Содержание

- Определение
- Моменты
- Свойства гамма-распределения
- Связь с другими распределениями
- Моделирование гамма-величин
- Примечания
- Литература

Определение

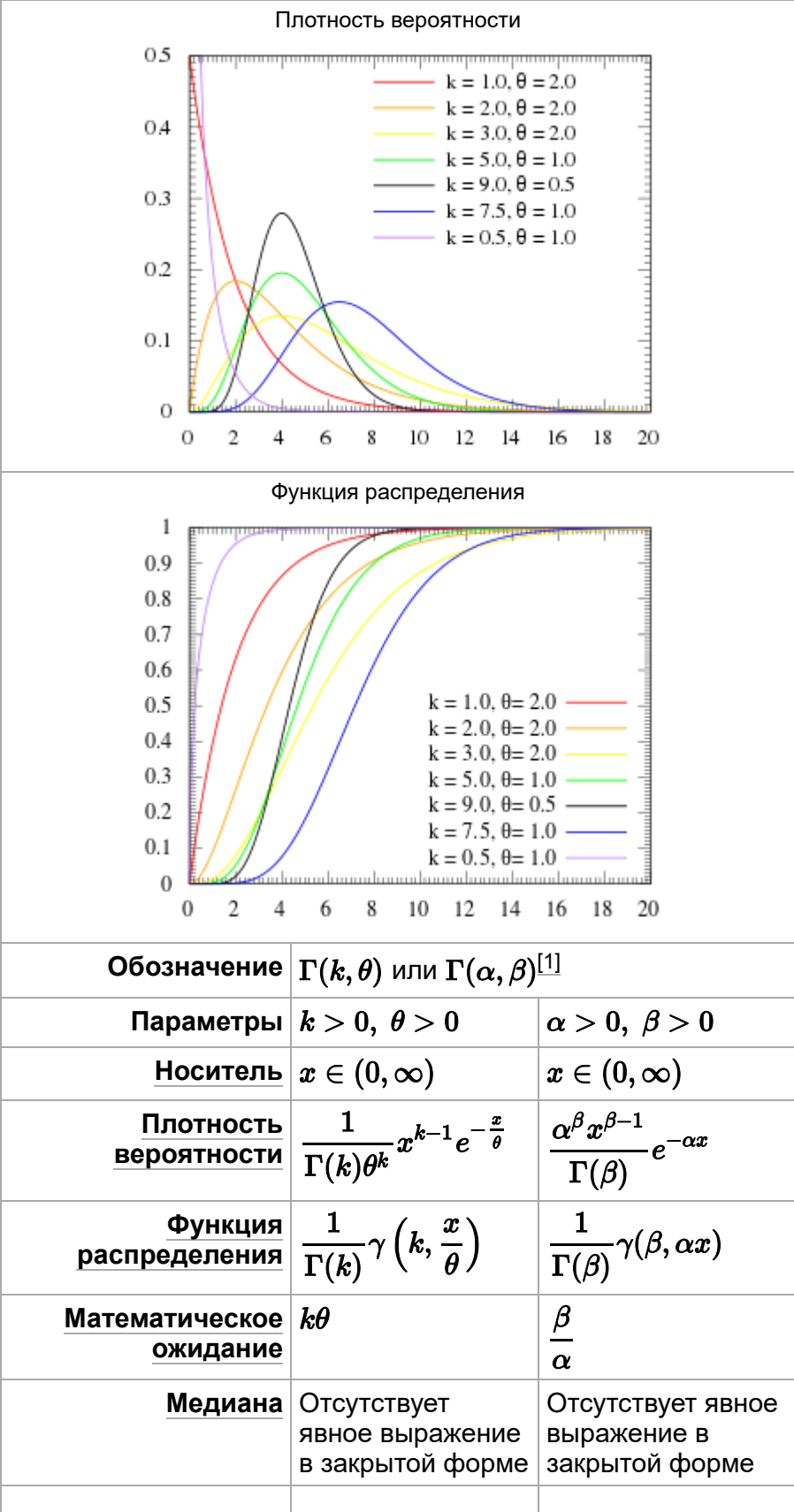
Пусть распределение случайной величины X задаётся плотностью вероятности, имеющей вид

$$f_X(x) = \begin{cases} x^{k-1} \frac{e^{-x/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases},$$

где $\Gamma(k)$ — гамма-функция Эйлера.

Тогда говорят, что случайная величина X имеет гамма-распределение с положительными параметрами θ и k . Пишут $X \sim \Gamma(k, \theta)$.

Гамма распределение



Замечание. Иногда используют другую параметризацию семейства гамма-распределений. Или вводят третий параметр — сдвиг.

Моменты

Математическое ожидание и дисперсия случайной величины X , имеющей гамма-распределение, имеют вид

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= k\theta, \\ \mathbb{D}[X] &= k\theta^2.\end{aligned}$$

Свойства гамма-распределения

- Если X_1, \dots, X_n — независимые случайные величины, такие что $X_i \sim \Gamma(k_i, \theta)$, $i = 1, \dots, n$, то

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma\left(\sum_{i=1}^n k_i, \theta\right).$$

- Если $X \sim \Gamma(k, \theta)$, и $a > 0$ — произвольная константа, то

$$aX \sim \Gamma(k, a\theta).$$

- Гамма-распределение бесконечно делимо.

Связь с другими распределениями

- Гамма-распределение является распределением Пирсона типа III^[2].
- Экспоненциальное распределение является частным случаем гамма-распределения:

$$\Gamma(1, 1/\lambda) \equiv \text{Exp}(\lambda).$$

- Если X_1, \dots, X_k — независимые экспоненциальные случайные величины, такие что $X_i \sim \text{Exp}(\lambda)$, $i = 1, \dots, k$, то

$$Y = \sum_{i=1}^k X_i \sim \Gamma(k, 1/\lambda).$$

- Распределение хи-квадрат является частным случаем гамма-распределения:

$$\Gamma\left(\frac{n}{2}, 2\right) \equiv \chi^2(n).$$

<u>Мода</u>	$(k-1)\theta$ при $k \geq 1$	$\frac{\beta-1}{\alpha}$ при $\beta \geq 1$
<u>Дисперсия</u>	$k\theta^2$	$\frac{\beta}{\alpha^2}$
<u>Коэффициент асимметрии</u>	$\frac{2}{\sqrt{k}}$	$\frac{2}{\sqrt{\beta}}$
<u>Коэффициент эксцесса</u>	$\frac{6}{k}$	$\frac{6}{\beta}$
<u>Информационная энтропия</u>	$k + \ln \theta + \ln \Gamma(k) + (1-k)\psi(k)$	$\beta - \ln \alpha + \ln \Gamma(\beta) + (1-\beta)\psi(\beta)$
<u>Производящая функция моментов</u>	$(1-\theta t)^{-k}$ при $t < \frac{1}{\theta}$	$\left(1-\frac{t}{\alpha}\right)^{-\beta}$ при $t < \alpha$
<u>Характеристическая функция</u>	$(1-\theta it)^{-k}$	$\left(1-\frac{it}{\alpha}\right)^{-\beta}$

- Согласно центральной предельной теореме, при больших k гамма-распределение может быть приближено нормальным распределением:

$$\Gamma(k, \theta) \approx N(k\theta, k\theta^2) \text{ при } k \rightarrow \infty.$$

- Если X_1, X_2 — независимые случайные величины, такие что $X_i \sim \Gamma(k_i, 1)$, $i = 1, 2$, то

$$\frac{X_1}{X_1 + X_2} \sim B(k_1, k_2).$$

- Распределение Рэлея заменой переменной сводится к гамма-распределению.
- Обычное распределение Вейбулла заменой переменной сводится к гамма-распределению.
- Распределение Накагами заменой переменной сводится к гамма-распределению.
- Естественным обобщением гамма-распределения является усеченное гамма-распределение.

Моделирование гамма-величин

Учитывая свойство масштабирования по параметру θ , указанное выше, достаточно смоделировать гамма-величину для $\theta = 1$. Переход к другим значениям параметра осуществляется простым умножением.

Используя тот факт, что распределение $\Gamma(1, 1)$ совпадает с экспоненциальным распределением, получаем, что если U — случайная величина, равномерно распределённая на интервале $(0, 1]$, то $-\ln U \sim \Gamma(1, 1)$.

Теперь, используя свойство k -суммирования, обобщим этот результат:

$$\sum_{i=1}^n -\ln U_i \sim \Gamma(n, 1),$$

где U_i — независимые случайные величины, равномерно распределённые на интервале $(0, 1]$.

Осталось смоделировать гамма-величину для $0 < k < 1$ и ещё раз применить свойство k -суммирования. Это является самой сложной частью.

Ниже приведён алгоритм без доказательства. Он является примером выборки с отклонением.

1. Положить m равным 1.
2. Сгенерировать V_{2m-1} и V_{2m} — независимые случайные величины, равномерно распределённые на интервале $(0, 1]$.
3. Если $V_{2m-1} \leq v_0$, где $v_0 = \frac{e}{e + \delta}$, перейти к шагу 4, иначе к шагу 5.
4. Положить $\xi_m = \left(\frac{V_{2m-1}}{v_0} \right)^{\frac{1}{\delta}}$, $\eta_m = V_{2m} \xi_m^{\delta-1}$. Перейти к шагу 6.
5. Положить $\xi_m = 1 - \ln \frac{V_{2m-1} - v_0}{1 - v_0}$, $\eta_m = V_{2m} e^{-\xi_m}$.
6. Если $\eta_m > \xi_m^{\delta-1} e^{-\xi_m}$, то увеличить m на единицу и вернуться к шагу 2.
7. Принять $\xi = \xi_m$ за реализацию $\Gamma(\delta, 1)$.

Подытожим:

$$\theta \left(\xi - \sum_{i=1}^{[k]} \ln U_i \right) \sim \Gamma(k, \theta),$$

где $[k]$ является целой частью k , а ξ сгенерирована по алгоритму, приведённому выше при $\delta = \{k\}$ (дробная часть k); U_i и V_l распределены как указано выше и попарно независимы.

Примечания

1. Родионов, 2015, с. 29.
2. Королук, 1985, с. 134.

Литература

- Лагутин М.Б. Наглядная математическая статистика. — М.: Бинوم, 2009. — 472 с.
 - Жуковский М.Е., Родионов И.В. Основы теории вероятностей. — М.: МФТИ, 2015. — 82 с.
 - Жуковский М.Е., Родионов И.В., Шабанов Д.А. Введение в математическую статистику. — М.: МФТИ, 2017. — 109 с.
 - Королук В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф. Справочник по теории вероятностей и математической статистике. — М.: Наука, 1985. — 640 с.
-

Источник — <https://ru.wikipedia.org/w/index.php?title=Гамма-распределение&oldid=109359823>

Эта страница в последний раз была отредактирована 19 сентября 2020 в 18:46.

Текст доступен по лицензии Creative Commons Attribution-ShareAlike; в отдельных случаях могут действовать дополнительные условия.

Wikipedia® — зарегистрированный товарный знак некоммерческой организации Wikimedia Foundation, Inc.