Лабораторная работа 4, ТВМС

Бочарников Андрей, M3238 Ковешников Глеб, M3238 Шишкин Алексей, M3238

23 апреля 2020 г.

Формулировка

Для случайной величины, распределенной по нормальному закону с параметрами (a,σ^2) , выполнить следующие действия:

- 1. Задать параметры распределения $X \sim N(a, \sigma^2)$.
- 2. Построить выборку генеральной совокупности X.
- 3. Построить график гистограммы.
- 4. Проверить гипотезу о виде распределения по критерию хи-квадрат.

Аналогично для $X \sim U(a,b)$ - равномерно распределенной на [a,b] случайной величины.

Входные данные

- Размер выборки для построения гистограммы: $n=10^6$
- Размер выборки для проверки критерия χ^2 : $n=10^4$
- Параметры нормального распределения: $\sigma = 1, \mu = 1$
- Параметры равномерного распределения: a=20, b=80
- $\alpha = 0.05$
- Количество тестов 10^3

Программа 1

Нормальное распределение.

В первой части программы строится гистрограмма с использованием функции hist и выводится на экран вместе с графиком функции распределения.

Во второй части производится 4 запуска тестов:

- 1. Выборка генерируется с помощью нормального распределения; нижняя граница на количество элементов попавших в интервал отстутствует; проверяется гипотеза о нормальном распределении; оценивается вероятность ошибки первого рода.
- 2. Выборка генерируется с помощью нормального распределения; соседние интервалы объединяются, чтобы количество элементов попавших на каждый интервал было не меньше 6; проверяется гипотеза о нормальном распределении; оценивается вероятность ошибки первого рода.
- 3.Всё делается аналогично второму пункту, но математическое ожидание и среднеквадратичное отклонение увеличиваются на 0.005. Считается ошибка второго рода.
- 4. Всё делается аналогично пункту 3, но математическое ожидание и среднеквадратичное отклонение увеличиваются на 0.05. Считается ошибка второго рода.

3.1 Исходный код

pkg load statistics
clc;

```
clear all;
function res = test\_Chi2\_1(tests, n, m)
  res = 0;
 mu = 1;
  sigma = 1;
  alpha = 0.05;
  \mathbf{for} \ \mathbf{t} = 1 : \mathbf{tests}
    X = normrnd(mu, sigma, n, 1);
    1 = \min(X);
    r = max(X);
    delta = (r - l) / m;
    cnt in bucket = \mathbf{hist}(X, m);
    #Выборочное среднее
    E = mean(X);
    #Выборочная отклонение
    SQRT D = std(X);
    P = [];
    \quad \textbf{for} \quad i \ = \ 1 \ : \ m \quad
      P(i) = normcdf(l + delta * i, E, SQRT_D) - normcdf(l + delta * (i - 1),
          E, SQRT D);
    endfor
    hi2 = sum(((cnt in bucket - n .* P) .^ 2) ./ (n .* P));
    res = res + (hi2 >= chi2inv(1 - alpha, m - 1 - 2));
  endfor
  printf("Normal_distribution_satisfies_the_hypothesis_about_normal_
      distribution \setminus n")
  printf("For_alpha_=_%d,_probability_of_type_I_error_is_%d\n", alpha, res /
      tests)
endfunction
function res = test Chi2 2 (tests, n, m)
  res = 0;
 mu = 1;
  sigma = 1;
  alpha = 0.05;
  for t = 1 : tests
    X = normrnd(mu, sigma, n, 1);
    1 = \min(X);
    r = max(X);
    delta = (r - l) / m;
    cnt in bucket = \mathbf{hist}(X, m);
    walls = [];
    for i = 1 : m
      cur_l = (i - 1) * delta + l;
      cur\_r \,=\, cur\_l \,+\, d\,elt\,a\;;
       walls(i, 1) = cur_l;
       walls(i, 2) = cur_r;
    endfor
    \#f means fixed, nj >= 6
    f cnt in bucket = [];
    f_walls = [];
    f m = 0;
    \quad \textbf{for} \quad i \ = \ 1 \ : \ m \quad
      if (i == 1 \mid | f \text{ cnt in bucket}(f m) >= 6)
```

```
f m = f m + 1;
          f \text{ walls}(f \text{ m}, 1) = \text{walls}(i, 1);
          f cnt in bucket (f m) = 0;
       endif
       f walls (f m, 2) = walls (i, 2);
       f cnt in bucket(f m) = f cnt in bucket(f m) + cnt in bucket(i);
     endfor
    #Выборочное среднее
     E = mean(X);
    #Выборочная отклонение
    SQRT\_D \, = \, \mathbf{std} \, (X) \, ;
    P = [];
     \mathbf{for} \quad i \ = \ 1 \ : \ f_m
       P(\,i\,) \,\,=\,\, normcdf\,(\,f\,\_\,walls\,(\,i\,\,,\,\,\,2\,)\,\,,\,\,\,E,\,\,\,SQRT\_D)\,\,\,-\,\,normcdf\,(\,f\,\_\,walls\,(\,i\,\,,\,\,\,1\,)\,\,,\,\,\,E,
           SQRT D);
     endfor
     hi2 = sum(((f_cnt_in_bucket - n .* P) .^ 2) ./ (n .* P));
     res = res + (hi2) = chi2inv(1 - alpha, f m - 1 - 2);
  endfor
  printf("Normal_distribution_satisfies_the_hypothesis_about_normal_
       distribution \setminus n")
  \mathbf{printf}("Sample\_grouped\_to\_met\_n j\_>=\_6 \setminus n")
  printf("For_alpha_=_%d,_probability_of_type_I_error_is_%d\n", alpha, res /
      tests)
endfunction
function res = test Chi2 \ 3(tests, n, m, d)
  res = 0;
  mu = 1;
  sigma = 1;
  alpha = 0.05;
  \mathbf{for} \ \mathbf{t} = 1 : \mathbf{tests}
    X = normrnd(mu, sigma, n, 1);
     1 = \min(X);
     r = max(X);
     delta = (r - l) / m;
     cnt_in_bucket = hist(X, m);
     walls = [];
     for i = 1 : m
       cur_l = (i - 1) * delta + l;
       cur_r = cur_l + delta;
       walls(i, 1) = cur l;
        walls(i, 2) = cur r;
     endfor
    \#f means fixed, nj >= 6
     f_{cnt_in_bucket} = [];
     f_walls = [];
    f m = 0;
     \mathbf{for} \quad \mathbf{i} = 1 : \mathbf{m}
       if (i == 1 \mid | f_cnt_in_bucket(f_m) >= 6)
         f m = f m + 1;
          f walls (f m, 1) = walls (i, 1);
          f \hspace{.1in} cnt\_in\_bucket \hspace{.05in} (f\_m) \hspace{.1in} = \hspace{.1in} 0\hspace{.05in} ;
       endif
       f walls(f m, 2) = walls(i, 2);
       f_cnt_in_bucket(f_m) = f_cnt_in_bucket(f_m) + cnt_in_bucket(i);
     endfor
```

```
#Выборочное среднее
    E = \mathbf{mean}(X) + d;
    #Выборочная отклонение
    SQRT\_D \, = \, \mathbf{std} \, (X) \, + \, d \, ;
    P = [];
     \mathbf{for} \quad i = 1 : f_m
       P(i) = normcdf(f walls(i, 2), E, SQRT D) - normcdf(f walls(i, 1), E,
           SQRT D);
     endfor
     hi2 = sum(((f_cnt_in_bucket - n .* P) .^ 2) ./ (n .* P));
     res = res + (hi2 < chi2inv(1 - alpha, f_m - 1 - 2));
  endfor
  printf("Normal_distribution_satisfies_the_hypothesis_about_normal_
      distribution \n")
  printf("Sample_mean_and_variance_changed_by_%d\n", d)
  printf("For_alpha_=_%d,_probability_of_type_II_error_is_%d\n", alpha, res /
endfunction
n = 10 ^6;
mu = 1;
sigma = 1;
m = 10 ^2;
tests = 10 ^3;
X = normrnd(mu, sigma, n, 1);
l = \min(X);
r = max(X);
delta = (r - l) / m;
[y\_coords x\_coords] = hist(X, m);
x \text{ coords for normpdf} = 1:0.1:r;
bar(x coords, y coords / (n * delta));
hold on;
plot(x coords for normpdf, normpdf(x coords for normpdf, mu, sigma));
\mathbf{printf}("Sample \cup size \cup = \cup \%d \setminus n", n)
printf("Length_of_intervals_=_%d\n", delta)
printf("Number_of_intervals_=_%d\n", m)
\mathbf{printf}(" \setminus n")
# PART 2
test Chi2 1 (10 ^ 3, 10 ^ 4, m);
\mathbf{printf}(" \setminus n")
test Chi2 2(10^3, 3, 10^4, m);
\mathbf{printf}(" \setminus n")
test Chi2 3 (10 ^ 3, 10 ^ 4, m, 0.005);
\mathbf{printf}(" \setminus n")
test Chi2 3(10 ^ 3, 10 ^ 4, m, 0.05);
\mathbf{printf}(" \setminus n")
```

3.2 Выходные данные

График гистограммы - график 1 в приложении после вывода.

```
Размер выборки = 1000000
Выбранная длина интервалов = 0.0965317
Количество интервалов = 100
```

Нормальное распределение проходит проверку гипотезы о нормальном распределении Для $\alpha = 0.05$, вероятность ошибки первого рода получается 0.307

Нормальное распределение проходит проверку гипотезы о нормальном распределении Данные сгруппированы, чтобы выполнялось $n_j >= 6$ Для $\alpha = 0.05$, вероятность ошибки первого рода получается 0.065

Нормальное распределение проходит проверку гипотезы о нормальном распределении Выборочное среднее и выборочная дисперсия изменены на 0.005 Для $\alpha=0.05$, вероятность ошибки второго рода получается 0.955

Нормальное распределение проходит проверку гипотезы о нормальном распределении Выборочное среднее и выборочная дисперсия изменены на 0.05 Для $\alpha=0.05$, вероятность ошибки второго рода получается 0.001

Программа 2

Равномерное распределение.

В первой части программы строится гистрограмма с использованием функции hist и выводится на экран вместе с графиком функции распределения.

Во второй части производится три запуска тестов на проверку гипотез:

- 1. Выборка генерируется с помощью равномерного распределения; нижняя граница на количество элементов попавших в интервал отстутствует; проверяется гипотеза о равномерном распределении; оценивается вероятность ошибки первого рода. 2. Всё делается аналогично пункту 1, но сдвигаются границы распределения на 0.05 влево и вправо. Оценивается вероятность ошибки второго рода.
- 3. Всё делается аналогично пункту 1, но сдвигаются границы распределения на 3 влево и вправо. Оценивается вероятность ошибки второго рода.

4.1 Исходный код

```
clc;
clear all;
function res = test_Chi2_1(tests, n, m)
    res = 0;
    a = 20;
    b = 80;
    alpha = 0.05;
    for t = 1 : tests
        X = unifrnd(a, b, n, 1);

        l = min(X);
        r = max(X);

        delta = (r - 1) / m;
        cnt_in_bucket = hist(X, m);

        P = [];
```

```
for i = 1 : m
      P(i) = unifcdf(l + i * delta, l, r) - unifcdf(l + (i - 1) * delta, l, r);
    hi2 = sum(((cnt in bucket - n .* P) .^ 2) ./ (n .* P));
    res = res + (hi2) = chi2inv(1 - alpha, m - 1 - 2);
  endfor
  printf("Uniform_distribution_satisfies_the_hypothesis_about_uniform_
      distribution \n");
  printf("For_alpha_=_%d,_probability_of_type_I_error_is_%d\n", alpha, res /
      tests);
endfunction
function res = test Chi2 \ 2(tests, n, m, d)
  res = 0;
  a = 20;
  b = 80;
  alpha = 0.05;
  for t = 1 : tests
    X = unifrnd(a, b, n, 1);
    1 = \min(X);
    r = max(X);
    delta = (r - l) / m;
    cnt in bucket = \mathbf{hist}(X, m);
    P = [];
    for i = 1 : m
      P(i) = unifcdf(l + i * delta, l - d, r + d) - unifcdf(l + (i - 1) *
          delta, l-d, r+d);
    endfor
    \mbox{hi2} \; = \; \mbox{sum} \left( \; (\; (\; \mbox{cnt\_in\_bucket} \; - \; n \; .* \; P) \; .^{\hat{}} \; \; 2) \; . \; / \; \; (\; n \; .* \; P) \; ) \; ; \right.
    res = res + (hi2 < chi2inv(1 - alpha, m - 1 - 2));
  endfor
  printf("Uniform_distribution_satisfies_the_hypothesis_about_uniform_
      distribution \n");
  printf("Left_and_right_borders_changed_by_%d\n", d)
  printf("For_alpha_=_%d,_probability_of_type_II_error_is_%d\n", alpha, res /
endfunction
n = 10 ^6;
m = 10 ^2;
a = 20;
b = 80;
# PART 1
X = unifrnd(a, b, n, 1);
l = \min(X);
r = max(X);
delta = (r - l) / m;
[y \text{ coords } x \text{ coords}] = \mathbf{hist}(X, m);
real y = 1 / (b - a);
bar(x coords, y coords / (n * delta));
hold on;
plot([a b], [real_y real_y], "linewidth", 1);
\mathbf{printf}("Sample\_size\_=\_\%d \setminus n", n);
```

```
printf("Length_of_intervals_=_%d\n", delta);
printf("Number_of_intervals_=_%d\n", m);

printf("\n");

# PART 2

test_Chi2_1(10 ^ 3, 10 ^ 4, m);

printf("\n");

test_Chi2_2(10 ^ 3, 10 ^ 4, m, 0.05);

printf("\n");

test_Chi2_2(10 ^ 3, 10 ^ 4, m, 3);

printf("\n");
```

4.2 Выходные данные

График гистограммы - график 2 после вывода.

```
Размер выборки = 1000000
Выбранная длина интервалов = 0.599997
Количество интервалов = 100
```

Равномерное распределение проходит проверку гипотезы о равномерном распределении Для $\alpha = 0.05$, вероятность ошибки первого рода получается 0.068

Равномерное распределение проходит проверку гипотезы о равномерном распределении Левая и правая граница изменены на 0.05 Для α = 0.05, вероятность ошибки второго рода получается 0.933

Равномерное распределение проходит проверку гипотезы о равномерном распределении Левая и правая граница изменены на 3 Для $\alpha=0.05$, вероятность ошибки второго рода получается 0

Вывод

- 1. Как видно по рисунку, график гистограммы хорошо приближает график плотности распределения.
- 2. В случае равномерного распределения вероятность ошибки первого рода теста по критерию хиквадрат для $\alpha=0.05$, сходится к 0.05. В случае нормального распределения с целью получения корректных результатов потребовалось объединение соседних интервалов, чтобы на каждый попадало минимум 6 элементов выборки.
- 3. Для оценки вероятности ошибки 2 рода было проведено две проверки: с относительно небольшим и заметным изменением выборочных параметров. В первом случае по критерию хи квадрат получается что ложная гипотеза принимается с вероятность 0.955 и 0.933 в нормальном и равномерном случаях соотв., то есть хи квадрат не замечает разницы после изменения параметром на такое маленькое значение, во втором вероятность что ложная гипотеза принимается близка к нулю критерий хи квадрат "заметил" изменения параметра.



