# 实验物理中的统计方法 作业7

## 1.

**习题 4.4.** 表4.1 是实验获取的分区间数据和理论预言值。第二、三列是区间边界,第四列是对应区间的观测事件数  $n_i$   $(i=1,\ldots,20)$ ,服从泊松分布。第五、六列是两种理论对期待值  $\nu_i=E[n_i]$  的预言,如图4.2 所示。

- (a)写一段程序,将表中20个区间的实验观测值和理论预期值画成直方图,画到一张图上,并根据"Statistical Data Analysis"的式 (4.39) 式计算  $\chi^2$  统计量。
- (b) 因为很多区间的事件数很小甚至为零,前面计算的统计量不太可能服从  $\chi^2$  分布。写一段程序,根据两种理论假设(theory1 和 theory2)给出真实的  $\chi^2$  分布。如果利用 (a) 中的数据计算统计检验,其 P-值是多少?如果利用正常的  $\chi^2$  分布计算,P-值是多少?

#### 解:

(a)

```
import ROOT
x_{min} = [0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0, 3.5, 4.0, 4.5,
         5.0, 5.5, 6.0, 6.5, 7.0, 7.5, 8.0, 8.5, 9.0, 9.5]
x_{max} = [0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0, 3.5, 4.0, 4.5, 5.0,
         5.5, 6.0, 6.5, 7.0, 7.5, 8.0, 8.5, 9.0, 9.5, 10.0]
data = [1, 0, 3, 4, 6, 3, 3, 4, 5, 7, 4, 5, 2, 0, 1, 0, 0, 1, 0, 0]
theory1 = [0.2, 1.2, 1.9, 3.2, 4.0, 4.5, 4.7, 4.8, 4.8, 4.5,
           4.1, 3.5, 3.0, 2.4, 1.6, 0.9, 0.5, 0.3, 0.2, 0.1]
theory2 = [0.2, 0.7, 1.1, 1.6, 1.9, 2.2, 2.7, 3.3, 3.6, 3.9,
           4.0, 4.0, 3.9, 3.5, 3.2, 2.2, 2.5, 1.5, 1.0, 0.5]
canvas = ROOT.TCanvas('canvas', 'Canvas', 800, 600)
ROOT.gStyle.SetOptStat(0)
hist_data = ROOT.TH1F('hist_data', 'data', len(x_min), x_min[0], x_max[-1])
hist_theory1 = ROOT.TH1F('hist_theory1', 'theory1', len(x_min), x_min[0],
x_{max}[-1]
hist_theory2 = ROOT.TH1F('hist_theory2', 'theory2', len(x_min), x_min[0],
x_{max}[-1]
for i in range(len(x_min)):
    hist_data.Fill((x_min[i] + x_max[i]) / 2, data[i])
    hist_theory1.Fill((x_min[i] + x_max[i]) / 2, theory1[i])
    hist_theory2.Fill((x_min[i] + x_max[i]) / 2, theory2[i])
hist_data.SetLineColor(ROOT.kBlack)
hist_data.SetXTitle('x')
hist_data.SetYTitle('N(x)')
hist_theory1.SetLineColor(ROOT.kRed)
hist_theory2.SetLineColor(ROOT.kBlue)
hist_data.Draw('HIST')
hist_theory1.Draw('HIST SAME')
hist_theory2.Draw('HIST SAME')
legend = ROOT.TLegend(0.7, 0.7, 0.9, 0.9)
legend.AddEntry(hist_data, 'data')
legend.AddEntry(hist_theory1, 'theory1')
```

```
legend.AddEntry(hist_theory2, 'theory2')
legend.Draw()

canvas.SaveAs('4.4.a.png')

chi2_1 = 0
    chi2_2 = 0

for i in range(len(data)):
        chi2_1 += (data[i]-theory1[i])**2/theory1[i]
        chi2_2 += (data[i]-theory2[i])**2/theory2[i]

print(f'chi2 for theory 1 is {chi2_1}\nchi2 for theory 2 is {chi2_2}')
```

## data

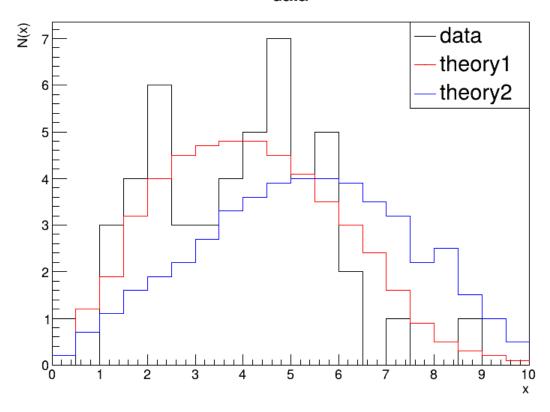


Figure 4.4(a)

### 结果:

```
chi2 for theory 1 is 15.819254111754042.
chi2 for theory 2 is 35.66526857645278.
```

(b)

```
theory2 = [0.2, 0.7, 1.1, 1.6, 1.9, 2.2, 2.7, 3.3, 3.6, 3.9,
           4.0, 4.0, 3.9, 3.5, 3.2, 2.2, 2.5, 1.5, 1.0, 0.5]
canvas = ROOT.TCanvas('canvas', 'Canvas', 800,600)
ROOT.gStyle.SetOptStat(0)
hist_theory1 = ROOT.TH1F('hist_theory1', 'theory', 100, 0, 60)
hist_theory2 = ROOT.TH1F('hist_theory2', 'theory', 100, 0, 60)
def chi2_pdf(x, params):
    scale = params[0]
    ndof = params[1]
    return scale * ROOT.Math.chisquared_pdf(x[0], ndof)
f_{chi2} = ROOT.TF1("f_{chi2}", chi2_pdf, 0, 60, 2)
f_chi2.SetParameters(1, 20)
chi_2_list_1 = []
chi_2_list_2 = []
rndm = ROOT.TRandom3()
def calculate_real_chi2(hist, chi_2_list, theory):
    for _ in range(n):
        chi_2 = 0
        for k in range(20):
            mock = rndm.Poisson(theory[k])
            chi_2 += (mock-theory[k])**2/theory[k]
        hist.Fill(chi_2)
        chi_2_list.append(chi_2)
    area = hist.Integral()
    bin_width = hist.GetBinWidth(1)
    hist.Scale(1/(area*bin_width))
calculate_real_chi2(hist_theory1, chi_2_list_1, theory1)
calculate_real_chi2(hist_theory2, chi_2_list_2, theory2)
hist_theory1.Draw('HIST')
hist_theory2.Draw('HIST SAME')
f_chi2.Draw('SAME')
hist_theory1.SetLineColor(ROOT.kRed)
hist_theory2.SetLineColor(ROOT.kBlue)
f_chi2.SetLineColor(ROOT.kBlack)
legend = ROOT.TLegend(0.7, 0.7, 0.9, 0.9)
legend.AddEntry(hist_theory1, 'theory1')
legend.AddEntry(hist_theory2, 'theory2')
legend.AddEntry(f_chi2, 'ideal distribution')
legend.Draw()
hist_theory1.SetXTitle('x')
hist_theory1.SetYTitle('f(x)')
canvas.SaveAs('4.4.b.png')
def calculate_p_value(chi_2_list, n, chi_2):
    tot = 0
```

```
for x in chi_2_list:
    if x >= chi_2:
        tot += 1

return tot/n

ndof = 20
rough_p_value_1 = ROOT.TMath.Prob(chi2_1, ndof)
rough_p_value_2 = ROOT.TMath.Prob(chi2_2, ndof)
print(f'Rough p-value for theory 1 is {rough_p_value_1}.\nRough p-value for theory 2 is {rough_p_value_2}.')
real_p_value_1 = calculate_p_value(chi_2_list_1, n, chi2_1)
real_p_value_2 = calculate_p_value(chi_2_list_2, n, chi2_2)
print(f'Real p-value for theory 1 is {real_p_value_1}.\nReal p-value for theory 2
is {real_p_value_2}.')
```

# theory

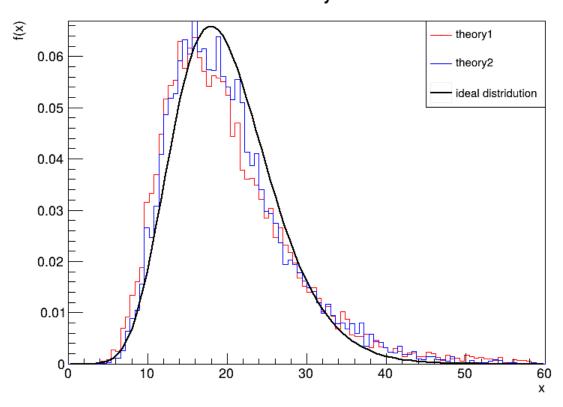


Figure 4.4(b)

## 结果:

```
Rough p-value for theory 1 is 0.7277722172068071.

Rough p-value for theory 2 is 0.016834198165650262.

Real p-value for theory 1 is 0.6483.

Real p-value for theory 2 is 0.0406.
```

习题 4.5. 在放射性实验中,卢瑟福和盖革记录了固定时间间隔内  $\alpha$  衰变的次数。数据如表 4.2 所示。假定放射源中放射性核素的数目非常大,且任意一个核素在小时间间隔内发射一个  $\alpha$  粒子的概率很小,则可以认为在时间间隔  $\Delta t$  内发生衰变的次数 m 服从泊松分布。如果观测结果与泊松分布的假设存在差异,则表明核素的  $\alpha$  衰变不相互独立,比如某个核素发生  $\alpha$  衰变可能会引发邻近核素也发生衰变,从而在短时间间隔内形成衰变簇团。

(a) 利用表4.2的数据, 计算样本均值

$$\overline{m} = \frac{1}{n_{\text{tot}}} \sum_{m} n_m m, \tag{4.7}$$

以及样本方差

$$s^{2} = \frac{1}{n_{\text{tot}} - 1} \sum_{m} n_{m} (m - \overline{m}), \tag{4.8}$$

其中  $n_m$  是发生 m 个衰变的次数,  $n_{\text{tot}} = \sum_m n_m = 2608$  是测量时间内总衰变次数。求和从 m = 0 一直到测量时间内最大的衰变次数 (次数为 m = 14)。利用  $\overline{m}$  和  $s^2$ ,求分散度

$$t = \frac{s^2}{\overline{m}}. (4.9)$$

m 和  $s^2$  分别为 m 的均值和方差的估计量(参见 Statistical Data Analysis 第 5 章);如果 m 服从泊松分布,则 m 和  $s^2$  应该相等,于是可以预期 t 大约为 1。可以证明对于泊松分布,当  $n_{\rm tot}$  很大时, $(n_{\rm tot}-1)t$  服从自由度为  $n_{\rm tot}-1$  的  $\chi^2$  分布。而且,当  $n_{\rm tot}$  很大时,该分布变成均值为  $n_{\rm tot}-1$ ,方差为  $2(n_{\rm tot}-1)$  的高斯分布。

- (b) m 服从泊松分布这一假设的 P-值为多少? 为了表征 t 的观测值与泊松假设相符或不相符,应该选取什么样的 t 值 (即 t 大表示相符还是 t 小表示相符)?
- (c) 写一段蒙特卡罗程序产生很多组数据,每组数据包含  $n_{tot}$  个服从泊松分布的 m 值。(泊松分布的随机数可以在 ROOT 中直接调用,gRandom— > Possion( $\nu$ )。) 对于 m 的均值,可以取表 4.2 中数据的均值 m。对于每组数据,计算 t 的值并填充至直方图。利用直方图和从卢瑟福实验数据得到的 t 值,计算泊松假设的 P-值。将该结果与 (a) 中的结果进行比较。(选作:将  $(n_{tot}-1)t$  记录至直方图,与均值为  $n_{tot}-1$ ,方差为  $2(n_{tot}-1)$  的高斯分布进行比较。)

(a)

```
m = [0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14]
n_m = [57, 203, 383, 525, 532, 408, 273, 139, 45, 27, 10, 4, 0, 1, 1]
m_aver = sum(m[i]*n_m[i] for i in range(15))/sum(n_m)
s_square = sum((m[i]-m_aver)**2*n_m[i] for i in range(15))/(sum(n_m)-1)
t = s_square/m_aver
print(f'M_aver is {m_aver}, s_square is {s_square} and t is {t}.')
```

#### 结果:

 $M_{aver}$  is 3.871549079754601,  $s_{square}$  is 3.696190618227001 and t is 0.9547058663301989.

(b)

```
ndof = sum(n_m)-1
p_value = 2*(1-ROOT.TMath.Prob(ndof*t, ndof))
print(f'P_value is {p_value}.')
```

```
P_value is 0.09865784328213767.
```

在t < 1时,应当认为t大表示相符;在t > 1时,应当认为t小表示相符。

(c)

```
N = 10000
n_{tot} = 2608
m_aver = 3.871549079754601
rnd = ROOT.TRandom3()
hist = ROOT.TH1F('hist', 'hist', 100, 0.75, 1.25)
mock_list = []
canvas = ROOT.TCanvas('canvas', 'canvas', 800, 600)
for i in range(N):
    current_mock_list = []
    for j in range(n_tot):
        current_mock_list.append(rnd.Poisson(m_aver))
    current_m = sum(current_mock_list)/n_tot
    current_s_square = sum((current_mock_list[k]-current_m)**2 for k in
\begin{array}{l} range(n\_tot)) / (n\_tot-1) \end{array}
    current_t = current_s_square/current_m
    mock_list.append(current_t)
    hist.Fill(current_t)
hist.Draw()
canvas.SaveAs('4.5.png')
cnt = 0
for num in mock_list:
    if abs(num-1) >= abs(t-1):
        cnt += 1
print(f'P-value is {cnt/N}.')
```

结果:

# hist

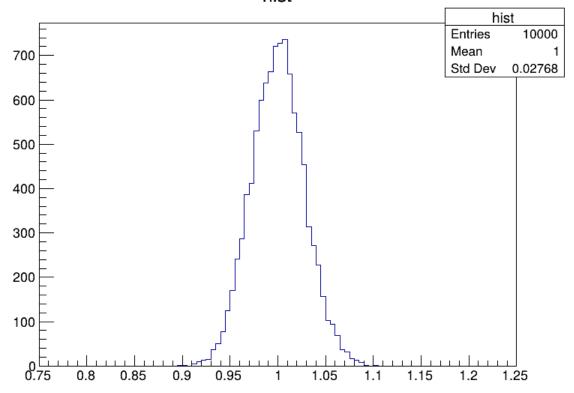


Figure 4.5

```
P-value is 0.1012.
```

### (选做)

```
import ROOT
import math
N = 10000
n_{tot} = 2608
m_aver = 3.871549079754601
mu = n_{tot-1}
sigma = math.sqrt(2*(n_tot-1))
rnd = ROOT.TRandom3()
hist = ROOT.TH1F('hist', 'hist', 100,1000,4000)
canvas = ROOT.TCanvas('canvas', 'canvas', 800, 600)
for i in range(N):
    current_mock_list = []
    for j in range(n_tot):
        current_mock_list.append(rnd.Poisson(m_aver))
    current_m = sum(current_mock_list)/n_tot
    current_s_square = sum((current_mock_list[k]-current_m)**2 for k in
range(n_tot))/(n_tot-1)
    current_t = current_s_square/current_m
    hist.Fill((n_tot-1)*current_t)
gauss = ROOT.TF1('gauss', 'gaus',1000, 4000)
norm_factor = 1.0 / (sigma * math.sqrt(2 * math.pi))
gauss.SetParameters(norm_factor, mu, sigma)
```

```
hist.Scale(1.0 / hist.Integral(), "width")
hist.Draw('hist')
gauss.Draw('same')
canvas.SaveAs('4.5.1.png')
```

结果:

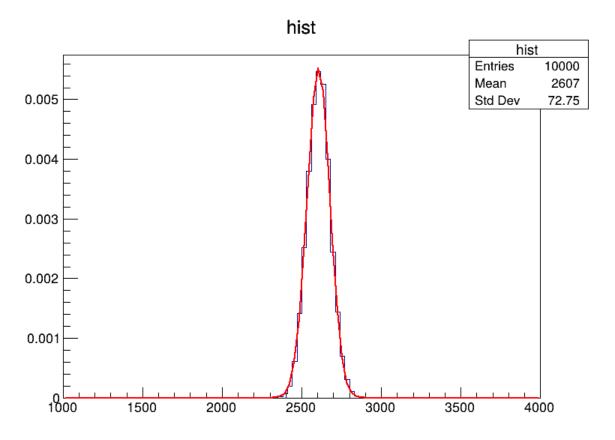


Figure 4.5.1

3.

**习题 4.9.** 根据某理论,观测到流星表示幸运事件。根据以往的统计,某人每年平均观测到 10 颗流星。2022 年某人观测到 5 颗流星。我们能据此说 2022 年对于这个人来说不是幸运年吗?请在  $\alpha=0.05$  的显著性水平下给出结论。

解:

观测到的流星的数目分布遵循泊松分布:

$$P(n) = \frac{10^n}{n!} \mathrm{e}^{-10}$$

得到:

$$P(n \le 5) = 0.067086 > 0.05$$

不能说明这一结论。

**习题 4.10.** 如果对某个假设进行了几个独立的显著性检验,给出了显著性水平  $P_1, P_2, \ldots, P_n$ ,总的显著性水平不能通过将这些概率相乘得到。为什么呢?

如果 X 是在 0 和 1 之间均匀分布的随机变量,证明  $-2 \ln X$  是自由度为 2 的  $\chi^2$  变量。我们可以利用这个结果来合并独立的显著性检验的结果。如果三个检验的显著性水平分别为 0.145、 0.263 和 0.087,我们应当如何评估总的显著性?

解:

(1) 由p值于假设检验之间的关系:

$$P(p \le \alpha) = \alpha$$

要求随机变量p服从均匀分布

构造的统计量 $Q=\Pi_{i=1}^n P_i$ ,均匀分布的乘积显然不满足均匀分布,所以没有这样的关系,不能作为显著性水平。

(2)

记 $Y = -2 \ln X$ ,对应概率密度函数为g(y)。

已知:

$$X = \mathrm{e}^{-rac{y}{2}},\, f(x) = 1$$
 $|f(x)\mathrm{d}x| = |g(y)\mathrm{d}y|$ 
 $g(y) = rac{1}{2}\mathrm{e}^{-rac{y}{2}} = \chi^2(2)$ 
 $\chi^2_1 = 3.8620$ 
 $\chi^2_2 = 2.6712$ 
 $\chi^2_3 = 4.8837$ 

三者的和服从自由度为6的卡方分布:

$$\chi^2=11.4169$$

$$p = 0.0763$$