

# 第五章 样本及抽样分布

主讲教师 邓小艳



# 第五章 样本及抽样分布

§ 5-1 随机样本

§ 5-2 描述统计

§ 5-3 统计量

§ 5-4 抽样分布



## 抽样分布——统计量的分布

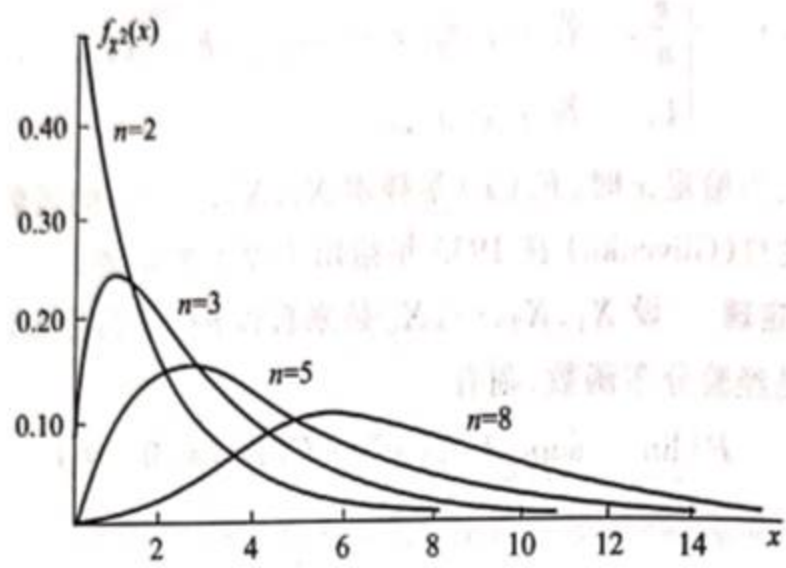
### 一、 $\chi^2$ 分布

**1.定义：**若R.V.  $X_1, X_2, \dots, X_n$  独立同服从 $N(0, 1)$ ，则

称  $\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$  服从自由度为 $n$ 的  $\chi^2$ 分布，记为  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ 。

### 2. 概率密度

$$f(x; n) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$



**例1:** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本,

则  $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim$  \_\_\_\_\_。

**分析:**  $X_1, X_2, \dots, X_n$  独立同服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$

$\therefore \frac{X_1 - \mu}{\sigma}, \frac{X_2 - \mu}{\sigma}, \dots, \frac{X_n - \mu}{\sigma}$  独立同服从正态分布  $N(0,1)$

根据  $\chi^2$  分布的定义

$$\therefore \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$$

**例2:** 设 $X_1, X_2, X_3, X_4$  是总体  $X \sim N(0,4)$  的一个样本,  
而 $X = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$   
当 $a = \underline{\hspace{2cm}}$ ,  $b = \underline{\hspace{2cm}}$ 时,  $X \sim \chi^2(2)$

**分析:**  $X_1, X_2, X_3, X_4$  独立同服从正态分布  $N(0,4)$

$$\therefore E(X_i) = 0, D(X_i) = 4$$

根据  $\chi^2$  分布的定义

$$\begin{cases} \sqrt{a}(X_1 - 2X_2) \sim N(0,1) \\ \sqrt{b}(3X_3 - 4X_4) \sim N(0,1) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} D[\sqrt{a}(X_1 - 2X_2)] = 1 \\ D[\sqrt{b}(3X_3 - 4X_4)] = 1 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} a[D(X_1) + 4D(X_2)] = 20a = 1 \\ b[9D(X_3) + 16D(X_4)] = 100b = 1 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} a = 1/20 \\ b = 1/100 \end{cases}$$

### 3.性质

#### (1) 可加性

若  $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$ ,  $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$ , 且  $\chi_1^2$  和  $\chi_2^2$  相互独立,  
则  $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$ .

#### (2) 期望与方差

设  $X^2 \sim \chi^2(n)$ , 则  $E(\chi^2) = n, D(\chi^2) = 2n$ .

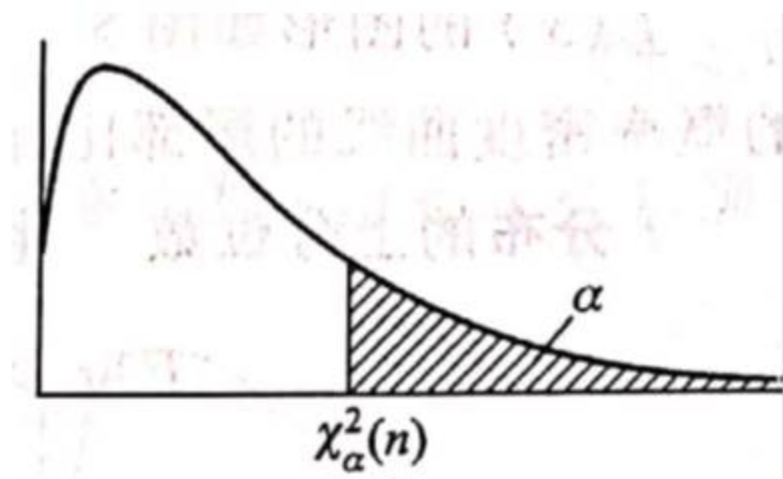


#### 4. $\chi^2$ 分布的上 $\alpha$ 分位数

定义：对  $\forall \alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )，若

$$P\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n)\} = \int_{\chi_{\alpha}^2(n)}^{+\infty} f(x)dx = \alpha$$

则称  $\chi_{\alpha}^2(n)$  为该  $\chi^2(n)$  的上 $\alpha$ 分位数(点)。



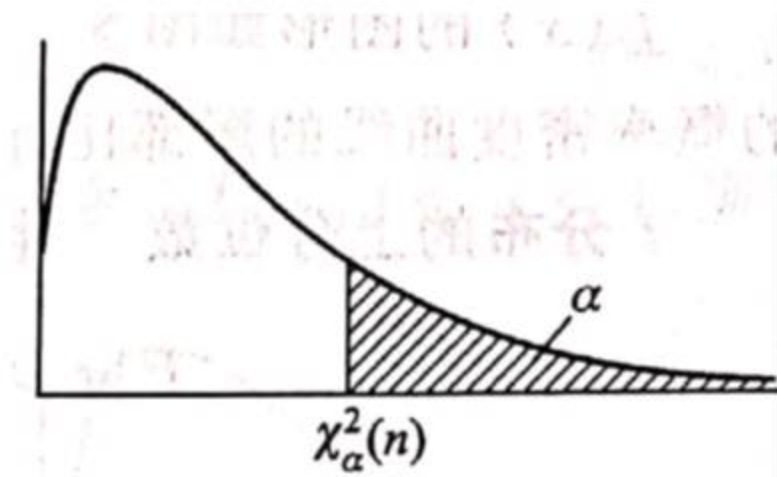
② 上  $\alpha$  分位点的求法

a.  $n < 40$ 时, 查附表5

b.  $n > 40$ 时

$$\chi^2_{\alpha}(n) \approx \frac{1}{2}(z_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2$$

其中是 $Z_{\alpha}$ 标准正态分布的上  $\alpha$  分位点



例4: 求  $\chi^2_{0.1}(25)$ ,  $\chi^2_{0.05}(30)$ ,  $\chi^2_{0.05}(50)$

解:  $\chi^2_{0.1}(25)=34.381$ ,  $\chi^2_{0.05}(30)=43.773$

$$\chi^2_{0.05}(50) \approx \frac{1}{2}(z_{0.05} + \sqrt{99})^2 = \frac{1}{2}(1.645 + \sqrt{99})^2 = 67.221$$



**例3:** 设  $V_1, V_2, \dots, V_6$  是总体  $N(2,3)$  的一个样本, 当

$$b = \underline{\hspace{2cm}}, P\left\{\sum_{i=1}^6 (V_i - 2)^2 \leq b\right\} = 0.95$$


**分析:**  $V_1, V_2, \dots, V_6$  独立同服从正态分布  $N(2, 3)$

$\therefore \frac{V_1-2}{\sqrt{3}}, \frac{V_2-2}{\sqrt{3}}, \dots, \frac{V_6-2}{\sqrt{3}}$  独立同服从正态分布  $N(0,1)$

根据  $\chi^2$  分布的定义  $\sum_{i=1}^6 \left(\frac{V_i-2}{\sqrt{3}}\right)^2 \sim \chi^2(6)$

$$\text{要使 } P\left\{\sum_{i=1}^6 (V_i - 2)^2 \leq b\right\} = 0.95 \Leftrightarrow P\left\{\sum_{i=1}^6 \left(\frac{V_i - 2}{\sqrt{3}}\right)^2 \leq \frac{b}{3}\right\} = 0.95$$

$$\text{即需 } P\left\{\sum_{i=1}^6 \left(\frac{V_i - 2}{\sqrt{3}}\right)^2 > \frac{b}{3}\right\} = 0.05 \quad \text{查表得: } \frac{b}{3} = 12.592 \Rightarrow b = 37.776$$


$$\chi_{0.05}^2(6)$$

## 二、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,

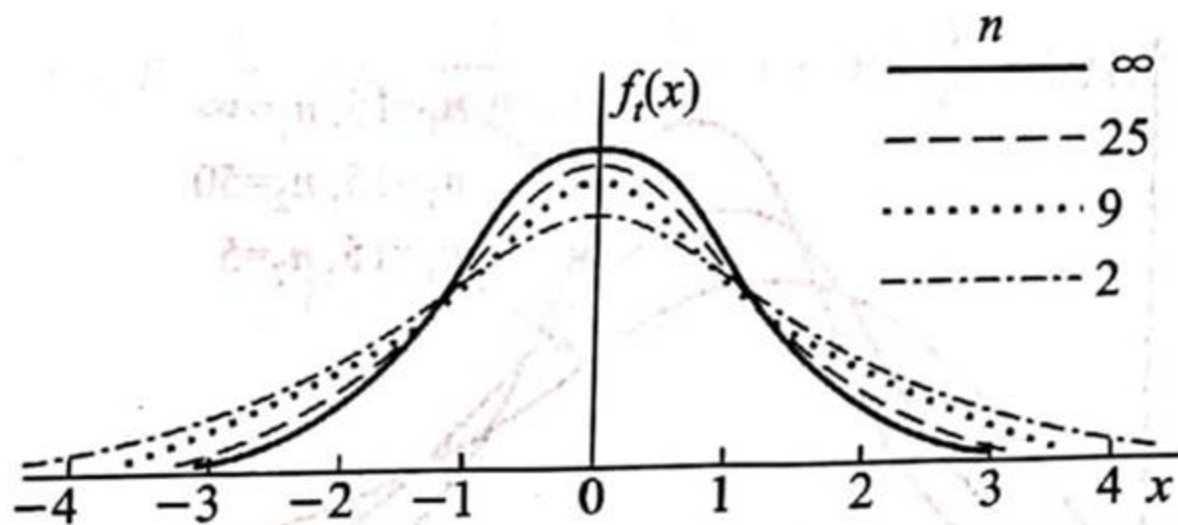
则  $t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$  服从的自由度为 $n$ 的 $t$ 分布, 记作  $t \sim t(n)$ .

### 2.概率密度

$$h(t) = \frac{\Gamma[(n+1)/2]}{\Gamma(n/2)\sqrt{n\pi}} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} \quad -\infty < t < \infty$$

### 3. $t$ 分布的性质

$$\lim_{n \rightarrow \infty} t(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} = \Phi(x)$$



**例5:** 设R.V.  $X$  和  $Y$  相互独立且同服从  $N(0,9)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_9$

和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_9$  是分别来自总体  $X$  和  $Y$  的一个简单随机样

本, 则  $U = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}} \sim$  \_\_\_\_\_。

**分析:**  $\bar{X} = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i \sim N(0,1),$

$$\frac{Y_i}{3} \sim N(0,1) \Rightarrow Y = \sum_{i=1}^6 \left( \frac{Y_i}{3} \right)^2 = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^6 Y_i^2 \sim \chi^2(9)$$

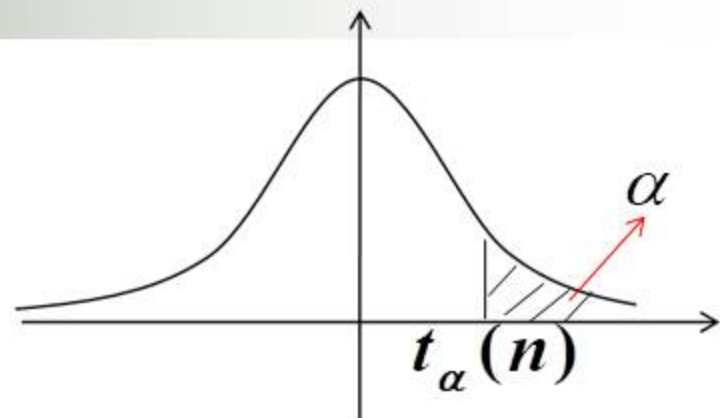
$\therefore \bar{X}$  与  $Y$  相互独立

$$\therefore U = \frac{\bar{X}}{\sqrt{Y/9}} = \frac{\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i}{\sqrt{\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 Y_i^2 / 9}} = \frac{\sum_{i=1}^9 X_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^9 Y_i^2}} \sim t(9)$$

#### 4. $t$ 分布的上 $\alpha$ 分位数

(1) 定义: 对  $\forall \alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 若

$$P\{t > t_{\alpha}(n)\} = \int_{t_{\alpha}(n)}^{+\infty} h(t) dt = \alpha$$



则称  $t_{\alpha}(n)$  为  $t(n)$  分布的上  $\alpha$  分位数(点)。

(2) 上  $\alpha$  分位数的求法

a. 查附表4

b. 当  $\alpha$  较大  $t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$

c.  $n > 45$  时,  $t_{\alpha}(n) \approx z_{\alpha}$ , 其中是  $z_{\alpha}$  标准正态分布的上  $\alpha$  分位数

例如:  $t_{0.025}(20) = 2.086$      $t_{0.95}(10) = -t_{0.05}(10) = -1.8125$

$$t_{0.025}(60) \approx z_{0.025} = 1.96$$

### 三、F分布

**1.定义：** 设 $X \sim \chi^2(n_1)$ ,  $Y \sim \chi^2(n_2)$ ,且 $X$ 与 $Y$ 相互独立,则

$$F = \frac{X / n_1}{Y / n_2}$$

服从自由度 $(n_1, n_2)$ 的 F-分布, 记为:  $F \sim F(n_1, n_2)$

#### 2.概率密度

$$\varphi(y) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{n_1+n_2}{2})}{\Gamma(\frac{n_1}{2}) \Gamma(\frac{n_2}{2})} \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}} (y)^{\frac{n_1}{2}-1} \left(1 + \frac{n_1}{n_2} y\right)^{-\frac{n_1+n_2}{2}} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

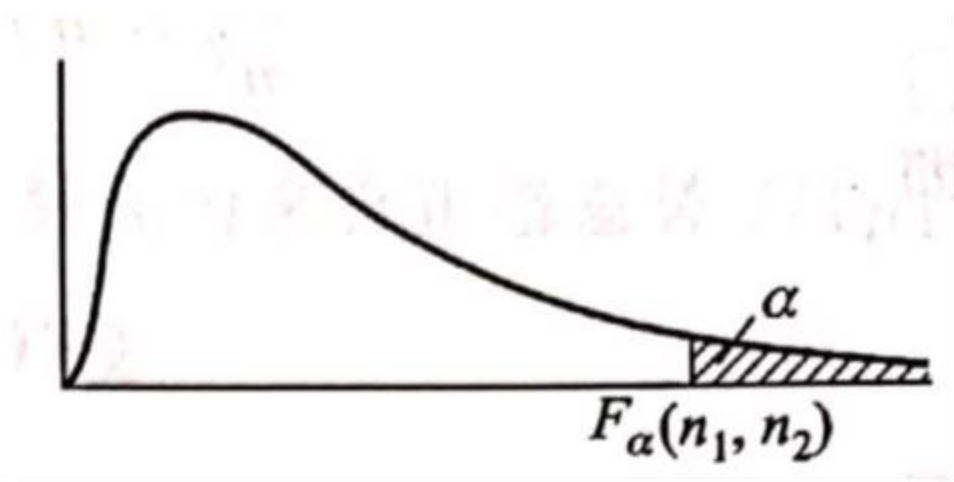


### 3. $F$ 分布的上 $\alpha$ 分位数

(1) 定义: 对  $\forall \alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 若

$$P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \int_{F_{\alpha}(n_1, n_2)}^{+\infty} f(x)dx = \alpha$$

则称  $F_{\alpha}(n_1, n_2)$  为  $F(n_1, n_2)$  分布的上  $\alpha$  分位数(点)。



## (2) 性质

a. 若  $F \sim F(n_1, n_2)$ , 则  $1/F \sim F(n_2, n_1)$

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

① (5.4.11) 式的证明如下: 若  $F \sim F(n_1, n_2)$ , 按定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(n_1, n_2)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\}, \end{aligned}$$

于是

$$P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\} = \alpha.$$

再由  $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$  知

$$P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n_2, n_1)\right\} = \alpha.$$

比较(1)、(2)两式得

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

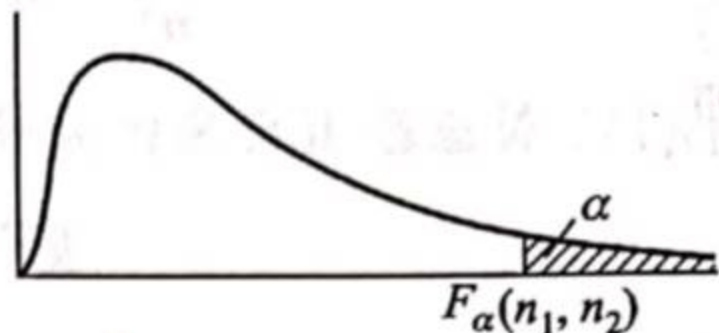
即

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

### (3) 上 $\alpha$ 分位数的求法

a. 查附表6

b. 当  $\alpha$  较大时,  $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = 1 / F_{\alpha}(n_2, n_1)$



**例6:** 设  $F \sim F(24, 15)$ , 求满足下列各式的  $\lambda$

$$(1) P\{F > \lambda\} = 0.025 \quad (2) P\{F < \lambda\} = 0.025$$

$$(3) P\{F < \lambda\} = 0.95$$

**解:** (1)  $\lambda = F_{0.025}(24, 15) = 2.7$

$$(2) \lambda = F_{0.975}(24, 15) = \frac{1}{F_{0.025}(15, 24)} = \frac{1}{2.44}$$

$$(3) \lambda = F_{0.05}(24, 15) = 2.29$$

## 四、正态总体的 $\bar{X}$ 和 $S^2$ 的分布

### 1. $\bar{X}$ 与 $S^2$ 的期望与方差

设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的一个样本, 若  $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$ , 则:

$$\begin{aligned} (1) \quad E(\bar{X}) &= \mu, D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \\ E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \cdot n\mu = \mu \\ D(\bar{X}) &= D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \cdot n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n} \end{aligned}$$

(2)  $E(S^2) = \sigma^2 \rightarrow D(X)$

$$\begin{aligned} E(S^2) &= E\left[\frac{1}{n-1}\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2\right)\right] \\ &= \frac{1}{n-1}\left[\sum_{i=1}^n E(X_i^2) - nE(\bar{X}^2)\right] \\ &= \frac{1}{n-1}\left[\sum_{i=1}^n (\sigma^2 + \mu^2) - n\left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right)\right] = \sigma^2. \end{aligned}$$

**注意：**无论总体服从什么分布，样本均值的期望等于总体的期望，样本均值的方差等于总体方差的 $1/n$ ，样本方差的期望等于总体方差。



**例7：** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是来自泊松分布  $\pi(\lambda)$  的一个样本,  $\bar{X}$ 、 $S^2$  分别为样本均值、样本方差, 求  $E(\bar{X})$ 、 $D(\bar{X})$ 、 $E(S^2)$ .

**解：**  $E(\bar{X}) = E(X) = \lambda$

$$D(\bar{X}) = D(X) / n = \lambda / n$$

$$E(S^2) = D(X) = \lambda$$



## 2.正态总体中的抽样分布

### (1) $\bar{X}$ 的分布

**Th1** 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$

的样本, 则:  $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2 / n)$

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

### (2) $S^2$ 的分布

**Th2** 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本, 则:

$$(1) \bar{X} \text{ 与 } S^2 \text{ 相互独立}; (2) \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

Th3 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本, 则:

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

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

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

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

**Th4** 设  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,  $(X_1, X_2, \dots, X_m)$  和  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  分别为来自总体X和Y的样本, 且两样本相互独立, 设  $\bar{X}$ 、 $\bar{Y}$  分别为两样本的样本均值,  $S_1^2$ 、 $S_2^2$  分别为两样本的样本方差, 则有

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

分析:  $\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1),$

$$\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1).$$

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

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

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2);$$

$$\text{其中, } S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

**例8:** 设  $X \sim N(80, 100)$ ，在总体中随机抽取容量  $n=100$  的样本，求：

(1) 样本均值与总体均值差的绝对值小于1的概率是多少？

(2) 若要求样本均值与总体均值的偏差小于2的概率不小于0.95，问样本容量  $n$  至少等于多少？

**解:** (1) 按题意需要求概率  $P\{|\bar{X} - \mu| < 1\}$ . 现在样本容量  $n = 100$ ,  $\sigma^2 = 100, \sigma/\sqrt{n} = 1$ , 即有

$$\begin{aligned} P\{|\bar{X} - \mu| < 1\} &= P\{-1 < \bar{X} - \mu < 1\} \\ &= P\left\{\frac{-1}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{1}{\sigma/\sqrt{n}}\right\} \\ &= \Phi\left(\frac{1}{\sigma/\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(\frac{-1}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \\ &= 2\Phi(1) - 1 = 0.6826. \end{aligned}$$

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



(2) 按题意要求

$$P\{|\bar{X} - \mu| < 2\} = P\{-2 < \bar{X} - \mu < 2\} \geq 0.95.$$

上式即为

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

亦即

$$\Phi\left(\frac{2}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \geq 0.975 = \Phi(1.96).$$

因此要求

$$\frac{2}{\sigma/\sqrt{n}} \geq 1.96, \quad \text{即} \quad \frac{\sqrt{n}}{5} \geq 1.96, \quad n \geq 96.04.$$

取  $n = 97$ , 即可使  $P\{|\bar{X} - \mu| < 2\} \geq 0.95$ .

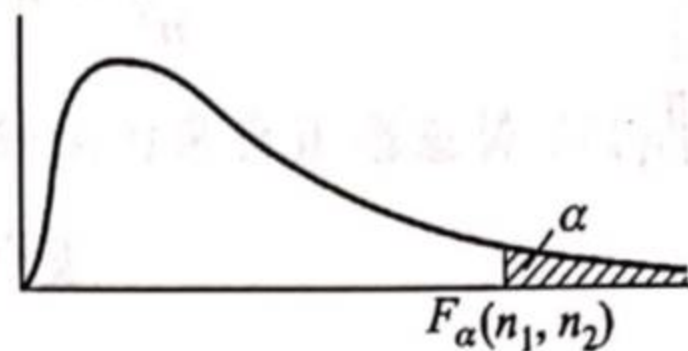


**例9** 正态总体X, Y的方差分别为:  $\sigma_1^2 = 12$ ,  $\sigma_2^2 = 18$ , 在总体X, Y中分别取出样本容量为  $n_1 = 61$ ,  $n_2 = 31$  的样本, 两样本相互独立, 样本方差分别为  $S_1^2$ 、 $S_2^2$ , 求:

$$P\{S_1^2 / S_2^2 > 1.16\}$$

**分析:**

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



$$P\{S_1^2 / S_2^2 > 1.16\} = P\left\{\frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} > \frac{1.16}{12/18}\right\} = P\left\{\frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} > 1.74\right\}$$

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

**例9** 正态总体X, Y的方差分别为:  $\sigma_1^2 = 12$ ,  $\sigma_2^2 = 18$ , 在总体X, Y中分别取出样本容量为  $n_1 = 61$ ,  $n_2 = 31$  的样本, 两样本相互独立, 样本方差分别为  $S_1^2$ 、 $S_2^2$ , 求:

$$P\{S_1^2 / S_2^2 > 1.16\}$$

**解:** 由定理 4 知

$$\frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2/S_2^2}{12/18} \sim F(60, 30).$$

而

$$P\{S_1^2/S_2^2 > 1.16\} = P\left\{\frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} > \frac{1.16}{12/18}\right\} = P\left\{\frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} > 1.74\right\}.$$

查表知,  $F_{0.05}(60, 30) = 1.74$ , 故有

$$P\{S_1^2/S_2^2 > 1.16\} = 0.05.$$

## 本章小结

一、简单随机样本的定义及性质

二、常用的统计量：① ~ ⑤

三、抽样分布

①  $\chi^2$  分布

②  $t$  分布

③  $F$  分布

④正态总体的  $\bar{X}$  和  $S^2$  的分布 ( $Th1 \sim Th4$ )