

САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ
ИМ. ПЕТРА ВЕЛИКОГО

ИНСТИТУТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ И МЕХАНИКИ
КАФЕДРА "ПРИКЛАДНАЯ МАТЕМАТИКА"

ОТЧЁТ
ЛАБОРАТОРНАЯ РАБОТА № 7
ПО ДИСЦИПЛИНЕ
"МАТЕМАТИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА"

ВЫПОЛНИЛ СТУДЕНТ:
ШАРАПОВ СЕРГЕЙ АНДРЕЕВИЧ
ГРУППА: 3630102/70401

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

САНКТ-ПЕТЕРБУРГ
2020 год

Содержание

1. Список таблиц	3
2. Постановка задачи	4
3. Теория	4
3.1. Метод максимального правдоподобия	4
3.2. Критерий согласия Пирсона	4
4. Реализация	5
5. Результаты	5
5.1. Метод максимального правдоподобия	5
5.2. Критерий Пирсона	5
5.3. Проверка гипотезы о нормальности для распределения Лапласа	6
6. Выводы	6
7. Литература	6
8. Приложения	6

1 Список таблиц

1	Таблица вычислений χ^2	5
2	Таблица вычислений χ^2	6

2 Постановка задачи

Необходимо сгенерировать выборку объемом 100 элементов для нормального распределения $N(x; 0, 1)$. По сгенерированной выборке оценить параметры μ и σ 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 χ . В качестве уровня значимости взять $\alpha = 0,05$. Привести таблицу вычислений χ^2 .

3 Теория

3.1 Метод максимального правдоподобия

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

$$\hat{\theta}_{\text{МП}} = \operatorname{argmax} \mathbf{L}(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) \quad (1)$$

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 θ

$$\mathbf{L} = f(x_1, \theta) \cdot f(x_2, \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n, \theta) \quad (2)$$

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

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

$$\ln(\mathbf{L}) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - m)^2 \quad (3)$$

Отсюда находятся выражения для оценок m и σ^2 :

$$\begin{cases} m = \bar{x} \\ \sigma^2 = s^2 \end{cases} \quad (4)$$

3.2 Критерий согласия Пирсона

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 Δ_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:

$$Z = \sum_{i=1}^k \frac{n}{p_i} \left(\frac{n_i}{n} - p_i \right)^2 \quad (5)$$

Тогда

$$\chi_B^2 = \sum_{i=1}^k \frac{n}{p_i} \left(\frac{n_i}{n} - p_i \right)^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} \quad (6)$$

Для выполнения гипотезы H_0 должны выполняться следующие условия:

$$\chi_B^2 < \chi_{1-\alpha}^2(k-1) \quad (7)$$

где $\chi_{1-\alpha}^2(k-1)$ – квантиль распределения χ^2 с $k-1$ степенями свободы порядка $1-\alpha$, где α заданный уровень значимости.

4 Реализация

Работы была выполнена на языке *Python3.8.2* Для генерации выборок использовался модуль `.` Для генерации выборок и обработки функции распределения использовалась библиотека *scipy.stats*.

5 Результаты

5.1 Метод максимального правдоподобия

При подсчете оценок параметров закона нормального распределения методом максимального правдоподобия были получены следующие значения:

$$\begin{aligned} \hat{m}_{\text{МП}} &= 0.090527 \\ \hat{\sigma}_{\text{МП}}^2 &= 0.963167 \end{aligned} \quad (8)$$

5.2 Критерий Пирсона

Таблица 1: Таблица вычислений χ^2

i	Δ_i	n_i	p_i	$\frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$
1	$(-\infty, -1.0]$	15	0.1288	0.3501
2	$(-1.0, -0.5)$	10	0.1411	1.1988
3	$(-0.5, 0.0)$	24	0.1927	1.1634
4	$(0.0, 0.5)$	19	0.2021	0.0721
5	$(0.5, 1.0)$	13	0.1629	0.6626
6	$(1.0, \infty)$	19	0.1725	0.1771
Σ		100	1	3.6241

$$\chi_B^2 = 3.6241$$

5.3 Проверка гипотезы о нормальности для распределения Лапласа

Размер выборки $n = 25$ для распределения Лапласа

$$L\left(x, 0, \frac{1}{\sqrt{2}}\right) = \frac{1}{\sqrt{2}} e^{-\sqrt{2}|x|} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \hat{m}_{\text{МП}} &= 0.198045 \\ \hat{\sigma}_{\text{МП}}^2 &= 0.656187 \end{aligned} \quad (10)$$

Таблица 2: Таблица вычислений χ^2

i	Δ_i	n_i	p_i	$\frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$
1	$(-\infty, -1.0]$	1	0.0339	0.027
2	$(-1.0, 0.0)$	12	0.3475	1.2641
3	$(0.0, 1.0)$	8	0.5078	1.7359
4	$(1.0, \infty)$	4	0.1108	0.5454

$$\chi_B^2 = 3.5725$$

6 Выводы

Табличное значение квантиля $\chi_{1-\alpha}^2(k-1) = \chi_{0.95}^2(5) = 11.0705$. Полученное значение критерия согласия Пирсона для нормального распределения $\chi_B^2 = 3.6241 < \chi_{0.95}^2(5)$, следовательно основная гипотеза H_0 на исходной выборке не может быть отвергнута на уровне значимости $\alpha = 0.05$. Для распределения Лапласа полученное значение критерия Пирсона $\chi_B^2 = 3.5725 < \chi_{0.95}^2(3) = 7.8147$ означает что из полученной выборки мы не можем отвергнуть гипотезу H_0 о нормальности исходного распределения. Такой результат легко объясним низким размером выборки, так как интервалы в которых мы оцениваем распределение получаются слишком большими, на которых распределение Лапласа очень схоже с нормальным.

7 Литература

[Модуль numpy](#)

[Модуль matplotlib](#)

[Модуль scipy](#)

Шевляков Г. Л. Лекции по математической статистике, 2019.

8 Приложения

[Код лабораторной](#)