

# 第 6 章 抽样分布

## 6.1 内容提要

### 6.1.1 总体与样本

#### 1. 总体

研究对象的某项数量指标的全体称为总体. 组成总体的每个元素称为个体. 总体是一个随机变量  $X$ , 而所取的每个值就是一个个体.

#### 2. 样本

从总体  $X$  中随机抽取的  $n$  个个体  $X_1, X_2, \dots, X_n$  称为容量为  $n$  的样本, 是  $n$  维随机变量. 通常指的是简单随机样本, 即  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立, 且每一个  $X_i$  与总体  $X$  有相同的分布.

### 6.1.2 统计量

#### 1. 统计量

是样本的函数  $T = T(X_1, X_2, \dots, X_n)$  且不含任何未知参数.

#### 2. 常用的统计量

样本均值 
$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

样本方差 
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

样本标准差 
$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}.$$

样本的  $k$  阶原点矩 
$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k.$$

样本的  $k$  阶中心矩 
$$M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k.$$

顺序统计量 把样本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  按从小到大的顺序排列起来得到  $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ ,

其中

$$X_{(1)} = \min(X_1, X_2, \dots, X_n), \quad X_{(n)} = \max(X_1, X_2, \dots, X_n),$$

$X_{(k)}$  称为第  $k$  顺序统计量 ( $k = 1, 2, \dots, n$ ).

### 3. 经验分布函数

设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本, 对于任意的实数  $x$ , 用  $S(x)$  表示样本中不大于  $x$  的随机变量的个数, 则  $S(x)$  表示事件  $\{X \leq x\}$  出现的频数, 而它出现的频率

$$F_n(x) = \frac{1}{n} S(x) = \begin{cases} 0, & x < X_{(1)}, \\ \frac{k}{n}, & X_{(k)} \leq x \leq X_{(k+1)}, k = 1, 2, \dots, n-1, \\ 1, & x > X_{(n)} \end{cases}$$

称之为经验分布函数.

## 6.1.3 数理统计中几个常用的分布

### 1. 正态分布

(1)  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的密度函数, 密度曲线, 期望, 方差.

(2)  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $a, b \in R, a \neq 0$ , 则

$$Y = aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2),$$

特别地,  $X^* = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ .

(3)  $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$  ( $i = 1, 2$ ), 且  $X_1, X_2$  相互独立, 则

$$X_1 + X_2 \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2) \text{ (正态分布可加性).}$$

(4)  $(X_1, X_2) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ , 则

$$EX_i = \mu_i, \quad DX_i = \sigma_i^2, \quad (i = 1, 2)$$

$$\rho_{X_1 X_2} = \rho,$$

并且,  $X_1, X_2$  相互独立的充要条件是  $\rho = 0$ .

(5) 分位点 设  $X \sim N(0, 1)$ , 对给定的  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 满足

$$P\{X > U_\alpha\} = \alpha$$

的数值  $U_\alpha$  称为标准正态分布的上  $\alpha$  分位点. 因为标准正态分布是对称分布, 所以在统计推断中常常要用双侧  $\alpha$  分位点  $U_{\alpha/2}$ , 它满足

$$P\{|X| > U_{\alpha/2}\} = \alpha.$$

## 2. $\chi^2$ 分布

(1) 定义 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立, 且均服从  $N(0, 1)$  分布, 则

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n),$$

(2) 期望与方差 若  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ , 则

$$E\chi^2 = n, \quad D\chi^2 = 2n.$$

(3) 可加性 若  $X_i \sim \chi^2(n_i)$  ( $i=1, 2$ ), 且  $X_1$  与  $X_2$  相互独立, 则

$$X_1 + X_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2).$$

(4) 分位点 设  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ , 对给定的  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 满足  $P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \alpha$  的数值  $\chi_\alpha^2(n)$  称为  $\chi^2(n)$  分布的上  $\alpha$  分位点.

## 3. $t$ 分布

(1) 定义 设  $X \sim N(0, 1)$ ,  $Y \sim \chi^2(n)$ , 且  $X$  与  $Y$  相互独立, 则

$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n).$$

(2) 分位点 设  $T \sim t(n)$ , 对给定的  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 满足

$$P\{T > t_\alpha(n)\} = \alpha$$

的数值  $t_\alpha(n)$  称为  $t(n)$  分布的上  $\alpha$  分位点. 因为  $t(n)$  分布也是对称分布, 其双侧  $\alpha$  分位点为  $t_{\alpha/2}(n)$ , 满足

$$P\{|T| > t_{\alpha/2}(n)\} = \alpha.$$

## 4. $F$ 分布

(1) 定义 设  $X_i \sim \chi^2(n_i)$ ,  $i=1, 2$ , 且  $X_1$  与  $X_2$  相互独立, 则

$$F = \frac{X_1/n_1}{X_2/n_2} \sim F(n_1, n_2).$$

(2) 分位点 设  $F \sim F(n_1, n_2)$ , 对给定的  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 满足

$$P\{F > F_\alpha(n_1, n_2)\} = \alpha$$

的数值  $F_\alpha(n_1, n_2)$  称为  $F(n_1, n_2)$  分布的上  $\alpha$  分位点. 由于  $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$ , 因此有,

$$F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_\alpha(n_2, n_1)}.$$

### 6.1.4 一个正态总体的抽样分布

设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是  $X$  的样本,  $\bar{X}$ ,  $S^2$  分别是样本均值, 样本方差, 则有,

$$1. \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), \text{ 进而 } U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \sim N(0, 1).$$

$$2. \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1).$$

$$3. \bar{X} \text{ 与 } S^2 \text{ 相互独立.}$$

$$4. \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{S^2/n}} \sim t(n-1).$$

### 6.1.5 两个正态总体的抽样分布

设  $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$  ( $i=1, 2$ ) 是两个相互独立的总体,  $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in_i}$  是  $X_i$  的样本,  $\bar{X}_i$ ,  $S_i^2$  是  $X_i$  的样本均值和样本方差 ( $i=1, 2$ ), 则有

$$1. \bar{X}_1 + \bar{X}_2 \sim N\left(\mu_1 + \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right), \text{ 进而}$$

$$U = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1).$$

$$2. \text{ 当 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 时,}$$

$$\frac{(n_1 + n_2 - 2)S_w^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2),$$

其中  $S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$  称为联合样本方差.

$$3. \text{ 当 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 时,}$$

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)S_w^2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2).$$

$$4. \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

## 6.2 习题详解

### 6.1 练习题

#### 1. 填空题

设总体  $X \sim N(0,1)$ ,  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的容量为  $n$  的简单随机样本, 则

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \underline{\hspace{2cm}}.$$

解 由于  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立, 且  $X_i \sim N(0,1)$ ,  $i=1,2,\dots,n$ , 则根据第三章正态分布的可加性定理知,  $\sum_{i=1}^n X_i \sim N(0,n)$ .

#### 2. 选择题

设总体  $X \sim U(0,1)$ ,  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的容量为  $n$  的简单随机样本, 则  $\max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  的概率密度为 ( ).

$$\text{A. } f(x) = \begin{cases} x^n, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{B. } f(x) = \begin{cases} nx^{n-1}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{C. } f(x) = \begin{cases} nx^n, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{D. } f(x) = \begin{cases} nx^{n+1}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

解 由于  $X_1, X_2, \dots, X_n$  独立同分布, 且与总体  $X$  的分布相同.  $X$  的分布函数为及密度函数分别为

$$G(x) = \begin{cases} 1, & x \geq 1, \\ x, & 0 < x < 1, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad g(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

即  $F(x) = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , 则由第三章最大值和最小值的分布定理, 知故  $F(x) = [G(x)]^n$ , 从而其密度函数为

$$f(x) = n[G(x)]^{n-1} g(x) = \begin{cases} nx^{n-1}, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

故本题应选 B.

### 6.2 练习题

#### 1. 填空题

(1) 设随机变量  $X \sim t(n)$ , 则  $P\{|X| < t_\alpha(n)\} = \underline{\hspace{2cm}}$ .

解  $P\{|X| < t_\alpha(n)\} = 1 - P\{|X| \geq t_\alpha(n)\} = 1 - 2P\{X \geq t_\alpha(n)\} = 1 - 2\alpha$ .

(2) 设随机变量  $X$  与  $Y$  相互独立, 且  $X \sim N(0, 4)$ ,  $Y \sim N(1, 9)$ , 当  $C =$  \_\_\_\_\_ 时,  $\frac{CX^2}{(Y-1)^2}$  服从  $F$  分布, 参数为\_\_\_\_\_.

解 由于  $X$  与  $Y$  的独立性及其分布知,  $\left(\frac{X-0}{2}\right)^2, \left(\frac{Y-1}{3}\right)^2$  相互独立, 且均服从  $\chi^2(1)$  分布, 由  $F$  分布的定义知  $\frac{9X^2}{4(Y-1)^2} \sim F(1, 1)$ , 从而  $C = \frac{9}{4}$ .

## 2. 选择题

(1) 用  $X_n$  表示将一枚硬币随意投掷  $n$  次“正面”出现的次数, 则( ).

- A.  $X+Y$  服从正态分布                      B.  $X^2+Y^2$  服从  $\chi^2$  分布  
C.  $X^2$  与  $Y^2$  均服从  $\chi^2$  分布              D.  $X^2/Y^2$  服从  $F$  分布

解 因为标准正态分布变量的平方服从自由度为 1 的  $\chi^2$  分布. 当随机变量  $X$  和  $Y$  独立时可以保证选项 A, B, D 成立, 但是题中并未要求随机变量  $X$  和  $Y$  独立, 选项 A, B, D 未必成立. 故本题应选 C.

(2) 设随机变量  $X \sim t(n)$ ,  $Y = \frac{1}{X^2}$ , 则( ).

- A.  $Y \sim \chi^2(n)$       B.  $Y \sim \chi^2(n-1)$       C.  $Y \sim F(n, 1)$       D.  $Y \sim F(1, n)$

解 设  $X = \frac{Y}{\sqrt{Z/n}} \sim t(n)$ , 其中  $Y \sim N(0, 1)$ ,  $Z \sim \chi^2(n)$ , 则  $Y^2 \sim \chi^2(1)$ , 从而由  $F$  分布的定义知  $\frac{1}{X^2} = \frac{Z/n}{Y^2} \sim F(n, 1)$ , 故本题应选 C.

## 6.3 练习题

### 1. 填空题

(1) 已知某种能力测试的得分服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 随机取 10 个人参与这一测试, 则他们得分的平均值小于  $\mu$  的概率为\_\_\_\_\_.

解 设  $X_i$  表示能力测试中第  $i$  人的得分, 则  $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , 他们的平均分为  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ , 故所求概率为  $P\{\bar{X} < \mu\} = 0.5$ .

(2) 设随机变量  $X$  和  $Y$  相互独立且都服从正态分布  $N(0, 3^2)$ , 而  $X_1, X_2, \dots, X_9$  和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_9$  分别是来自总体  $X$  和  $Y$  的样本, 则统计量  $U = \frac{X_1 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + \dots + Y_9^2}}$  服从\_\_\_\_\_分布,

参数为\_\_\_\_\_.

解 由于  $X_1, X_2, \dots, X_9$  是来自正态总体的样本, 且都服从  $N(0, 3^2)$ , 故样本均值

$$\bar{X} = \frac{1}{9}(X_1 + \dots + X_9) \sim N(0, 1),$$

由于  $Y_1, Y_2, \dots, Y_9$  相互独立, 且都服从  $N(0, 3^2)$ , 则

$$\frac{Y_i}{3} \sim N(0, 1), \quad (i = 1, \dots, 9)$$

故

$$\chi^2 = \left(\frac{Y_1}{3}\right)^2 + \dots + \left(\frac{Y_9}{3}\right)^2 = \frac{1}{9}(Y_1^2 + \dots + Y_9^2) \sim \chi^2(9).$$

又因为  $\bar{X}$  与  $\chi^2$  相互独立, 由  $t$  分布的定义知,

$$\frac{\bar{X}}{\sqrt{\frac{\chi^2}{9}}} = \frac{\frac{1}{9}(X_1 + \dots + X_9)}{\sqrt{\frac{1}{9^2}(Y_1^2 + \dots + Y_9^2)}} = U \sim t(9),$$

即统计量  $U$  服从自由度为 9 的  $t$  分布.

## 2. 选择题

(1) 假设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是来自正态总体  $X \sim N(0, \sigma^2)$  的样本,  $\bar{X}$  与  $S^2$  分别是样本均值和样本方差, 则( ).

A.  $\frac{\bar{X}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(1)$     B.  $\frac{S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$     C.  $\frac{\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$     D.  $\frac{S^2}{n\bar{X}^2} \sim F(n-1, 1)$

解 由正态总体的抽样分布相关定理及常见分布的定义知, 本题应选 D.

(2) 假设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是来自正态总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的样本,  $\bar{X}$  是样本均值, 记

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2,$$
$$S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2, \quad S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2,$$

则服从  $t(n)$  的随机变量是( ).

A.  $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_1/\sqrt{n-1}}$     B.  $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_2/\sqrt{n-1}}$     C.  $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_3/\sqrt{n}}$     D.  $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_4/\sqrt{n}}$

解  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1), \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$ , 再由  $t$  分布的定义知, 本题应选 D.

注 注意正态总体的两个样本的函数

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \quad \text{与} \quad \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}$$

的区别, 它们分别服从自由度为  $n$  与  $n-1$  的  $\chi^2$  分布.

### 习题六

1. 设  $X_1, X_2, \dots, X_9$  是来自正态总体  $N(\mu, 4)$  的简单随机样本,  $\bar{X}$  是样本均值, 已知  $P\{|\bar{X} - \mu| < \mu\} = 0.95$ , 试确定  $\mu$  的数值.

解 因为  $X \sim N(\mu, 4)$ , 故  $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{4}{9})$ , 所以

$$P\{|\bar{X} - \mu| < \mu\} = 2\Phi\left(\frac{\mu}{2/3}\right) - 1 = 0.95,$$

即  $\Phi(\frac{3\mu}{2}) = 0.975$ , 查表得,  $\frac{3\mu}{2} = 1.96$ , 从而解得  $\mu = 1.3067$ .

2. 在天平上重复称量一个重为  $a$  的物品, 假设各次称量结果相互独立而且同服从正态分布  $N(a, 0.2^2)$ , 若以  $\bar{X}_n$  表示  $n$  次称量结果的算术平均值, 则为使  $P\{|\bar{X}_n - a| < 0.1\} \geq 0.95$ ,  $n$  至少应等于多少?

分析 对该物品进行独立重复称量的所有可能结果, 看成总体  $X$ , 则  $n$  次称量结果  $X_1, X_2, \dots, X_n$  就是  $X$  的一容量为  $n$  的样本,  $\bar{X}_n$  即样本均值.

解 由题意可知  $\frac{\bar{X}_n - a}{0.2/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ , 又

$$0.95 \leq P\{|\bar{X}_n - a| < 0.1\} = P\left\{\left|\frac{\bar{X}_n - a}{0.2/\sqrt{n}}\right| < \frac{0.1}{0.2/\sqrt{n}}\right\} = 2\Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{2}\right) - 1,$$

故有  $\Phi(\frac{\sqrt{n}}{2}) \geq 0.975$ , 查标准正态分布表, 得  $\frac{\sqrt{n}}{2} \geq 1.96$ , 从而  $n \geq 15.3664$ , 因此  $n$  至少应等于 16.

3. 设  $X_1, X_2, X_3, X_4$  是来自正态总体  $N(0, 2^2)$  的容量为 4 的简单随机样本,

$$X = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2,$$

则当  $a, b$  各取什么值时, 统计量  $X$  服从自由度为 2 的  $\chi^2$  分布.

分析 统计量  $X$  服从  $\chi^2$  分布, 自由度只能为 2, 且要  $\sqrt{a}(X_1 - 2X_2)$  与  $\sqrt{b}(3X_3 - 4X_4)$  相互独立, 均服从  $N(0, 1)$ .

解 由正态分布的性质及样本的独立性知,  $X_1 - 2X_2$  和  $3X_3 - 4X_4$  均服从正态分布且相互独立. 由于



$$E(X_1 - 2X_2) = 0, \quad D(X_1 - 2X_2) = D(X_1) + 4D(X_2) = 20,$$

以及

$$E(3X_3 - 4X_4) = 0, \quad D(3X_3 - 4X_4) = 9D(X_3) + 16D(X_4) = 100,$$

故有

$$X_1 - 2X_2 \sim N(0, 20), \quad 3X_3 - 4X_4 \sim N(0, 100),$$

从而

$$\frac{X_1 - 2X_2}{\sqrt{20}} \sim N(0, 1), \quad \frac{3X_3 - 4X_4}{\sqrt{100}} \sim N(0, 1),$$

于是由  $\chi^2$  分布的定义知, 当  $a = \frac{1}{20}, b = \frac{1}{100}$  时, 有

$$X = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2 = \left( \frac{X_1 - 2X_2}{\sqrt{20}} \right)^2 + \left( \frac{3X_3 - 4X_4}{10} \right)^2 \sim \chi^2(2).$$

4. 设总体  $X \sim B(1, p)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自该总体的样本. (1) 求样本均值  $\bar{X}$  的分布律; (2) 求  $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$ .

**解** (1) 由题意知,  $\sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$ , 故  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  的可能取值为  $0, 1, 2, \dots, n$ . 其分布律为

$$P\{\bar{X} = \frac{k}{n}\} = P\{\sum_{i=1}^n X_i = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n.$$

(2) 由数学期望与方差的性质知:

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \cdot np = p,$$

$$D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \cdot np(1-p) = \frac{p(1-p)}{n},$$

$$E(S^2) = D(X) = p(1-p).$$

5. 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 从中抽取一样本  $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ , 记

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2, \quad \text{试证: } \sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S} \sim t(n-1).$$

**证** 首先对所给统计量作变换, 在统计量的表达式中将分子和分母同除以  $\sigma$ , 得

$$\sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n} = \frac{U}{\sqrt{\chi^2/n-1}},$$

其中  $U = \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{n+1}}$ ,  $\chi^2 = \frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2}$ . 由于总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 可见  $X_{n+1} \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\bar{X}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ , 从而

$$X_{n+1} - \bar{X}_n \sim N\left(0, \left(1 + \frac{1}{n}\right)\sigma^2\right), U = \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \sim N(0, 1).$$

对于正态总体,  $\bar{X}_n$  和  $S_n^2$  独立, 随机变量  $\chi^2 = \frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2}$  服从自由度为  $n-1$  的  $\chi^2$  分布.

现在证明,  $X_{n+1}$ ,  $\bar{X}_n$  和  $S_n^2$  独立. 首先它们显然两两独立, 其次对于任意实数  $u, v, w$ , 有

$$\begin{aligned} P\{X_{n+1} \leq u, \bar{X}_n \leq v, S_n^2 \leq w\} &= P\{X_{n+1} \leq u\}P\{\bar{X}_n \leq v, S_n^2 \leq w\} \\ &= P\{X_{n+1} \leq u\}P\{\bar{X}_n \leq v\}P\{S_n^2 \leq w\}, \end{aligned}$$

其中第一个等式成立, 因为  $X_1, \dots, X_n$  和  $X_{n+1}$  独立; 第二个等式成立, 因为正态总体的样本均值和样本方差独立. 从而  $X_{n+1}$ ,  $\bar{X}_n$  和  $S_n^2$  独立.

于是, 由服从  $t$  分布的随机变量的典型模式, 知统计量

$$\sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S} \sim t(n-1).$$

6. 设总体  $X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$  ( $\sigma > 0$ ), 从该总体中抽取简单随机样本  $X_1, X_2, \dots, X_{2n}$  ( $n \geq 2$ ), 其样本均值为  $\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i$ , 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2$$

的数学期望  $E(Y)$ .

**解法 1** 考虑  $X_1 + X_{n+1}, X_2 + X_{n+2}, \dots, X_n + X_{2n}$ , 将其视为取自正态总体  $N(2\mu, 2\sigma^2)$  的简单随机样本, 则其样本均值为

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{2n} X_i = 2\bar{X},$$

样本方差为  $\frac{1}{n-1} Y$ . 由于  $E\left(\frac{1}{n-1} Y\right) = 2\sigma^2$ , 所以

$$E(Y) = (n-1)(2\sigma^2) = 2(n-1)\sigma^2.$$

**解法 2** 记  $\bar{X}' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,  $\bar{X}'' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{n+i}$ , 显然有  $2\bar{X} = \bar{X}' + \bar{X}''$ , 因此

$$\begin{aligned}
E(Y) &= E\left[\sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2\right] = E\left\{\sum_{i=1}^n [(X_i - \bar{X}') + (X_{n+i} - \bar{X}'')]^2\right\} \\
&= E\left\{\sum_{i=1}^n [(X_i - \bar{X}')^2 + 2(X_i - \bar{X}')(X_{n+i} - \bar{X}'') + (X_{n+i} - \bar{X}'')^2]\right\} \\
&= (n-1)\sigma^2 + 0 + (n-1)\sigma^2 = 2(n-1)\sigma^2.
\end{aligned}$$

7.  $X_1, X_2, \dots, X_9$  是取自正态总体  $X$  的简单随机样本, 记

$$\begin{aligned}
Y_1 &= \frac{1}{6}(X_1 + \dots + X_6), & Y_2 &= \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9), \\
S^2 &= \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2, & Z &= \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S},
\end{aligned}$$

证明: 统计量  $Z$  服从自由度为 2 的  $t$  分布.

解 记  $D(X) = \sigma^2$  (未知), 易见  $E(Y_1) = E(Y_2)$ ,  $D(Y_1) = \frac{\sigma^2}{6}$ ,  $D(Y_2) = \frac{\sigma^2}{3}$ . 由于  $Y_1, Y_2$  相互独立, 故有

$$E(Y_1 - Y_2) = 0, \quad D(Y_1 - Y_2) = \frac{\sigma^2}{6} + \frac{\sigma^2}{3} = \frac{\sigma^2}{2}.$$

从而  $U = \frac{Y_1 - Y_2}{\sigma/\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$ . 又  $\chi^2 = \frac{2S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(2)$ , 由于  $Y_1$  与  $Y_2$  相互独立,  $Y_1$  与  $S^2$  独立,  $Y_2$  与  $S^2$  独立, 所以  $Y_1 - Y_2$  与  $S^2$  独立, 于是由  $t$  分布的定义, 知

$$Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} = \frac{U}{\sqrt{\chi^2/2}} \sim t(2).$$

8. 设  $X, Y$  为两个正态总体, 又  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $(X_1, \dots, X_n)$  为取自  $X$  的样本,  $\bar{X}, S_1^2$  分别为其样本均值和样本方差,  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,  $(Y_1, \dots, Y_n)$  为取自  $Y$  的样本,  $\bar{Y}, S_2^2$  分别为其样本均值和样本方差, 且两样本独立, 求统计量

$$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2 - 2S_{12}}} \sqrt{n}$$

所服从的分布. 其中  $S_{12} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})$ .

解 令  $Z = X - Y$ , 则  $Z \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$ , 视  $Z$  为样本, 则  $Z_i = X_i - Y_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 是取自总体  $Z$  的样本, 则其样本均值为  $\bar{Z} = \bar{X} - \bar{Y}$ , 样本方差为

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - Y_i - (\bar{X} - \bar{Y}))^2 = S_1^2 + S_2^2 - 2S_{12},$$

故

$$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2 - 2S_{12}}} \sqrt{n} = \frac{\bar{Z} - (\mu_1 - \mu_2)}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1).$$

9. 设  $(X_1, \dots, X_5)$  是取自正态总体  $N(0, \sigma^2)$  的一个样本, 试问当  $k$  为何值时,  $\frac{k(X_1 + X_2)^2}{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}$  服从  $F$  分布.

解 因为  $X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$ , 所以

$$\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1), \quad \left( \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(1),$$

又由于  $\frac{X}{\sigma} \sim N(0, 1)$ , 故

$$\left( \frac{X_3}{\sigma} \right)^2 + \left( \frac{X_4}{\sigma} \right)^2 + \left( \frac{X_5}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(3),$$

而  $(X_1 + X_2)^2$  与  $X_3^2 + X_4^2 + X_5^2$  独立, 故

$$\frac{\frac{\left( \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \right)^2}{1}}{\frac{\left( \frac{X_3}{\sigma} \right)^2 + \left( \frac{X_4}{\sigma} \right)^2 + \left( \frac{X_5}{\sigma} \right)^2}{3}} = \frac{3}{2} \cdot \frac{(X_1 + X_2)^2}{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2} \sim F(1, 3),$$

从而应取  $k = \frac{3}{2}$ .

10. 从两个正态总体中分别抽取容量为 25 和 20 的两个独立样本, 算得样本方差依次为  $s_1^2 = 62.7, s_2^2 = 25.6$ , 若两总体方差相等, 求随机抽取的样本的样本方差比  $\frac{S_1^2}{S_2^2}$  大于  $\frac{62.7}{25.6}$  的概率是多少?

解 由于正态总体的方差相等, 且  $n_1 = 25, n_2 = 20$ , 故有  $\frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(24, 19)$ , 从而查  $F$  分布表可得

$$P\left\{ \frac{S_1^2}{S_2^2} > \frac{62.7}{25.6} \right\} = P\left\{ \frac{S_1^2}{S_2^2} > 2.45 \right\} = 0.025.$$

注 用  $F$  分布表求相应事件的概率, 在查表时应先按自由度找出上分位数  $F_\alpha(n_1, n_2)$ , 再

反查概率  $\alpha = P\{F > F_\alpha(n_1, n_2)\}$ . 类似的问题, 用  $t$  分布表或  $\chi^2$  分布表的方法亦一样. 有时可能在表中只能找出邻近的两个分位点  $F_{\alpha_1}(n_1, n_2)$ ,  $F_{\alpha_2}(n_1, n_2)$ , 即

$$F_{\alpha_1}(n_1, n_2) < F_\alpha(n_1, n_2) < F_{\alpha_2}(n_1, n_2),$$

则概率  $\alpha$  应在  $\alpha_1, \alpha_2$  之间用 (线性) 插值的方法, 求得其近似值.

11. 设总体  $X \sim N(12, 2^2)$ , 先抽取容量为 5 的样本  $X_1, \dots, X_5$ , 试求: (1) 样本的最小次序统计量小于 10 的概率; (2) 最大次序统计量大于 15 的概率.

解 (1) 所求的概率为

$$\begin{aligned} P\{X_{(1)} < 10\} &= 1 - P\{X_{(1)} \geq 10\} \\ &= 1 - P\{X_1 \geq 10, X_2 \geq 10, \dots, X_5 \geq 10\} \\ &= 1 - P\{X_1 \geq 10\} \cdot P\{X_2 \geq 10\} \cdots P\{X_5 \geq 10\} \\ &= 1 - [P\{X \geq 10\}]^5 = 1 - \left[ P\left\{ \frac{X-12}{2} > \frac{10-12}{2} \right\} \right]^5 \\ &= 1 - [1 - \Phi(-1)]^5 = 1 - [\Phi(1)]^5 \\ &= 1 - (0.8413)^5 \approx 0.5785. \end{aligned}$$

(2) 所求的概率为

$$\begin{aligned} P\{X_{(5)} > 15\} &= 1 - P\{X_{(5)} \leq 15\} \\ &= 1 - P\{X_1 \leq 15, X_2 \leq 15, \dots, X_5 \leq 15\} \\ &= 1 - P\{X_1 \leq 15\} \cdot P\{X_2 \leq 15\} \cdots P\{X_5 \leq 15\} \\ &= 1 - [P\{X \leq 15\}]^5 = 1 - \left[ P\left\{ \frac{X-12}{2} \leq \frac{15-12}{2} \right\} \right]^5 \\ &= 1 - [\Phi(1.5)]^5 = 1 - (0.9332)^5 \approx 0.2923. \end{aligned}$$

注 关于样本最小顺序统计量  $X_{(1)}$  与样本最大顺序统计量  $X_{(n)}$  的分布, 可做如下推导:

设总体  $X$  的分布函数为  $F(x)$ , 因为

$$P\{X_{(1)} > a\} = P\{X_1 > a, X_2 > a, \dots, X_n > a\} = [1 - F(a)]^n,$$

$$P\{X_{(n)} \leq a\} = P\{X_1 \leq a, X_2 \leq a, \dots, X_n \leq a\} = [F(a)]^n,$$

所以,  $X_{(1)}$  的分布函数为

$$F_1(x) = P\{X_{(1)} \leq x\} = 1 - [1 - F(x)]^n.$$

$X_{(n)}$  的分布函数为

$$F_2(x) = P\{X_{(2)} \leq x\} = [F(x)]^n.$$

12. 设  $X_1, X_2$  为取自正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的样本, (1) 证明  $X_1 + X_2$  与  $X_1 - X_2$  相互独立;  
 (2) 假定  $\mu = 0$ , 求  $\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2}$  的分布, 并求  $P\left\{\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} < 4\right\}$ .

**分析** 根据正态分布的性质,  $X_1 + X_2$  与  $X_1 - X_2$  服从二维正态分布, 所以要证明它们相互独立, 只需证它们不相关即可.

**解** (1) 由于

$$E[(X_1 + X_2)(X_1 - X_2)] = E(X_1^2) - E(X_2^2) = 0,$$

$$E(X_1 + X_2)E(X_1 - X_2) = 0,$$

所以

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

即  $X_1 + X_2$  与  $X_1 - X_2$  相互独立.

(2) 由于  $\mu = 0$ , 所以

$$X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2) \Rightarrow \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1),$$

$$X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2) \Rightarrow \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1),$$

从而

$$\frac{1}{2}\left(\frac{X_1 + X_2}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1), \quad \frac{1}{2}\left(\frac{X_1 - X_2}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1),$$

由上面证明的独立性, 再由  $F$  分布的定义知

$$F = \frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} = \frac{\left(\frac{X_1 + X_2}{\sigma}\right)^2 / 2}{\left(\frac{X_1 - X_2}{\sigma}\right)^2 / 2} \sim F(1, 1),$$

所以

$$P\left\{\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} < 4\right\} = P\{F < 4\} < P\{F < 5.83\} = 0.25.$$