Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого

Институт прикладной математики и механики Кафедра «Прикладная математика»

Отчет по лабораторной работе №7

по дисциплине "Математическая статистика"

Выполнил студент Группы 3630102/80101

Шао Цзяци

Проверил доцент, к.ф.-м.н.

Баженов Александр Николаевич

Содержание

| 1. | Постановка задачи | 4 | | | | | |
|-----------|--|---|--|--|--|--|--|
| 2. | Теория | 4 | | | | | |
| | 2.1. Метод максимального правдоподобия | 4 | | | | | |
| | 2.2. Проверка гипотезы о законе распределения генеральной совокупности. Метод хи-квадрат | 4 | | | | | |
| 3. | Реализация | 5 | | | | | |
| 4. | Результаты | | | | | | |
| | 4.1. Нормальное распределение | 6 | | | | | |
| | 4.2. Распределение Лапласа | 6 | | | | | |
| | 4.3. Равномерное распределение | 7 | | | | | |
| 5. | Обсуждение | 7 | | | | | |

Список таблиц

| 1 | Вычисление χ^2_B при нормальном распределении | 6 |
|---|---|---|
| 2 | Вычисление χ^2_B при распределении Лапласа | 7 |
| 3 | Вычисление χ^2_B при равномерном распределении | 7 |

1. Постановка задачи

Дано нормальное распределение N(x, 0, 1)

- 1) Сгенерировать выборку объемом 100 элементов для нормального распределение N(x,0,1).
- 2) 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 $N(x, \hat{\mu}, \hat{\sigma})$
- 3) Проверить основную гипотезу, используя критерий согласия ξ^2 . В качестве уровня значимости взять $\alpha=0.05$.
- 4) Привести таблицу вычислений ξ^2 .
- 5) Исследовать точность (чувствительность) критерия ξ^2 сгенерировать выборки равномерного распределения и распределения Лапласа малого объема (например, 20 элементов). Проверить их на нормальность.

2. Теория

2.1. Метод максимального правдоподобия

Метод максимального правдоподобия, англ - maximum likelihood estimation - это метод оценивания неизвестного параметра путём максимизации функции правдоподобия.

Пусть есть выборка $X_1,...,X_n$ из распределения с плотностью $f(x,\theta),\,\theta$ - неизвестный параметр. Пусть $L(x|\theta)$ - функция правдоподобия. Оценка

$$\hat{\theta_{MLE}} = \hat{\theta_{MLE}}(X_1, ..., X_n) = \arg\max_{\theta} L(x_1, ..., x_n, \theta)$$
(1)

называется оценкой максимального правдоподобия параметра θ . Таким образом оценка максимального правдоподобия — это такая оценка, которая максимизирует функцию правдоподобия при фиксированной реализации выборки.

Часто вместо функции правдоподобия L используют логарифмическую функцию правдоподобия l=lnL.

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = \frac{1}{L} \frac{\partial L}{\partial \theta}, L > 0 \tag{2}$$

и решать уравнение правдоподобия

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0 \tag{3}$$

2.2. Проверка гипотезы о законе распределения генеральной совокупности. Метод хи-квадрат

Пусть выдвинута гипотеза H_0 о виде закона распределения F(x). Необходимо оценить его параметры и проверить закон в целом.

Для проверки гипотезы о законе распределения чаще всего применяется критерий согласия χ^2 . Пусть гипотетическая функция распределения F(x) не содержит неизвестных параметров.

Разобьём генеральную совокупность, т.е. множество значений изучаемой случайной величины X на k непересекающихся равных подмножеств $\Delta_1, \Delta_2, ..., \Delta_k$, где k выбирается согласованным с n и берется аналогичному при построении гистаграмм $k \approx 1.72\sqrt[3]{n}$ или по формуле Старджесса $k \approx 1 + 3.3 \lg n$.

Пусть $p_i=P(X\in\Delta_i), i=1,2,...,k$. Если генеральная совокупность - вся вещественная ось, $p_i=F(a_i)-F(a_{i-1}), i=1,2,...,k$. При этом $\sum_{i=1}^k p_i=1$ и $p_i>0, i=1,2,...,k$.

Пусть, далее, $n_1, n_2, ..., n_k$ — частоты попадания выборочных элементов в подмножества $\Delta_1, \Delta_2, ..., \Delta_k$ соответственно.

Если гипотеза H_0 справедлива, то относительные частоты $\frac{n_i}{n} \to p_i, i = \overline{1,k}$. Следовательно, мера отклонения выборочного распределения от гипотетического с использованием коэффициентов Пирсона:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{n_i - np_i^2}{np_i} \tag{4}$$

Правило проверки гипотезы о законе распределения по методу χ^2

- 1) Выбираем уровень значимости α
- 2) Находим квантиль $\chi^2_{1-\alpha}(k-1)$ распределения хи-квадрат с k-1 степенями свободы порядка $1-\alpha$
- 3) С помощью гипотетической функции распределения F(x) вычисляем вероятности $p_i = P(X \in \Delta_i), i = 1, 2, ..., k$
- 4) Находим частоты n_i попадания элементов выборки в подмножества $\Delta_i, i = 1, 2, ..., k$
- 5) Вычисляем выборочное значение статистики критерия χ^2
- 6) Сравниваем χ_B^2 и квантиль $\chi_{1-\alpha}^2(k-1)$:
 - ullet если $\chi_B^2 < \chi_{1-lpha}^2(k-1),$ то гипотеза H_0 на данном этапе проверки принимается
 - иначе гипотеза H_0 отвергается, выбирается одно из альтернативных распределений, и процедура проверки повторяется

Замечание: при ситуации $\chi_B^2 \approx \chi_{1-\alpha}^2(k-1)$ стоит увеличить объем выборки (например, в 2 раза), чтобы требуемое неравенство было более четким.

Замечание: Изучено, что если для каких-либо подмножеств $\Delta_i, i = \overline{1,k}$ условие $np_i \geq 5$ не выполняется, то следует объединить соседние подмножества (промежутки). Это условие выдвигается требованием близости величин $\frac{(n_i-np_i)}{\sqrt{np_i}}$. Тогда случайная величина будет распределена по закону, близкому к хи-квадрат. Такая близость обеспечивается достаточной численностью элементов в подмножествах Δ_i .

3. Реализация

Лабораторная работа выполнена с помощью встроенных средств языка программирования python в среде разработки Pycharm с дополнительными библиотеками.

- scipy
- numpy
- matplotlib
- math

Исходный код лабораторной работы размещен в Github-репозитории. URL: https://github.com/Shaots/shaoMathStatistic/tree/master/Lab7

4. Результаты

4.1. Нормальное распределение

$$\begin{cases} \mu = -0.0574 \\ \sigma = 0.9653 \\ \text{Количество промежутков } k = 8 \\ \text{Уровень значимости } \alpha = 0.05 \end{cases}$$
 (5)

Квантиль $\chi^2_{1-\alpha}(k-1) = \chi^2_{0.95} = 14.0671.$

| 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 | $[-\infty, -1.1]$ | 13 | 0.1357 | 13.5666 | -0.5666 | 0.0237 |
| 2 | [-1.1, -0.7333] | 10 | 0.096 | 9.6012 | 0.3988 | 0.0166 |
| 3 | [-0.7333, -0.3667] | 13 | 0.1253 | 12.5256 | 0.4744 | 0.018 |
| 4 | [-0.3667, 0.0] | 16 | 0.1431 | 14.3066 | 1.6934 | 0.2004 |
| 5 | [0.0, 0.3667] | 12 | 0.1431 | 14.3066 | -2.3066 | 0.3719 |
| 6 | [0.3667, 0.7333] | 15 | 0.1253 | 12.5256 | 2.4744 | 0.4888 |
| 7 | [0.7333, 1.1] | 11 | 0.096 | 9.6012 | 1.3988 | 0.2038 |
| 8 | $[1.1,\infty]$ | 10 | 0.1357 | 13.5666 | -3.5666 | 0.9376 |
| sum | _ | 100 | 1 | 100 | 0 | 2.2608 |

Таблица 1. Вычисление χ^2_B при нормальном распределении

4.2. Распределение Лапласа

$$\begin{cases} \mu = 0.1597 \\ \sigma = 1.2274 \\ \text{Количество промежутков } k = 5 \\ \text{Уровень значимости } \alpha = 0.05 \end{cases}$$
 (6)

Квантиль $\chi^2_{1-\alpha}(k-1) = \chi^2_{0.95} = 9.48773.$

| 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 | $[-\infty, -1.1]$ | 1 | 0.1357 | 2.7133 | -1.7133 | 1.0819 |
| 2 | [-1.1, -0.3667] | 2 | 0.2213 | 4.4254 | -2.4254 | 1.3292 |
| 3 | [-0.3667, 0.3667] | 11 | 0.2861 | 5.7226 | 5.2774 | 4.8667 |
| 4 | [0.3667, 1.1] | 4 | 0.2213 | 4.4254 | -0.4254 | 0.0409 |
| 5 | $[1.1,\infty]$ | 2 | 0.1357 | 2.7133 | -0.7133 | 0.1875 |
| sum | _ | 20 | 1 | 20 | 0 | 7.5062 |

Таблица 2. Вычисление χ^2_B при распределении Лапласа

4.3. Равномерное распределение

$$\begin{cases} \mu = -0.161 \\ \sigma = 0.8001 \\ \text{Количество промежутков } k = 5 \\ \text{Уровень значимости } \alpha = 0.05 \end{cases}$$
 (7)

Квантиль $\chi^2_{1-\alpha}(k-1) = \chi^2_{0.95} = 9.48773.$

| 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 | $[-\infty, -1.1]$ | 1 | 0.1357 | 2.7133 | -1.7133 | 1.0819 |
| 2 | [-1.1, -0.3667] | 10 | 0.2213 | 4.4254 | 5.2774 | 7.0224 |
| 3 | [-0.3667, 0.3667] | 3 | 0.2861 | 5.7226 | -2.7226 | 1.2953 |
| 4 | [0.3667, 1.1] | 5 | 0.2213 | 4.4254 | 0.5746 | 0.0746 |
| 5 | $[1.1,\infty]$ | 1 | 0.1357 | 2.7133 | -1.7133 | 1.0819 |
| sum | _ | 20 | 1 | 20 | 0 | 10.5561 |

Таблица 3. Вычисление χ^2_B при равномерном распределении

5. Обсуждение

Заключаем, что гипотеза H_0 о нормальном законе распределения $N(x,\hat{\mu},\hat{\sigma})$ на уровне значимости $\alpha=0.05$ согласуется с выборкой для нормального распределения N(x,0,1).

Также видно, что для выборок сгенерированных по равномерному закону и закону Лапласа гипотеза H_0 оказалась принята.