

## 习题 2.7

1. 设  $X \sim U(a, b)$ , 对  $k=1, 2, 3, 4$ , 求  $\mu_k = E(X^k)$  与  $\nu_k = E[X - E(X)]^k$ , 进一步求此分布的偏度系数和峰度系数。

**解:** 因  $X$  的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

故

$$\mu_1 = E(X) = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2};$$

$$\mu_2 = E(X^2) = \int_a^b x^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^3}{3} \Big|_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{a^2 + ab + b^2}{3};$$

$$\mu_3 = E(X^3) = \int_a^b x^3 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^4}{4} \Big|_a^b = \frac{b^4 - a^4}{4(b-a)} = \frac{a^3 + a^2b + ab^2 + b^3}{4};$$

$$\mu_4 = E(X^4) = \int_a^b x^4 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^5}{5} \Big|_a^b = \frac{b^5 - a^5}{5(b-a)} = \frac{a^4 + a^3b + a^2b^2 + ab^3 + b^4}{5};$$

$$\nu_1 = E[X - E(X)] = 0;$$

$$\nu_2 = E[X - E(X)]^2 = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{3} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^3 \Big|_a^b = \frac{2\left(\frac{b-a}{2}\right)^3}{3(b-a)} = \frac{(b-a)^2}{12};$$

$$\nu_3 = E[X - E(X)]^3 = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^3 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{4} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^4 \Big|_a^b = 0;$$

$$\nu_4 = E[X - E(X)]^4 = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^4 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{5} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^5 \Big|_a^b = \frac{2\left(\frac{b-a}{2}\right)^5}{5(b-a)} = \frac{(b-a)^4}{80};$$

偏度系数

$$\beta_S = \frac{\nu_3}{(\nu_2)^{3/2}} = 0;$$

峰度系数

$$\beta_K = \frac{\nu_4}{(\nu_2)^2} - 3 = \frac{12^2}{80} - 3 = -\frac{6}{5}.$$

2. 设  $X \sim U(0, a)$ , 求此分布的变异系数。

**解:** 因  $X \sim U(0, a)$ , 有  $E(X) = \frac{a}{2}$ ,  $\text{Var}(X) = \frac{a^2}{12}$ , 故变异系数

$$C_v(X) = \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{E(X)} = \frac{1}{\sqrt{3}}.$$

3. 求以下分布的中位数:

(1) 区间  $(a, b)$  上的均匀分布;

(2) 正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ;

(3) 对数正态分布  $LN(\mu, \sigma^2)$ 。

**解:** (1) 因  $X$  服从区间  $(a, b)$  上的均匀分布, 则

$$0.5 = P\{X \leq x_{0.5}\} = \frac{x_{0.5} - a}{b - a},$$

故中位数

$$x_{0.5} = a + 0.5(b - a) = \frac{a + b}{2};$$

(2) 因  $X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 则

$$0.5 = P\{X \leq x_{0.5}\} = F(x_{0.5}) = \Phi\left(\frac{x_{0.5} - \mu}{\sigma}\right),$$

即  $\frac{x_{0.5} - \mu}{\sigma} = 0$ , 故中位数  $x_{0.5} = \mu$ ;

(3) 因  $X$  服从对数正态分布  $LN(\mu, \sigma^2)$ , 有  $\ln X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 则

$$0.5 = P\{X \leq x_{0.5}\} = P\{\ln X \leq \ln x_{0.5}\} = F(\ln x_{0.5}) = \Phi\left(\frac{\ln x_{0.5} - \mu}{\sigma}\right),$$

即  $\frac{\ln x_{0.5} - \mu}{\sigma} = 0$ , 故中位数  $x_{0.5} = e^\mu$ 。

4. 设  $X \sim Ga(\alpha, \lambda)$ , 对  $k=1, 2, 3$ , 求  $\mu_k = E(X^k)$  与  $\nu_k = E[X - E(X)]^k$ 。

**解:** 因  $X$  的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}, & x > 0; \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

由正则性知  $\int_0^{+\infty} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = 1$ , 可得  $\int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\Gamma(\alpha)}{\lambda^\alpha}$ , 故

$$\mu_1 = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^\alpha e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\lambda^{\alpha+1}} = \frac{\alpha}{\lambda};$$

$$\mu_2 = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^{\alpha+1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+2)}{\lambda^{\alpha+2}} = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2};$$

$$\mu_3 = \int_0^{+\infty} x^3 \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^{\alpha+2} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+3)}{\lambda^{\alpha+3}} = \frac{\alpha(\alpha+1)(\alpha+2)}{\lambda^3};$$

$$\nu_1 = E[X - E(X)] = 0;$$

$$\nu_2 = E[X - E(X)]^2 = \mu_2 - \mu_1^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} = \frac{\alpha}{\lambda^2};$$

$$\nu_3 = E[X - E(X)]^3 = \mu_3 - 3\mu_2\mu_1 + 2\mu_1^3 = \frac{\alpha(\alpha+1)(\alpha+2)}{\lambda^3} - 3 \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} \cdot \frac{\alpha}{\lambda} + 2 \frac{\alpha^3}{\lambda^3} = \frac{2\alpha}{\lambda^3}。$$

5. 设  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ , 对  $k=1, 2, 3, 4$ , 求  $\mu_k = E(X^k)$  与  $\nu_k = E[X - E(X)]^k$ , 进一步求此分布的变异系数、偏度系数和峰度系数。

**解:** 因  $X$  的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0; \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

且  $k$  为正整数时,  $\int_0^{+\infty} x^{k-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\Gamma(k)}{\lambda^k} = \frac{(k-1)!}{\lambda^k}$ , 故

$$\mu_1 = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda};$$

$$\mu_2 = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x^2 e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{2!}{\lambda^3} = \frac{2}{\lambda^2};$$

$$\mu_3 = \int_0^{+\infty} x^3 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x^3 e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{3!}{\lambda^4} = \frac{6}{\lambda^3};$$

$$\mu_4 = \int_0^{+\infty} x^4 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x^4 e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{4!}{\lambda^5} = \frac{24}{\lambda^4};$$

$$\nu_1 = E[X - E(X)] = 0;$$

$$\nu_2 = E[X - E(X)]^2 = \mu_2 - \mu_1^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2};$$

$$\nu_3 = E[X - E(X)]^3 = \mu_3 - 3\mu_2\mu_1 + 2\mu_1^3 = \frac{6}{\lambda^3} - 3 \frac{2}{\lambda^2} \cdot \frac{1}{\lambda} + 2 \frac{1}{\lambda^3} = \frac{2}{\lambda^3};$$

$$\nu_4 = E[X - E(X)]^4 = \mu_4 - 4\mu_3\mu_1 + 6\mu_2\mu_1^2 - 3\mu_1^4 = \frac{24}{\lambda^4} - 4 \frac{6}{\lambda^3} \cdot \frac{1}{\lambda} + 6 \frac{2}{\lambda^2} \cdot \frac{1}{\lambda^2} - 3 \frac{1}{\lambda^4} = \frac{9}{\lambda^4};$$

变异系数

$$C_v(X) = \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{E(X)} = \frac{\sqrt{\nu_2}}{\mu_1} = 1;$$

偏度系数

$$\beta_s = \frac{\nu_3}{(\nu_2)^{3/2}} = 2;$$

峰度系数

$$\beta_k = \frac{\nu_4}{(\nu_2)^2} - 3 = 9 - 3 = 6。$$

6. 设随机变量  $X$  服从正态分布  $N(10, 9)$ , 试求  $x_{0.1}$  和  $x_{0.9}$ 。

解: 因

$$F(x_{0.1}) = \Phi\left(\frac{x_{0.1}-10}{3}\right) = 0.1,$$

得  $-\frac{x_{0.1}-10}{3} = 1.2816$ , 故  $x_{0.1} = 6.1552$ ; 又因

$$F(x_{0.9}) = \Phi\left(\frac{x_{0.9}-10}{3}\right) = 0.9,$$

得  $\frac{x_{0.9}-10}{3} = 1.2816$ , 故  $x_{0.9} = 13.8448$ 。

(或查表可得  $-\frac{x_{0.1}-10}{3} = 1.28$ , 故  $x_{0.1} = 6.16$ ;  $\frac{x_{0.9}-10}{3} = 1.28$ , 故  $x_{0.9} = 13.84$ )

7. 设随机变量  $X$  服从双参数韦布尔分布, 其分布函数为

$$F(x) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^m\right\}, \quad x > 0,$$

其中  $\eta > 0, m > 0$ 。试写出该分布的  $p$  分位数  $x_p$  的表达式, 且求出当  $m = 1.5, \eta = 1000$  时的  $x_{0.1}, x_{0.5}, x_{0.8}$  的值。

解: 因  $F(x_p) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x_p}{\eta}\right)^m\right\} = p$ , 故  $x_p = \eta[-\ln(1-p)]^{\frac{1}{m}}$ 。当  $m = 1.5, \eta = 1000$  时,

$$x_{0.1} = 1000(-\ln 0.9)^{\frac{1}{1.5}} \approx 223.0755;$$

$$x_{0.5} = 1000(-\ln 0.5)^{\frac{1}{1.5}} \approx 783.2198;$$

$$x_{0.8} = 1000(-\ln 0.2)^{\frac{1}{1.5}} \approx 1373.3550。$$

8. 自由度为 2 的  $\chi^2$  分布的密度函数为

$$p(x) = \frac{1}{2}e^{-\frac{x}{2}}, \quad x > 0,$$

试求出其分布函数及分位数  $x_{0.1}, x_{0.5}, x_{0.8}$ 。

解: 设  $X$  服从自由度为 2 的  $\chi^2$  分布。分段点  $x = 0$ ,

$$\text{当 } x < 0 \text{ 时, } F(x) = \int_{-\infty}^x p(u) du = 0;$$

$$\text{当 } x \geq 0 \text{ 时, } F(x) = \int_{-\infty}^x p(u) du = \int_0^x \frac{1}{2}e^{-\frac{u}{2}} du = 1 - e^{-\frac{x}{2}};$$

故  $X$  的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{2}}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

因  $F(x_p) = 1 - e^{-\frac{x_p}{2}} = p$ , 有  $x_p = -2\ln(1-p)$ , 故

$$x_{0.1} = -2\ln 0.9 \approx 0.2107; \quad x_{0.5} = -2\ln 0.5 \approx 1.3863; \quad x_{0.8} = -2\ln 0.2 \approx 3.2189.$$

9. 设随机变量  $X$  的分布密度函数  $p(x)$  关于  $c$  点是对称的, 且  $E(X)$  存在, 试证

(1) 这个对称点  $c$  既是均值又是中位数, 即  $E(X) = x_{0.5} = c$ ;

(2) 如果  $c = 0$ , 则  $x_p = -x_{1-p}$ 。

**证明:** 设  $f(x) = p(x+c)$ , 因  $p(x)$  关于  $c$  点对称, 有  $f(x)$  为偶函数。

(1) 因

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} (x-c)p(x)dx + \int_{-\infty}^{+\infty} cp(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} up(u+c)du + c = 0 + c = c;$$

又因  $p(x)$  关于  $c$  点对称, 有

$$F(c) = \int_{-\infty}^c p(x)dx = \int_c^{+\infty} p(x)dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = 0.5,$$

可得  $x_{0.5} = c$ ; 故  $E(X) = x_{0.5} = c$ 。

(2) 如果  $c = 0$ , 有  $p(x)$  为偶函数, 则

$$p = F(x_p) = \int_{-\infty}^{x_p} p(x)dx = \int_{+\infty}^{-x_p} p(-u) \cdot (-du) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(u)du = 1 - \int_{-\infty}^{-x_p} p(u)du = 1 - F(-x_p),$$

可得  $F(-x_p) = 1 - p$ , 而  $F(x_{1-p}) = 1 - p$ , 故  $x_p = -x_{1-p}$ 。

10. 试证随机变量  $X$  的偏度系数与峰度系数对位移和改变比例尺是不变的, 即对任意的实数  $a, b$  ( $b \neq 0$ ),  $Y = a + bX$  与  $X$  有相同的偏度系数与峰度系数。

**证明:** 因  $Y = a + bX$ , 有  $E(Y) = a + bE(X)$ , 可得

$$Y - E(Y) = a + bX - a - bE(X) = b[X - E(X)],$$

则

$$\nu_k(Y) = E[Y - E(Y)]^k = E\{b^k[X - E(X)]^k\} = b^k E[X - E(X)]^k = b^k \nu_k(X),$$

即

$$\nu_2(Y) = b^2 \nu_2(X), \quad \nu_3(Y) = b^3 \nu_3(X), \quad \nu_4(Y) = b^4 \nu_4(X)。$$

故偏度系数

$$\beta_s(Y) = \frac{\nu_3(Y)}{[\nu_2(Y)]^{3/2}} = \frac{b^3 \nu_3(X)}{[b^2 \nu_2(X)]^{3/2}} = \frac{b^3 \nu_3(X)}{b^3 [\nu_2(X)]^{3/2}} = \frac{\nu_3(X)}{[\nu_2(X)]^{3/2}} = \beta_s(X);$$

峰度系数

$$\beta_k(Y) = \frac{\nu_4(Y)}{[\nu_2(Y)]^2} - 3 = \frac{b^4 \nu_4(X)}{[b^2 \nu_2(X)]^2} - 3 = \frac{b^4 \nu_4(X)}{b^4 [\nu_2(X)]^2} - 3 = \frac{\nu_4(X)}{[\nu_2(X)]^2} - 3 = \beta_k(X)。$$

11. 设某项维修时间  $T$  (单位: 分) 服从对数正态分布  $LN(\mu, \sigma^2)$ 。

(1) 求  $p$  分位数  $t_p$ ;

(2) 若  $\mu = 4.127$ , 求该分布的中位数;

(3) 若  $\mu = 4.127$ ,  $\sigma = 1.0364$ , 求完成 95% 维修任务的时间。

**解:** (1) 因  $T$  服从对数正态分布  $LN(\mu, \sigma^2)$ , 有  $\ln T$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 则

$$p = P\{T \leq t_p\} = P\{\ln T \leq \ln t_p\} = \Phi\left(\frac{\ln t_p - \mu}{\sigma}\right),$$

即  $\frac{\ln t_p - \mu}{\sigma} = u_p$ ,  $\ln t_p = \mu + \sigma \cdot u_p$ , 故  $t_p = e^{\mu + \sigma u_p}$ 。

(2) 中位数

$$t_{0.5} = e^{\mu + \sigma u_{0.5}} = e^{4.1271+0} \approx 62;$$

(3) 0.95 分位数

$$t_{0.95} = e^{\mu + \sigma u_{0.95}} = e^{4.1271+1.0364 \times 1.6449} \approx 341。$$

12. 某种绝缘材料的使用寿命  $T$  (单位: 小时) 服从对数正态分布  $LN(\mu, \sigma^2)$ 。若已知分位数  $t_{0.2} = 5000$

小时,  $t_{0.8} = 65000$  小时, 求  $\mu$  和  $\sigma$ 。

**解:** 因  $T$  服从对数正态分布  $LN(\mu, \sigma^2)$ , 有  $\ln T$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 由第 11 题可知  $t_p = e^{\mu + \sigma u_p}$ , 则

$$t_{0.2} = e^{\mu + \sigma u_{0.2}} = e^{\mu - 0.8416\sigma} = 5000, \quad t_{0.8} = e^{\mu + \sigma u_{0.8}} = e^{\mu + 0.8416\sigma} = 65000,$$

可得

$$\mu - 0.8416\sigma = \ln 5000 = 8.5172, \quad \mu + 0.8416\sigma = \ln 65000 = 11.0821,$$

故  $\mu = 9.7997$ ,  $\sigma = 1.5239$ 。

13. 某厂决定按过去生产状况对月生产额最高的 5% 的工人发放高产奖。已知过去每人每月生产额  $X$  (单位: 千克) 服从正态分布  $N(4000, 60^2)$ , 试问高产奖发放标准应把生产额定为多少?

**解:** 因  $X$  服从正态分布  $N(4000, 60^2)$ , 则

$$0.95 = P\{X \leq x_{0.95}\} = F(x_{0.95}) = \Phi\left(\frac{x_{0.95} - 4000}{60}\right),$$

即

$$\frac{x_{0.95} - 4000}{60} = u_{0.95} = 1.6449,$$

故高产奖发放标准应把生产额定为

$$x_{0.95} = 4000 + 60 \times 1.6449 = 4098.6940 \text{ 千克}。$$