

6.2 抽样分布

统计量 $f(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的 ~~不~~ 含任何未知数的函数，它是一个随机变量

统计量的分布称为**抽样分布**。在使用统计量进行统计推断时常需要知道它的分布。当总体的分布函数为已知时，抽样分布是确定的，然而要求出统计量的精确分布，一般来说是困难的。

由于正态总体是最常见的总体，因此这里主要讨论**正态总体下的抽样分布**。

由于这些抽样分布的论证要用到较多的数学知识，故在本节中，我们主要给出有关结论，以供应用。



一、三个重要分布

数理统计中常用的抽样分布除正态分布外，
还有三个非常有用的连续型分布，即

χ^2 分布
 t 分布
 F 分布

数理统计的三大分布（都是连续型）。
它们都与正态分布有密切的联系。

！
在本章中特别要求掌握对正态分布、 χ^2 分布、 t 分布、 F 分布的一些结论的熟练运用。它们是后面各章的基础。

(一) χ^2 —分布

定义 设总体
样本, 则称统计量
的 分布, 记作

$$\begin{aligned} X &\sim N(0,1) \quad (\text{是 的一个}) \\ \chi^2 &= X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2 \quad (\text{服从自由度为 } n) \\ \chi^2 &\sim \chi^2(n) \end{aligned}$$

自由度是指独立随机变量的个数,

$\chi^2(n)$ 分布的密度函数为

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} y^{n/2-1} e^{-y/2}, & y \geq 0 \\ 0, & y < 0 \end{cases} \quad \Gamma(n+1) = n!$$

$\chi^2(n)$ 分布密度函数的图形

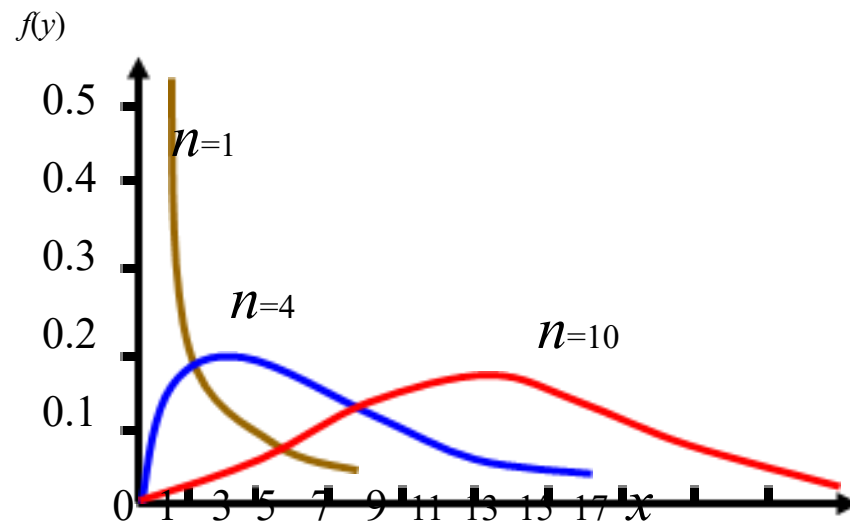


图5-4

其图形随自由度的
不同而有所改变.

$$P\{\chi^2(n) > \chi^2_{\alpha}(n)\} = \alpha$$

χ^2 分布表(附表4(P_{200})).



χ^2 分布的上 α 分位点

满足 $P\{\chi^2(n) > \chi_{\alpha}^2(n)\} = \int_{\chi_{\alpha}^2(n)}^{+\infty} f(y)dy = \alpha$

的数 $\chi_{\alpha}^2(n)$ 为 χ^2 分布的
上 α 分位点,

其几何意义见图5-5所示.

其中 $f(y)$ 是 χ^2 -分布的概率密度.

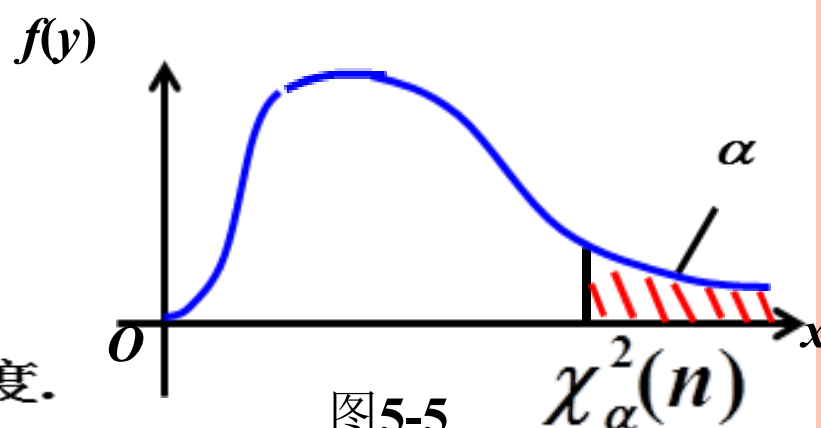


图5-5

显然, 在自由度 n 取定以后, $\chi_{\alpha}^2(n)$ 的值只与 α 有关.

例如, 当 $n=21$, $\alpha=0.05$ 时, 由附表4(P_{200})可查得,

$$\chi_{0.05}^2(21) = 32.671 \quad \text{即} \quad P\{\chi^2(21) > 32.671\} = 0.05.$$

(1) χ^2 分布的数学期望与方差

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

(2) χ^2 分布的可加性

设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立,

则 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$

(3) 若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 都服从 $N(0,1)$, 则 $X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2 \sim \chi^2(n)$, 反之若 $X \sim \chi^2(n)$, 则 X 可以分解成 n 个相互独立的标准正态随机变量的平方和。



例 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为取自正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

的样本, 则统计量 $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$ 服从什么分布?

解 由已知, 有

$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ 且 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立,

则 $\frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 且各 $\frac{X_i - \mu}{\sigma}$ 相互独立,

由定义6.2.2得

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n). \quad \bullet$$

例 设 (X_1, X_2, \dots, X_6) 为取自正态总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本, $Y = (X_1 + X_2 + X_3)^2 + (X_4 + X_5 + X_6)^2$, 求常数 c , 使 cY 服从 χ^2 分布?

解 由已知, 有

$X_i \sim N(0, 1)$ 且 X_1, X_2, \dots, X_6 相互独立,

则 $X_1 + X_2 + X_3 \sim N(0, 3)$ 所以 $\frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}} \sim N(0, 1)$

同理 $\frac{X_4 + X_5 + X_6}{\sqrt{3}} \sim N(0, 1)$

且 $X_1 + X_2 + X_3$ 和 $X_4 + X_5 + X_6$ 相互独立 根据 χ^2 分布的定义

$$\left(\frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}} \right)^2 + \left(\frac{X_4 + X_5 + X_6}{\sqrt{3}} \right)^2 \sim \chi^2(2)$$



且 $X_1 + X_2 + X_3$ 和 $X_4 + X_5 + X_6$ 相互独立 根据 χ^2 分布的定义

$$\left(\frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}} \right)^2 + \left(\frac{X_4 + X_5 + X_6}{\sqrt{3}} \right)^2 \sim \chi^2(2)$$

于是

$$\frac{1}{3}Y = \frac{1}{3}[(X_1 + X_2 + X_3)^2 + (X_4 + X_5 + X_6)^2] \sim \chi^2(2)$$

即当常数 $c=1/3$ 时, cY 服从 χ^2 分布。



(二)、t分布

定义：设随机变量 $X \sim N(0, 1)$ ， $Y \sim \chi^2(n)$ ，且 X 与 Y 相互独立，则称统计量 $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$

服从自由度为 n 的t分布或学生氏分布，记作 $T \sim t(n)$.

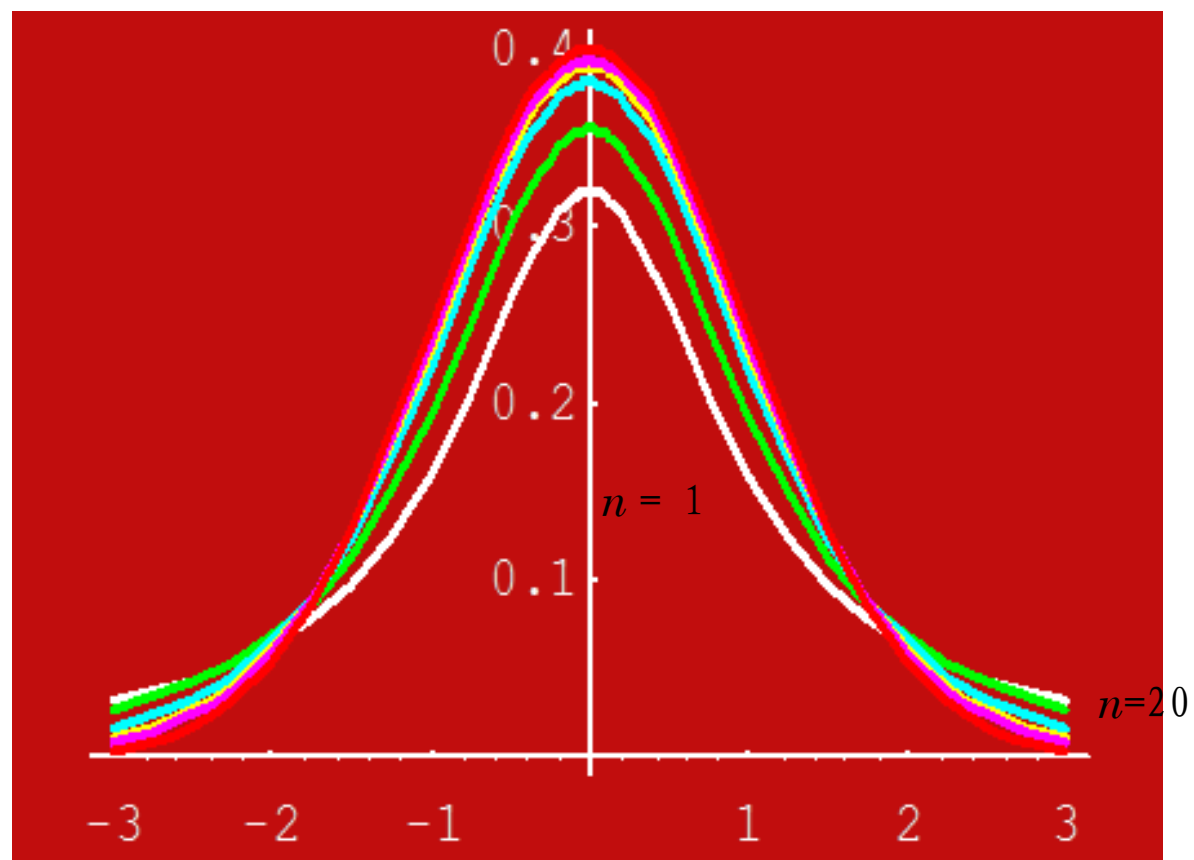
t分布的概率密度函数为

$$f(t) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi}\Gamma(\frac{n}{2})} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}, \quad (-\infty < t < +\infty)$$

其形状类似标准正态分布的概率密度的图形.

当 n 较大时，t分布近似于标准正态分布.





t 分布的图形 (红色的是标准正态分布)



当 n 较大时, t 分布近似于标准正态分布.

一般说来, 当 $n > 30$ 时, t 分布与标准正态分布 $N(0, 1)$ 就非常接近.

但对较小的 n 值, t 分布与标准正态分布之间有较大差异. 且 $P\{|T| \geq t_0\} \geq P\{|X| \geq t_0\}$, 其中 $X \sim N(0, 1)$, 即在 t 分布的尾部比在标准正态分布的尾部有着更大的概率.



t 分布的性质

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

$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$ 。反之, 若 $T \sim t(n)$, 则有相互

独立的 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 使 $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$ 。

2° $f(t)$ 是偶函数,

$$n \rightarrow \infty, f_n(t) \rightarrow \varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$$



t 分布的上 α 分位点

对于给定的 $\alpha(0<\alpha<1)$ ，称满足条件

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

的数 $t_{\alpha}(n)$ 为 t 分布的**上 α 分位点**，

其几何意义见图5-7.

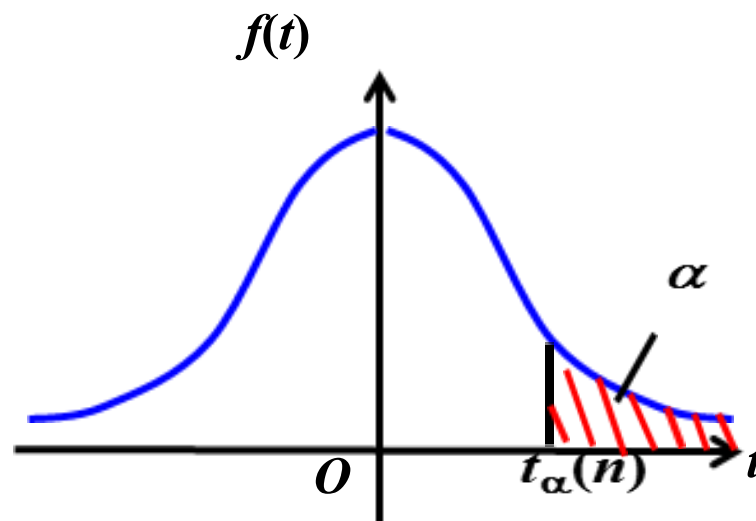


图5-7



在附表3 (P_{198})中给出了 t 分布的临界值表.

例如, 当 $n=15$, $\alpha=0.05$ 时, 查 t 分布表得,

$$t_{0.05}(15)=1.7531 \quad t_{0.025}(15)=2.1315$$

但当 $n>45$ 时, 如无详细表格可查, 可以用标准正态分布代替 t 分布查 $t_{\alpha}(n)$ 的值.

$$\text{即} \quad t_{\alpha}(n) \approx z_{\alpha}, \quad n > 45.$$



例 设 (X_1, X_2, \dots, X_5) 为取自正态总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本,求常数 c ,使

$$\frac{c(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}}$$

解 由已知, 有

$X_i \sim N(0, 1)$ 且 X_1, X_2, \dots, X_5 相互独立,

则 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2)$ $X_3^2 + X_4^2 + X_5^2 \sim \chi^2(3)$ 且两者独立

要使

$$\frac{c(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}} = \frac{\frac{c}{\sqrt{3}}(X_1 + X_2)}{\sqrt{(X_3^2 + X_4^2 + X_5^2)/3}}$$

服从t分布, 则有 $\frac{c}{\sqrt{3}}(X_1 + X_2) \sim N(0, 1)$

又因为 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2)$ 所以 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$ 

又因为 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2)$ 所以 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$

又 $\frac{c}{\sqrt{3}}(X_1 + X_2) \sim N(0, 1)$

$$\therefore \frac{c}{\sqrt{3}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \quad \therefore c = \sqrt{\frac{3}{2}}$$

即 $c = \sqrt{\frac{3}{2}}$ $\frac{c(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}}$ 服从t分布



例 设 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 是来自同一个总体 $X \sim N(0, 9)$ 的两个独立样本，确定

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^9 X_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^9 Y_i^2}}$$

的分布。

解 由已知，有

$X_i \sim N(0, 9)$ 且 X_1, X_2, \dots, X_9 相互独立，

则 $\sum_{i=1}^9 X_i \sim N(0, 81)$ $\therefore \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i \sim N(0, 1)$

而 $\frac{Y_i}{3} \sim N(0, 1)$



根据 χ^2 的定义, 有 $\sum_{i=1}^9 (\frac{Y_i}{3})^2 = \sum_{i=1}^9 \frac{Y_i^2}{9} \sim \chi^2(9)$

又 $\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i$ 与 $\sum_{i=1}^9 \frac{Y_i^2}{9}$ 相互独立, 根据 t 分布的定义, 有

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^9 X_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^9 Y_i^2}} = \frac{\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i}{\sqrt{(\sum_{i=1}^9 \frac{Y_i^2}{9}) / 9}} \sim t(9)$$



(三)、F分布

定义

设随机变量 $X \sim \chi^2(n_1)$ 、 $Y \sim \chi^2(n_2)$ ，且与相互独立，则称随机变量 $F = \frac{X/n_1}{Y/n_2}$

服从第一自由度为 n_1 ，第二自由度为 n_2 的 F 分布，

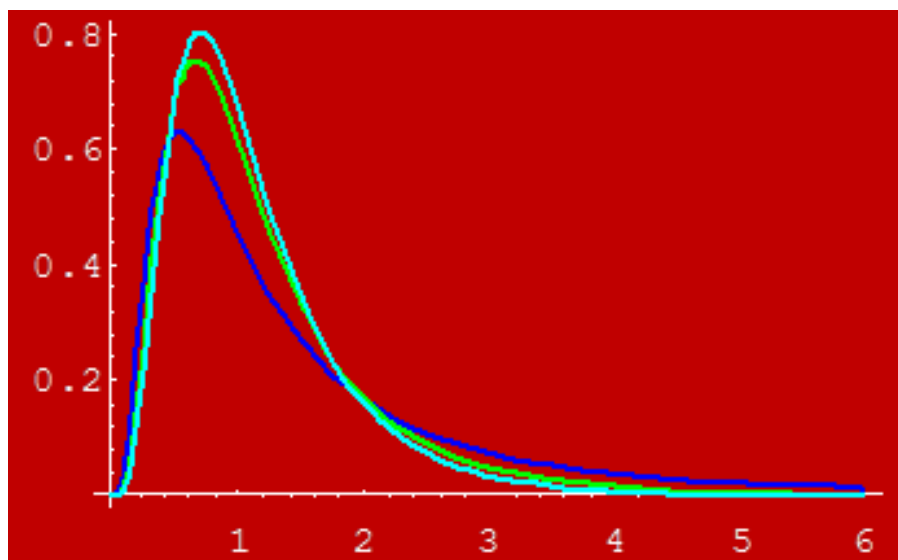
记作 $F \sim F(n_1, n_2)$.

概率密度函数

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{n_1+n_2}{2}) (\frac{n_1}{n_2})^{\frac{n_1}{2}} x^{\frac{n_1}{2}-1}}{\Gamma(\frac{n_1}{2}) \Gamma(\frac{n_2}{2}) (1 + \frac{n_1}{n_2} x)^{\frac{n_1+n_2}{2}}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

其图形见图

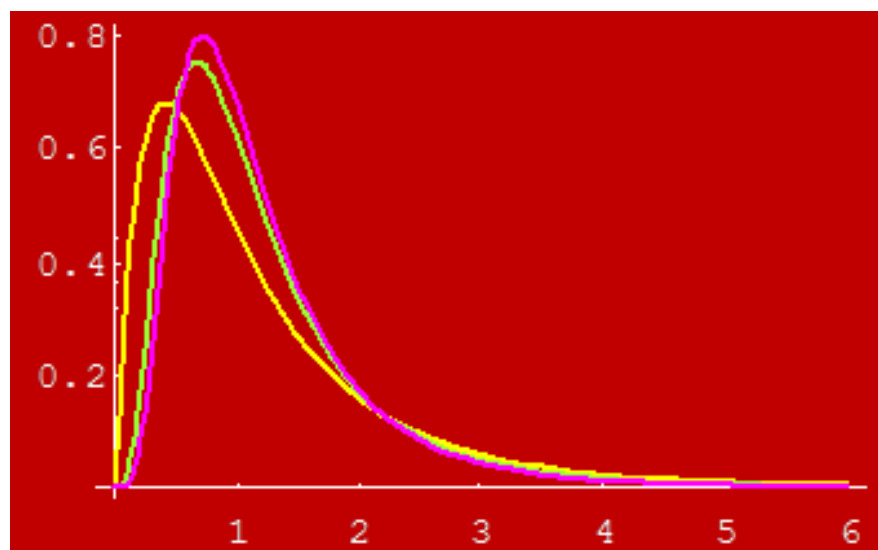




$$m = 10, n = 4$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 10, n = 15$$



$$m = 4, n = 10$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 15, n = 10$$



性质：若 $X \sim F(n_1, n_2)$ ，则

$$\frac{1}{X} \sim F(n_2, n_1).$$

F 分布的上 α 分位点

对于给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ ，称满足条件

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

的数 $F_\alpha(n_1, n_2)$ 为 F 分布的**上 α 分位点**，

其几何意义如图5-7所示.

其中 $f(y)$ 是 F 分布的概率密度.

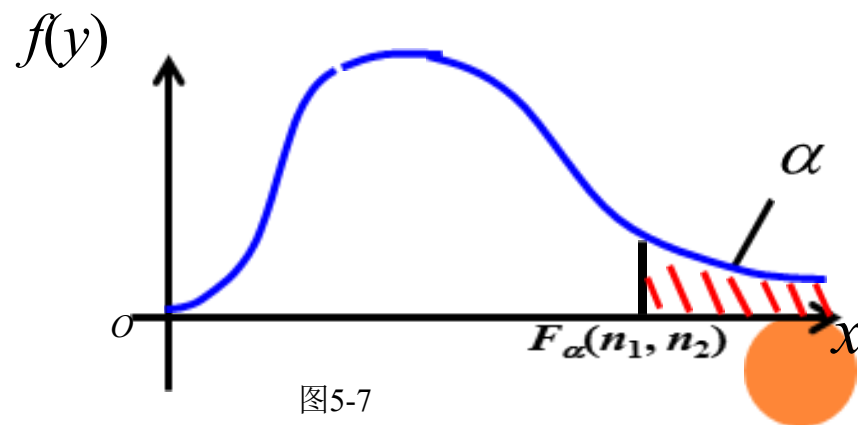


图5-7

F 分布的上 α 分位点

$F_{\alpha}(n_1, n_2)$ 的值可由F分布表查得.

附表5($P_{202} \sim P_{210}$)分 $\alpha=0.1$ 、 $\alpha=0.05$ 、 $\alpha=0.025$ 、 $\alpha=0.01$ 、 $\alpha=0.005$ 、 $\alpha=0.001$ 给出了F分布的上 α 分位数.

查表时应先找到相应的 α 值的表.

当时 $n_1=2, n_2=18$ 时, 有 $F_{0.01}(2, 18)=6.01$

在附表5中所列的 α 值都比较小, 当 α 较大时, 可用下面公式 $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$

例如, $F_{0.99}(18, 2) = \frac{1}{F_{0.01}(2, 18)} = \frac{1}{6.01} \approx 0.166$



例 设总体 $X \sim N(0,1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为简单随机样本, 试问下列统计量各服从什么分布?

$$(1) \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}}; \quad (2) \frac{\sqrt{n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2}}; \quad (3) \frac{(\frac{n}{3}-1)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{\sum_{i=4}^n X_i^2}.$$

解 (1) 因为 $X_i \sim N(0,1)$, $i=1, 2, \dots, n$.

所以

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

$$X_3^2 + X_4^2 \sim \chi^2(2),$$

故

$$\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}} = \frac{(X_1 - X_2)/\sqrt{2}}{\sqrt{\frac{X_3^2 + X_4^2}{2}}} \sim t(2).$$



例 设总体 $X \sim N(0,1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为简单随机样本, 试问下列统计量各服从什么分布?

$$(1) \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}}; \quad (2) \frac{\sqrt{n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2}}; \quad (3) \frac{(\frac{n}{3}-1)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{\sum_{i=4}^n X_i^2}.$$

续解 (2) 因为 $X_1 \sim N(0,1)$, $\sum_{i=2}^n X_i^2 \sim \chi^2(n-1)$

故

$$\frac{\sqrt{n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2}} = \frac{X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2 / (n-1)}} \sim t(n-1).$$



例 设总体 $X \sim N(0,1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为简单随机样本, 试问下列统计量各服从什么分布?

$$(1) \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}}; \quad (2) \frac{\sqrt{n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2}}; \quad (3) \frac{(\frac{n}{3}-1)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{\sum_{i=4}^n X_i^2}.$$

续解 (3) 因为 $\sum_{i=1}^3 X_i^2 \sim \chi^2(3)$, $\sum_{i=4}^n X_i^2 \sim \chi^2(n-3)$,
所以

$$\frac{(\frac{n}{3}-1)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{\sum_{i=4}^n X_i^2} = \frac{\sum_{i=1}^3 X_i^2 / 3}{\sum_{i=4}^n X_i^2 / (n-3)} \sim F(3, n-3).$$



例 设总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{15} 为 X 的简单随机样本, 确定

$$Y = \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_{10}^2}{2(X_{11}^2 + X_{12}^2 + \dots + X_{15}^2)}$$

的分布。

解、由于 X_1, X_2, \dots, X_{15} 是来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 所有 $X_i \sim N(0, \sigma^2), i=1, 2, \dots, 15$, 所以

$$\frac{X_i}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

且它们相互独立。根据 χ^2 的定义有

$$\left(\frac{X_1}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_2}{\sigma}\right)^2 + \dots + \left(\frac{X_{10}}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(10)$$



$$\left(\frac{X_1}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_2}{\sigma}\right)^2 + \cdots + \left(\frac{X_{10}}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(10)$$

$$\left(\frac{X_{11}}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_{12}}{\sigma}\right)^2 + \cdots + \left(\frac{X_{15}}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(5)$$

而 $X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_{10}^2$ 和 $X_{11}^2 + X_{12}^2 + \cdots + X_{15}^2$ 相互独立，
根据 F 分布的定义，有

$$Y = \frac{X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_{10}^2}{2(X_{11}^2 + X_{12}^2 + \cdots + X_{15}^2)} = \frac{\frac{X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_{10}^2}{10\sigma^2}}{\frac{X_{11}^2 + X_{12}^2 + \cdots + X_{15}^2}{5\sigma^2}} \sim F(10, 5)$$



二、正态总体下的抽样定理

例 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 且总体均

值 $E(X)=\mu$, 总体方差 $D(X)=\sigma^2$, 求

$E(S^2), D(\bar{X})$

解 根据样本的独立性, 同分布性以及数学期望和方差的性质, 有

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

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

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



定理**6.2.1**: 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 是 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的一个样本, 则样本均值服从正态分布

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$



定理6.2.1.1 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为来自正态总体
 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 则

(1) 样本均值 \bar{X} 与样本方差 S^2 相互独立;

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

与以下补充性质的结论比较:

性质 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为取自正态总体
 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 则 $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$



定理6.2.3

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为来自正态总体
 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 则统计量

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

证 由于 \bar{X} 与 S^2 相互独立, 且

$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1), \quad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

由定义5.4得

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



定理6.2.4 设 n_1, S_1^2 为正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本容量和样本方差；
 n_2, S_2^2 为正态总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本容量和样本方差；
 且两个样本相互独立，则统计量

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

证明 由已知条件知

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

且相互独立，由 F 分布的定义有

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



定理6.2.4 设 $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 和 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$ 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma^2)$ 的样本, 且它们相互独立, 则统计量

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

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

S_1^2 、 S_2^2 分别为两总体的样本方差.

(证略).



例 设总体 $X \sim N(\mu, 4^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{10} 是 $n=10$ 简单随机样本, S^2 为样本方差, 已知 $P\{S^2 > \alpha\} = 0.1$, 求 α .

解 因为 $n=10$, $n-1=9$, $\sigma^2=4^2$, 所以

$$\frac{9S^2}{4^2} \sim \chi^2(9).$$

又 $P\{S^2 > \alpha\} = P\left\{\frac{9S^2}{4^2} > \frac{9\alpha}{4^2}\right\} = 0.1,$

所以 $\frac{9\alpha}{4^2} = \chi_{0.1}^2(9) \overset{\approx}{\underset{\text{查表}}{14.684}}.$ 故

$$\alpha \approx 14.684 \times \frac{16}{9} \approx 26.105$$



例 设总体 $X \sim N(3, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{10} 是 $n=10$ 简单随机样本, $S^2=4$ 为样本方差, 求样本均值 \bar{X} 落在2.1253到3.8747之间的概率.

解 因为 $n=10$, $S^2=4$, $\mu=3$, 所以

$$\frac{\bar{X} - 3}{S / \sqrt{10}} \sim t(9).$$

$$\therefore P\{2.1253 < \bar{X} < 3.8747\}$$

$$= P\left\{\frac{2.1253 - 3}{S / \sqrt{10}} < \frac{\bar{X} - 3}{S / \sqrt{10}} < \frac{3.8747 - 3}{S / \sqrt{10}}\right\}$$

$$= P\{-1.383 < \frac{\bar{X} - 3}{S / \sqrt{10}} < 1.383\}$$

$$= P\left\{\left|\frac{\bar{X} - 3}{S / \sqrt{10}}\right| < 1.383\right\}$$



$$\therefore P\{2.1253 < \bar{X} < 3.8747\} \\ \approx P\{|\frac{\bar{X} - 3}{S / \sqrt{10}}| < 1.383\}$$

由

$$\frac{\bar{X} - 3}{S / \sqrt{10}} \sim t(9).$$

根据t分布表可得， $t_{0.1}(9)=1.383$.

再由t分布的对称性以及双 α 分点的定义可得

$$P\{2.1253 < \bar{X} < 3.8747\} \approx 1 - 2 \times 0.1 = 0.8$$



例 (1) 设 X_1, X_2, \dots, X_6 是来自总体 $X \sim N(2, 3)$ 的样本, 求 α 使

$$P\left\{\sum_{i=1}^6 (X_i - 2)^2 \leq \alpha\right\} = 0.95$$

(2) 设两个正态总体 X, Y 的方差分别为

$$\sigma_1^2 = 12, \sigma_2^2 = 18$$

, 在总体 X, Y 中分别抽取容量 $n_1=61, n_2=31$ 的样本, 且两个样本相互独立,

样本方差分别为

$$S_1^2, S_2^2$$

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

解 (1) 由于 X_1, X_2, \dots, X_6 是来自总体 $X \sim N(2, 3)$ 的样本, 则

$$\frac{X_i - 2}{\sqrt{3}} \sim N(0, 1).$$

且他们相互独立, 则

$$\sum_{i=1}^6 \left(\frac{X_i - 2}{\sqrt{3}}\right)^2 \sim \chi^2(6).$$



$$\sum_{i=1}^6 \left(\frac{X_i - 2}{\sqrt{3}} \right)^2 \sim \chi^2(6).$$

要使

$$\begin{aligned} 0.95 &= P\left\{ \sum_{i=1}^6 (X_i - 2)^2 \leq \alpha \right\} = P\left\{ \sum_{i=1}^6 \left(\frac{X_i - 2}{\sqrt{3}} \right)^2 \leq \frac{\alpha}{3} \right\} \\ &= 1 - P\left\{ \chi^2(6) > \frac{\alpha}{3} \right\} \end{aligned}$$

$$\text{即 } P\left\{ \chi^2(6) > \frac{\alpha}{3} \right\} = 1 - 0.95 = 0.05$$

$$\text{查表得 } P\left\{ \chi^2(6) > 12.592 \right\} = 0.05$$

$$\text{所以 } \frac{\alpha}{3} = 12.592$$

$$\text{于是 } \alpha = 37.776$$



例 (2) 设两个正态总体 \mathbf{X}, \mathbf{Y} 的方差分别为 $\sigma_1^2 = 12, \sigma_2^2 = 18$
 在总体 \mathbf{X}, \mathbf{Y} 中分别抽取容量 $n_1=61, n_2=31$ 的样本, 且两
 个样本相互独立, 样本方差分别为 S_1^2, S_2^2 , 求
 $P\{S_1^2 / S_2^2 > 1.16\}$.

解 (2) 由定理 6.2.4, 得

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

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

查表得 $F_{0.05}(60, 30) = 1.74$, 根据上 α 分位点的意义, 有

$$P\left\{\frac{S_1^2}{S_2^2} > 1.16\right\} = 0.05$$

