

《天体物理中的统计方法》 – 第 3 次作业 *

苏镇波[†]

中国科学技术大学物理学院天文系, 合肥 230026

Gamma 分布的 mgf:

$$M(t) = \int_0^{\infty} e^{tx} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx \quad (1)$$

$$= \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^x(t-\lambda) dx \quad (2)$$

积分在 $t < \lambda$ 的时候会发散, 因此可以写成:

$$M(t) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{\Gamma(\alpha)}{(\lambda-t)^\alpha} \right) = \left(\frac{\lambda}{\lambda-t} \right)^\alpha \quad (3)$$

求导后, 可得:

$$M'(0) = E(X) = \frac{\alpha}{\lambda} \quad (4)$$

$$M''(0) = E(X^2) = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} \quad (5)$$

对于方差, 有:

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad (6)$$

$$= \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \quad (7)$$

$$= \frac{\alpha}{\lambda^2} \quad (8)$$

如果 X 和 Y 分别遵循参数为 α_1, λ 、 α_2, λ 的 gamma 分布, 则 $X+Y$ 的 mgf 为:

$$\left(\frac{\lambda}{\lambda-t} \right)^{\alpha_1} \left(\frac{\lambda}{\lambda-t} \right)^{\alpha_2} = \left(\frac{\lambda}{\lambda-t} \right)^{\alpha_1+\alpha_2} \quad (9)$$

即具有相同 λ 值的独立 gamma 随机变量之和遵循伽马分布, 因此具有 n 自由度的 chi-square 分布为 $\alpha = n/2, \lambda = \frac{1}{2}$ 的 gamma 分布, 则有:

$$f(v) = \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} v^{(n/2)-1} e^{-v/2} \quad (10)$$

其 mgf 为:

$$M(t) = (1-2t)^{-n/2} \quad (11)$$

*2022 春季《天体物理中的统计方法》

[†]Email: zbsu@mail.ustc.edu.cn, 学号: SA21022002

1 Problem 1

Answer.

如果 U, V 是互相独立的, 且 $U \sim \chi_n^2, V \sim \chi_n^2$, 那么根据式 (9), $U + V$ 的 mgf 为:

$$\left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^{n/2} \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^{m/2} = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^{(m+n)/2} \quad (12)$$

即 $U + V \sim \chi_n^2$ 。

2 Problem 2

Answer.

根据式 (1-3) 的证明, 对于 chi-square 而言, $\alpha = n/2, \lambda = \frac{1}{2}$, 带入式 (3) 中, 可得 χ_n^2 分布的 mgf 为:

$$M(t) = (1 - 2t)^{-n/2} \quad (13)$$

将 $\alpha = n/2, \lambda = \frac{1}{2}$ 带入式 (4) 和式 (8), 可得: 平均数为 n , 方差为 $2n$ 。

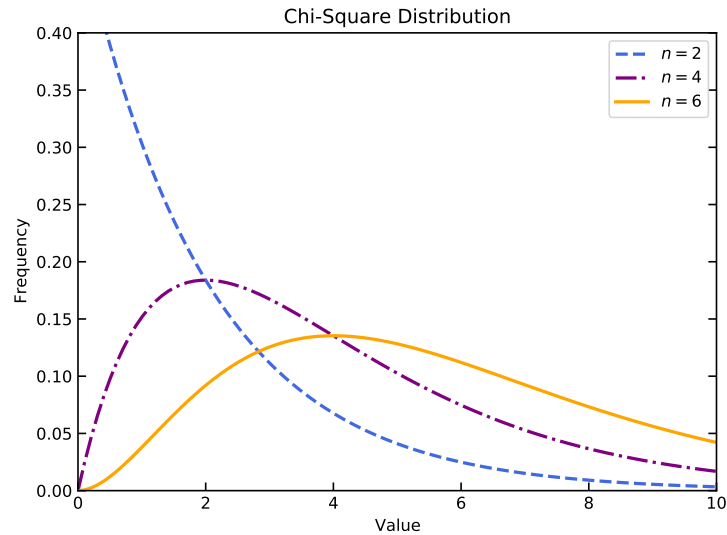


图 1: 如图, 蓝色、紫色和橙色分别对应 Chi-square 下, $n=2, 4, 6$ 的情况。

3 Problem 3

Answer.

根据 Taylor series expansion 到 2nd, 可得:

$$Y = g(X) \approx g(\mu_X) + (X - \mu_X)g'(\mu_X) + \frac{1}{2}(X - \mu_X)^2g''(\mu_X) \quad (14)$$

因此对于 $Y = \ln X$ 有:

$$g'(\mu_X) = \frac{1}{\mu_X}g''(\mu_X) = -\frac{1}{\mu_X} \quad (15)$$

所以:

$$\mu_Y \approx \ln \mu_X - \frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2} \quad (16)$$

$$\sigma_Y^2 \approx \sigma_X^2 \times \left(\frac{1}{\mu_X^2}\right) = \frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2} \quad (17)$$

4 Problem 4

Answer.

考虑 $Y = X^{\frac{1}{3}}$, X 在区间 $[0, 1]$ 上, 有:

精确解:

$$E(Y) = \int_0^1 x^{1/3} dx = \frac{3}{4} \quad (18)$$

$$E(Y^2) = \int_0^1 x^{2/3} dx = \frac{3}{5} \quad (19)$$

$$Var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = \frac{3}{5} - \frac{3^2}{4} = 0.0375 \quad (20)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{Var(Y)} \approx 0.194 \quad (21)$$

$\mu_X = \frac{1}{2}$, 有:

$$g'(X) = \frac{1}{3}x^{-2/3} \quad (22)$$

$$g''(X) = -\frac{2}{9}x^{-5/3} \quad (23)$$

$$Var(X) = \frac{1}{12} \quad (24)$$

$$g'(\mu_X) = \frac{2^{2/3}}{3} \approx 0.53 \quad (25)$$

$$g''(\mu_X) = \frac{2^{8/3}}{9} \approx -0.71 \quad (26)$$

所以有近似解：

$$E(Y) \approx 2^{-1/3} + \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{12} \times \frac{2^{8/3}}{9} \right) \approx 0.7643 \quad (27)$$

$$Var(Y) = 0.0233 \quad (28)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{\frac{1}{12} \times \frac{2^{2/3}}{3}} \approx 0.15274 \quad (29)$$

同理， X 在区间 $[1, 2]$ 上，有精确解：

$$E(Y) = \int_1^2 x^{1/3} dx \approx 1.13988 \quad (30)$$

$$E(Y^2) = \int_1^2 x^{2/3} dx \approx 1.3049 \quad (31)$$

$$Var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = 1.3049 - 1.13988^2 \approx 0.0056 \quad (32)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{Var(Y)} \approx 0.075 \quad (33)$$

$\mu_X = \frac{3}{2}$ ，有：

$$g'(\mu_X) \approx 0.254 \quad (34)$$

$$g''(\mu_X) \approx -0.113 \quad (35)$$

近似解：

$$E(Y) \approx \frac{3^{1/3}}{2} + \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{12} \times -0.113 \right) \approx 1.14 \quad (36)$$

$$Var(Y) = \frac{0.254^2}{12} \approx 0.00539 \quad (37)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{\frac{1}{12} \times 0.254} \approx 0.073433 \quad (38)$$

对于区间 $[0,1]$ ，均值 $E(Y)$ 精确解和近似解分别为：0.75，0.7643，偏离 1.9%； σ_Y 精确解和近似解分别为：0.194，0.15274，偏离 21.2%；

对于区间 $[1,2]$ ，均值 $E(Y)$ 精确解和近似解分别为：1.13988，1.14，偏离 0.01%； σ_Y 精确解和近似解分别为：0.075，0.073433，偏离 2.1%；

在区间 $[1,2]$ 上表现更好。

5 Problem 5

Answer.

根据高斯分布，利用 MCMC 方法有：

$$\hat{I}(f) = \frac{1}{N} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right) \sum_{i=1}^N e^{-X_i^2/2} \quad (39)$$

代码形式为：

```
1 import numpy as np
2 import random
3
4 def mcmc(N, x_range):
5     """
6     N: Numbers of MCMC method iteration times.
7     x_range: integration limits
8     """
9     sum = 0
10    for i in range(N):
11        x = random.uniform(0, int(x_range))
12        sum += np.exp(-x**2/2)
13
14    return 1/N * (1/np.sqrt(2*np.pi)) * sum
15
16 print(N = mcmc(10000, x_range = 1)) #0.34174123263753037
17
18 print(N = mcmc(10000, x_range = 5)) #0.4940471635
```

当积分区间为 $[0, 1]$ 时，结果为 0.3417；

当积分区间为 $[0, 5]$ 时，结果为 0.4940，接近 $\frac{1}{2}$ 。

6 Problem 6

Answer.

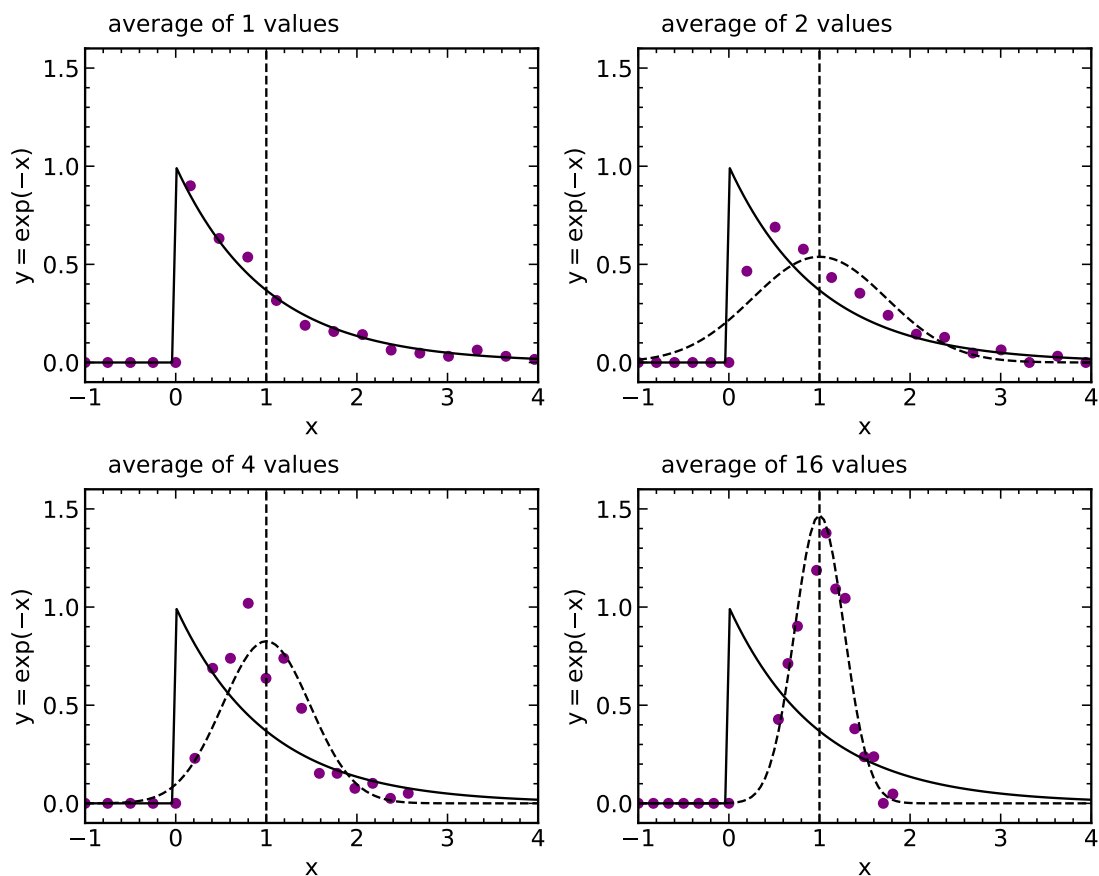


图 2: 上图中, 紫色原点为随机生成的指数分布, 黑色实线为初始指数分布, 黑色虚线为 overplot 的最佳拟合高斯轮廓。分别为平均 1、2、4、16 个, 生成随机数为 200。