

第七章 数理统计的基本概念

数理统计的分类

描述统计学 -

对随机现象进行观测、试验，
以取得有代表性的观测值

推断统计学 -

对已取得的观测值进行整理、分
析,作出推断、决策,从而找出所研究
的对象的规律性

§ 7.1 基本概念

● 总体和样本

总体 —— 研究对象的全体组成的集合

一般地，研究对象全体的某个(或某些)数量指标,是一个随机变量(或多维随机变量).

若为一个随机变量,可记为 X . 例如, 某钢铁厂生产的钢锭的强度.

X 的分布函数和数字特征称为总体的分布函数和数字特征.

个体 —— 组成总体的每一个元素(单元)

 总体中每个元素的数量指标,可以看作
 随机变量 X 的某个取值.用 x_i 表示.

抽样 —— 从总体中抽取个体，做随机试验并
记录其结果

样本 ——从总体中抽取的部分个体.

 假设抽取 n 个个体，则每一个体的数量指
 标分别为一个随机变量，记为： X_1, X_2, \dots, X_n ，
 则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为样本变量，简称**样本**.

n 称为**样本容量**.

样本值 ——

从总体中抽取的部分个体.其数量指标的观察值 (x_1, x_2, \dots, x_n) ，称为总体 X 的一个容量为 n 的**样本值**.

或称为样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的一个实现.

样本空间 —— 样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 所有可能取值的集合.

简单随机样本

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自总体 X 的一个样本, 它满足:

- (1) 同分布 : X_1, X_2, \dots, X_n 都与 X 有相同的分布
- (2) 独立性: X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立

则称 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为**简单随机样本**.

一般地, 对有限总体, 采用放回抽样所得到的样本为简单随机样本, 但使用不方便, 常用不放回抽样代替. 当总体中个体的数目 N 与样本容量 n 之比 $N/n \geq 10$ 时, 可将不放回抽样近似地看作放回抽样.

设总体 X 的分布函数为 $F(x)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为总体 X 的简单随机样本,

则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布函数为

$$F_{\text{总}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$$

若总体 X 的概率密度函数为 $f(x)$,

则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率密度函数为

$$f_{\text{总}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$



统计量

定义

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X 的一个样本,

$$g(r_1, r_2, \dots, r_n)$$

为一实值连续函数,且不含有未知参数,
则称随机变量 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为**统计量**.

若 (x_1, x_2, \dots, x_n) 是一个样本值,
则称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$
为统计量 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的一个**样本值**

例 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 是未知参数,

(X_1, X_2, \dots, X_n) 是一样本, 则

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

是统计量, 其中 $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

但 $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ 不是统计量.

若 μ, σ 已知, 则为统计量

常用的统计量

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自总体 X 的容量为 n 的样本,

称统计量

$$(1) \quad \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{为样本均值}$$

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

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

$$(3) A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \quad \text{为样本的 } k \text{ 阶原点矩}$$

$$(4) B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k \quad \text{为样本的 } k \text{ 阶中心矩}$$

例如

$$A_1 = \bar{X}$$

$$B_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{n-1}{n} S^2 \equiv S_n^2$$

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

注 样本方差

$$S^2$$

与样本二阶中心矩

$$S_n^2$$

不同：

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

而 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

1) **关系式** $S^2 = \frac{n}{n-1} S_n^2$

2) 设 $E(X) = \mu$, $D(X) = \sigma^2$ 则

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

推导如下：

$$\begin{aligned} S_n^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i^2 - 2X_i \bar{X} + \bar{X}^2) \\ &= \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X} \sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^n \bar{X}^2 \right) = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - 2n\bar{X}^2 + n\bar{X}^2 \right) \\ &= \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 \end{aligned}$$

则

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

$$\begin{aligned} E(S_n^2) &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2\right) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right) - E(\bar{X}^2) \\ &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right) - \left[D(\bar{X}) + E^2(\bar{X})\right] \quad \begin{aligned} &\textcolor{red}{EX_i^2} \\ &= E^2(X_i) + DX_i \\ &= \sigma^2 + \mu^2 - \left(\frac{1}{n} \sigma^2 + \mu^2\right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2 \quad \textcolor{red}{= \sigma^2 + \mu^2} \end{aligned} \\ &= \sigma^2 + \mu^2 - \left(\frac{1}{n} \sigma^2 + \mu^2\right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2 \end{aligned}$$

$$E(S^2) = E\left[\frac{n}{n-1} S_n^2\right] = \frac{n}{n-1} ES_n^2 = \sigma^2$$

(5) 顺序统计量与极差

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为样本,

(x_1, x_2, \dots, x_n) 为样本值, 且 $x_1^* \leq x_2^* \leq \dots \leq x_n^*$

当 (X_1, X_2, \dots, X_n) 取值为 (x_1, x_2, \dots, x_n) 时

定义随机变量 $X_{(k)} = x_k^*, k = 1, 2, \dots, n$

则称统计量 $(X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)})$ 为**顺序统计量**.

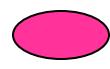
其中, $X_{(1)} = \min_{1 \leq k \leq n} \{X_k\}$, $X_{(n)} = \max_{1 \leq k \leq n} \{X_k\}$

称 $D_n = X_{(n)} - X_{(1)}$ 为**极差**

§ 7.3 统计量的分布

确定统计量的分布——抽样分布, 是数理统计的基本问题之一. 采用求随机向量的函数的分布的方法可得到抽样分布. 由于样本容量一般不止 2 或 3 (甚至还可能是随机的), 故计算往往很复杂, 有时还需要特殊技巧或特殊工具.

由于正态总体是最常见的总体, 故本节介绍的几个抽样分布均对正态总体而言.



统计中常用分布

(1) 正态分布

若 $X_1, X_2, \dots, X_n \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$

则 $\sum_{i=1}^n a_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right)$

特别地,

若 $X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$

independent and

identically distributed

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

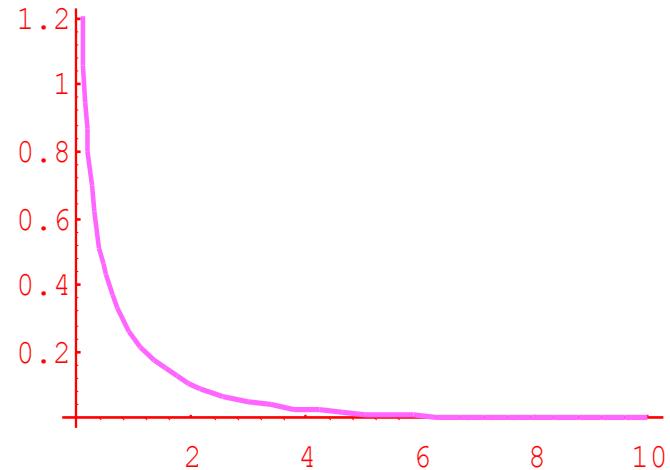
(2) $\chi^2(n)$ 分布(n 为自由度)

定义 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 相互独立,
且都服从标准正态分布 $N(0,1)$, 则称

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

$n = 1$ 时, 其密度函数为

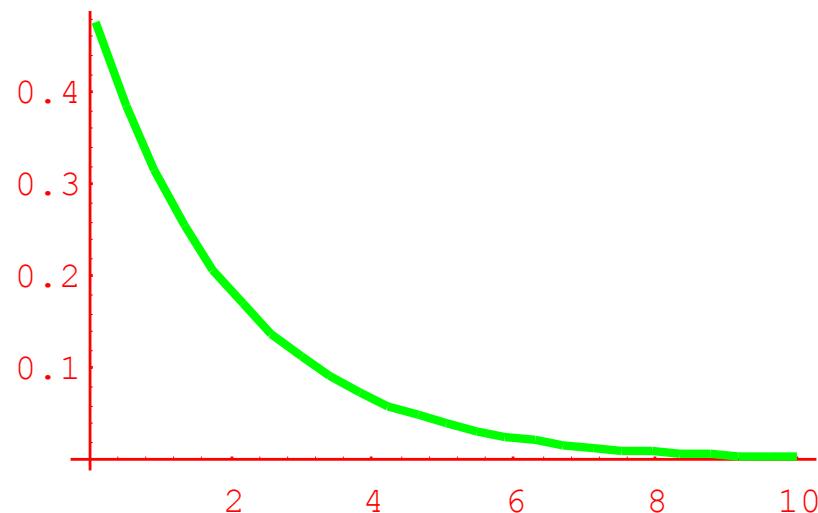
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$



$n = 2$ 时, 其密度函数为

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

为参数为 $1/2$ 的指数分布.

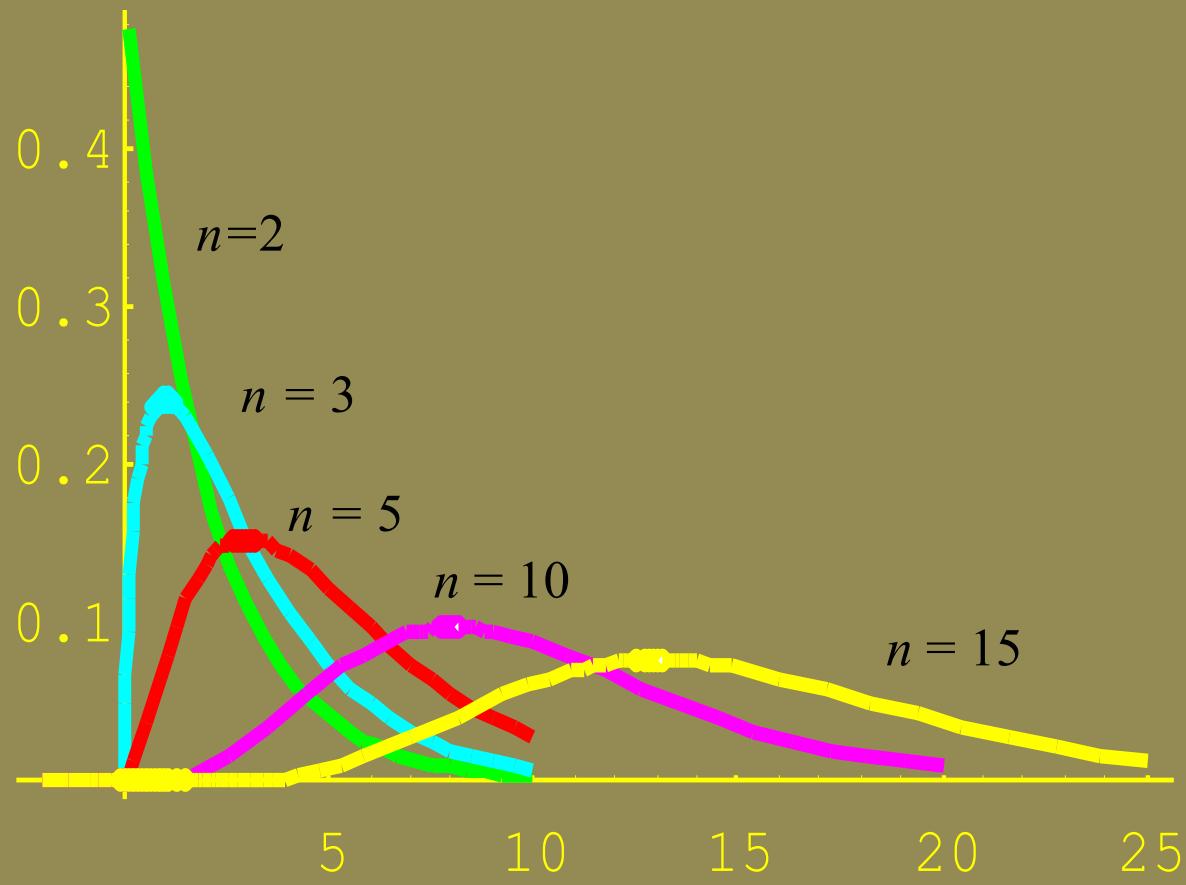


一般地, 自由度为 n 的 $\chi^2(n)$ 的密度函数为

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

其中 , $\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$

在 $x > 0$ 时收敛 , 称为 Γ 函数.



$\chi^2(n)$ 分布的性质

1、 $E(\chi^2(n)) = n, D(\chi^2(n)) = 2n$

2、 若 $X_1 = \chi^2(n_1), X_2 = \chi^2(n_2)$,
 X_1, X_2 相互独立，则

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

3、 $\chi^2(n)$ 的 α 分位数有表可查。

$n > 45$ 时 $\chi_{\alpha}^2(n) \approx \frac{1}{2}(z_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2$

证 1° 设 $\chi^2(n) = \sum_{i=1}^n X_i^2$ $X_i \sim N(0,1)$ $i = 1, 2, \dots, n$

X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立,

则 $E(X_i) = 0, D(X_i) = 1, E(X_i^2) = 1$

$$E(\chi^2(n)) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i^2\right) = n$$

$$E(X_i^4) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

$$D(X_i^2) = E(X_i^4) - E^2(X_i^2) = 2$$

$$D(\chi^2(n)) = D\left(\sum_{i=1}^n X_i^2\right) = 2n$$

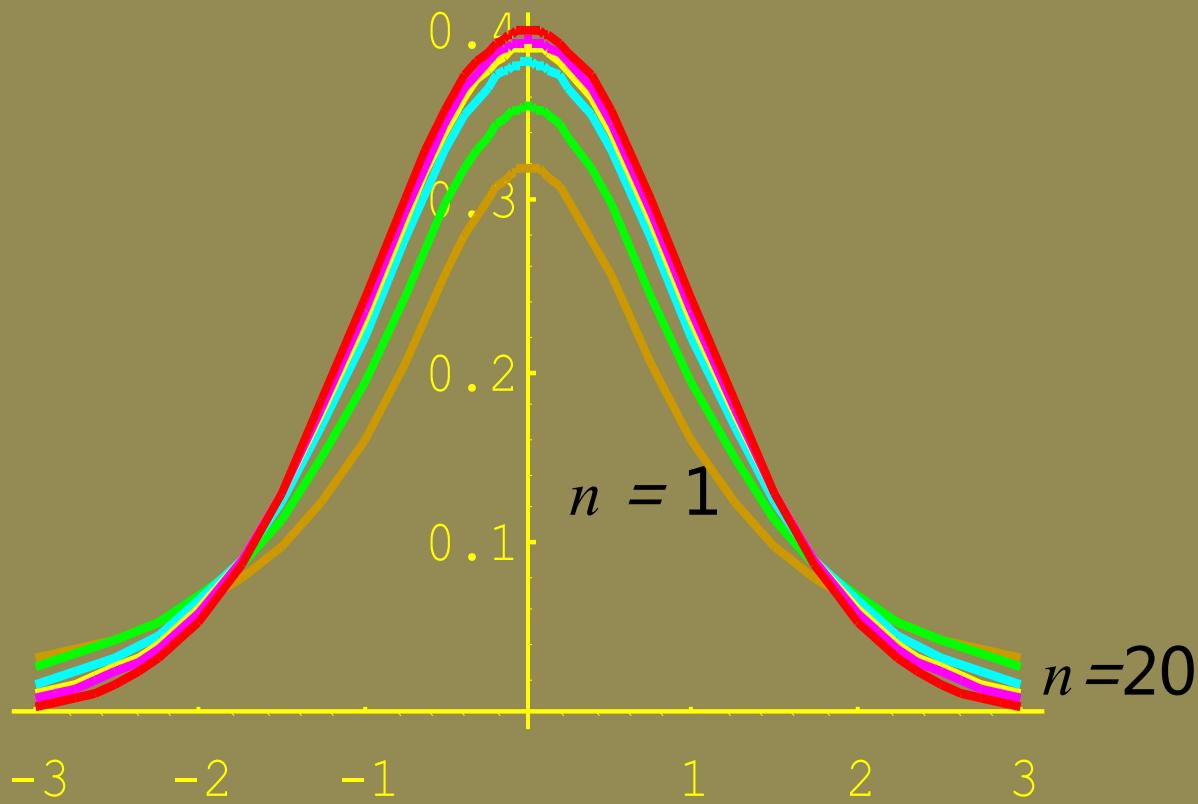
(3) t 分布 (Student 分布)

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

$$T = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$$

则 T 所服从的分布称为自由度为 n 的 T 分布
其密度函数为

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



t 分布的图形(红色的是标准正态分布)

t 分布的性质

1° $f_n(t)$ 是偶函数,

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

2° T 分布的 α 分位数 t_α 有表可查

(4) F 分布

定义 设 $X \sim \chi^2(n)$, $Y \sim \chi^2(m)$, X , Y 相互独立 ,

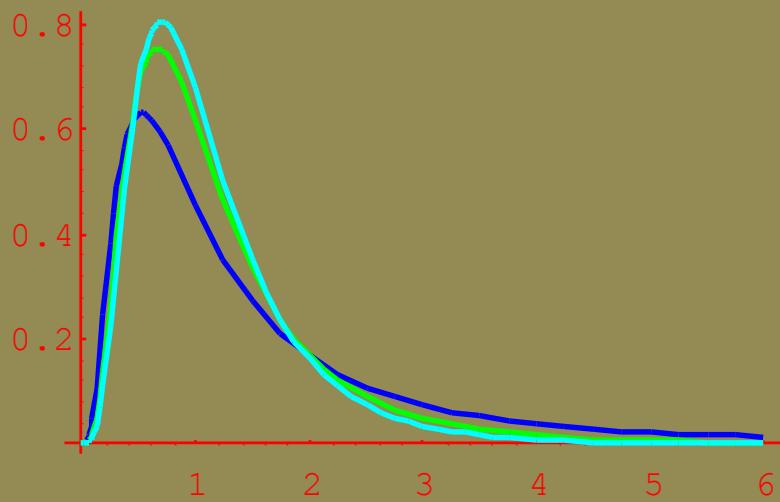
令
$$F = \frac{X / n}{Y / m}$$

则 F 所服从的分布称为**第一自由度为 n , 第二自由度为 m 的 F 分布**

记为 $F \sim F(n, m)$

其密度函数为

$$f(t, n, m) = \begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n+m}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} \left(\frac{n}{m}\right)^{\frac{n}{2}} t^{\frac{n}{2}-1} \left(1 + \frac{n}{m}t\right)^{-\frac{n+m}{2}} & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$$



$m = 10, n = 4$
 $m = 10, n = 10$
 $m = 10, n = 15$

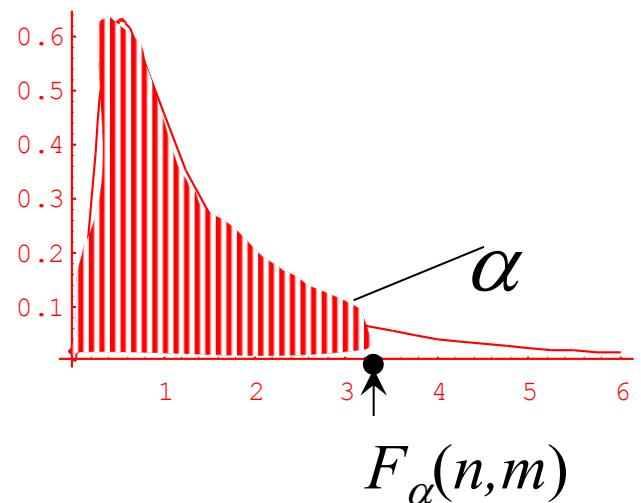


$m = 4, n = 10$
 $m = 10, n = 10$
 $m = 15, n = 10$

F 分布的性质

1、 $F(n,m)$ 的 α 分位数 $F_\alpha(n,m)$ 有表可查：

$$P(F \leq F_\alpha(n, m)) = \alpha$$



2、若 $F \sim F(n, m)$, 则 $\frac{1}{F} \sim F(m, n)$

事实上，若 $F \sim F(n, m)$

则可设 $F = \frac{X / n}{Y / m}$

故有 $\frac{1}{F} = \frac{Y / m}{X / n} \sim F(m, n)$

从而，在查表时可能用到结论 $F_{1-\alpha}(n, m) = \frac{1}{F_\alpha(m, n)}$

$$\begin{aligned}1 - \alpha &= P(F \leq F_{1-\alpha}(n, m)) = P\left(\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)}\right) \\&= 1 - P\left(\frac{1}{F} \leq \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)}\right)\end{aligned}$$

即 $P\left(\frac{1}{F} \leq \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)}\right) = \alpha$ 而 $\frac{1}{F} \sim F(m, n)$

即 $F_\alpha(m, n) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)}$ $F_{1-\alpha}(n, m) = \frac{1}{F_\alpha(m, n)}$

例如 $F_{0.95}(5, 4) = 6.26$

故 $F_{0.05}(4, 5) = \frac{1}{F_{0.95}(5, 4)} = 0.159$

抽样分布的某些结论

(I) 一个正态总体

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ $E(X) = \mu$, $D(X) = \sigma^2$

总体的样本为 (X_1, X_2, \dots, X_n) , 则

$$\overline{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

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

$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 与 \overline{X} 相互独立

→
$$\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \div \frac{S}{\sigma} = \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim T(n-1)$$
 (1)

..... (2)

(II) 两个正态总体

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自正态总体
的一个简单随机样本

(Y_1, Y_2, \dots, Y_m) 是来自正态总体
的一个简单随机样本
它们相互独立.

$$\text{令 } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Y_j$$

$$S_2^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (Y_j - \bar{Y})^2$$

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

$$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

则

$$\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n-1)$$

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

→

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

--- (3)

若 $\sigma_1 = \sigma_2$ 则 $\frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n-1, m-1)$

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自正态总体

$$X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$$

的一个简单随机样本

(Y_1, Y_2, \dots, Y_m) 是来自正态总体

$$Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$$

的一个简单随机样本，它们相互独立.

则 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N(\mu_1, \frac{\sigma^2}{n})$ $\bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Y_j \sim N(\mu_2, \frac{\sigma^2}{m})$

 $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma^2}{n} + \frac{\sigma^2}{m})$


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

$$\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \quad \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(m-1)$$


$$\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n+m-2)$$

$\bar{X} - \bar{Y}$ 与 $\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2}$ 相互独立

$$\frac{\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \frac{\sigma^2}{m}}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2}}} \quad \text{--- (4)}$$

$$= \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} \sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}}} \sim t(n+m-2)$$

----- (4)

例3 设总体 $X \sim N(72, 100)$, 为使样本均值大于70的概率不小于90%，则样本容量至少应为多少？

解 设样本容量为 n ，则 $\bar{X} \sim N\left(72, \frac{100}{n}\right)$

故 $P(\bar{X} > 70) = 1 - P(\bar{X} \leq 70)$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{70 - 72}{\sqrt{\frac{100}{n}}}\right) = 1 - \Phi\left(-0.2\sqrt{n}\right) = \Phi\left(0.2\sqrt{n}\right)$$

令 $\Phi\left(0.2\sqrt{n}\right) \geq 0.9$ 得 $0.2\sqrt{n} \geq 1.29$
即 $n \geq 41.6025$ 所以取 $n=42$

例4 从正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 中，抽取了 $n = 20$ 的样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{20})$

$$(1) \text{ 求 } P\left(0.37\sigma^2 \leq \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \bar{X})^2 \leq 1.76\sigma^2 \middle| X_1, X_2, \dots, X_{20}\right)$$

$$(2) \text{ 求 } P\left(0.37\sigma^2 \leq \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \mu)^2 \leq 1.76\sigma^2\right)$$

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

即 $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \bar{X})^2 = \frac{19S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(19)$

故 $P\left(0.37\sigma^2 \leq \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \bar{X})^2 \leq 1.76\sigma^2\right)$

$$= P\left(7.4 \leq \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \bar{X})^2 \leq 35.2\right)$$

$$= P\left(\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \bar{X})^2 \geq 7.4\right) - P\left(\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \bar{X})^2 \geq 35.2\right)$$

查表

$$= 0.99 - 0.01 = 0.98$$

$$(2) \quad \sum_{i=1}^{20} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(20)$$

X_i 与 X 同分布，即

$$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$$

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

$$\left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(1)$$

$$\sum_{i=1}^{20} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(20)$$

故

$$\begin{aligned} & P\left(0.37\sigma^2 \leq \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} (X_i - \mu)^2 \leq 1.76\sigma^2\right) \\ &= P\left(7.4 \leq \sum_{i=1}^{20} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \leq 35.2\right) \\ &= P\left(\sum_{i=1}^{20} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \geq 7.4\right) - P\left(\sum_{i=1}^{20} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \geq 35.2\right) \\ &= 0.995 - 0.025 = 0.97 \end{aligned}$$

例5 设随机变量 X 与 Y 相互独立， $X \sim N(0,16)$,
 $Y \sim N(0,9)$, X_1, X_2, \dots, X_9 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{16} 分
别是取自 X 与 Y 的简单随机样本, 求统计量

$$\frac{X_1 + X_2 + \cdots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \cdots + Y_{16}^2}}$$

所服从的分布

解 $X \sim N(0,16)$, $X_i \sim N(0,16)$

$$X_1 + X_2 + \cdots + X_9 \sim N(0, 9 \times 16)$$

$$\frac{1}{3 \times 4} (X_1 + X_2 + \cdots + X_9) \sim N(0, 1)$$

$$Y \sim N(0,9), \quad Y_i \sim N(0,9)$$

$$\frac{1}{3} Y_i \sim N(0,1) \ , i = 1, 2, \dots, 16$$

$$\left(\frac{1}{3} Y_i\right)^2 \sim \chi^2(1) \quad \sum_{i=1}^{16} \left(\frac{1}{3} Y_i\right)^2 \sim \chi^2(16)$$

从而

$$\frac{\frac{1}{3 \times 4} (X_1 + X_2 + \dots + X_9)}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{16} \left(\frac{1}{3} Y_i\right)^2}{16}}} \sim t(16)$$

即

$$\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_{16}^2}} \sim t(16)$$

例6 设总体 $X \sim N(0,1)$, X_1, X_2, \dots, X_6 为总体 X 的样本, $Y = (X_1 + X_2 + X_3)^2 + (X_4 + X_5 + X_6)^2$ 试确定常数 c 使 cY 服从 χ^2 分布.

解 $X_1 + X_2 + X_3 \sim N(0,3)$, $X_4 + X_5 + X_6 \sim N(0,3)$

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

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

故 $\left[\frac{1}{\sqrt{3}}(X_1 + X_2 + X_3) \right]^2 + \left[\frac{1}{\sqrt{3}}(X_4 + X_5 + X_6) \right]^2$

$$= \frac{1}{3}Y \sim \chi^2(2)$$

因此 $c = \frac{1}{3}$

例7 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值,

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

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

则服从自由度为 $n - 1$ 的 t 分布的随机变量为:

(A) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_1} \sqrt{n-1}$ (B) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_2} \sqrt{n-1}$

(C) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_3} \sqrt{n}$ (D) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_4} \sqrt{n}$

解 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$ $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (\bar{X}_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$

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

故应选(B)