

§ 6.2 抽样分布

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.

一、数理统计中常用分布

(1) 正态分布

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

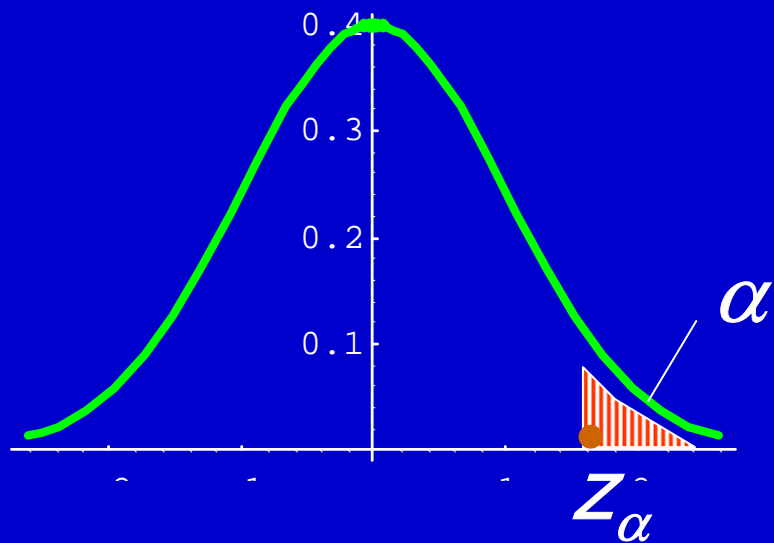
则 $\sum_{i=1}^n a_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right)$

特别地,

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

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

标准正态分布的上 α 分位点 z_α



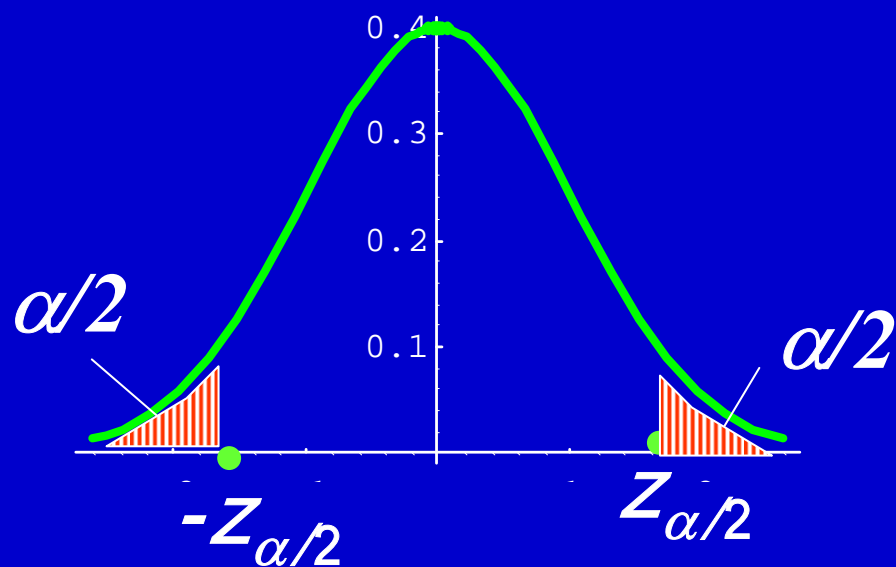
$$P\{X > z_\alpha\} = \alpha$$

$$z_{0.05} = 1.645$$

$$z_{0.025} = 1.96$$

$$z_{0.005} = 2.575$$

常用
数字



$$-z_{\alpha/2} = z_{1-\alpha/2}$$

(2) $\chi^2(n)$ 分布(n 为自由度)

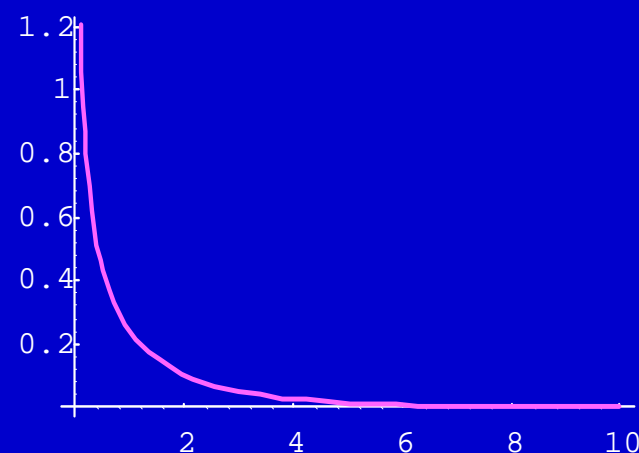
定义 设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立,

且都服从标准正态分布 $N(0, 1)$, 则

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

$n = 1$ 时, 其密度函数为

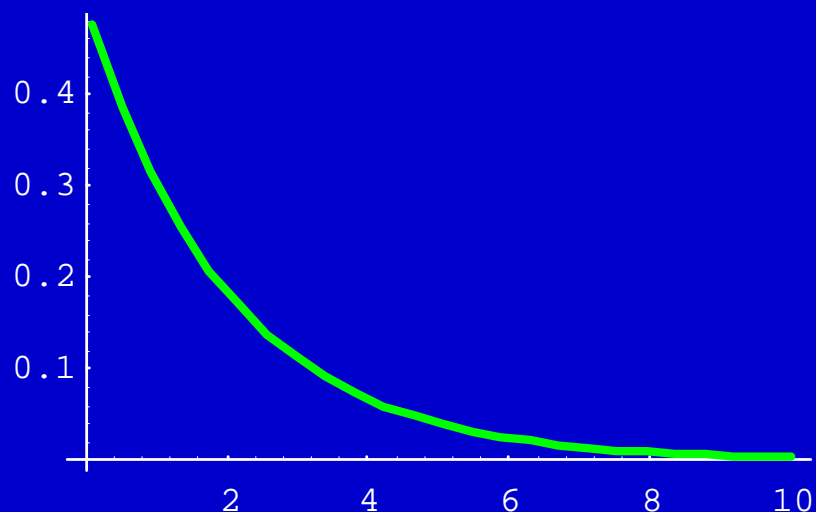
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$



$n = 2$ 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,

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

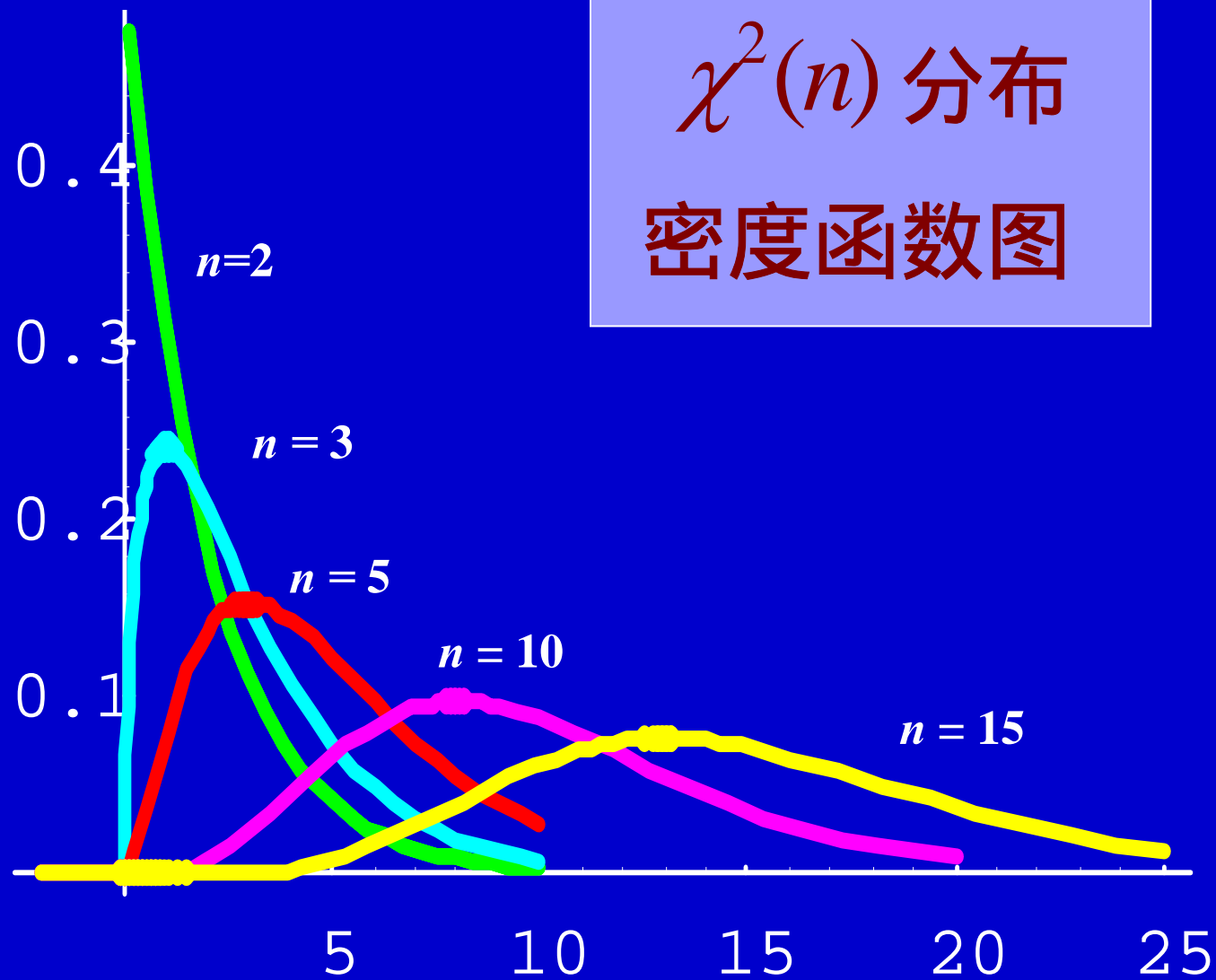
在 $x > 0$ 时收敛, 称为 Γ 函数, 具有性质

$$\Gamma(x+1) = x\Gamma(x),$$

$$\Gamma(1) = 1, \quad \Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$$

$$\Gamma(n+1) = n! \quad (n \in N)$$

$\chi^2(n)$ 分布
密度函数图



$\chi^2(n)$ 分布的性质

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

2° 若 $X_1 \sim \chi^2(n_1), X_2 \sim \chi^2(n_2), X_1, X_2$ 相互独立
则 $X_1 + X_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$

3° $n \rightarrow \infty$ 时, $\chi^2(n) \rightarrow$ 正态分布

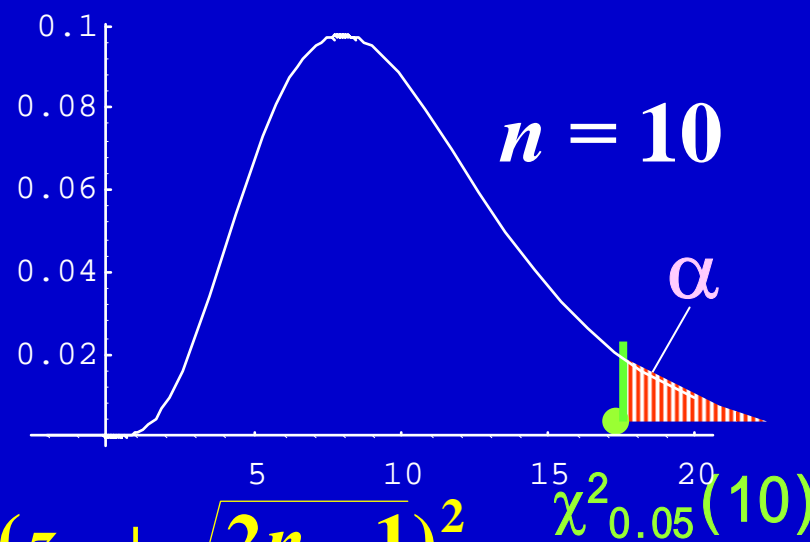
4° $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位点有表可查

例如

$$\chi_{0.05}^2(10) = 18.307$$

$$P\{\chi^2(10) > 18.307\} = 0.05$$

当 n 充分大时, $\chi_{\alpha}^2(n) \approx \frac{1}{2}(z_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2$



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

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

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

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

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

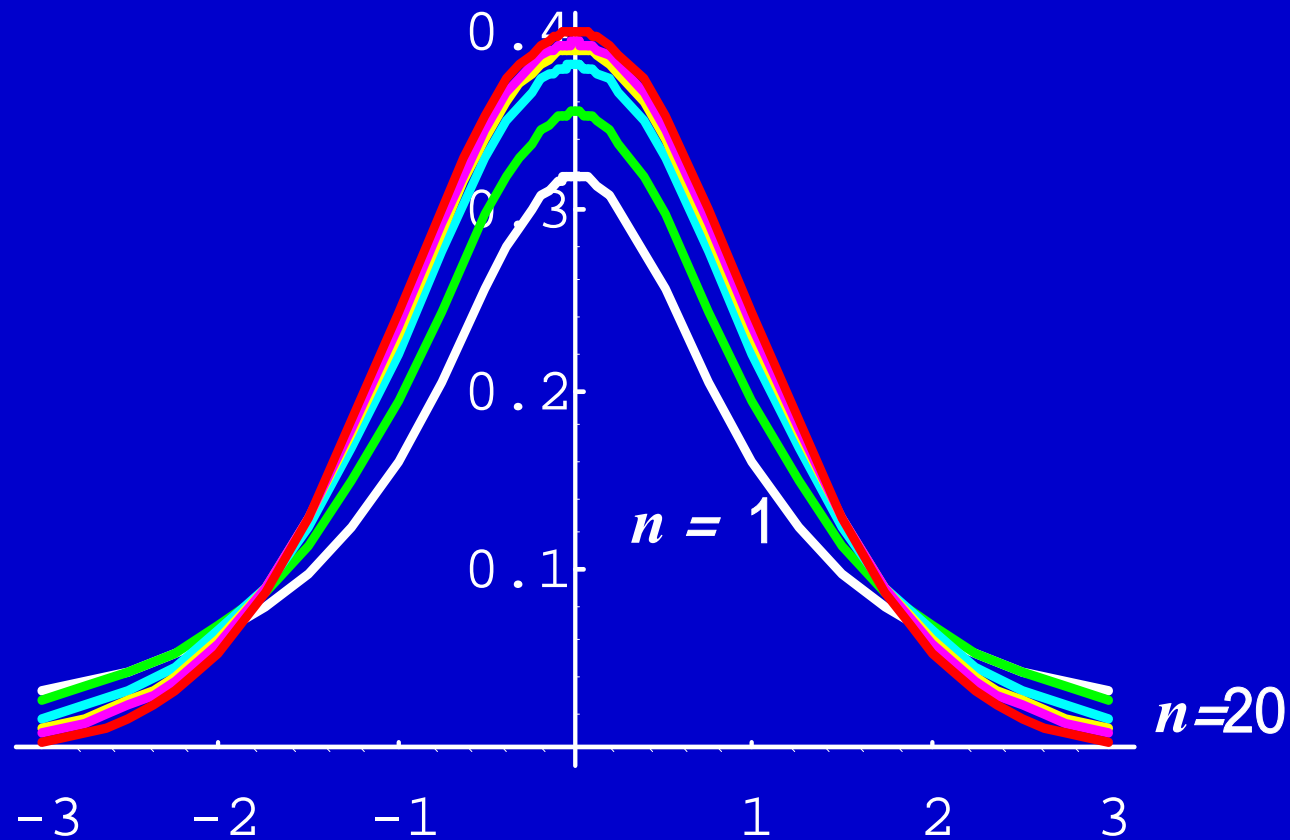
(3) t 分布 (Student 分布)

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

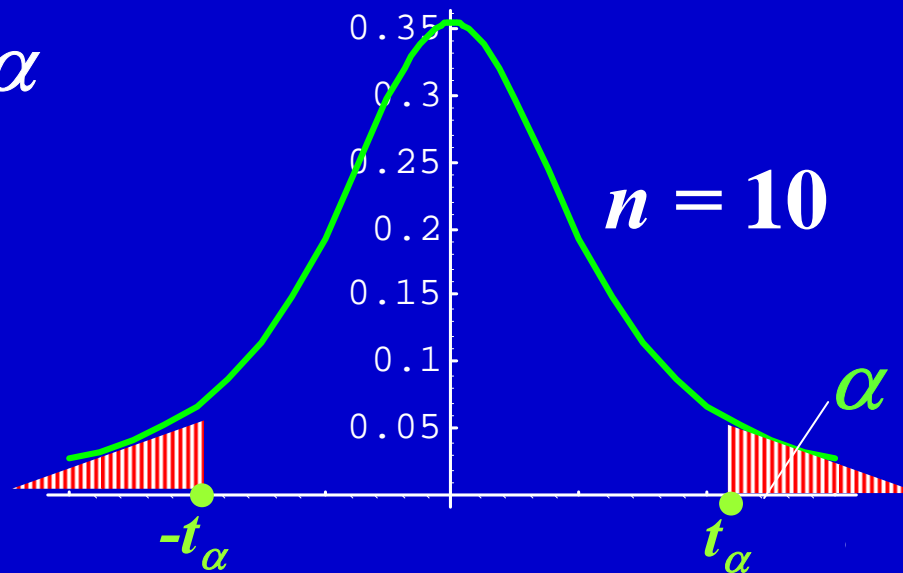
1 ° $f_n(t)$ 是偶函数,

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

2 ° t 分布的上 α 分位数 t_α 与双侧 α 分位数 $t_{\alpha/2}$ 有表可查

$$P\{T > t_{\alpha}\} = \alpha$$

$$-t_{\alpha} = t_{1-\alpha}$$



$$P\{T > 1.8125\} = 0.05 \Rightarrow t_{0.05}(10) = 1.8125$$

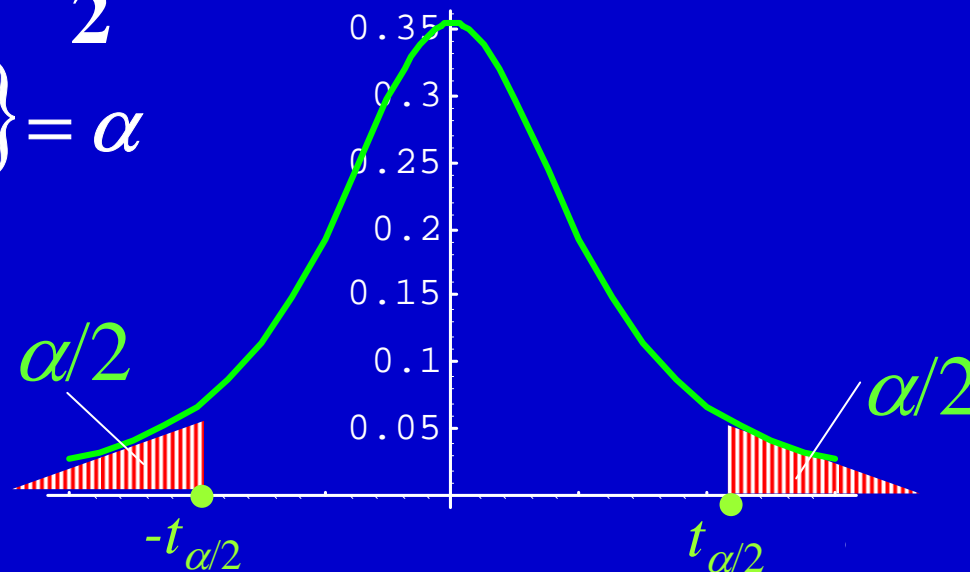
$$P\{T < -1.8125\} = 0.05$$

$$P\{T > -1.8125\} = 0.95$$

$$\Rightarrow t_{0.95}(10) = -1.8125$$

$$P\{T > t_{\alpha/2}\} = \frac{\alpha}{2}$$

$$P\{|T| > t_{\alpha/2}\} = \alpha$$



$$P\{T > 2.2281\} = 0.025$$

$$P\{|T| > 2.2281\} = 0.05$$

$$\Rightarrow t_{0.025}(10) = 2.2281$$

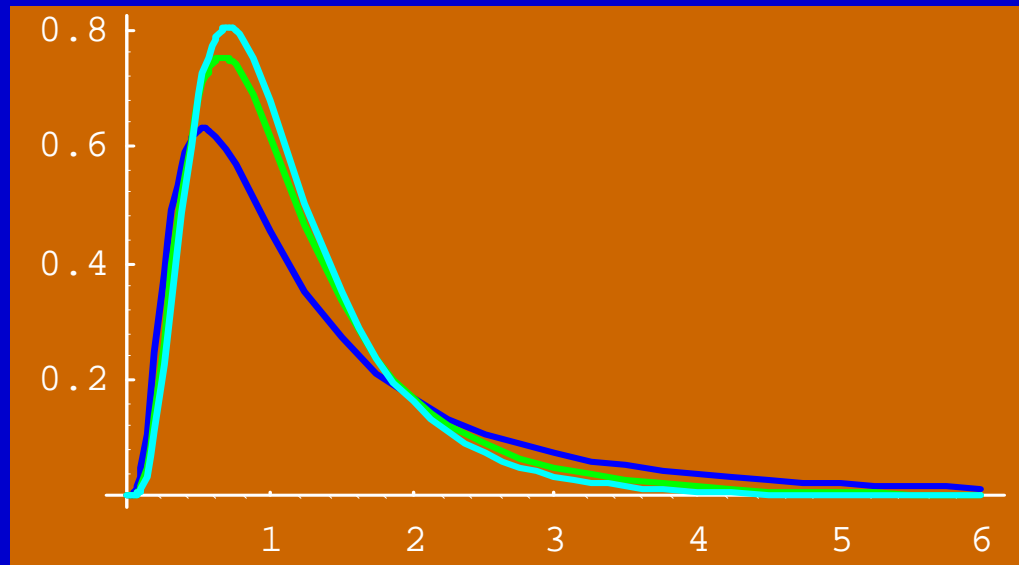
(4) F 分布

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

$$\text{令} \quad F = \frac{X / n}{Y / m}$$

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**, 其密度函数为

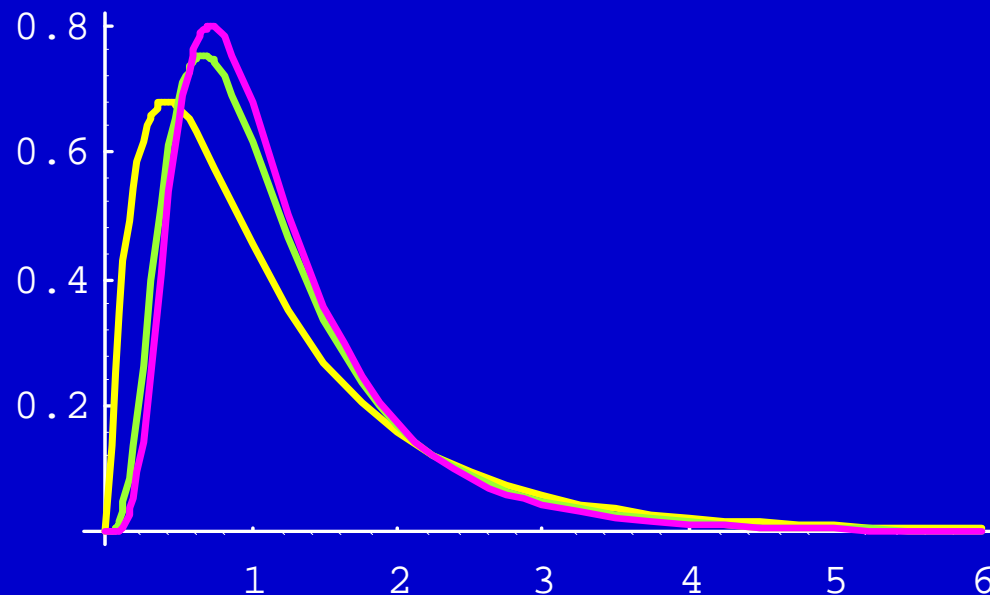
$$f(t, n, m) = \begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n+m}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} \left(\frac{n}{m}\right)^{\frac{n}{2}} t^{\frac{n}{2}-1} \left(1 + \frac{n}{m}t\right)^{-\frac{n+m}{2}}, & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$$



$$m = 10, n = 4$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 10, n = 15$$



$$m = 4, n = 10$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 15, n = 10$$

F 分布的性质

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

2° $F(n, m)$ 的上 α 分位数 $F_\alpha(n, m)$ 有表可查 :

$$P\{F > F_\alpha(n, m)\} = \alpha$$

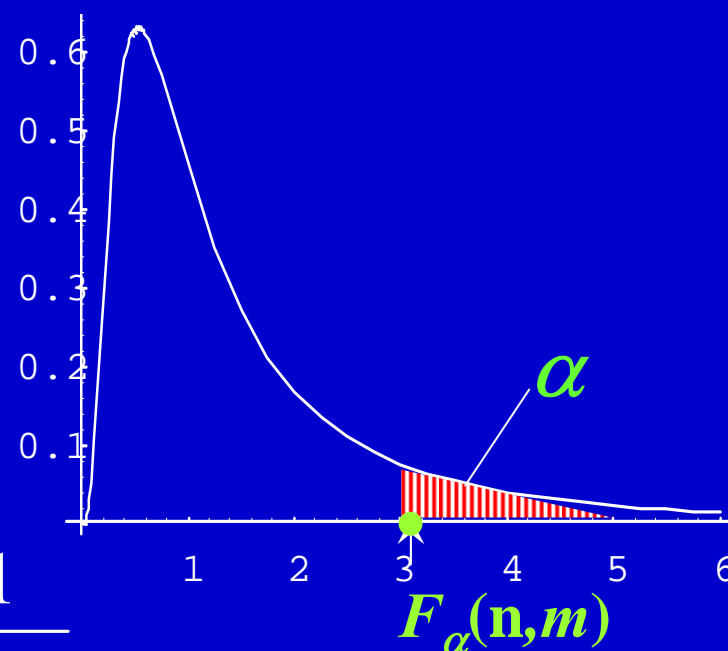
例如 $F_{0.05}(4, 5) = 5.19$

但 $F_{0.95}(5, 4) = ?$

事实上,

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

$$\text{故 } F_{0.95}(5, 4) = \frac{1}{F_{0.05}(4, 5)} = \frac{1}{5.19}$$



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

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

$$\text{故} \quad P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)}\right\} = \alpha \quad \text{由于} \quad \frac{1}{F} \sim F(m, n)$$

$$\text{因而} \quad \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)} = F_{\alpha}(m, n)$$

例2 证明： $[t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n)]^2 = F_{\alpha}(1, n)$

证 设 $X \sim t(n)$, $X = \frac{G}{\sqrt{\frac{\chi^2(n)}{n}}}$, $G \sim N(0, 1)$

令 $Y = X^2 = \frac{G^2}{\frac{\chi^2(n)}{n}} = \frac{\frac{\chi^2(1)}{1}}{\frac{\chi^2(n)}{n}} \sim F(1, n)$

因而 $P\{|X| > |t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n)|\} = P\{|X| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n)\} = \alpha$
 $= P\{X^2 > t_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)\} = P\{Y > t_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)\}$

即 $t_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n) = F_{\alpha}(1, n)$

二、抽样分布定理

() 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

$$\left. \begin{aligned} \bar{X} &\sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1) \\ \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(n-1) \end{aligned} \right\} \begin{aligned} &\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \text{ 与 } \bar{X} \\ &\text{相互独立} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\longrightarrow \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \div \frac{S}{\sigma} = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1) \quad \dots (2)$$

(II) 两个正态总体

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的一个简单随机样本

Y_1, Y_2, \dots, Y_m 是来自正态总体 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的一个简单随机样本


它们相互独立.

$$\text{令 } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Y_j$$

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

则

$$\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n-1) \quad \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(m-1)$$

 $\frac{\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}}{\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}} \sim F(n-1, m-1) \dots\dots\dots (3)$

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

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

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

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

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

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

$$\begin{array}{c} \xrightarrow{\text{yellow arrow}} \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \frac{\sigma^2}{m}}} \\ \frac{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2}}}{n+m-2} \end{array}$$

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

..... (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

$$n = \underline{42} .$$

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

故 $P\{\bar{X} > 70\} = 1 - P\{\bar{X} \leq 70\} = \Phi(0.2\sqrt{n})$

令 $\Phi(0.2\sqrt{n}) \geq 0.9$ 查表得 $0.2\sqrt{n} \geq 1.29$

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

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

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

$$= 0.99 - 0.01 = 0.98$$

(P.386)

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

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

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

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

$$= 0.995 - 0.025 = 0.97$$

例5 设 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
计量

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

所服从的分布

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

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

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

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

从而

$$\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_{16}^2}} = \frac{\frac{1}{3 \times 4} (X_1 + X_2 + \dots + X_9)}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{16} \left(\frac{1}{3}Y_i \right)^2}{16}}} \sim t(16)$$

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 $X_1 + X_2 + X_3 \sim N(0,3)$, $X_4 + X_5 + X_6 \sim N(0,3)$
 $\frac{1}{\sqrt{3}}(X_1 + X_2 + X_3), \frac{1}{\sqrt{3}}(X_4 + X_5 + X_6) \sim N(0,1)$

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

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

故应选(B)