Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого
Институт прикладной математики и механики
Высшая школа прикладной математики и вычислительной физики

# Многомерный статистический анализ

Отчет по лабораторной работе

Тема: Оценка закона распределения

#### Выполнил:

студент гр. 3630102/60401Камалетдинова Ю. А.

#### Проверил:

к. ф-м. н., доцент Павлова Л. В.

> Санкт-Петербург 2020

## Содержание

Постановка задачи		2
1	Ход работы	2
2	Реализация	4
3	аключение	5

#### Постановка задачи

Цель лабораторной работы — проанализировать выборку, построить и обосновать модель закона распределения, которой подчиняются данные.

#### 1. Ход работы

Первоначально, до выдвигания гипотезы о распределении, необходимо визуализировать данные. Они представляют собой вещественнозначную выборку  $\{x\}_{i=1}^n$  объема n=60, все значения положительны. Границы выборки равны  $x_{min} \sim 0.005$  и  $x_{max} \sim 5.032$ . Гистограмма и эмпирическая функция распределения представлены на рисунке 1.

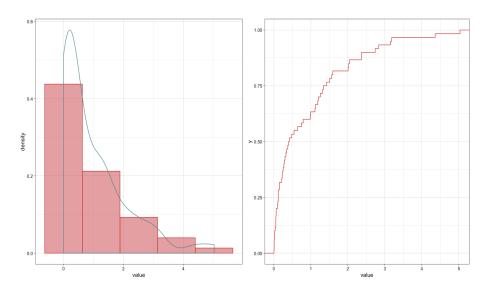


Рис. 1: Гистограмма и эмпирическая функция распределения набора данных

Гистограмма по выборке 1, очевидно, описывается асимметричным распределением. Вычислим некоторые статистки по формулам 1 - 4. По результатам из таблицы 1 можно сказать, что данные сильно положительно скошены ( $\gamma_1 > 1$ ). Значение коэффициента эксцесса указывает на то, что перед нами распределение с тяжелыми хвостами.

$\overline{x}$	s	$\gamma_1$	$\gamma_2$
0.948	1.126	1.631	5.500

Таблица 1: Статистики по набору данных

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \tag{1}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})}$$
 (2)

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} \tag{3}$$

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} - 3 \tag{4}$$

$$f(x;k) = \frac{1}{2^{(k/2)}\Gamma(k/2)} x^{k/2-1} e^{-x/2}, \ k = 1, 2, \dots$$
 (5)

Критерий хи-квадрат требует, чтобы интервалы разбиения содержали не менее чем 5 наблюдений 2.

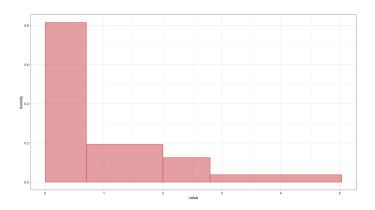


Рис. 2: Гистограммы с интервалами, где частоты попадания наблюдений  $\geq 5$ 

Для сравнения распределений применим критерий  $\chi^2$ . Сложная гипотеза  $H_0$  звучит так: наблюдения  $\{x\}_{i=1}^n$  порождаются функцией  $F(x,\theta), \ \theta \in \mathbb{R}^d$ . Для этого посчитаем вероятности попадания в интервалы разбиения, зная истинные функции предполагаемых распределений, и минимизируем статистику  $\chi^2$  6 по параметру  $\theta$ . Поскольку гистограмма по построенным данных явно несимметрична, будем проверять гипотезу для несимметричных распределений, а именно: логнормальное, экспоненциальное, гамма-распределение.

Критическое значение статистики  $\chi^2$  с 2 степенями свободы для правостороннего теста на уровне значимости 0.05-5.991,~c 1 степенью свободы — 3.841. Приведем полученные значения статистки с оптимизированными параметрами распределения в таблице 2.

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(n_j - E_j)^2}{E_j} \sim \chi_{k-d-1}^2, \ k = 4, \ d = 1, 2$$
 (6)

Вид распределения	Статистика $\chi^2$	Параметры
Lognorm	$1.667 \le 3.841$	logmean = -0.41, logsd = 1.439
Exponential	$3.842 \le 5.991$	$\mathrm{rate} = 0.942$
Gamma	$1.066 \le 3.841$	$\mathrm{shape} = 0.564,\mathrm{scale} = 1.993$

Таблица 2: Оптимизированные статистики для распределений

Таким образом, все статистики в таблице 2 меньше соответствующих критических значений критерия, и гипотезы не могут быть отклонены. Наименьшее значение статистики было получено в случае гамма-распределения. Посмтроим график функции плотности распределения с найденными параметрами и гистограмму данных 3.

## 2. Реализация

Для расчетов использовались библиотеки языка программирования R.

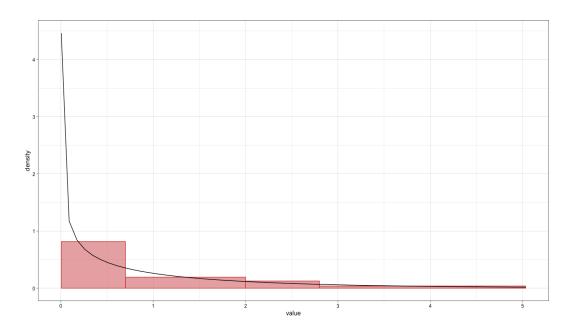


Рис. 3: Гистограммы данных и плотность гамма-распределения

### Заключение

В ходе анализа выборки были выдвинуты и проверены сложные гипотезы о нескольких распределениях. Наиболее блинзким оказалось гамма-распределение с параметрами  $k=0.564, \theta=1.993.$ 

# Список литературы