

# 第 6 章 数理统计的基本概念

## 6.1 知识要点

### 6.1.1 总体与样本

研究对象的全体称为**总体**，总体中的每个成员（或元素）称为**个体**；一个总体对应一个随机变量  $X$ ， $X$  的分布函数和数字特征也称为总体的分布函数和数字特征。从总体中抽取若干个成员，这些成员称为总体的一个**样本**；成员个数称为**样本容量**。设总体  $X$  的分布函数为  $F(x)$ ，若样本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立，且它们具有相同的分布函数  $F(x)$ ，则称  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的**简单随机样本**，简称**样本**。

### 6.1.2 统计量与抽样分布

设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本，其观测值为  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ， $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$  为  $x_1, x_2, \dots, x_n$  的函数，若  $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$  不含有任何未知参数，则  $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$  称为样本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  的**统计量**，统计量的分布称为**抽样分布**。

### 6.1.3 一些常用的统计量

(1) 样本均值：
$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i ;$$

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

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

(4) 样本  $k$  阶原点矩：
$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, \quad k=1,2,\dots ;$$

(5) 样本  $k$  阶中心矩：
$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, \quad k=2,3,\dots .$$

### 6.1.4 经验分布函数

设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是总体  $X$  的一个样本，经验分布函数  $F_n(x)$  定义为

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(X_i \leq x), \quad -\infty < x < +\infty .$$

若已知样本的观测值，则可以很容易地得到经验分布函数  $F_n(x)$  的**观测值**。例如，设

$x_1, x_2, \dots, x_n$  是总体  $X$  的一个样本值, 从小到大排列后, 记为  $x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$ , 则经验分布函数  $F_n(x)$  的观测值为

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & x < x_{(1)}, \\ \frac{k}{n}, & x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)}, \quad k=1, 2, \dots, n-1, \\ 1, & x \geq x_{(n)}. \end{cases}$$

**格里汶科定理:** 当  $n \rightarrow \infty$  时,  $F_n(x)$  以概率 1 一致收敛于分布函数  $F(x)$ , 即

$$P \left\{ \lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{-\infty < x < +\infty} |F_n(x) - F(x)| = 0 \right\} = 1.$$

### \*6.1.5 顺序统计量

设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 记

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

则  $X_{(1)}$  和  $X_{(n)}$  分别称为样本的**最小顺序统计量**和**最大顺序统计量**. 设总体  $X$  的分布函数为  $F(x)$ , 则  $X_{(1)}$  和  $X_{(n)}$  的分布函数分别为

$$F_1(x) = 1 - [1 - F(x)]^n, \quad F_n(x) = F^n(x).$$

若总体  $X$  的密度函数为  $f(x)$ , 则  $X_{(1)}$  和  $X_{(n)}$  的概率密度函数分别为

$$f_1(x) = n[1 - F(x)]^{n-1} f(x), \quad f_n(x) = nF^{n-1}(x) f(x).$$

### 6.1.6 $\chi^2$ 分布

设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立且都服从标准正态分布  $N(0,1)$ , 称  $\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$  服从自由度为  $n$  的  $\chi^2$  分布, 记为  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ .  $\chi^2(n)$  分布的密度函数  $f(y)$  的图像如图 6.1 所示.

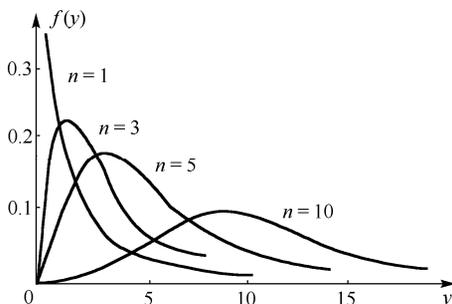


图 6.1 密度函数

$\chi^2$  分布的性质:

- (1) 若  $\chi_1^2 \sim \chi^2(m)$ ,  $\chi_2^2 \sim \chi^2(n)$ , 且  $\chi_1^2$  与  $\chi_2^2$  相互独立, 则  $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(m+n)$ ;
- (2) 若  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ , 则  $E(\chi^2) = n$ ,  $D(\chi^2) = 2n$ .

### 6.1.7 $t$ 分布

设  $X$  与  $Y$  相互独立,  $X \sim N(0,1)$ ,  $Y \sim \chi^2(n)$ , 称  $t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$  服从自由度为  $n$  的  $t$  分布, 记为  $t \sim t(n)$ .  $t(n)$  分布的密度函数  $h(t)$  如图 6.2 所示.

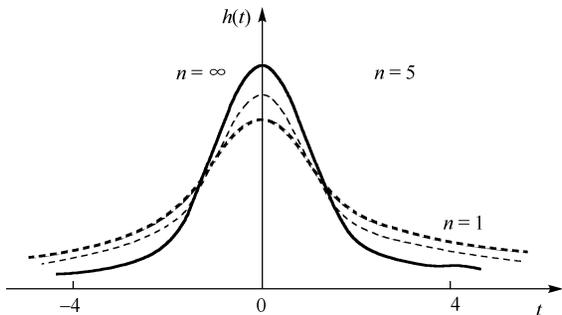


图 6.2 密度函数

$t$  分布的性质:

- (1)  $t$  分布的概率密度曲线  $h(t)$  的图像关于直线  $t=0$  对称, 即  $h(t)$  为偶函数;
- (2)  $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$ , 故当  $n$  足够大时,  $t$  分布近似于标准正态分布  $N(0,1)$ ;
- (3)  $E[t(n)] = 0$ ,  $D[t(n)] = \frac{n}{n-2} (n > 2)$ .

### 6.1.8 $F$ 分布

设  $X$  与  $Y$  相互独立, 且  $X \sim \chi^2(m)$ ,  $Y \sim \chi^2(n)$ , 称  $F = \frac{X/m}{Y/n}$  服从自由度为  $(m, n)$  的  $F$  分布, 记为  $F \sim F(m, n)$ .  $F(m, n)$  分布的密度函数  $f(y)$  如图 6.3 所示.

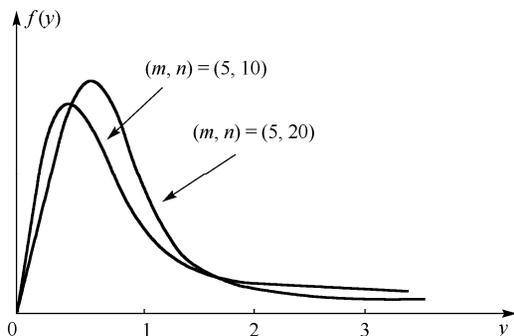


图 6.3 密度函数

$F$  分布的性质:

- (1) 若  $F \sim F(m, n)$ , 则  $\frac{1}{F} \sim F(n, m)$ ;
- (2) 若  $T \sim t(n)$ , 则  $T^2 \sim F(1, n)$ .

### 6.1.9 上 $\alpha$ 分位点

我们曾在 2.1.6 节给出了连续型随机变量分布的上 $\alpha$ 分位点的概念, 这里我们给出几个具体连续型分布的上 $\alpha$ 分位点.

若  $X \sim N(0, 1)$ ,  $z_\alpha$  满足

$$P\{X > z_\alpha\} = 1 - \Phi(z_\alpha) = \int_{z_\alpha}^{+\infty} \phi(x) dx,$$

则称  $z_\alpha$  为  $N(0, 1)$  的上 $\alpha$ 分位点.

类似地, 可以定义  $\chi^2(n)$  分布的上 $\alpha$ 分位点  $\chi_\alpha^2(n)$ ,  $t$  分布的上 $\alpha$ 分位点  $t_\alpha(n)$ ,  $F(m, n)$  分布的上 $\alpha$ 分位点  $F_\alpha(m, n)$  等. 可以证明

$$z_{1-\alpha} = -z_\alpha, \quad t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n), \quad F_{1-\alpha}(n, m) = \frac{1}{F_\alpha(m, n)}.$$

### 6.1.10 正态总体的样本均值与样本方差的分布

**性质 1 (单总体情形):** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$   $X$  的一个样本,  $\bar{X}$  和  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  分别是样本均值和样本方差, 则有

$$(1) \quad E(\bar{X}) = \mu, \quad D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}, \quad \text{且 } \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), \quad \text{即 } \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1);$$

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

$$(3) \quad \bar{X} \text{ 与 } S^2 \text{ 相互独立, 且 } \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1).$$

**性质 2 (双总体情形):** 设  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ , 且  $X$  与  $Y$  独立,  $X_1, X_2, \dots, X_m$  和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  分别为来自  $X$  与  $Y$  的样本,  $\bar{X}, \bar{Y}$  分别是这两个样本的样本均值,

$S_1^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X})^2$ ,  $S_2^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$  分别是这两个样本的样本方差, 则有

$$(1) \quad \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n}}} \sim N(0, 1);$$

$$(2) \quad \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(m-1, n-1);$$

(3) 当  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  时, 则有

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_\omega \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}} \sim t(m+n-2),$$

$$\text{其中 } S_\omega = \sqrt{\frac{(m-1)S_1^2 + (n-1)S_2^2}{(m+n-2)}}.$$

## 6.1.11 几个常用的结论

(1) 记总体  $X$  的  $k$  阶矩  $E(X^k) = \mu_k$ ,  $g$  为连续函数, 则当  $n \rightarrow \infty$  时, 有

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, \quad k=1,2,\dots,$$

$$g(A_1, A_2, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k), \quad k=1,2,\dots$$

(2) 设总体  $X$  的均值为  $\mu$ , 方差为  $\sigma^2$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的一个样本,  $\bar{X}$ ,

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \text{ 以及 } S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \text{ 分别是样本均值、样本方差和修正的样本方差, 则有}$$

$$E(\bar{X}) = \mu, \quad D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}, \quad E(S_n^2) = \frac{n-1}{n} \sigma^2, \quad E(S^2) = \sigma^2.$$

## 6.2 典型例题分析

### 6.2.1 题型一: 统计量与抽样分布问题

例 6.2.1 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 其中  $\mu, \sigma^2$  为未知参数,  $\bar{X}$  和  $S^2$  分别为样本均值和样本方差, 则下列表达式为统计量的是 ( ).

$$(A) T_1 = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \quad (B) T_2 = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma}$$

$$(C) T_3 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \quad (D) T_4 = \bar{X} - E(\bar{X})$$

解 注意到  $E(\bar{X}) = \mu$ , 即  $T_2, T_3, T_4$  中都含有未知参数, 因此  $T_2, T_3, T_4$  均不是统计量. 故答案选 A.

例 6.2.2 【2002 (3)】设随机变量  $X$  和  $Y$  都服从标准正态分布, 则 ( ).

$$(A) X+Y \text{ 服从正态分布} \quad (B) X^2+Y^2 \text{ 服从 } \chi^2 \text{ 分布}$$

$$(C) X^2 \text{ 和 } Y^2 \text{ 服从 } \chi^2 \text{ 分布} \quad (D) X^2/Y^2 \text{ 服从 } F \text{ 分布}$$

解 答案选 C. 由于随机变量  $X$  和  $Y$  不一定相互独立, 因此选项 B 和 D 错误; 选项 A 具有一定的迷惑性, 需要注意的是, 有限个相互独立的正态随机变量的线性组合仍服从正态分布. 这里  $X$  和  $Y$  不一定相互独立, 因此  $X+Y$  不一定服从正态分布. 例如取  $Y = -X$ , 则  $P\{X+Y=0\} = 1$ , 此时  $X+Y$  服从退化分布.

例 6.2.3 设  $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 且  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \text{ 试讨论统计量 } T = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \text{ 的分布.}$$

解 由题意,  $a\bar{X} + bX_{n+1}$  服从期望为  $(a+b)\mu$ , 方差为  $\left(\frac{a^2}{n} + b^2\right)\sigma^2$  的正态分布. 取  $a = -1$ ,

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

$$\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \sim N(0, 1)$$

而

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

且  $\bar{X}$ ,  $X_{n+1}$  均与  $S^2$  相互独立, 因此  $\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{n+1}}$  与  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$  相互独立, 故

$$T = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} = \frac{\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{n+1}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2(n-1)}}} \sim t(n-1)$$

**例 6.2.4** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(0, 1)$  的一个样本, 且  $\bar{X}$  和  $S^2$  分别为样本均值和样本方差, 试讨论统计量  $n(\bar{X})^2 + (n-1)S^2$  的分布.

**解** 由于  $\bar{X} \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right)$ , 因此  $n(\bar{X})^2 \sim \chi^2(1)$ . 又因为

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

且  $\bar{X}$  与  $S^2$  相互独立, 因此  $n(\bar{X})^2$  与  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$  相互独立, 由  $\chi^2$  分布的可加性知

$$n(\bar{X})^2 + (n-1)S^2 \sim \chi^2(n).$$

**例 6.2.5** 设  $X_1, X_2, \dots, X_m, X_{m+1}, \dots, X_{m+n}$  为来自总体  $X \sim N(0, \sigma^2)$  的一个容量为  $m+n$  的样本, 试讨论统计量  $\frac{n}{m} \cdot \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_m^2}{X_{m+1}^2 + X_{m+2}^2 + \dots + X_{m+n}^2}$  的分布.

**解** 由于  $X_1, X_2, \dots, X_m, X_{m+1}, \dots, X_{m+n}$  均服从正态分布  $N(0, \sigma^2)$ , 因此

$$\frac{X_i}{\sigma} \sim N(0, 1), \quad i=1, 2, 3, \dots, m+n.$$

又因为  $X_1, X_2, \dots, X_m, X_{m+1}, \dots, X_{m+n}$  相互独立, 故

$$\frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_m^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(m), \quad \frac{X_{m+1}^2 + X_{m+2}^2 + \dots + X_{m+n}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n),$$

且  $\frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_m^2}{\sigma^2}$  与  $\frac{X_{m+1}^2 + X_{m+2}^2 + \dots + X_{m+n}^2}{\sigma^2}$  相互独立. 根据  $F$  分布的定义,

$$\frac{n}{m} \cdot \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_m^2}{X_{m+1}^2 + X_{m+2}^2 + \dots + X_{m+n}^2} = \frac{\frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_m^2}{m\sigma^2}}{\frac{X_{m+1}^2 + X_{m+2}^2 + \dots + X_{m+n}^2}{n\sigma^2}} \sim F(m, n).$$

## 6.2.2 题型二：概率的计算问题

例 6.2.6 设  $X_1, X_2, \dots, X_5$  为来自总体  $X$  的一个样本, 且  $X$  服从  $(0, 1)$  上的均匀分布, 试求: (1)  $P\{X_{(5)} > 0.5\}$ ; (2)  $P\{X_{(1)} > 0.5\}$ .

$$\begin{aligned} \text{解 (1)} \quad P\{X_{(5)} > 0.5\} &= 1 - P\{X_{(5)} \leq 0.5\} \\ &= 1 - P\{X_1 \leq 0.5\}P\{X_2 \leq 0.5\} \cdots P\{X_5 \leq 0.5\} \\ &= 1 - (P\{X \leq 0.5\})^5 = 1 - \left(\int_0^{0.5} 1 dx\right)^5 \approx 1 - 0.0313 \approx 0.9687. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(2)} \quad P\{X_{(1)} > 0.5\} &= P(X_1 > 0.5)P(X_2 > 0.5) \cdots P(X_5 > 0.5) \\ &= (P\{X > 0.5\})^5 = [1 - P\{X \leq 0.5\}]^5 \approx 0.0313. \end{aligned}$$

例 6.2.7 现从总体  $N(10, 4)$  中分别抽取样本容量为 16 和 20 的两个样本, 试求两样本均值差的绝对值大于 0.5 的概率.

解 令  $\bar{X}$  和  $\bar{Y}$  分别表示容量为 16 和 20 的两个样本的样本均值, 则

$$\bar{X} \sim N\left(10, \frac{4}{16}\right), \quad \bar{Y} \sim N\left(10, \frac{4}{20}\right).$$

从而  $\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(0, \frac{4}{16} + \frac{4}{20}\right)$ , 即  $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(0, 0.45)$ . 因此

$$\begin{aligned} P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 0.5\} &= P\left\{\frac{|\bar{X} - \bar{Y}|}{\sqrt{0.45}} > \frac{0.5}{\sqrt{0.45}}\right\} = 2 - 2\Phi\left(\frac{0.5}{\sqrt{0.45}}\right) \\ &\approx 2 - 2\Phi(0.745) \approx 0.453. \end{aligned}$$

## 6.2.3 题型三：随机变量的数字特征问题

例 6.2.8 【2003 (3)】设总体  $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_m$  和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  分别为来自总体  $X$  和  $Y$  的简单随机样本, 则  $E\left[\frac{1}{m+n-2}\left(\sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{j=1}^n (Y_j - \bar{Y})^2\right)\right] =$

解 由于

$$\sum_{i=1}^m \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(m-1), \quad \sum_{j=1}^n \frac{(Y_j - \bar{Y})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1),$$

因此

$$E\left(\sum_{i=1}^m \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}\right) = m-1, \quad E\left(\sum_{j=1}^n \frac{(Y_j - \bar{Y})^2}{\sigma^2}\right) = n-1.$$

从而

$$E\left(\sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X})^2\right) = (m-1)\sigma^2, \quad E\left(\sum_{j=1}^n (Y_j - \bar{Y})^2\right) = (n-1)\sigma^2,$$

故

$$E\left[\frac{1}{m+n-2}\left(\sum_{i=1}^m(X_i-\bar{X})^2+\sum_{j=1}^n(Y_j-\bar{Y})^2\right)\right]=\sigma^2.$$

例 6.2.9 设总体  $X$  的分布函数为  $F(x)$ , 经验分布函数为  $F_n(x)$ , 试证明

$$E[F_n(x)] = F(x), \quad D[F_n(x)] = \frac{1}{n}F(x)[1-F(x)].$$

证 记  $Y_i = I(X_i \leq x)$ , 由于

$$E(Y_i) = 1 \times P\{X_i \leq x\} + 0 \times P\{X_i > x\} = F(x),$$

因此

$$E[F_n(x)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(Y_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F(x) = F(x).$$

又因为

$$\begin{aligned} E(Y_i^2) &= 1^2 \times P\{X_i \leq x\} + 0^2 \times P\{X_i > x\} = F(x), \\ D(Y_i) &= E(Y_i^2) - [E(Y_i)]^2 = F(x) - F^2(x) = F(x)[1-F(x)], \end{aligned}$$

因此

$$D[F_n(x)] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(Y_i) = \frac{1}{n} F(x)[1-F(x)].$$

## 6.2.4 题型四：常数的求解问题

例 6.2.10 设  $X_1, X_2, X_3, X_4$  为来自总体  $X \sim N(1, 4)$  的样本, 已知  $a(X_1 - X_2)^2 + b(X_3 - 2X_4 + c)^2$  服从自由度为  $n$  的  $\chi^2$  分布, 其中  $a, b$  均为不等于 0 的常数, 试求常数  $a, b, c$  以及自由度  $n$  的值.

解 由于  $X_1, X_2, X_3, X_4$  相互独立且服从正态分布  $N(1, 4)$ , 因此  $X_1 - X_2$  和  $X_3 - 2X_4 + c$  服从正态分布. 其期望和方差分别为

$$\begin{aligned} E(X_1 - X_2) &= 0, \quad D(X_1 - X_2) = D(X_1) + D(X_2) = 8, \\ E(X_3 - 2X_4 + c) &= c - 1, \quad D(X_3 - 2X_4 + c) = D(X_3) + 4D(X_4) = 20, \end{aligned}$$

故

$$\frac{X_1 - X_2}{2\sqrt{2}} \sim N(0, 1), \quad \frac{X_3 - 2X_4 + c}{2\sqrt{5}} \sim N(c-1, 1).$$

又因为  $\frac{X_1 - X_2}{2\sqrt{2}}$  和  $\frac{X_3 - 2X_4 + c}{2\sqrt{5}}$  相互独立, 根据  $\chi^2$  分布的定义可知  $c=1$ , 且

$$\left(\frac{X_1 - X_2}{2\sqrt{2}}\right)^2 + \left(\frac{X_3 - 2X_4 + c}{2\sqrt{5}}\right)^2 = \frac{1}{8}(X_1 - X_2)^2 + \frac{1}{20}(X_3 - 2X_4 + 1)^2 \sim \chi^2(2).$$

而由题设,  $a(X_1 - X_2)^2 + b(X_3 - 2X_4 + c)^2$  服从  $\chi^2(n)$  分布, 因此  $a = \frac{1}{8}$ ,  $b = \frac{1}{20}$ ,  $c=1$ ,  $n=2$ .

## 6.2.5 题型五：经验分布函数的求解

例 6.2.11 设 4, 2, 8, 6, 8, 4, 8, 9 为来自总体  $X$  的样本观测值, 试求  $X$  的经验分布函数.

解 将各个观测值从小到大排列, 得 2, 4, 4, 6, 8, 8, 8, 9, 因此经验分布函数为

$$F_8(x) = \begin{cases} 0, & x < 2, \\ \frac{1}{8}, & 2 \leq x < 4, \\ \frac{3}{8}, & 4 \leq x < 6, \\ \frac{1}{2}, & 6 \leq x < 8, \\ \frac{7}{8}, & 8 \leq x < 9, \\ 1, & x \geq 9, \end{cases}$$

## 6.2.6 题型六：样本容量问题

例 6.2.12 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(\mu, 4)$  的一个样本,  $\bar{X}$  为样本均值, 若已知  $P\{|\bar{X} - \mu| < 0.5\} \geq 0.95$ , 试求最小的样本容量  $n$ .

解 由于  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ , 其中  $\sigma = 2$ , 因此

$$\begin{aligned} P\{|\bar{X} - \mu| < 0.5\} &= P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| < \frac{0.5}{\sigma/\sqrt{n}}\right\} = \Phi\left(\frac{0.5}{\sigma/\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(-\frac{0.5}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \\ &= 2\Phi\left(\frac{0.5}{\sigma/\sqrt{n}}\right) - 1 \geq 0.95. \end{aligned}$$

于是  $\Phi\left(\frac{0.5}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \geq 0.975$ , 经查表得  $\frac{0.5}{\sigma/\sqrt{n}} \geq 1.96$ , 即  $n \geq 61.46$ , 故最小的样本容量  $n$  应取 65.

## 6.3 深化训练

### 6.3.1 填空题

(1) 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自正态分布  $N(\mu, 0.3^2)$  的一个样本,  $\bar{X}$  为样本均值, 为使  $P\{|\bar{X} - \mu| < 0.1\} \geq 0.95$ , 则样本容量  $n$  应至少为\_\_\_\_\_.

(2) 设  $X_1, X_2, \dots, X_5$  为来自总体  $X \sim N(1, 4)$  的样本, 记  $Y = a(X_1 - 3X_2 + b)^2 + c(X_3 + X_4 - 2X_5)^2$ , 则当  $a =$ \_\_\_\_\_,  $b =$ \_\_\_\_\_,  $c =$ \_\_\_\_\_时,  $Y$  服从自由度为\_\_\_\_\_的  $\chi^2$  分布.

(3) 【2001 (3)】设  $X \sim N(0, 2^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_{15}$  为来自总体  $X$  的简单随机样本, 则随机变量  $Y = \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_{10}^2}{2(X_{11}^2 + X_{12}^2 + \dots + X_{15}^2)}$  服从\_\_\_\_\_分布, 参数为\_\_\_\_\_.

(4) 【2006 (3)】 设总体  $X$  的概率密度函数为  $f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的一个样本, 样本方差为  $S^2$ , 则  $E(S^2) =$  \_\_\_\_\_.

### 6.3.2 单项选择题

(1) 【2013 (1)】 设  $X \sim t(n)$ ,  $Y \sim F(1, n)$ , 给定  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 0.5$ ), 常数  $C > 0$  满足  $P\{X > C\} = \alpha$ , 则  $P\{Y > C^2\} =$  ( ).

- (A)  $\alpha$                       (B)  $1 - \alpha$                       (C)  $2\alpha$                       (D)  $1 - 2\alpha$

(2) 【2005 (1)】 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  ( $n \geq 2$ ) 为来自  $N(0, 1)$  的简单随机样本,  $\bar{X}$  为样本均值,  $S^2$  为样本方差, 则下列结论正确的是 ( ).

- (A)  $n\bar{X} \sim N(0, 1)$                       (B)  $nS^2 \sim \chi^2(n)$   
 (C)  $\frac{(n-1)\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$                       (D)  $\frac{(n-1)X_1^2}{\sum_{i=2}^n X_i^2} \sim F(1, n-1)$

(3) 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  ( $n \geq 2$ ) 为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 对于任意的  $\varepsilon > 0$ , 下列结论正确的是 ( ).

- (A)  $P\{|X - \mu| < \varepsilon\} = P\{|\bar{X} - \mu| < \varepsilon\}$                       (B)  $P\{|X - \mu| < \varepsilon\} > P\{|\bar{X} - \mu| < \varepsilon\}$   
 (C)  $P\{|X - \mu| < \varepsilon\} < P\{|\bar{X} - \mu| < \varepsilon\}$                       (D) 以上结论都不对

(4) 【2003 (1)】 设随机变量  $X \sim t(n)$ , 其中  $n > 1$ , 若  $Y = \frac{1}{X^2}$ , 则下列结论正确的是 ( ).

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

(5) 若随机变量  $X_1 \sim \chi^2(n_1)$ ,  $X_2 \sim \chi^2(n_2)$ , 且  $X_1$  和  $X_2$  相互独立, 则下列结论正确的是 ( ).

- (A)  $D(X_1 + X_2) = n_1 + n_2$                       (B)  $D(X_1 + X_2) = 2(n_1 + n_2)$   
 (C)  $D(X_1 + X_2) = n_1^2 + n_2^2$                       (D)  $D(X_1 + X_2) = 2(n_1^2 + n_2^2)$

(6) 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(2, 1)$  的一个样本, 且  $a \left( \sum_{i=1}^n X_i - b \right)^2$  服从自  $\chi^2(k)$  分布, 则  $a$ ,  $b$  和  $k$  的值分别为 ( ).

- (A)  $a = \frac{1}{\sqrt{n}}, b = 2n, k = 1$                       (B)  $a = \frac{1}{n}, b = 2n, k = n$   
 (C)  $a = \frac{1}{n}, b = n, k = 1$                       (D)  $a = \frac{1}{n}, b = 2n, k = 1$

6.3.3 设  $X_1, X_2, \dots, X_{2n}$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 记

$$Y = \frac{X_1^2 + X_3^2 + \dots + X_{2n-1}^2}{X_2^2 + X_4^2 + \dots + X_{2n}^2},$$

试求统计量  $Y$  的抽样分布.

6.3.4 【1999】 设  $X_1, X_2, \dots, X_9$  为来自总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 记

$$Y_1 = \frac{1}{6}(X_1 + X_2 + \cdots + X_6), \quad Y_2 = \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9), \quad S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2,$$

试证明  $\frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} \sim t(2)$ .

**6.3.5** 设  $X_1, X_2$  为来自总体  $X \sim N(0, \sigma^2)$  的一个样本, 试求  $Y = \frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2}$  的分布.

**6.3.6** 设随机变量  $X \sim F(n, n)$ , 试证明  $P\{X < 1\} = 0.5$ .

**6.3.7** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 记  $Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$ , 试求  $E(Y)$  和  $D(Y)$ .

## 6.4 深化训练详解

### 6.3.1 填空题

(1) 35;

(2)  $\frac{1}{40}$ , 2,  $\frac{1}{24}$ , 2;

(3)  $F$ , (10, 5);

(4) 2; **提示** 由于样本方差  $S^2$  是总体方差的无偏估计, 因此  $E(S^2) = D(X)$ . 而

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 0,$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} x^{3-1} \cdot e^{-x} dx = \Gamma(3) = 2! = 2,$$

因此

$$E(S^2) = D(X) = E(X^2) = 2.$$

### 6.3.2 单项选择题

(1) C; **提示** 由  $X \sim t(n), Y \sim F(1, n)$ , 根据  $t$  分布与  $F$  的关系可知

$$P\{Y > C^2\} = P\{X^2 > C^2\} = P\{X > C\} + P\{X < -C\} = 2\alpha,$$

故选项 C 正确.

(2) D; **提示** 由于  $\bar{X} \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right)$ , 因此  $n\bar{X} \sim N(0, n)$ , 故选项 A 错误; 由于  $(n-1)S^2 \sim \chi^2(n-1)$ , 因此选项 B 错误; 由于

$$\frac{\sqrt{n} \cdot \bar{X}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{(n-1)}}} = \frac{\sqrt{n} \cdot \bar{X}}{S} \sim t(n-1)$$

因此选项 C 错误.

(3) C; **提示**

由于  $\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1)$ ,  $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$ , 故有

$$P\{|X-\mu| < \varepsilon\} = P\left\{\frac{|X-\mu|}{\sigma} < \frac{\varepsilon}{\sigma}\right\} = 2\Phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) - 1,$$

$$P\{|\bar{X}-\mu| < \varepsilon\} = P\left\{\frac{|\bar{X}-\mu|}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{\varepsilon}{\sigma/\sqrt{n}}\right\} = 2\Phi\left(\frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sigma}\right) - 1,$$

又因为标准正态分布的分布函数  $\Phi(x)$  单调递增,  $\frac{\varepsilon}{\sigma} < \frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sigma}$ , 因此

$$P\{|X-\mu| < \varepsilon\} < P\{|\bar{X}-\mu| < \varepsilon\},$$

故选项 C 正确.

(4) C; (5) B; (6) D.

**6.3.3** 由于  $X_1, X_2, \dots, X_{2n}$  相互独立, 因此  $X_1^2 + X_3^2 + \dots + X_{2n-1}^2$  与  $X_2^2 + X_4^2 + \dots + X_{2n}^2$  相互独立. 又因为

$$\frac{X_1^2 + X_3^2 + \dots + X_{2n-1}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n), \quad \frac{X_2^2 + X_4^2 + \dots + X_{2n}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n),$$

故

$$Y = \frac{X_1^2 + X_3^2 + \dots + X_{2n-1}^2}{X_2^2 + X_4^2 + \dots + X_{2n}^2} = \frac{(X_1^2 + X_3^2 + \dots + X_{2n-1}^2)/(n\sigma^2)}{(X_2^2 + X_4^2 + \dots + X_{2n}^2)/(n\sigma^2)} \sim F(n, n).$$

**6.3.4** 由于  $X_1, X_2, \dots, X_9$  相互独立且服从正态分布, 因此  $Y_1$  和  $Y_2$  相互独立, 且  $Y_1 - Y_2$  服从正态分布. 而

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

因此  $Y_1 - Y_2 \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{2}\right)$ . 又因为  $\frac{(3-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{2S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(2)$ , 且  $S^2$  与  $Y_1 - Y_2$  相互独立, 于是

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

**6.3.5** 记  $U = X_1 + X_2$ ,  $V = X_1 - X_2$ , 则

$$U \sim N(0, 2\sigma^2), \quad V \sim N(0, 2\sigma^2),$$

因此

$$\frac{U^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1), \quad \frac{V^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1).$$

又因为

$$\begin{aligned} \text{Cov}(U, V) &= \text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 - X_2) \\ &= D(X_1) + \text{Cov}(X_2, X_1) - \text{Cov}(X_1, X_2) - D(X_2) = 0, \end{aligned}$$

因此统计量  $U$  和  $V$  相互独立, 故根据  $F$  分布的定义,

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

**6.3.6** 记  $Y = \frac{1}{X}$ , 由于  $X \sim F(n, n)$ , 则  $Y \sim F(n, n)$ , 因此

$$P\{X < 1\} = P\{Y < 1\} = P\left\{\frac{1}{X} < 1\right\} = P\{X > 1\}.$$

又因为  $X$  为连续型随机变量, 因此  $P\{X = 1\} = 0$ , 而

$$P\{X < 1\} + P\{X = 1\} + P\{X > 1\} = 1,$$

故  $P\{X < 1\} = 0.5$ .

**6.3.7** 
$$E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(|X_i - \mu|) = E(|X - \mu|) = \sigma E\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma}\right)$$

$$= \sigma \int_{-\infty}^{+\infty} |t| \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma \int_0^{+\infty} te^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

$$= -\sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma \int_0^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} d\left(-\frac{1}{2}t^2\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma.$$

$$D(Y) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(|X_i - \mu|) = \frac{1}{n} D(|X - \mu|) = \frac{\sigma^2}{n} D\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma}\right)$$

$$= \frac{\sigma^2}{n} \left\{ E\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma}\right)^2 - \left[ E\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma}\right) \right]^2 \right\}$$

$$= \frac{\sigma^2}{n} \left[ D\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma}\right) - \left(\sqrt{\frac{2}{\pi}}\right)^2 \right] = \frac{\sigma^2}{n} \left(1 - \frac{2}{\pi}\right).$$

## 6.5 综合提高训练

**例 6.5.1** 设总体  $X$  服从参数为  $\lambda$  的指数分布,  $X_1, X_2$  为来自  $X$  的样本, 记  $Y = \sqrt{X_1 X_2}$ , 试求  $E(Y)$ .

**解** 由题意  $X$  的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

因此

$$\begin{aligned} E(\sqrt{X}) &= \int_0^{+\infty} \sqrt{x} \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \stackrel{t = \lambda x}{=} \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \int_0^{+\infty} \sqrt{t} \cdot e^{-t} dt = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \int_0^{+\infty} t^{\frac{3}{2}-1} \cdot e^{-t} dt \\ &= \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \Gamma\left(\frac{3}{2}\right) = \frac{1}{2\sqrt{\lambda}} \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{\sqrt{\pi}}{2\sqrt{\lambda}}. \end{aligned}$$

因为  $X_1$  与  $X_2$  相互独立, 故  $\sqrt{X_1}$  与  $\sqrt{X_2}$  相互独立, 且有

$$E(\sqrt{X_1}) = E(\sqrt{X_2}) = E(\sqrt{X}),$$

故

$$E(Y) = E(\sqrt{X_1 X_2}) = E(\sqrt{X_1}) \cdot E(\sqrt{X_2}) = \frac{\sqrt{\pi}}{2\sqrt{\lambda}} \cdot \frac{\sqrt{\pi}}{2\sqrt{\lambda}} = \frac{\pi}{4\lambda}.$$

**例 6.5.2** 设  $X_1, X_2, \dots, X_{2n}$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 样本均值  $\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i$ ,

记  $\xi = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2$ , 试求  $E(\xi)$  和  $D(\xi)$ .

**解** 记  $Y_i = X_i + X_{n+i}$ ,  $i=1, 2, \dots, n$ , 由于  $X_1, X_2, \dots, X_{2n}$  相互独立且均服从  $N(\mu, \sigma^2)$ , 因此  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  相互独立且均服从  $N(2\mu, 2\sigma^2)$ , 因此  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  可以理解为来自总体  $Y \sim N(2\mu, 2\sigma^2)$  的一个样本, 样本均值为

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

因此

$$\frac{\xi}{2\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2}{2\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \bar{Y})^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(n-1),$$

根据  $\chi^2$  分布的性质可知,

$$E\left(\frac{\xi}{2\sigma^2}\right) = n-1, \quad D\left(\frac{\xi}{2\sigma^2}\right) = 2(n-1),$$

故

$$E(\xi) = 2(n-1)\sigma^2, \quad D(\xi) = 8(n-1)\sigma^4.$$

**例 6.5.3** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本,  $x_1, x_2, \dots, x_n$  为样本观测值, 试证明

当  $c = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$  时, 函数  $f(c) = \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2$  取得最小值.

**证法 1** 由于

$$\begin{aligned} f(c) &= \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x} + \bar{x} - c)^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{x} - c)^2 + 2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\bar{x} - c) \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{x} - c)^2 + 2(\bar{x} - c) \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{x} - c)^2 + 2(\bar{x} - c) \cdot (n\bar{x} - n\bar{x}) \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{x} - c)^2, \end{aligned}$$

因此当  $c = \bar{x}$  时, 函数  $f(c) = \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2$  取得最小值.

证法 2 由题意,  $f'(c) = -2 \sum_{i=1}^n (x_i - c)$ , 令  $f'(c) = 0$ , 解得  $c = \bar{x}$ . 又因为

$$f''(c) = -2 \sum_{i=1}^n (x_i - c)' = 2n > 0,$$

故  $f''(\bar{x}) > 0$ , 因此函数  $f(c) = \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2$  在  $c = \bar{x}$  处取得最小值.

例 6.5.4 设  $X_1, X_2, X_3$  为来自总体  $X \sim N(0, \sigma^2)$  的一个样本, 试证明  $Y = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{3}} \cdot \frac{X_1 + X_2 + X_3}{|X_1 - X_2|}$

服从自由为 1 的  $t$  分布.

证 记  $U = X_1 + X_2 + X_3$ ,  $V = X_1 - X_2$ , 则

$$U \sim N(0, 3\sigma^2), \quad V \sim N(0, 2\sigma^2), \quad \frac{V^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1).$$

又因为

$$\text{Cov}(U, V) = \text{Cov}(X_1 + X_2 + X_3, X_1 - X_2) = 0,$$

因此统计量  $U$  和  $V$  相互独立, 故根据  $t$  分布的定义,

$$Y = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{3}} \cdot \frac{U}{|V|} = \frac{U/(\sqrt{3}\sigma)}{\sqrt{V^2/2\sigma^2}} \sim t(1).$$

例 6.5.5 【2005 (3)】设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  ( $n > 2$ ) 为来自总体  $X \sim N(0, \sigma^2)$  的样本,  $\bar{X}$  为样本均值, 记  $Y_i = X_i - \bar{X}$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , 求:

(1)  $Y_i$  的方差  $D(Y_i)$ ; (2)  $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$ ; (3) 常数  $C$ , 使得  $E[C(Y_1 + Y_n)^2] = \sigma^2$ .

解 (1)  $D(Y_i) = D(X_i - \bar{X}) = D\left[\left(1 - \frac{1}{n}\right)X_i - \frac{1}{n} \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^n X_k\right]$

$$= \left(1 - \frac{1}{n}\right)^2 \sigma^2 + \frac{n-1}{n^2} \sigma^2 = \frac{n-1}{n} \sigma^2;$$

(2)  $\text{Cov}(Y_1, Y_n) = \text{Cov}(X_1 - \bar{X}, X_n - \bar{X})$

$$= \text{Cov}(X_1, X_n) - \text{Cov}(X_1, \bar{X}) - \text{Cov}(\bar{X}, X_n) + D(\bar{X})$$

$$= 0 - 2\text{Cov}(X_1, \bar{X}) + \frac{\sigma^2}{n}$$

$$= -2\text{Cov}\left(X_1, \frac{1}{n} X_1\right) + \frac{\sigma^2}{n}$$

$$= -\frac{2}{n} \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n} = -\frac{1}{n} \sigma^2;$$

(3) 由于  $E(Y_1) = E(Y_n) = 0$ , 因此

$$\begin{aligned} E[C(Y_1 + Y_n)^2] &= CE[(Y_1 + Y_n)^2] = CD(Y_1 + Y_n) \\ &= C[D(Y_1) + D(Y_n) + 2\text{Cov}(Y_1, Y_n)] \\ &= C\left[\frac{2(n-1)}{n}\sigma^2 - \frac{2}{n}\sigma^2\right] \\ &= C \cdot \frac{2n-4}{n}\sigma^2 = \sigma^2, \end{aligned}$$

$$\text{故 } C = \frac{n}{2n-4}.$$