Лабораторная работа №4

Курбатов Егов, Маслов Иван, Ткач Глеб M32381

16.05.2020

1 Задача

Для равномерного и нормального распределений построить график плотности и гистограмму. Цель проверки гипотезы согласия по типу распределения, оценка ошибки первого рода. Провести повторную проверку с исправленными интервалами, а также изменить параметры и оценить ошибку второго рода.

2 Входный данные

- $\alpha = 0.05$
- $N_{\pi,e}$
- $U_{13,37}$
- Сдвинутое $N_{\pi,e+\epsilon}, \epsilon = 0.23$
- Сдвинутое $U_{13-\epsilon,37+\epsilon}, \epsilon = 0.23$
- Для $k = 1000$ запусков с выборкой $n = 10000$
- Для построения гистограммы $n = 1000000, m = 100$

3 Исходный код. Ошибки

3.1 Нормальное распределение

```
pkg load statistics;
clear;
clc;

a = pi;
s = e;

n = 10^4;
m = 11;
k = 10^3;

er1 = 0;
for j = 1:k
  X = sort(normrnd(a, s, n, 1));
  Y = hist(X, m);
  Len = (X(n) - X(1)) / m;
  sum = 0;
  for i = 1:m
    P = normcdf(X(1) + Len * i, a, s) - normcdf(X(1) + Len * (i - 1), a, s);
    sum += (Y(i) - n * P)^2 / (n * P);
  endfor
  er1 += (sum > chi2inv(0.95, m - 1));
endfor
er1 /= k;
printf("first type: %f\n", er1);

er2 = 0;
eps = 0.1;
for j = 1:k
  X = sort(normrnd(a, s + eps, n, 1));
  Y = hist(X, m);
  Len = (X(n) - X(1)) / m;
  sum = 0;
  for i = 1:m
    P = normcdf(X(1) + Len * i, a, s) - normcdf(X(1) + Len * (i - 1), a, s);
    sum += (Y(i) - n * P)^2 / (n * P);
  endfor
  er2 += (sum < chi2inv(0.95, m - 1));
endfor
er2 /= k;
printf("second type: %f\n", er2);
```

3.2 Равномерное распределение

```
pkg load statistics;
clear;
clc;

a = 13;
b = 37;

n = 10^4;
m = 22;
k = 10^3;

er1 = 0;
for j = 1:k
  X = sort(unifrnd(a, b, n, 1));
  Y = hist(X, m);
  Len = (X(n) - X(1)) / m;
  sum = 0;
  for i = 1:m
    P = unifcdf(X(1) + Len * i, a, b) - unifcdf(X(1) + Len * (i - 1), a, b);
    sum += (Y(i) - n * P)^2 / (n * P);
  endfor
  er1 += (sum > chi2inv(0.95, m - 1));
endfor
er1 /= k;
printf("first type: %f\n", er1);

er2 = 0;
eps = 0.23;
for j = 1:k
  X = sort(unifrnd(a - eps, b + eps, n, 1));
  Y = hist(X, m);
  Len = (X(n) - X(1)) / m;
  sum = 0;
  for i = 1:m
    P = unifcdf(X(1) + Len * i, a, b) - unifcdf(X(1) + Len * (i - 1), a, b);
    sum += (Y(i) - n * P)^2 / (n * P);
  endfor
  er2 += (sum < chi2inv(0.95, m - 1));
endfor
er2 /= k;
printf("second type: %f\n", er2);
```

4 Исходный код. Гистограммы

4.1 Нормальное распределение

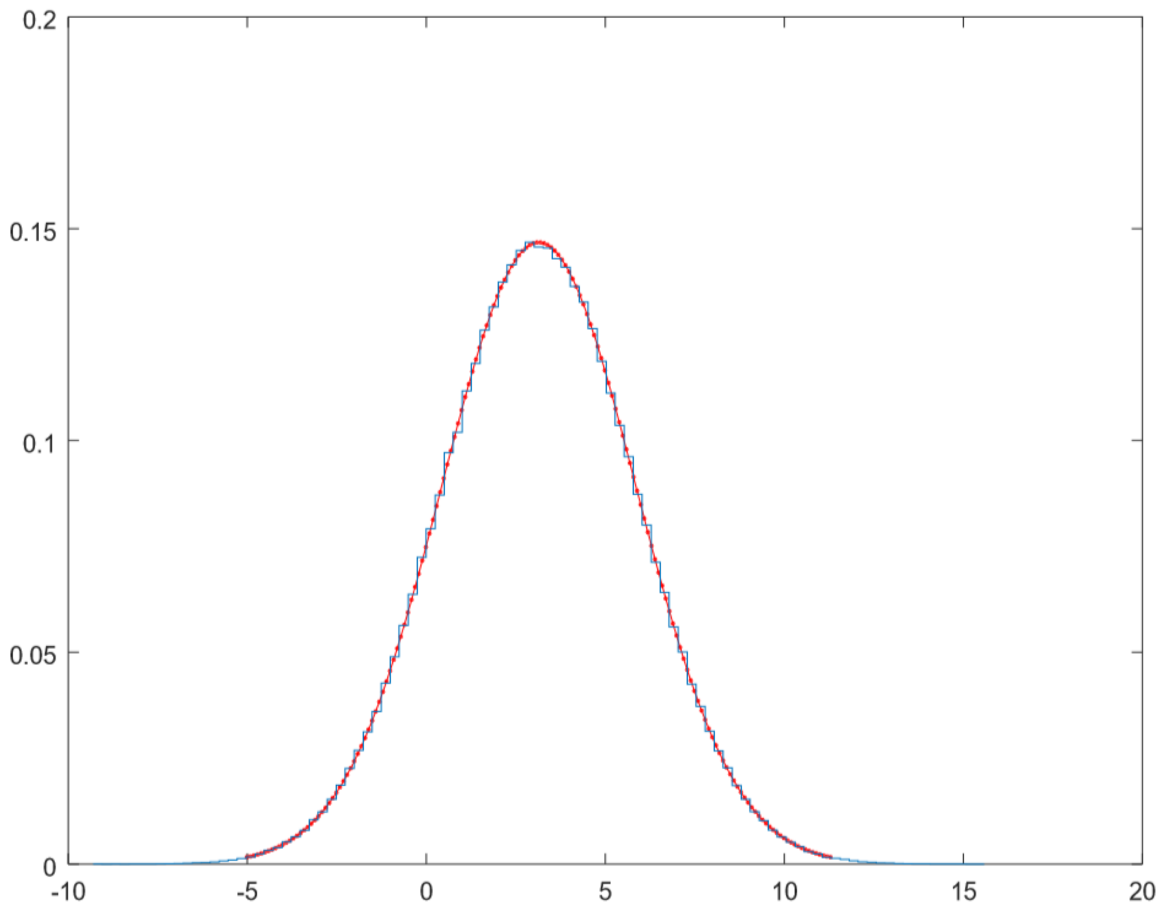
```
pkg load statistics;
clear;
clc;
clf;

a = pi;
s = e;

X = (a - 3 * s) : 0.1 : (a + 3 * s);
plot(X, normpdf(X, a, s), "r.-");
hold on;

n = 10^6;
m = 100;
X = sort(normrnd(a, s, n, 1));
Len = (X(n) - X(1)) / m;
R = X(1) : Len : X(n) - Len;
Y = hist(X, m) / (n * Len);
plot(stairs(R, Y), "b.-");
```

4.2 Равномерное распределение

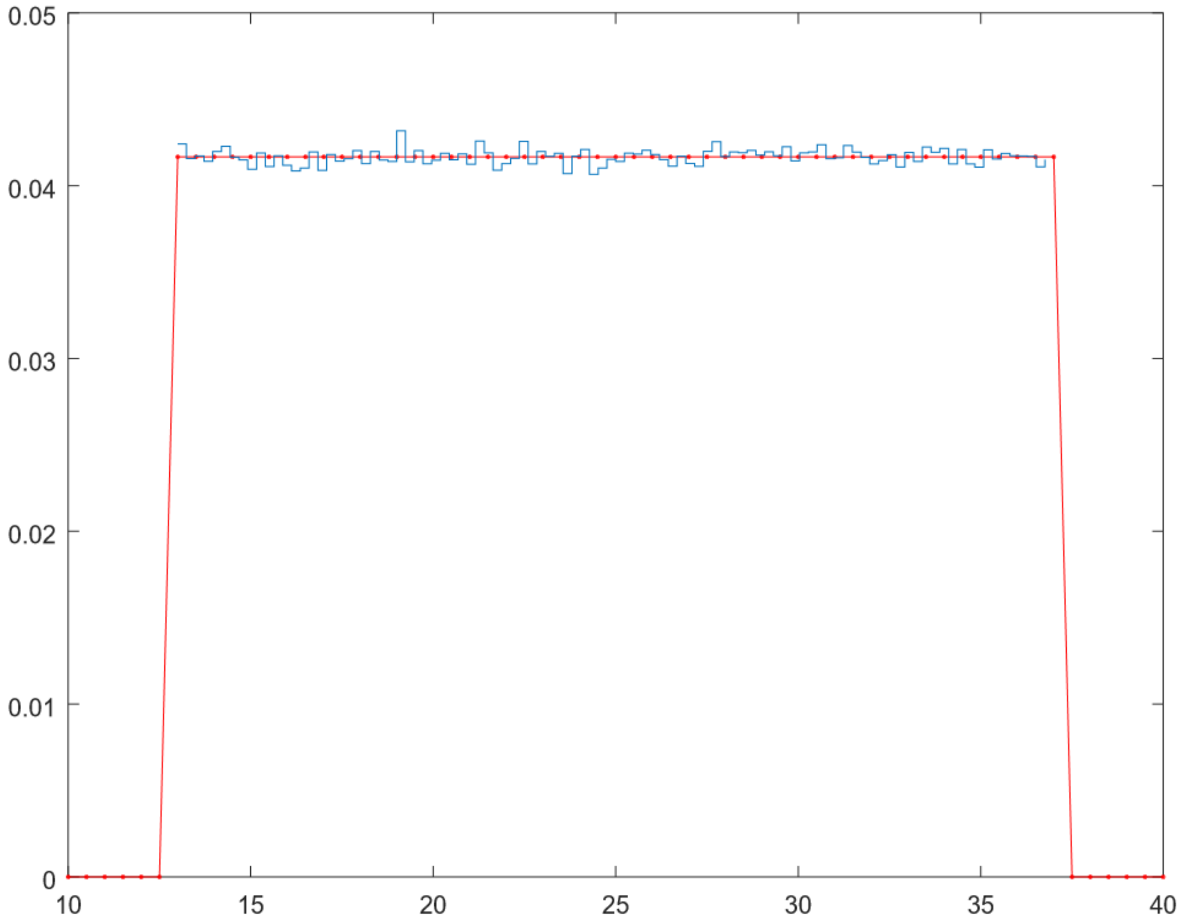
```
pkg load statistics;
clear;
clc;
clf;

a = 13;
b = 37;

X = 10 : 0.5 : 40;
plot(X, unifpdf(X, a, b), "r.-");
hold on;

n = 10^6;
m = 100;
X = sort(unifrnd(a, b, n, 1));
Len = (X(n) - X(1)) / m;
R = X(1) : Len : X(n) - Len;
Y = hist(X, m) / (n * Len);
plot(stairs(R, Y), "b.-");
```

5 Графики

5.1 Нормальное распределение



5.2 Равномерное распределение



6 Выходные данные

6.1 Нормальное распределение

- Ошибка первого рода: 0.055000
- Ошибка второго рода: 0.017000

6.2 Равномерное распределение

- Ошибка первого рода: 0.0.045000
- Ошибка второго рода: 0.0.011000

7 Вывод

В ходе проверки гипотез по критерию χ^2, было установлено, что значение вероятности ошибки первого рода отличает от теоретического незначительно. Ошибка второго рода оказывает чувствительна только к сильному изменению, можно утверждать, что начиная с некоторого значения ϵ ошибка второго рода стремится к нулю.