

概率论第五章习题解答

习题 5.1

1. 设 X_1, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单样本, 且 X 服从参数为 $p(0 < p < 1)$ 的两点分布, 样本值为 x_1, \dots, x_n . 求 X_1, \dots, X_n 的联合分布律.

解: 总体 X 的分布律为 $P\{X=x\} = p^x(1-p)^{1-x}, x=0, 1,$

$$\text{故 } P\{X_1=x_1, \dots, X_n=x_n\} = \prod_{i=1}^n p^{x_i}(1-p)^{1-x_i} = p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^n x_i}, \text{ 其中 } x_1, \dots, x_n=0, 1.$$

2. 设 X_1, \dots, X_n 为来自参数为 λ 的泊松分布总体 X 的样本, 样本值为 x_1, \dots, x_n . 试求 λ 为何值时, $P\{X_1=x_1, \dots, X_n=x_n\}$ 最大?

解: 总体 X 的分布律为 $P\{X=x\} = \frac{\lambda^x}{x!} \cdot e^{-\lambda}, x=0, 1, 2, \dots,$

$$\text{则 } P\{X_1=x_1, \dots, X_n=x_n\} = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} \cdot e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} \cdot e^{-n\lambda}}{x_1! x_2! \cdots x_n!}, \text{ 其中 } x_1, \dots, x_n=0, 1, 2, \dots,$$

$$\text{令 } \frac{d}{d\lambda} P\{X_1=x_1, \dots, X_n=x_n\} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i \cdot \lambda^{\sum_{i=1}^n x_i - 1} \cdot e^{-n\lambda} + \lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} \cdot e^{-n\lambda} \cdot (-n)}{x_1! x_2! \cdots x_n!} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} \cdot e^{-n\lambda}}{x_1! x_2! \cdots x_n!} \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\lambda} - n \right) = 0,$$

得 $\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\lambda} - n = 0$, 即 $\lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$, 且当 $0 < \lambda < \bar{x}$ 时, 此导数为正, 当 $\lambda > \bar{x}$ 时, 此导数为负,

故当 $\lambda = \bar{x}$ 时, $P\{X_1=x_1, \dots, X_n=x_n\}$ 最大.

3. 设 X_1, \dots, X_n 为来自参数为 λ 的指数分布总体 X 的样本, 试求 X_1, \dots, X_n 的联合密度函数.

解: 总体 X 的密度函数 $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$

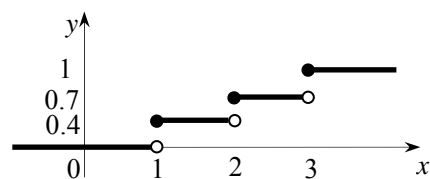
$$\text{故 } f(x_1, \dots, x_n) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i}, & x_1, \dots, x_n > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}, & x_1, \dots, x_n > 0, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

4. 设总体 X 的样本值为 1, 3, 1, 1, 2, 3, 3, 2, 1, 2, 求 X 的经验分布函数 $F_n(x)$, 并画出其图形.

解: 将样本观测值按由小到大顺序排列: 1, 1, 1, 1, 2, 2, 2, 3, 3, 3,

即 $x_{(1)} = x_{(2)} = x_{(3)} = x_{(4)} = 1, x_{(5)} = x_{(6)} = x_{(7)} = 2, x_{(8)} = x_{(9)} = x_{(10)} = 3,$

$$\text{故 } F_n(x) = \begin{cases} 0, & x < 1, \\ 0.4, & 1 \leq x < 2, \\ 0.7, & 2 \leq x < 3, \\ 1, & x \geq 3. \end{cases}$$



习题 5.2

1. 设 $X \sim N(\mu, 25)$, μ 未知, X_1, \dots, X_n 为总体 X 的样本. 下列样本函数中, 哪些是统计量? 为什么?

$$(1) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2; (2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}, \sigma \text{ 为总体标准差.}$$

解: (1) 不是统计量, 其中含有未知参数 μ ;

(2) 是统计量, 参数 $\sigma = 5$ 为已知.

2. 证明定理 5.2.

$$\text{证: (1) } \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (aX_i + b) = \frac{1}{n} (a \sum_{i=1}^n X_i + nb) = a \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i + b = a\bar{X} + b;$$

$$(2) E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X) = \frac{1}{n} \cdot nE(X) = E(X),$$

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X) = \frac{1}{n^2} \cdot nD(X) = \frac{1}{n} D(X).$$

3. 证明定理 5.3 中性质 (1).

$$\text{证: } \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^n (X_i^2 - 2\bar{X}X_i + \bar{X}^2) = \sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X} \sum_{i=1}^n X_i + n\bar{X}^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X} \cdot n\bar{X} + n\bar{X}^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2.$$

4. 下列数据为某报童近 20 天的报纸销售量: 658, 571, 611, 527, 546, 598, 470, 577, 549, 598, 676, 569, 608, 632, 572, 706, 609, 569, 577, 641. (1) 计算样本均值 \bar{x} 和样本方差 s^2 ; (2) 假设报童每天的报纸销售量 X 服从正态分布, 并且 $E(X) = \bar{x}$, $D(X) = s^2$, 报纸的批发价为 0.35 元, 零售价为 0.5 元, 卖不完退回报社的退回价为 0.1 元, 求报童每天批发多少报纸, 可使平均收益最大?

$$\text{解: (1) } \bar{x} = \frac{1}{20} (658 + 571 + \cdots + 641) = 593.2,$$

$$s^2 = \frac{1}{19} [(658 - 593.2)^2 + (571 - 593.2)^2 + \cdots + (641 - 593.2)^2] = 2883.22;$$

(2) 由假设得 $X \sim N(593.2, 2883.22)$, 设每天批发 a 份报纸, 收益为 Y ,

当 $X \geq a$ 时, 实际售出 a 份报纸, 收益 $Y = 0.15a$ 元,

当 $X < a$ 时, 实际售出 X 份报纸, 退回 $a - X$ 份, 收益 $Y = 0.15X - 0.25(a - X) = 0.4X - 0.25a$,

$$\text{即 } Y = g(X) = \begin{cases} 0.15a, & X \geq a, \\ 0.4X - 0.25a, & X < a, \end{cases}$$

$$\text{则 } E(Y) = \int_{-\infty}^a (0.4x - 0.25a)f(x)dx + \int_a^{+\infty} 0.15af(x)dx = 0.4 \int_{-\infty}^a xf(x)dx - 0.25aF(a) + 0.15a[1 - F(a)]$$

$$= 0.4 \int_{-\infty}^a xf(x)dx - 0.4aF(a) + 0.15a,$$

$$\text{令 } \frac{dE(Y)}{da} = 0.4af(a) - 0.4F(a) - 0.4af(a) + 0.15 = -0.4F(a) + 0.15 = -0.4\Phi\left(\frac{a - 593.2}{\sqrt{2883.22}}\right) + 0.15 = 0,$$

$$\text{得 } \Phi\left(\frac{a - 593.2}{\sqrt{2883.22}}\right) = 0.375, \text{ 即 } \frac{a - 593.2}{\sqrt{2883.22}} = -0.32, \text{ 且 } \frac{d^2E(Y)}{da^2} = -0.4f(a) < 0,$$

故每天批发 $a = 593.2 - 0.32 \times \sqrt{2883.22} = 576$ 份报纸时, 可使平均收益最大.

5. 从一大批次品率为 p 的产品中, 有放回地抽取 n 个, 其中次品 n_A 个. (1) n_A 是否为统计量? (2) 计算 $E(n_A)$ 、 $D(n_A)$.

解: (1) n_A 是统计量, 将第 i 次抽样结果记为 X_i , 即 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次抽到次品,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次没有抽到次品,} \end{cases}$ 有 $n_A = \sum_{i=1}^n X_i$;

(2) $n_A \sim B(n, p)$, 故 $E(n_A) = np$, $D(n_A) = np(1-p)$.

6. 设随机变量 X 服从参数 $\lambda = 5$ 的指数分布, 试求 X 的上侧 α 分位数 x_α : (1) $\alpha = 0.15$; (2) $\alpha = 0.95$.

解: 因 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} 5e^{-5x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$ 有 $\alpha = P\{X \geq x_\alpha\} = \int_{x_\alpha}^{+\infty} 5e^{-5x} dx = (-e^{-5x}) \Big|_{x_\alpha}^{+\infty} = e^{-5x_\alpha}$,

故 $x_\alpha = -\frac{1}{5} \ln \alpha$, 当 $\alpha = 0.15$ 时, $x_{0.15} = -\frac{1}{5} \ln 0.15 = 0.3794$; 当 $\alpha = 0.95$ 时, $x_{0.95} = -\frac{1}{5} \ln 0.95 = 0.0103$.

习题 5.3

1. 求 $N(5, 16)$ 分布的上侧 α 分位数: (1) $\alpha = 0.95$; (2) $\alpha = 0.05$; (3) $\alpha = 0.01$.

解: 因 $\frac{X-5}{4} \sim N(0, 1)$, 且 $\alpha = P\{X \geq x_\alpha\} = P\{\frac{X-5}{4} \geq \frac{x_\alpha-5}{4}\}$, 有 $\frac{x_\alpha-5}{4} = u_\alpha$,

则 $x_\alpha = 5 + 4u_\alpha = 5 + 4\Phi^{-1}(1-\alpha)$,

(1) $x_{0.95} = 5 + 4u_{0.95} = 5 + 4 \times (-1.64) = -1.56$;

(2) $x_{0.05} = 5 + 4u_{0.05} = 5 + 4 \times 1.64 = 11.56$;

(3) $x_{0.01} = 5 + 4u_{0.01} = 5 + 4 \times 2.33 = 14.32$.

2. 查表求自由度为 7 的 t 分布的上侧 α 分位数: (1) $\alpha = 0.95$; (2) $\alpha = 0.99$; (3) $\alpha = 0.05$; (4) $\alpha = 0.01$.

解: 因 $t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$,

(1) $t_{0.95}(7) = -t_{0.05}(7) = -1.8946$;

(2) $t_{0.99}(7) = -t_{0.01}(7) = -2.9980$;

(3) $t_{0.05}(7) = 1.8946$;

(4) $t_{0.01}(7) = 2.9980$.

3. 查表计算 $\chi_\alpha^2(18)$: (1) $\alpha = 0.05$; (2) $\alpha = 0.99$.

解: (1) $\chi_{0.05}^2(18) = 28.869$;

(2) $\chi_{0.99}^2(18) = 7.015$.

4. 设 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 证明: $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证: 因 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 存在 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从 $N(0, 1)$, 使得 $\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$,

则 $E(\chi^2) = E(X_1^2) + E(X_2^2) + \dots + E(X_n^2) = nE(X_1^2)$, $D(\chi^2) = D(X_1^2) + D(X_2^2) + \dots + D(X_n^2) = nD(X_1^2)$,

因 $X_1 \sim N(0, 1)$, 有 $E(X_1) = 0$, $D(X_1) = 1$,

故 $E(X_1^2) = D(X_1) + [E(X_1)]^2 = 1$, 即 $E(\chi^2) = n$;

而 $D(X_1^2) = E(X_1^4) - [E(X_1^2)]^2$,

且 $E(X_1^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} d(-e^{-\frac{x^2}{2}}) = -\frac{x^3}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot 3x^2 dx$

$= 0 + 3 \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3E(X_1^2) = 3$,

故 $D(X_1^2) = E(X_1^4) - [E(X_1^2)]^2 = 3 - 1 = 2$, 即 $D(\chi^2) = 2n$.

5. 求第一自由度为 4, 第二自由度为 7 的 F 分布的上侧 α 分位数: (1) $\alpha = 0.95$; (2) $\alpha = 0.99$; (3) $\alpha = 0.05$; (4) $\alpha = 0.01$.

解: 因 $F_\alpha(n, m) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}$,

$$(1) F_{0.95}(4, 7) = \frac{1}{F_{0.05}(7, 4)} = \frac{1}{6.09} = 0.1642;$$

$$(2) F_{0.99}(4, 7) = \frac{1}{F_{0.01}(7, 4)} = \frac{1}{14.98} = 0.0668;$$

$$(3) F_{0.05}(4, 7) = 4.12;$$

$$(4) F_{0.01}(4, 7) = 7.85.$$

6. 证明 $F_\alpha(n, m) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}$.

证: 设 $X \sim \chi^2(n)$, $Y \sim \chi^2(m)$, 且 X 与 Y 相互独立, 有 $F = \frac{X/n}{Y/m} \sim F(n, m)$, 且 $\frac{1}{F} = \frac{Y/m}{X/n} \sim F(m, n)$,

$$\text{则 } P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - \alpha, \text{ 即 } P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha,$$

$$\text{故 } F_\alpha(n, m) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}.$$

习题 5.4

1. 在总体 $N(12, 4)$ 中随机抽取一容量为 36 的样本, 求样本均值 \bar{X} 落在 8.8 至 13.2 之间的概率.

解: 因总体 $X \sim N(12, 4)$, 且样本容量 $n = 36$, 有 $\frac{\bar{X} - 12}{2/\sqrt{36}} = \frac{\bar{X} - 12}{1/3} \sim N(0, 1)$,

$$\text{故 } P\{8.8 < \bar{X} < 13.2\} = P\{-9.6 < \frac{\bar{X} - 12}{1/3} < 3.6\} = \Phi(3.6) - \Phi(-9.6) = 0.9998.$$

2. 求总体 $N(30, 9)$ 的容量分别为 10 和 15 的两个独立样本均值差的绝对值大于 1 的概率.

解: 看作双总体 $X \sim N(30, 9)$, $Y \sim N(30, 9)$, 样本容量分别为 $n = 10$, $m = 15$, 且相互独立,

$$\text{则 } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (30 - 30)}{\sqrt{\frac{9}{10} + \frac{9}{15}}} = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{1.5}} \sim N(0, 1),$$

$$\text{故 } P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 1\} = P\left\{\frac{|\bar{X} - \bar{Y}|}{\sqrt{1.5}} > 0.8165\right\} = 2[1 - \Phi(0.82)] = 2 \times (1 - 0.7939) = 0.4122.$$

3. 分别从方差为 20 和 35 的两个正态总体中抽取容量为 8 和 10 的两个独立样本 X_1, X_2, \dots, X_8 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{10} , 试估计 $P\{S_x^2 \geq 2S_y^2\}$.

解：双总体 $X \sim N(\mu_x, 20)$, $Y \sim N(\mu_y, 35)$, 样本容量分别为 $n = 8$, $m = 10$, 且相互独立,

$$\text{则 } \frac{S_x^2/20}{S_y^2/35} = 1.75 \frac{S_x^2}{S_y^2} \sim F(7, 9),$$

$$\text{故 } P\{S_x^2 \geq 2S_y^2\} = P\{1.75 \frac{S_x^2}{S_y^2} \geq 3.5\} = 0.0423.$$

注：最后一步利用 MATLAB 软件计算积分，程序如下：

建立 fdis.m 文件：

`function y=fdis(x)`

`n=7;m=9;`

`y=gamma((n+m)/2)/gamma(n/2)/gamma(m/2)*(n/m)^(n/2)*x.^(n/2-1).*(1+n/m*x).^(-(n+m)/2); % F 分布密度`

命令窗口输入：

`p=1-quadr(@fdis,0,3.5)`

4. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, \dots, X_n 为 X 的样本. 如果利用样本讨论与总体期望 μ 有关的概率问题, 应选取哪个统计量? 选用哪个抽样分布?

解：讨论总体期望 μ , 应选取样本均值 \bar{X} ,

$$\text{当 } \sigma^2 \text{ 已知时, 选用 } U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1), \text{ 当 } \sigma^2 \text{ 未知时, 选用 } T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

5. 设 X_1, \dots, X_n 与 Y_1, \dots, Y_m 分别为来自正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 与 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 且两样本相互独立. 如果利用样本讨论与两总体 **样本** 均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 有关的概率问题, 应选取哪个统计量? 选用哪个抽样分布? 如果利用样本讨论与两总体 **样本** 方差比 σ_1^2 / σ_2^2 有关的概率问题, 应选取哪个统计量? 选用哪个抽样分布?

解：讨论两总体均值差 $\mu_1 - \mu_2$, 应选取样本均值差 $\bar{X} - \bar{Y}$,

$$\text{当 } \sigma_1^2 \text{ 和 } \sigma_2^2 \text{ 已知时, 选用 } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} \sim N(0, 1),$$

$$\text{当 } \sigma_1^2 \text{ 和 } \sigma_2^2 \text{ 未知但 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \text{ 时, 选用 } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2} \cdot \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} \sim t(n+m-2).$$

复习题五

1. 设 X_1, \dots, X_n 为来自总体 X 的样本, 下列样本函数何时是统计量, 何时不是统计量.

$$(1) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 2\bar{X}; \quad (2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (aX_i + b)^2; \quad (3) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [X_i - E(X_i)]^2; \quad (4) \max_{1 \leq i \leq n} \{X_i\} - \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\};$$

$$(5) \frac{\max_{1 \leq i \leq n} \{X_i\} - \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}}{\sqrt{D(\bar{X})}}.$$

解：(1) 不含未知参数, 是统计量;

(2) 含参数 a, b , 当参数 a, b 已知时, 是统计量, 当 a, b 未知时, 不是统计量;

- (3) 含 $E(X_i) = E(X)$, 当总体期望 $E(X)$ 已知时, 是统计量, 当 $E(X)$ 未知时, 不是统计量;
 (4) 不含未知参数, 是统计量;
 (5) 含 $D(\bar{X}) = \frac{1}{n}D(X)$, 当总体方差 $D(X)$ 已知时, 是统计量, 当 $D(X)$ 未知时, 不是统计量.

2. 设 X_1, \dots, X_n 为总体 X 的样本, $\overline{X^2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$, 在下列情形下求 $E(\overline{X^2})$.

- (1) X 服从参数为 $p = 0.6$ 的两点分布; (2) X 服从参数 $\lambda = 7$ 的泊松分布; (3) $X \sim N(3, 16)$.

解: 因 $E(X_i^2) = D(X_i) + [E(X_i)]^2 = D(X) + [E(X)]^2$, 有 $E(\overline{X^2}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = D(X) + [E(X)]^2$,

(1) 因 $X \sim (0, 1)$, 有 $E(X) = p = 0.6$, $D(X) = pq = 0.24$, 故 $E(\overline{X^2}) = 0.24 + 0.6^2 = 0.6$;

(2) 因 $X \sim P(7)$, 有 $E(X) = \lambda = 7$, $D(X) = \lambda = 7$, 故 $E(\overline{X^2}) = 7 + 7^2 = 56$;

(3) 因 $X \sim N(3, 16)$, 有 $E(X) = \mu = 3$, $D(X) = \sigma^2 = 16$, 故 $E(\overline{X^2}) = 16 + 3^2 = 25$.

3. 设 $X \sim N(\mu, 4)$, \bar{X} 为样本均值, 试求样本容量 n 为多少时, 才能使 $P\{|\bar{X} - \mu| < 0.1\} \geq 0.9$?

解: 因 $X \sim N(\mu, 4)$, 有 $\frac{\bar{X} - \mu}{2/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$,

$$\text{则 } P\{|\bar{X} - \mu| < 0.1\} = P\left\{\frac{-0.1}{2/\sqrt{n}} < \frac{\bar{X} - \mu}{2/\sqrt{n}} < \frac{0.1}{2/\sqrt{n}}\right\} = \Phi\left(\frac{0.1}{2/\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(\frac{-0.1}{2/\sqrt{n}}\right) = 2\Phi\left(\frac{0.1\sqrt{n}}{2}\right) - 1 \geq 0.9,$$

$$\text{得 } \Phi\left(\frac{0.1\sqrt{n}}{2}\right) \geq 0.95, \quad \frac{0.1\sqrt{n}}{2} \geq u_{0.05} = 1.64, \quad \sqrt{n} \geq 32.8, \quad \text{故 } n \geq 1075.84, \quad \text{取 } n \geq 1076.$$

4. 设 $X \sim N(15, 9)$, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 样本容量 $n = 6$, 求 a , 使概率 $P\{\bar{X} \leq a\} = 0.9$.

解: 因 $X \sim N(15, 3^2)$, 且 $n = 6$, 有 $\frac{\bar{X} - 15}{3/\sqrt{6}} \sim N(0, 1)$,

$$\text{则 } P\{\bar{X} \leq a\} = P\left\{\frac{\bar{X} - 15}{3/\sqrt{6}} \leq \frac{a - 15}{3/\sqrt{6}}\right\} = \Phi\left(\frac{a - 15}{3/\sqrt{6}}\right) = 0.9, \quad \text{得 } \frac{a - 15}{3/\sqrt{6}} = u_{0.1} = 1.28, \quad \text{故 } a = 16.57.$$

5. 设 $X \sim N(\mu, 9)$, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, $n = 10$. 求 a :

(1) 使概率 $P\{\bar{X} \leq a\} = 0.9$, 应该用什么分布? 能否求出?

(2) 使概率 $P\{S^2 < a\} = 0.9$.

解: 因 $X \sim N(\mu, 3^2)$, 有 $\frac{\bar{X} - \mu}{3/\sqrt{10}} \sim N(0, 1)$, $\frac{(10-1)S^2}{9} = S^2 \sim \chi^2(9)$,

$$(1) \text{ 应该用正态分布, } P\{\bar{X} < a\} = P\left\{\frac{\bar{X} - \mu}{3/\sqrt{10}} < \frac{a - \mu}{3/\sqrt{10}}\right\} = \Phi\left(\frac{a - \mu}{3/\sqrt{10}}\right) = 0.9, \quad \text{即 } \frac{a - \mu}{3/\sqrt{10}} = 1.28,$$

故 $a = \mu + 1.2143$, 当给出 μ 值时, 可以求出 a 的值;

(2) 应该用 $\chi^2(9)$ 分布, $P\{S^2 \geq a\} = 0.1$, 故 $a = \chi_{0.1}^2(9) = 14.684$.

6. 设 $X \sim N(12, 9)$, $Y \sim N(16, 38)$, $\bar{X}, \bar{Y}, S_x^2, S_y^2$ 分别为来自总体 X 与 Y 的两独立样本的均值和方差, 样本容量分别为 6 和 8. (1) 求概率 $P\{\bar{Y} - \bar{X} \leq 7\}$; (2) 求 a , 使概率 $P\{\bar{Y} - \bar{X} \leq a\} = 0.9$; (3) 求 b , 使概率 $P\{\frac{S_x^2}{S_y^2} \leq b\} = 0.95$.

解: 因 $X \sim N(12, 9)$, $Y \sim N(16, 38)$, 且样本容量 $n = 6$, $m = 8$,

$$\text{则 } \frac{(\bar{Y} - \bar{X}) - (16 - 12)}{\sqrt{\frac{9}{6} + \frac{38}{8}}} = \frac{(\bar{Y} - \bar{X}) - 4}{2.5} \sim N(0, 1), \quad \frac{S_x^2/9}{S_y^2/38} \sim F(5, 7),$$

$$(1) P\{\bar{Y} - \bar{X} \leq 7\} = P\left\{\frac{(\bar{Y} - \bar{X}) - 4}{2.5} \leq 1.2\right\} = \Phi(1.2) = 0.8849;$$

$$(2) P\{\bar{Y} - \bar{X} \leq a\} = P\left\{\frac{(\bar{Y} - \bar{X}) - 4}{2.5} \leq \frac{a-4}{2.5}\right\} = \Phi\left(\frac{a-4}{2.5}\right) = 0.9, \text{ 得 } \frac{a-4}{2.5} = 1.28, \text{ 故 } a = 7.2;$$

$$(3) P\left\{\frac{S_x^2}{S_y^2} \leq b\right\} = 1 - P\left\{\frac{S_x^2/9}{S_y^2/38} > \frac{38}{9}b\right\} = 0.95, \text{ 即 } \frac{38}{9}b = F_{0.05}(5, 7) = 3.97, \text{ 故 } b = 0.9403.$$

7. 设 X_1, \dots, X_5 为来自总体 $N(20, 9)$ 的样本, 求: (1) $P\{\max(X_1, \dots, X_5) > 21.5\}$; (2) $P\{\min(X_1, \dots, X_5) > 21.5\}$.

解: (1) $P\{\max(X_1, \dots, X_5) > 21.5\} = 1 - P\{\max(X_1, \dots, X_5) \leq 21.5\} = 1 - P\{X_1 \leq 21.5, \dots, X_5 \leq 21.5\}$

$$= 1 - P\{X_1 \leq 21.5\} \cdots P\{X_5 \leq 21.5\} = 1 - [F(21.5)]^5 = 1 - [\Phi(0.5)]^5 = 1 - 0.6915^5 = 0.8419;$$

$$(2) P\{\min(X_1, \dots, X_5) > 21.5\} = P\{X_1 > 21.5, \dots, X_5 > 21.5\} = P\{X_1 > 21.5\} \cdots P\{X_5 > 21.5\}$$
$$= [1 - F(21.5)]^5 = [1 - \Phi(0.5)]^5 = (1 - 0.6915)^5 = 0.0028.$$

8. 设 X_1, \dots, X_n, X_{n+1} 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 试证

$$\text{明统计量 } T = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \sim t(n-1).$$

解: 因 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$, $X_{n+1} \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且 \bar{X} 与 X_{n+1} 相互独立, 即 $X_{n+1} - \bar{X}$ 服从正态分布,

$$\text{且 } E(X_{n+1} - \bar{X}) = E(X_{n+1}) - E(\bar{X}) = \mu - \mu = 0, \quad D(X_{n+1} - \bar{X}) = D(X_{n+1}) + D(\bar{X}) = \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n} = \frac{n+1}{n} \sigma^2,$$

$$\text{则 } X_{n+1} - \bar{X} \sim N\left(0, \frac{n+1}{n} \sigma^2\right), \text{ 即 } \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma \sqrt{\frac{n+1}{n}}} \sim N(0, 1),$$

$$\text{因 } \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1),$$

故根据 t 分布的定义得 $\frac{\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma\sqrt{\frac{n+1}{n}}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}/(n-1)}} = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S\sqrt{\frac{n+1}{n}}} \sim t(n-1)$.

9. 设 X_1, X_2 为来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 求 $Y = \frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2}$ 的分布.

解: 因 $X_1 \sim N(0, \sigma^2)$, $X_2 \sim N(0, \sigma^2)$, 且相互独立,

有 $E(X_1) = E(X_2) = 0$, $D(X_1) = D(X_2) = \sigma^2$, $\text{Cov}(X_1, X_2) = 0$,

则 $E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2) = 0$, $D(X_1 + X_2) = D(X_1) + D(X_2) = 2\sigma^2$,

$E(X_1 - X_2) = E(X_1) - E(X_2) = 0$, $D(X_1 - X_2) = D(X_1) + D(X_2) = 2\sigma^2$,

$\text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 - X_2) = \text{Cov}(X_1, X_1) - \text{Cov}(X_1, X_2) + \text{Cov}(X_2, X_1) - \text{Cov}(X_2, X_2) = D(X_1) - D(X_2) = 0$,

因 (X_1, X_2) 服从二维正态分布, $X_1 + X_2$ 与 $X_1 - X_2$ 都是 X_1 与 X_2 的线性组合,

有 $(X_1 + X_2, X_1 - X_2)$ 也服从二维正态分布, 即 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$, $X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$, 且相互独立,

则 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$, $\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$, 即 $\frac{(X_1 + X_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1)$, $\frac{(X_1 - X_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1)$, 且相互独立,

$$\text{故 } Y = \frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} = \frac{\frac{(X_1 + X_2)^2}{2\sigma^2} / 1}{\frac{(X_1 - X_2)^2}{2\sigma^2} / 1} \sim F(1, 1).$$

10. 设 X_1, \dots, X_6 是来自正态总体 $N(0, 3)$ 的样本, 试确定常数 a 和 b , 使得随机变量 $Y = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 - X_4 + X_5 + X_6)^2$ 服从自由度为 2 的 χ^2 分布.

解: 因 $X_i \sim N(0, 3)$, $i = 1, \dots, 6$, 且相互独立, 有 $E(X_i) = 0$, $D(X_i) = 3$,

则 $X_1 + X_2$ 和 $X_3 - X_4 + X_5 + X_6$ 都服从正态分布,

且 $E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2) = 0$, $D(X_1 + X_2) = D(X_1) + D(X_2) = 6$,

$E(X_3 - X_4 + X_5 + X_6) = E(X_3) - E(X_4) + E(X_5) + E(X_6) = 0$,

$D(X_3 - X_4 + X_5 + X_6) = D(X_3) + D(X_4) + D(X_5) + D(X_6) = 12$,

即 $X_1 + X_2 \sim N(0, 6)$, $X_3 - X_4 + X_5 + X_6 \sim N(0, 12)$, 且相互独立,

得 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{6}} \sim N(0, 1)$, $\frac{X_3 - X_4 + X_5 + X_6}{\sqrt{12}} \sim N(0, 1)$, $\frac{(X_1 + X_2)^2}{6} + \frac{(X_3 - X_4 + X_5 + X_6)^2}{12} \sim \chi^2(2)$,

故 $a = \frac{1}{6}$, $b = \frac{1}{12}$.