

第七章 数理统计的基本概念

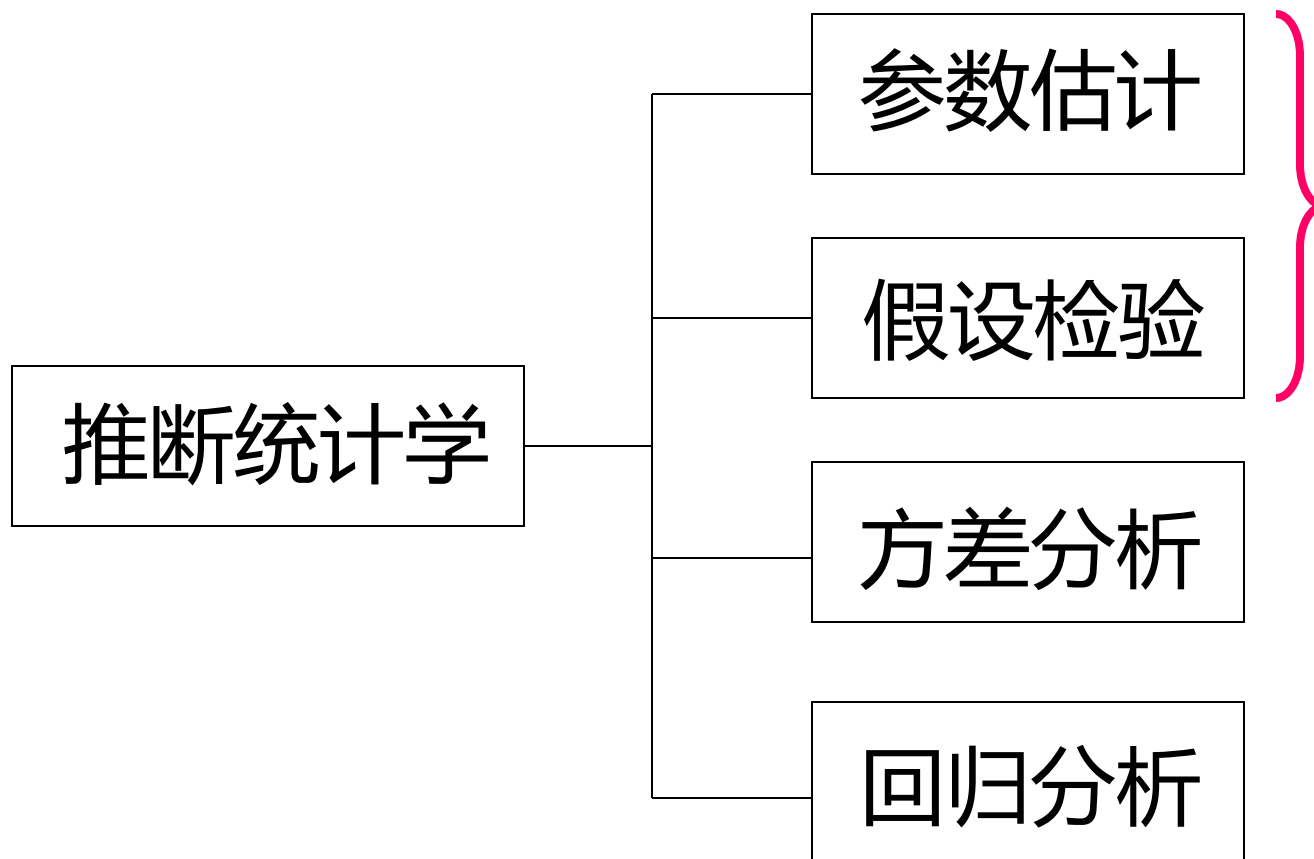
数理统计的分类

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

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

为**样本均值**

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

为**样本方差**

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

为**样本标准差**

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

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

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

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

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

(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**

例 在总体 $N(52, 6.3^2)$ 中,随机地抽取一个容量为36的样本,求样本均值 \bar{X} 落在50.8到53.8之间的概率

解
$$\bar{X} \sim N(52, \frac{6.3^2}{36})$$

故
$$P(50.8 < \bar{X} < 53.8) = F_{\bar{X}}(53.8) - F_{\bar{X}}(50.8)$$

$$= \Phi\left(\frac{53.8 - 52}{\frac{6.3}{6}}\right) - \Phi\left(\frac{50.8 - 52}{\frac{6.3}{6}}\right)$$

$$= \Phi(1.7143) - \Phi(-1.1429)$$

$$= 0.8239$$

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

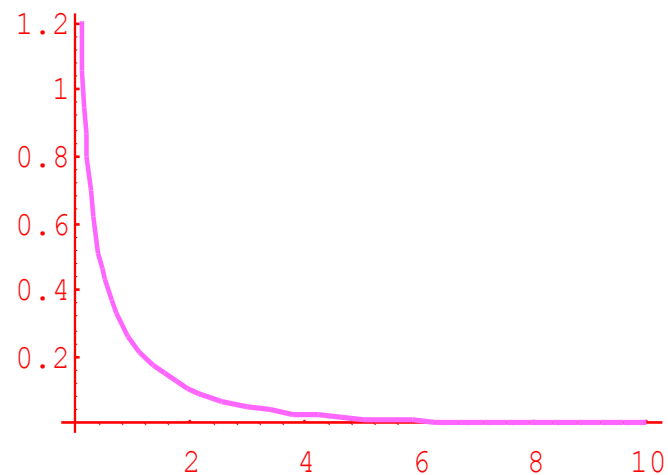
(2) $\chi^2(n)$ 分布 (n 为自由度)

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

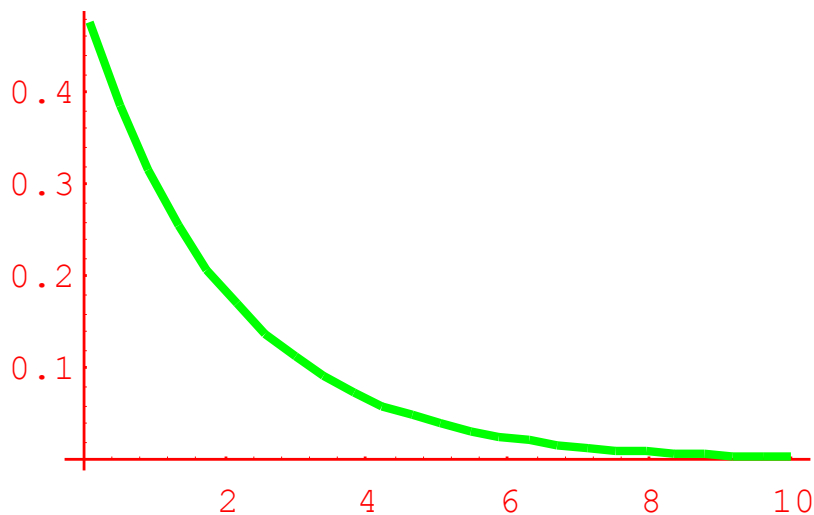
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$



$n = 2$ 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。

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

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

X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立,

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

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

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

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

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

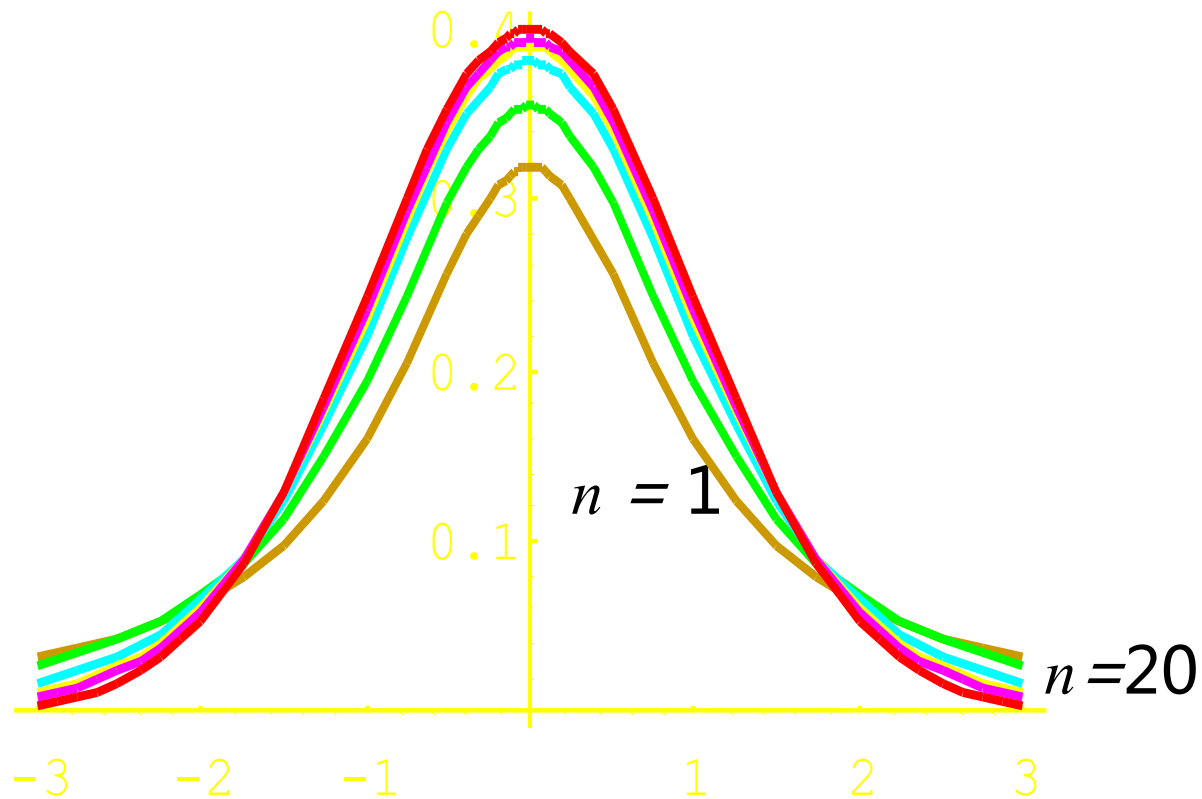
(3) t 分布 (Student 分布)

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

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

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,

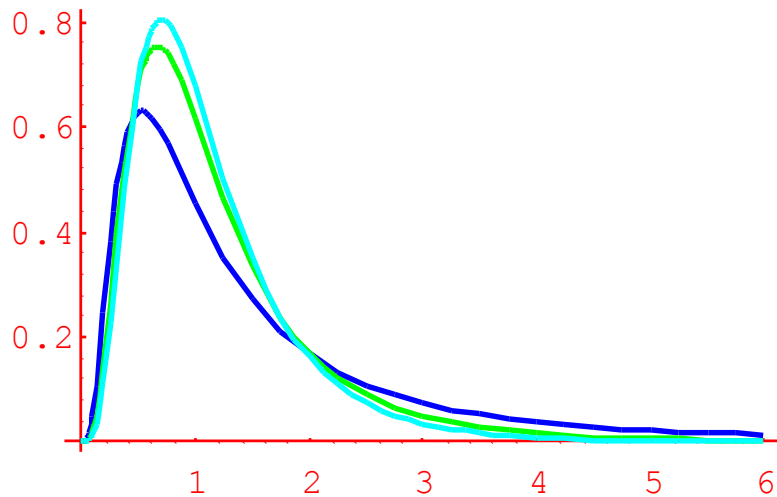
$$\text{令} \quad F = \frac{X / n}{Y / m}$$

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**

记为 $F \sim F(n, m)$

其密度函数为

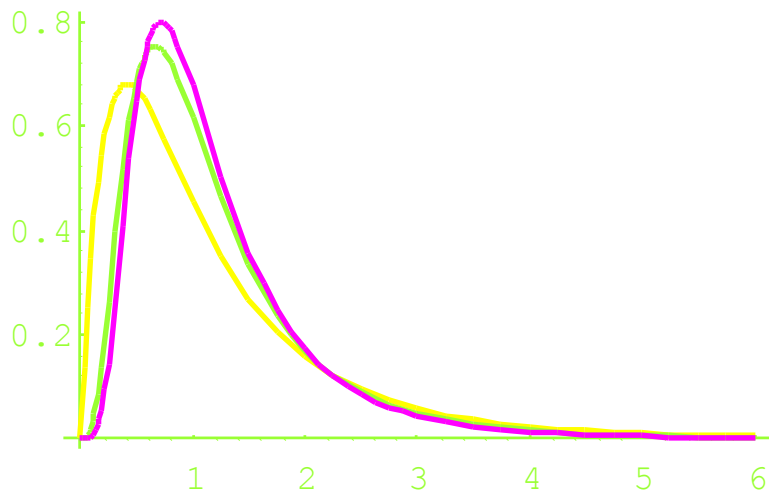
$$f(t, n, m) = \begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n+m}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} \left(\frac{n}{m}\right)^{\frac{n}{2}} t^{\frac{n}{2}-1} \left(1 + \frac{n}{m}t\right)^{-\frac{n+m}{2}} & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$$



$$m = 10, n = 4$$

$$m = 10, n = 10$$

$$m = 10, n = 15$$



$$m = 4, n = 10$$

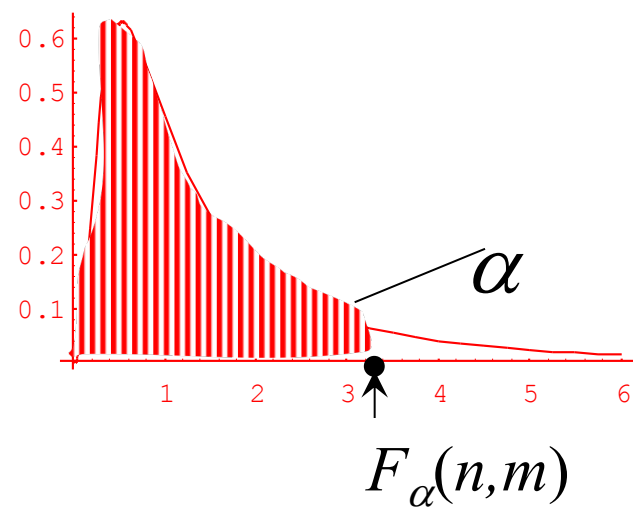
$$m = 10, n = 10$$

$$m = 15, n = 10$$

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

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

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

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