МИНОБРНАУКИ РОССИИ САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ «ЛЭТИ» ИМ. В.И. УЛЬЯНОВА (ЛЕНИНА)

Кафедра алгоритмической математики

ОТЧЁТ

по практической работе №3
по дисциплине «Статистический анализ»
Тема: Обработка выборочных данных.
Нахождение интервальных оценок параметров распределения.
Проверка статистической гипотезы о нормальном законе распределения

Студент гр. 9372	Иванов Р. С.
Преподаватель	Сучков А. И.

Санкт-Петербург 2021

Цель работы

Получение практических навыков вычисления интервальных статистических оценок параметров распределения выборочных данных и проверки «справедливости» статистических гипотез.

Основные теоретические положения

Определение 1. Интервальной статистической оценкой называется интервал (θ_1^*, θ_2^*) , накрывающий с вероятностью γ истинное значение параметра θ , где γ называется надежностью оценки.

Алгоритм нахождения доверительного интервала для математического ожидания при неизвестном СКО

Будем искать доверительный интервал в виде $x_{\Gamma} \in (\overline{x}_{\mathtt{B}} - \varepsilon, \overline{x}_{\mathtt{B}} + \varepsilon)$. Тогда при наших условиях:

$$\varepsilon = \frac{t_{\gamma} \cdot s}{\sqrt{n}},$$

где s - несмещенная оценка $\sigma_{\mathtt{B}};$ $t_{\gamma}=t(\gamma,n)$ - константа распределения Стьюдента.

Алгоритм нахождения доверительного интервала для оценки СКО

Возьмем $q=q(\gamma,n)$ - табличное значение. Тогда

$$\sigma_{\scriptscriptstyle \mathrm{B}} \in egin{cases} q < 1, & (\mathrm{s} \text{ - } \mathrm{sq}, \, \mathrm{s} + \mathrm{sq}) \ q > 1, & (0, \, \mathrm{s} + \mathrm{sq}) \ , \end{cases}$$

где s - исправленное СКО.

Критерий χ^2 Пирсона. Алгоритм для нормального распределения.

Пусть m_i - эмпирические частоты, тогда назовем **теоретическими** частотами числа $m_i' = n \cdot p_i$, где n - объем выборки, p_i - точечная вероятность варианты x_i дискретной случайной величины.

Алгоритм действий

1. Вычислить точечные вероятности p_i . Для расчета попадания случайной величины X в интервал $(x_{i-1}, x_i]$, используем функцию \mathcal{J} апласа:

$$p_i = P\{x_{i-1} < X \leqslant x_i\} = \Phi\left(\frac{x_i - x_{\mathtt{B}}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_{i-1} - x_{\mathtt{B}}}{\sigma}\right)$$

- 2. Вычислить выравнивающие (теоретические) частости m_i .
- 3. Найти статистику $\chi^2_{\text{набл}} = \sum\limits_{i=1}^k rac{(m_i m_i')^2}{m_i'}$
- 4. Определить число степеней свободы по формуле l=k-3, где k число частичных интервалов выборки.
- 5. По таблице найти критическую величину $\chi^2_{\alpha;l}$, где α заданный уровень значимости.
- 6. Сделать выводы. Если $\chi^2_{\text{набл}} < \chi^2_{\alpha;l}$, то закон теоритического распределения не противоречит опытным данным.

Постановка задачи

Для заданной надежности определить (на основании выборочных данных и результатов выполнения практической работы $\mathfrak{N}2$) границы доверительных интервалов для математического ожидания и среднеквадратичного отклонения случайной величины. Проверить гипотезу о нормальном распределении исследуемой случайной величины с помощью критерия Пирсона χ^2 . Дать содержательную интерпретацию полученным результатам.

Выполнение работы

1.

Найдем доверительный интервал математического ожидания

• при $\gamma = 0.95$:

$$\overline{x} = 50225$$
 $s = 39915$
 $\varepsilon = 7373$
 $x \in (42852, 57599),$

• при $\gamma = 0.99$

$$\varepsilon = 9752$$
 $x \in (40473, 59977)$

2.

Найдем границы доверительного интервала для СКО

• при $\gamma = 0.95$

$$q_{\gamma} = 0.143$$

$$\sigma_{\rm b} \in (34207, 45623)$$

• при $\gamma=0.99$

$$q_{\gamma}=0.198$$

$$\sigma_{\mathrm{b}}\in (32012,47819)$$

3. Проверка гипотезы о нормальном распределении

Вычислим теоретические частоты:

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9
p_i	0.2776	0.2264	0.2783	0.1456	0.0559	0.0138	0.002	0.0001	0.000001
m_i	32	26	32	16.74	6.43	1.59	0.25	0.0214	0.0016

Таблица 1 – Вычисления

Число свободы l=k-3=9-3=6. Вычислим $\chi^2_{\rm набл}$ и сравним его с табличным значением при $\alpha=0.05$:

$$\chi^2_{\text{набл}} = 673$$
$$\chi^2_{\alpha:l} = 12.6$$

Значение $\chi^2_{\text{набл}}$ получилось таким большим из-за того что последний элемент m_i очень близок к 0, и при делении последнее слагаемое в $\chi^2_{\text{набл}}$ становится равным 620.

Выводы

В процессе работы мы познакомились с алгоритмами вычисления доверительных интервалов для математического ожидания и среднеквадратичного отклонения. Научились работать с функцией *Лапласа*, проверять гипотезы о выбранном законе распределения для выборки с помощью критерия Пирсона.

По найденному значению $\chi^2_{\rm набл}$ можно смело отвергнуть гипотезу о нормальном распределении выборки.

приложение а

```
1 # import numpy as np
2 # from nltk.probability import FreqDist
3 # import matplotlib.pyplot as plt
4 import math
5 import csv
6 # import scipy
7 import random
8 # from openpyxl import Workbook
9 # from openpyxl.drawing.image import Image
10
11 \text{ sample} = []
12
13 with open ('Price-Mileage.csv') as csv file: # Читаем
     выборку из файла 0 работы
      spam_reader = csv.reader(csv_file, quotechar='|')
14
15
      for row in spam reader:
16
           x, y = row[0].split(';')
17
           if y.isdigit(): sample.append(int(y))
18
19 sample.sort() # Используя встроенную функцию
     сортировки получаем ранжированный ряд
20
21 R = sample[len(sample) - 1] - sample[0] # Pasmax
22 print("R =", R)
23
24 \text{ k} = \text{round}(1 + \text{math.log2}(len(sample))) # Число
    интерваловФормула (Стёрджеса)
25 \text{ print}(\text{"k} = \text{", k})
26
27 \, h = round(R / k) \# Длина интервала
28 print("h =", h)
```

```
29
30 k += 1 # Иначе интервалы не покроют выборку
31
32 \times 0 = \text{sample}[0] - h / 2 \# \text{Начало первого частичного}
     интервала
33 \text{ if } x0 < 0:
34
    x0 = 0
35
36 print("x0 =", x0)
37
38 interval = []
39 \times = \times 0
40
41 for i in range(k):
42
       interval.append([(x, x + h), 0, 0])
   x += h
43
44
45 # Получаем интервальный ряд
46 for i in sample:
47
       for j in range(k):
48
           if interval[j][0][0] < i <= interval[j][0][1]:</pre>
49
                interval[j][1] += 1
50
                break
51
52 for i in interval:
53
       i[2] = i[1] / len(sample)
54
55 print(interval)
56
57 \text{ middle int} = []
58
59 # Вычисляем серидины интервалов
60 for i in range(len(interval)):
61
       middle int.append(interval[i][0][0] + h / 2)
```

```
62
63 \text{ n} = len(sample)
64
65 \text{ Xs} = 0 # Выброчное среднее по x
67 \, \mathrm{Dsx} = 0 \, # Дисперсия по x
69 \text{ s} = 0 \# \text{ CKO no } x
70
71 for i in range(n):
72 Xs += sample[i]
73 \text{ Xs} = \text{Xs} / \text{n}
74
75 for i in range(n):
   Dsx += (sample[i] - Xs) ** 2
77 \, \text{Dsx} = \, \text{Dsx} \, / \, \text{n}
78 d = math.sqrt(Dsx)
79 s = math.sqrt(Dsx) * n / (n - 1)
80
81 \text{ TY1} = 1.981 # t гамма для 95\% n = 115
82 \text{ TY2} = 2.62 # t гамма для 99% n = 115
83 D1 = TY1*s/math.sqrt(n)
84 D2 = TY2*s/math.sqrt(n)
85 LB = Xs - D1
86 LR = Xs + D1
87 LB2 = Xs - D2
88 LB2 = Xs + D2
89 Q1 = 0.143 # q для n=100 95%
90 Q2 = 0.198 # q для n=100 99%
91
92 \text{ SLB1} = s - s \times Q1
93 \text{ SRB1} = s + s * Q1
94 \text{ SLB2} = s - s \times Q2
95 \text{ SRB2} = s + s * Q2
```

```
96
97 # Nyhkt 3
98
99 \text{ laplas arg} = []
100 \; {	t for \; i \; in \; range} \, (8):
101
        laplas arg.append((interval[i][0][1]-Xs)/d)
102
103 \text{ laplas} = [-0.5, -0.2224, 0.0040, 0.2823, 0.4279,
      0.4838, 0.4976, 0.4998, 0.499986, 0.51
104 \, \mathrm{p} \, = \, \mathrm{[]} # Исправленные частоты
105 for i in range(k):
106
       p.append(laplas[i + 1] - laplas[i])
107
108 \text{ m} = [] # m'
109 for i in range(k):
110
     m.append(p[i]*115)
111
112 m2 = [] # (m-m')/m'
113 for i in range (k-1):
114
       m2.append(((interval[i][1]-m[i])**2)/m[i])
115
116 \, \text{ans} = \text{sum} \, (\text{m2}) # Последнее слагаемое в сумме
      равно 620, за счёт деления 1 на число близкое к 0
117 \times i2 = 12.6
```

Листинг 1 – Исходный код программы