

САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ  
УНИВЕРСИТЕТ  
ПЕТРА ВЕЛИКОГО

ИНСТИТУТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ И МЕХАНИКИ  
КАФЕДРА "ПРИКЛАДНАЯ МАТЕМАТИКА"

ОТЧЁТ  
ЛАБОРАТОРНАЯ РАБОТА №7  
ПО ДИСЦИПЛИНЕ  
"МАТЕМАТИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА"

ВЫПОЛНИЛ СТУДЕНТ:  
САЛИХОВ С.Р.  
ГРУППА: 3630102/70401

ПРОВЕРИЛ:  
К.Ф.-М.Н., ДОЦЕНТ  
БАЖЕНОВ АЛЕКСАНДР НИКОЛАВИЧ

САНКТ-ПЕТЕРБУРГ  
2020 г.

# Содержание

	Стр.
<b>1. Постановка задачи</b> .....	<b>5</b>
<b>2. Теория</b> .....	<b>5</b>
2.1. Метод максимального правдоподобия .....	5
2.2. Хи-квадрат .....	5
<b>3. Реализация</b> .....	<b>6</b>
<b>4. Результаты</b> .....	<b>7</b>
<b>5. Обсуждение</b> .....	<b>7</b>
<b>6. Литература</b> .....	<b>7</b>
<b>7. Приложения</b> .....	<b>8</b>

## Список иллюстраций

## Список таблиц

1	Вычисление $\chi^2_B$ при проверке гипотезы $H_0$ о нормальном законе распределения $N(x, \hat{\mu} \approx 0.16, \hat{\sigma} \approx 1.04)$ . . . . .	7
---	---	---

## 1 Постановка задачи

Сгенерировать выборку объёмом 100 элементов для нормального распределения  $N(x, 0, 1)$ . По сгенерированной выборке оценить параметры  $\mu$  и  $\sigma$  нормального закона методом максимального правдоподобия. В качестве основной гипотезы  $H_0$  будем считать, что сгенерированное распределение имеет вид  $N(x, \hat{\mu}, \hat{\sigma})$ . Проверить основную гипотезу, используя критерий согласия  $\chi^2$ . В качестве уровня значимости взять  $\alpha = 0.05$ . Привести таблицу вычислений  $\chi^2$ .

## 2 Теория

### 2.1 Метод максимального правдоподобия

Метод максимального правдоподобия – метод оценивания неизвестного параметра путём максимизации функции правдоподобия.

$$\hat{\theta}_{\text{МП}} = \operatorname{argmax} \mathbf{L}(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta)$$

Где  $\mathbf{L}$  это функция правдоподобия, которая представляет собой совместную плотность вероятности независимых случайных величин  $X_1, x_2, \dots, x_n$  и является функцией неизвестного параметра  $\theta$

$$\mathbf{L} = f(x_1, \theta) \cdot f(x_2, \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n, \theta)$$

Оценкой максимального правдоподобия будем называть такое значение  $\hat{\theta}_{\text{МП}}$  из множества допустимых значений параметра  $\theta$ , для которого функция правдоподобия принимает максимальное значение при заданных  $x_1, x_2, \dots, x_n$ .

Тогда при оценивании математического ожидания  $m$  и дисперсии  $\sigma^2$  нормального распределения  $N(m, \sigma)$  получим:

$$\ln(\mathbf{L}) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - m)^2$$

### 2.2 Хи-квадрат

Разобьём генеральную совокупность на  $k$  непересекающихся подмножеств  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_k$ ,  $\Delta_i = (a_i, a_{i+1}]$ ,  $p_i = P(X \in \Delta_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$  – вероятность того, что точка попала в  $i$ -ый промежуток.

Так как генеральная совокупность это  $\mathbb{R}$ , то крайние промежутки будут бесконечными:  $\Delta_1 = (-\infty, a_1]$ ,  $\Delta_k = (a_k, \infty)$ ,  $p_i = F(a_i) - F(a_{i-1})$

$n_i$  – частота попадания выборочных элементов в  $\Delta_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$ .

В случае справедливости гипотезы  $H_0$  относительно частоты  $\frac{n_i}{n}$  при больших  $n$  должны быть близки к  $p_i$ , значит в качестве меры имеет смысл взять:

$$Z = \sum_{i=1}^k \frac{n}{p_i} \left( \frac{n_i}{n} - p_i \right)^2$$

Тогда

$$\chi_B^2 = \sum_{i=1}^k \frac{n}{p_i} \left( \frac{n_i}{n} - p_i \right)^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$$

Теорема К.Пирсона. Статистика критерия  $\chi^2$  асимптотически распределена по закону  $\chi^2$  с  $k - 1$  степенями свободы.

### 3 Реализация

Для генерации выборки был использован *Python 3.7* и модуль `numpy`. Для отрисовки графиков использовался модуль `matplotlib`. `scipy.stats` для обработки функций распределений.

## 4 Результаты

Метод максимального правдоподобия:

$$\hat{\mu} \approx 0.03, \hat{\sigma} \approx 0.95$$

Критерий согласия  $\chi^2$ :

Таблица 1: Вычисление  $\chi_B^2$  при проверке гипотезы  $H_0$  о нормальном законе распределения  $N(x, \hat{\mu} \approx 0.16, \hat{\sigma} \approx 1.04)$

i	$\Delta_i, a_{i-1}, a_i$	$n_i$	$p_i$	$np_i$	$n_i - np_i$	$\frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$
1	$[-\infty, -1.01]$	14	0.1562	15.62	-1.62	0.17
2	$[-1.01, -0.37]$	19	0.2004	20.04	-1.04	0.05
3	$[-0.37, 0.28]$	23	0.2517	25.17	-2.17	0.19
4	$[0.28, 0.92]$	19	0.2122	21.22	-2.22	0.23
5	$[0.92, 1.56]$	14	0.1201	12.01	1.99	0.33
6	$[1.56, \infty]$	11	0.0594	5.94	5.06	4.32
$\Sigma$	-	100	1.0000	100.00	0.00	$5.29 = \chi_B^2$

Количество промежутков  $k = 6$ .  
Уровень значимости  $\alpha = 0.05$ .

## 5 Обсуждение

По результатам работы, значение критерия согласия Пирсона:  
 $\chi_B^2 = 5.29$ . Табличное значение квантиля  $\chi_{1-\alpha}^2(k-1) = \chi_{0.95}^2(5) = 11.07$ .

Таким образом,  $\chi_B^2 < \chi_{0.95}^2(5)$ , из этого следует, что основная гипотеза  $H_0$  (о нормальном законе распределения  $N(x, \hat{\mu}, \hat{\sigma})$ ), на уровне зависимости  $\alpha = 0.05$ , соотносится с выборкой.

При распределении Лапласа ( $n = 30$ ),

$$\hat{\mu} \approx 0.53, \hat{\sigma} \approx 1.52$$

По результатам работы, значение критерия согласия Пирсона:  
 $\chi_B^2 = 12.94$ .

Таким образом,  $\chi_B^2 > \chi_{0.95}^2(5)$ , из этого следует, что основная гипотеза  $H_0$  (о нормальном законе распределения  $N(x, \hat{\mu}, \hat{\sigma})$ ), на уровне зависимости  $\alpha = 0.05$ , при распределении Лапласа не верна.

## 6 Литература

Модуль `numpy`

Модуль `matplotlib`

Модуль `scipy`

Таблица значений  $\chi^2$

## 7 Приложения

Код лабораторной

Код отчёта