

确定统计量的分布
是数理统计的基本
问题之一

正态总体是最常见的总体, 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 $X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

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 α 分位数

定义

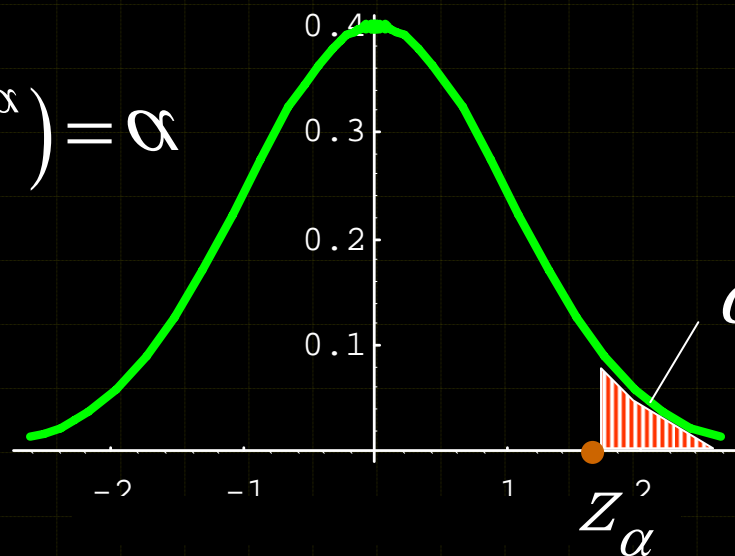
若 $P(X > z_\alpha) = \alpha$ ，则称 z_α 为标准正态分布的上 α 分位数。

若 $P(|X| > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \alpha$ ，则称 $z_{\frac{\alpha}{2}}$ 为标准正态分布的双侧 α 分位数。



标准正态分布的 α 分位数图形

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



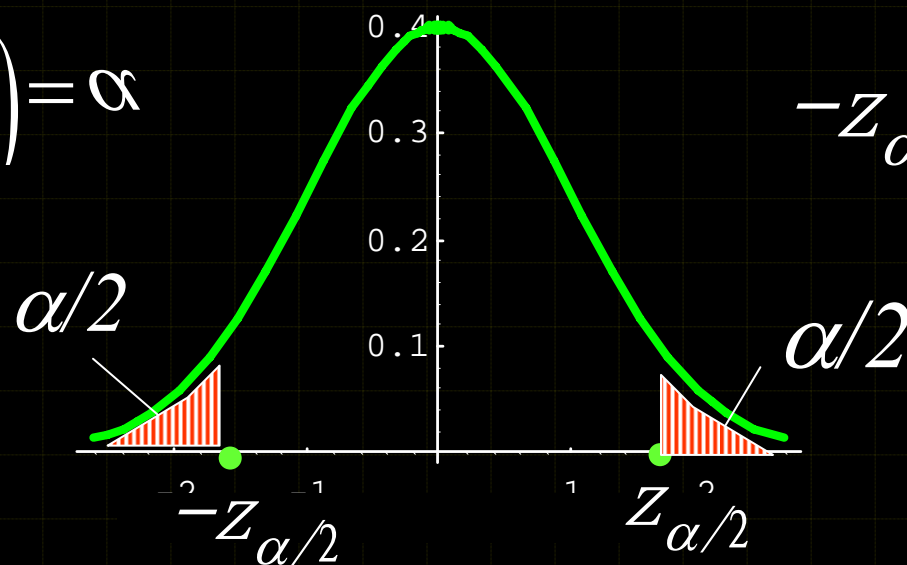
$$z_{0.05} = 1.645$$

$$z_{0.025} = 1.96$$

$$z_{0.005} = 2.575$$

常用
数字

$$P(|X| > z_{\alpha/2}) = \alpha$$



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



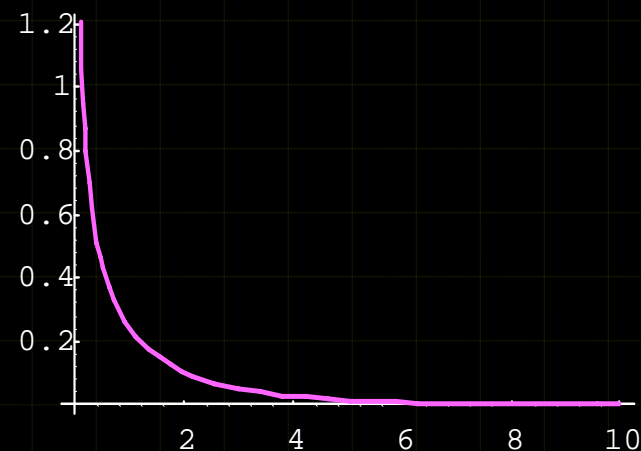
(2) $\chi^2(n)$ 分布 (n 为自由度)

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

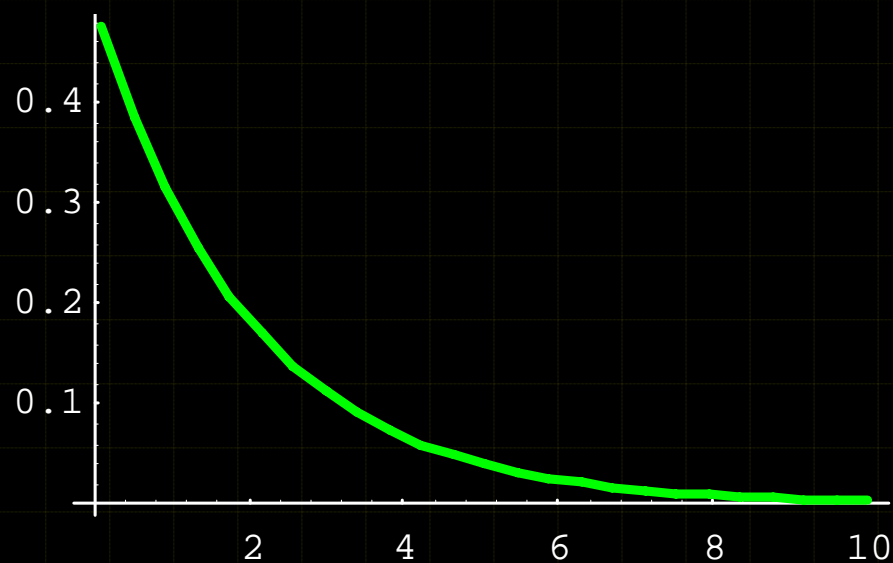
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$



$n = 2$ 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,

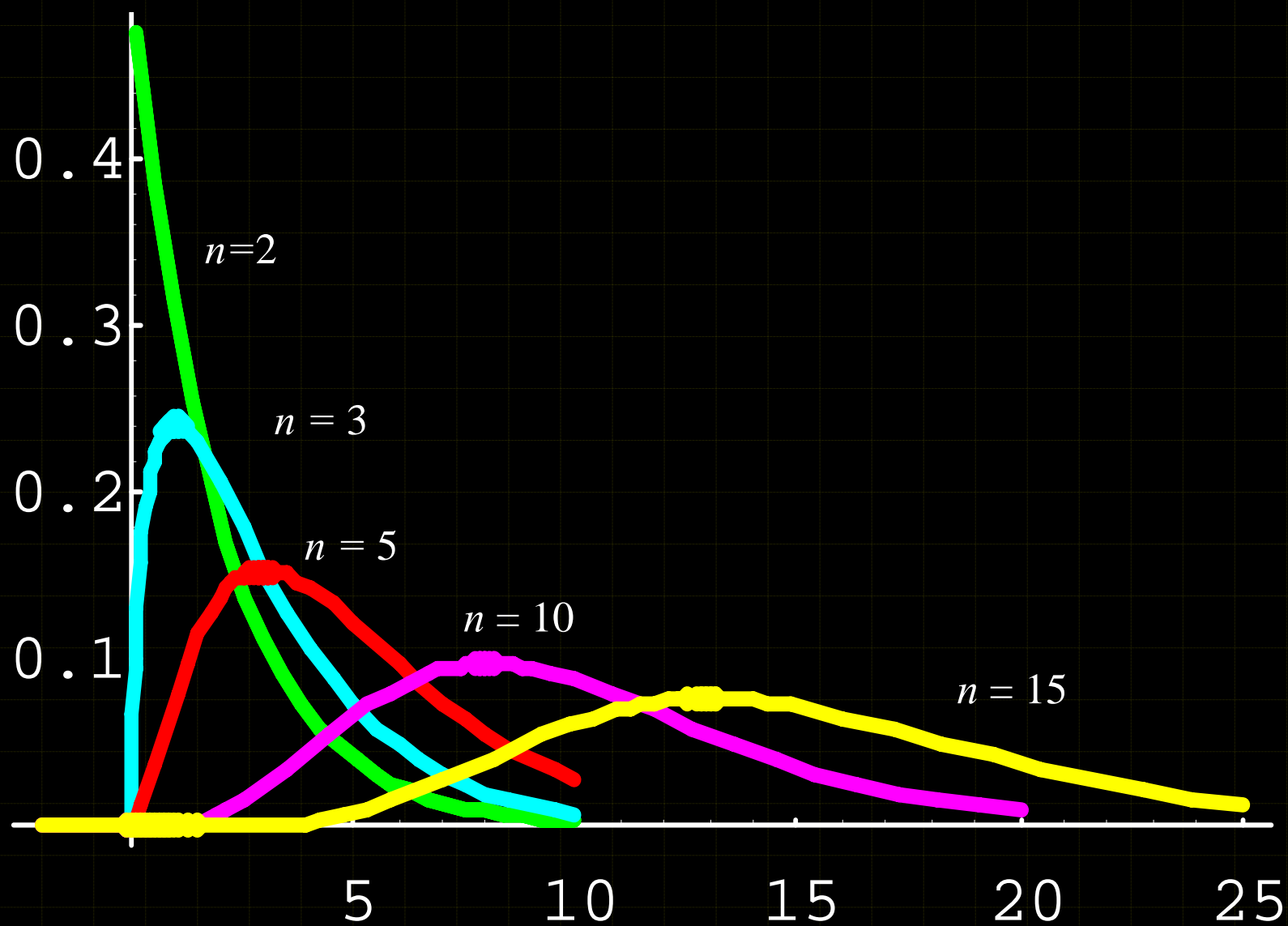
$$\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$$

在 $x > 0$ 时收敛, 称为 Γ 函数, 具有性质

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

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





$\chi^2(n)$ 分布的性质

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

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

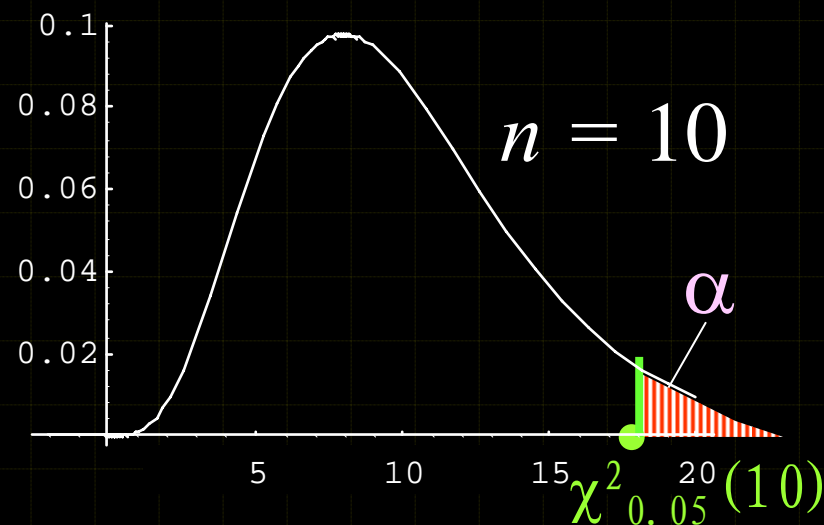
3° $n \rightarrow \infty$ 时, $\chi^2(n) \rightarrow$ 正态分布

4° $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位数有表可查

例如

$$P(X_{\frac{1}{2}}(10) > 18.307) = 0.02$$

$$X_{0.02}^{0.02}(10) = 18.307$$



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,

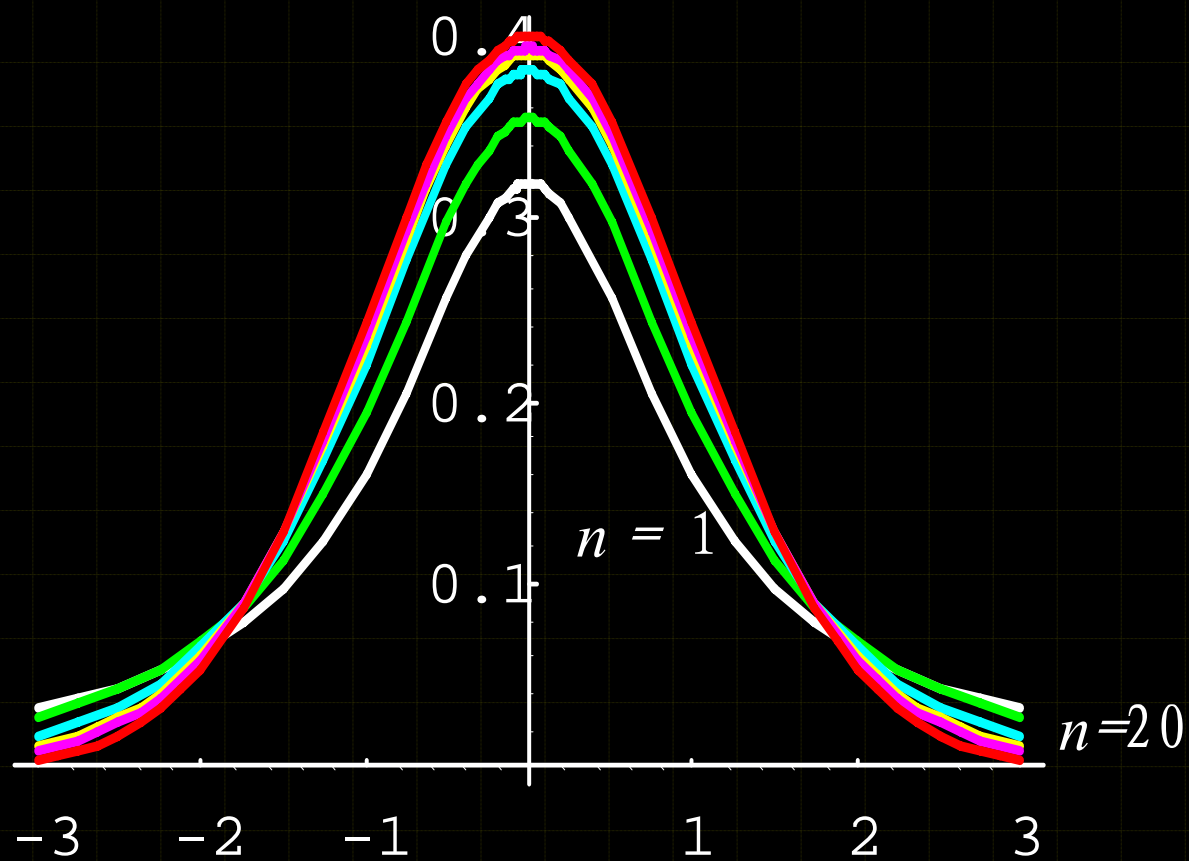
$$T = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$$

则称 T 服从自由度为 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,

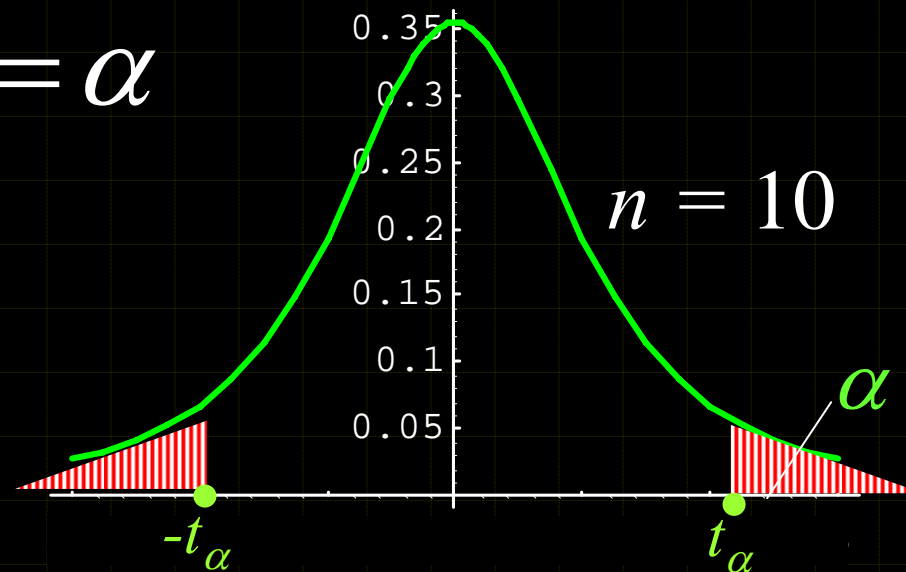
$$n \rightarrow \infty, f_n(t) \rightarrow \varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$$

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



$$P(T > t_\alpha) = \alpha$$

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



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

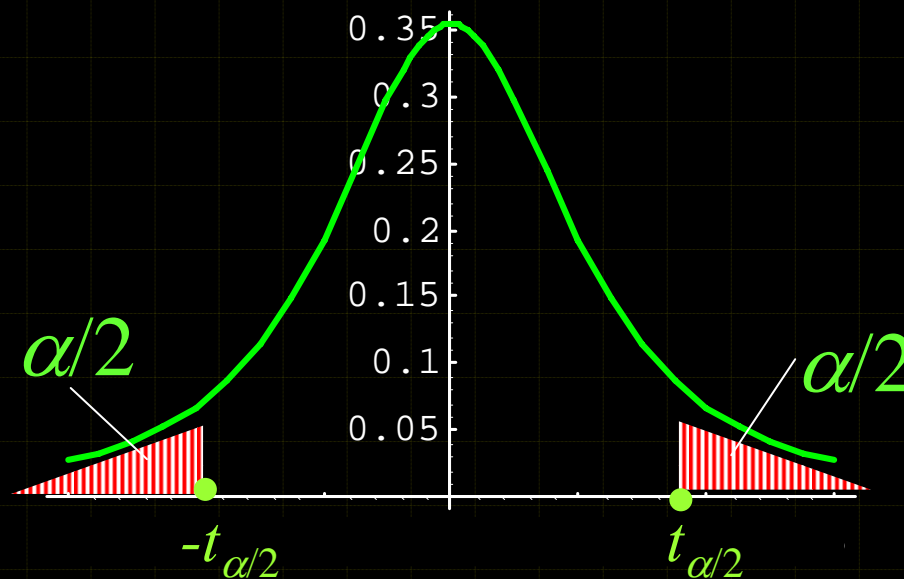
$$P(T < -1.8125) = 0.05, \quad P(T > -1.8125) = 0.95$$

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



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

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



$$P(T > 2.2281) = 0.025$$

$$P(|T| > 2.2281) = 0.05$$

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



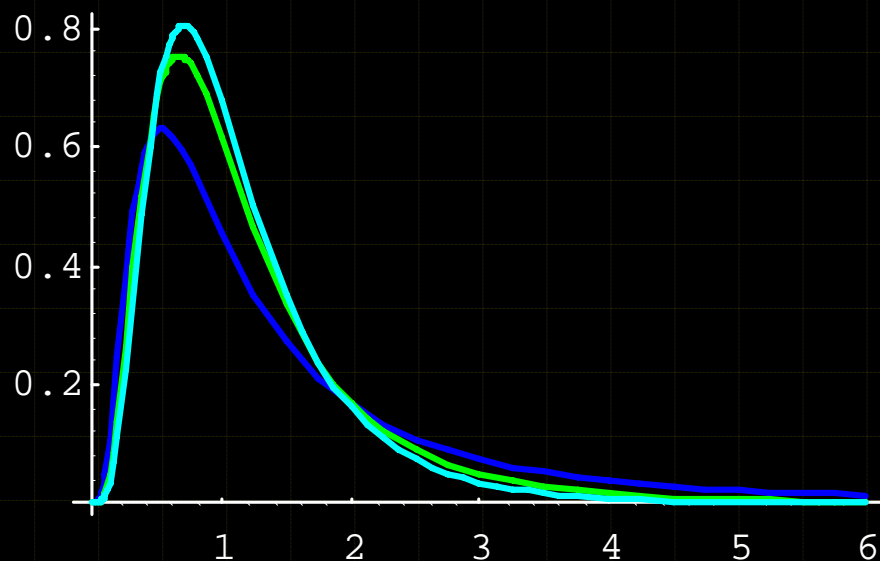
(4) F 分布

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

$$\text{令 } F = \frac{X/n}{Y/m}$$

则称 F 服从为第一自由度为 n , 第二自由度为 m 的 F 分布. 其密度函数为

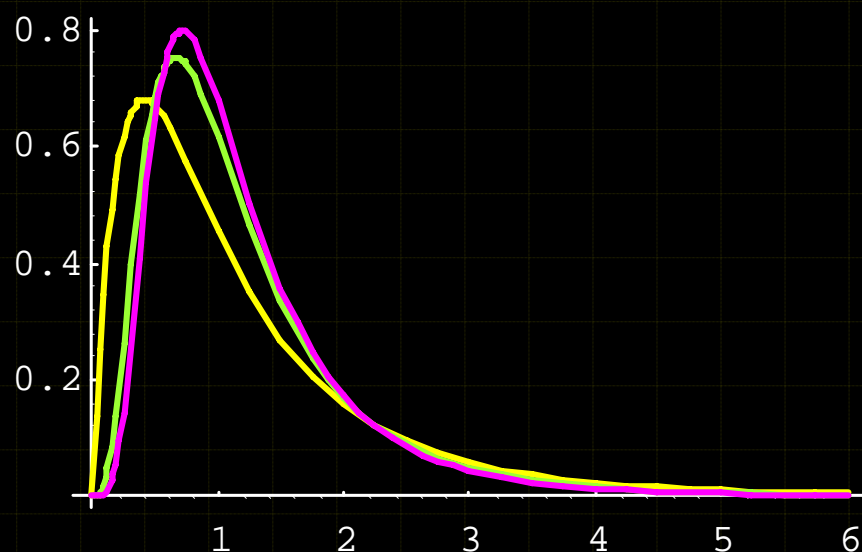
$$f(t, n, m) = \begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n+m}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} \left(\frac{n}{m}\right)^{\frac{n}{2}} t^{\frac{n}{2}-1} \left(1 + \frac{n}{m}t\right)^{-\frac{n+m}{2}} & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$$



$$m = 10, n = 4$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 10, n = 15$$



$$m = 4, n = 10$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 15, n = 10$$

F 分布的性质

1° 若 $F \sim F(n, m)$, 则 $1/F \sim F(m, n)$

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

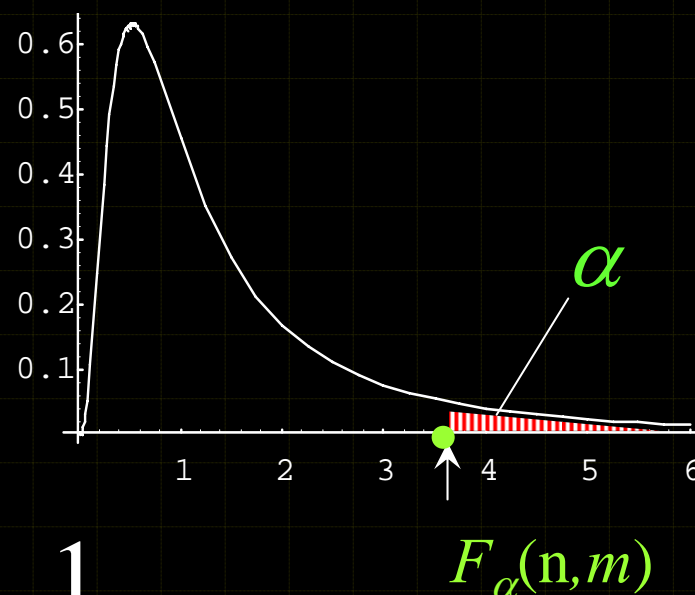
$$P(F > F_\alpha(n, m)) = \alpha$$

例如 $F_{0.02}(4, 2) = 2.10$

求 $F_{0.02}(2, 4) = ?$

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

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



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

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

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

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



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

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

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

$$\begin{aligned} \text{有 } P(|X| > |t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n)|) &= P(|X| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n)) = \alpha \\ &= P(X^2 > t_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)) = P(Y > t_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)) \end{aligned}$$

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



抽样分布的某些结论

ch6-64

(I) 一个正态总体

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 样本为 (X_1, \dots, X_n) ,

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

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

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

$$\longrightarrow \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \div \frac{S}{\sigma} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim T(n-1)$$

(1)

(2)



(II) 两个正态总体


设 X_1, X_2, \dots, X_n 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 分别是来自正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 与 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的相互独立的简单随机样本.

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

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



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

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

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 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 分别是来自正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ 与 $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$ 的相互独立的简单随机样本.

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

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

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



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

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

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

$$\begin{aligned} & \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \frac{\sigma^2}{m}}} \\ \longrightarrow & \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2}}} \\ & \frac{\phantom{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}}{n + m - 2} \end{aligned}$$

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

----- (4)



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

解 设样本容量为 n , 则 $\bar{X} \sim N(72, \frac{100}{n})$
故 $P(\bar{X} > 70) = 1 - P(\bar{X} \leq 70)$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{70 - 72}{\frac{10}{\sqrt{n}}}\right) = \Phi(0.2\sqrt{n})$$

令 $\Phi(0.2\sqrt{n}) \geq 0.9$ 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) 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)



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

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

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

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

$$= 0.995 - 0.025 = 0.97$$



例5 设r.v. 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
$$Z = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_{16}^2}}$$

所服从的分布.

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

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



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

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

从而

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

例6 设总体 $X \sim N(0,1)$, X_1, \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 $c = 1/3$.



例7 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自 $N(\mu, \sigma^2)$ 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

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

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



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

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

故应选 (B)



作业 P. 202 习题六

ch6-79

9 10

补充作业

1. 设 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$) 为从正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 中抽取的简单随机样本

其样本均值为 $\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i$

求统计量 $Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2$

的数学期望 $E(Y)$. ($\sigma > 0$) ()



2. \bar{X}, \bar{Y} 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的容量为 n 的两个样本均值, 且两样本相互独立, 试确定 n , 使两样本均值之差的绝对值超过 σ 的概率大约为 0.01.



第十三周 问题

如何估计湖中黑、白鱼的比例

某水产养殖场两年前在人工湖中混养了黑、白两种鱼. 现在需要对黑白鱼数目的比例进行估计.

提示: 分别用矩法与极大似然估计法解决此问题.

