

Ch 6. 数理统计的基本概念

钟友良

zhongyl@scut.edu.cn

Outline

6.0 前言

6.1 总体、样本和统计量

6.3 抽样分布

Outline

6.0 前言

6.1 总体、样本和统计量

6.3 抽样分布

Outline

6.0 前言

6.1 总体、样本和统计量

6.3 抽样分布

概率与统计

概率论和统计的区别：

- ▶ 概率论：已知随机变量 X 的分布 (分布列或者分布密度函数)，进而根据分布进行事件概率和矩计算
- ▶ 统计：总体的分布未知或者不完全已知的情形下，通过抽样并研究抽样得到数据的统计特征，并估计总体的分布。

问题提出

对某个学校的小学生身高 X 进行调查，确定其分布函数？ X 为待研究的 **总体**，构成总体的每个成员被称为一个 **个体**。

研究方法

对总体进行 **简单随机抽样**，并根据抽样结果推断整体。

抽样：从 X 中随机的抽出 n 个个体，记为 **n 维样本**。由于抽取的个体是随机的，即无法提前预知其数值，样本为 n 维随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 。

简单随机抽样

简单随机抽样:

- ▶ 样本与总体 同分布
- ▶ X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立

总体与样本

- ▶ **总体**: 总体是一个分布待确定的随机变量 X 。总体中包含很多个 **个体**。
- ▶ **样本**: 从总体中随机抽取的 n 个个体, 为 n 维随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 。对样本进行一次观测, 记 (x_1, x_2, \dots, x_n) 为样本的一个 **观测值**。

分布函数

命题 6.1.1:

设总体 $X \sim F_X(\cdot, \theta)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为其样本,
那么

$$\begin{aligned} & F_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) \\ &= F_X(x_1, \theta) F_X(x_2, \theta) \cdots F_X(x_n, \theta) \end{aligned}$$

经验分布函数

问题：由样本估计总体的分布函数。

经验分布函数：设总体的样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的一次观测值为 (x_1, x_2, \dots, x_n) ，并将其进行升序排列 $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ ，并定义

$$F_n^X(x) = \begin{cases} 0, & x < x_{(1)} \\ \dots & \\ \frac{k}{n}, & x \in [x_{(k)}, x_{(k+1)}) \\ \dots & \\ 1, & x \geq x_{(n)} \end{cases}$$

称 F_n^X 为总体 X 的一个 **经验分布函数**，或 **样本分布函数**。

经验分布函数的例子

- ▶ 抛硬币
- ▶ 投骰子

Glivenko 定理

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是取自总体 X 的容量为 n 的样本, 总体的分布函数为 $F_X(x)$, $F_n(x)$ 为其经验分布函数, 那么

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{-\infty < x < \infty} F_n^X(x) - F_X(x) = 0\right) = 1$$

上面的结果说明, 就是当样本容量足够大的时候, 用经验分布函数来推断总体的分布函数是合理的。

练习

某食品厂生产饮料，现在从生产线 (X) 上任意抽取 5 瓶，称得重量依次为 (g)

351 347 351 344 351

请写出总体 X 的经验分布函数

统计量

注意下面这个关系

样本 $\xrightarrow{\text{统计量}}$ 总体

统计量是通过样本研究总体的手段

统计量是样本的函数，不含有任何未知参数，即统计量由样本唯一决定。

常用统计量

- ▶ 样本均值:

$$\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

- ▶ 样本方差:

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

常用统计量

► 修正样本方差

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

► 样本的 k 阶原点矩

$$\overline{X^k} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

► 样本的 k 阶中心矩

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

常用统计量

- ▶ 顺序统计量 $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \cdots \leq X_{(n)}$, 其中 $X_{(1)} = \min\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$, $X_{(n)} = \max\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$, 而 $X_{(k)}$ 是将 X_1, X_2, \cdots, X_n 的取值从小到大排列的第 k 位的值。

- ▶ 样本中位数

$$\tilde{X} = \begin{cases} X_{(\frac{n+1}{2})}, & \text{若 } n \text{ 为奇数} \\ \frac{1}{2} \left(X_{(\frac{n}{2})} + X_{(\frac{n}{2}+1)} \right), & \text{若 } n \text{ 为偶数} \end{cases}$$

- ▶ 样本极差

$$R_n^X = X_{(n)} - X_{(1)}$$

Outline

6.0 前言

6.1 总体、样本和统计量

6.3 抽样分布

抽样分布

设计合适的统计量可以用来研究总体的数字特征和参数。

命题 6.3.1: 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自总体 X 的样本, $E[X] = \mu$, $Var[X] = \sigma^2$, 那么



$$E[\bar{X}] = \mu, \quad Var[\bar{X}] = \frac{\sigma^2}{n}$$



$$E[S_n^2] = \frac{n-1}{n}\sigma^2, \quad E[S_n^{*2}] = \sigma^2$$

抽样分布

证明:

$$E[\bar{X}] = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu = \mu$$

再由 X_i 之间的独立性有

$$\begin{aligned} \text{Var}[\bar{X}] &= \text{Var}\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] \\ &= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n} \end{aligned}$$

抽样分布

对于 S_n

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

抽样分布

所以

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

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

χ^2 分布

命题 6.3.2:

设总体 $X \sim N(0, 1)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为其简单随机样本, 则

$$\mathbf{X}_1^2 + \mathbf{X}_2^2 + \dots + \mathbf{X}_n^2 \sim \chi^2(n)$$

其中

$$\chi^2(n) = \Gamma\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right).$$

χ^2 分布

若 $X \sim \Gamma(\frac{n}{2}, \frac{1}{2})$, 则称 X 服从自由度为 n 的 χ^2 分布, 记为 $X \sim \chi^2(n)$, 其分布密度函数为

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

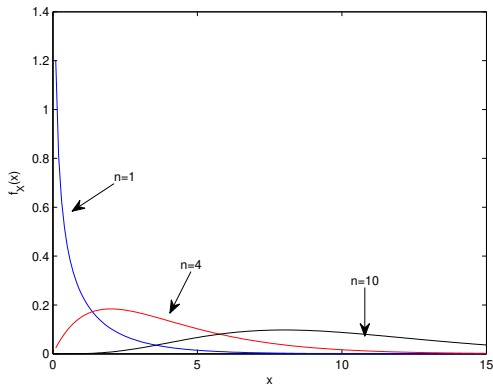
$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt$$

χ^2 分布图像

根据例题 2.4.2, 当 $X \sim N(0, 1)$,

$$X^2 \sim \chi^2(1)$$

即 X^2 服从自由度为 1 的 χ^2 分布。



χ^2 分布的性质

- ▶ 若 $X \sim \chi^2(n)$, 那么 $E[X] = n$, $Var[X] = 2n$ 。
- ▶ 若 $X_1 \sim \chi^2(n_1)$, $X_2 \sim \chi^2(n_2)$, 且 X_1 与 X_2 独立, 那么 $X_1 + X_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$ 。
- ▶ 若 $X \sim \chi^2(n)$, 那么 $\frac{X-n}{\sqrt{2n}}$ 近似服从 $N(0, 1)$, 当 $n \rightarrow \infty$

习题 6.2

设 (X_1, X_2, \dots, X_5) 是来自总体 $N(0, 4)$ 的一个样本, 且

$$Y = aX_1^2 + b(2X_2 + 3X_3)^2 + c(4X_4 - X_5)^2$$

请问 $a, b, c > 0$ 取什么值的时候, 随机变量 Y 服从 $\chi^2(n)$ 分布, n 为多少?

习题 6.6

设 X_1, X_2, \dots, X_{20} 是来自总体 $X \sim N(0, 1)$ 的一个样本, 记

$$Y = \frac{1}{10} \left(\sum_{i=1}^{10} X_i \right)^2 + \frac{1}{10} \left(\sum_{i=11}^{20} X_i \right)^2$$

请问 Y 服从什么分布?

t 分布

命题 6.3.3: 设 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X 与 Y 相互独立, 令

$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$$

则 T 的分布密度函数 f_T 为

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

t 分布图像

$X \sim t(n)$ 表示 X 服从自由度为 n 的 t 分布

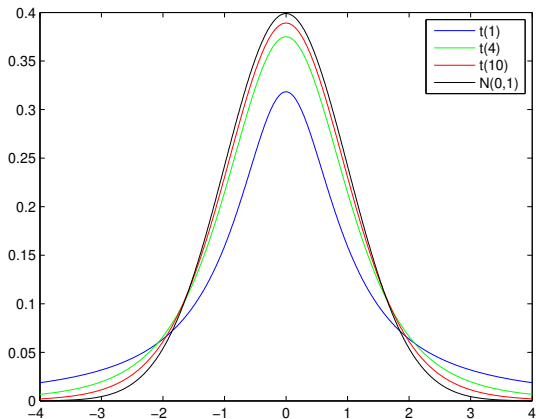


图: $t(n)$ 分布密度函数

t 分布的性质

- ▶ t 分布关于原点对称
- ▶ 当 $n \rightarrow \infty$, $t(n)$ 趋于标准正态分布
- ▶

$$E[X] = 0 (n > 1), \text{Var}[X] = \frac{n}{n-2} (n > 2)$$

习题 6.4

设 (X_1, X_2, \dots, X_9) 是来自总体 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 请确定正数 C , 使得

$$\frac{C(X_1 + X_2 + X_3)}{\sqrt{(X_4 + X_5)^2 + (X_6 + X_7)^2 + (X_8 + X_9)^2}}$$

服从 t 分布, 并指出其自由度。

F 分布

命题 6.3.4: 若 $X \sim \chi^2(m)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X 与 Y 相互独立, 令

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

则 Z 的分布密度函数为

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

称随机变量 Z 服从第一自由度为 m , 第二自由度为 n 的 F 分布, 记作 $Z \sim F(m, n)$ 。

F 分布图像

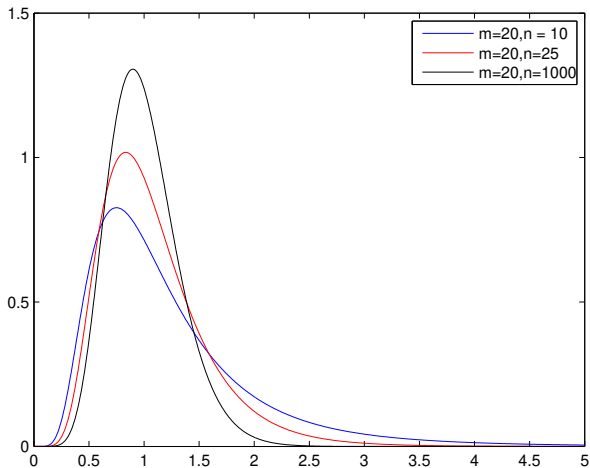


图: $F(m, n)$ 分布密度函数

F 分布

$Z \sim F(m, n)$, 那么 $\frac{1}{Z} \sim F(n, m)$ 。

证明:

$$\begin{aligned} F_{\frac{1}{Z}}(t) &= P\left(\frac{1}{Z} \leq t\right) \\ &= P\left(Z \geq \frac{1}{t}\right) \\ &= 1 - P\left(Z < \frac{1}{t}\right) \\ &= 1 - \int_0^{\frac{1}{t}} f_Z(x) dx \end{aligned}$$

F 分布

$$\begin{aligned}f_{\frac{1}{2}}(t) &= \frac{d}{dt}F_{\frac{1}{2}}(t) = t^{-2}f_Z\left(\frac{1}{t}\right) \\&= t^{-2}C_{m,n}\frac{t^{1-\frac{m}{2}}}{(mt^{-1}+n)^{\frac{m+n}{2}}} \\&= t^{-2}C_{m,n}\frac{t^{\frac{m+n}{2}-\frac{m}{2}+1}}{(nt+m)^{\frac{m+n}{2}}} \\&= C_{m,n}\frac{t^{\frac{n}{2}-1}}{(nt+m)^{\frac{m+n}{2}}}\end{aligned}$$

其中

$$C_{m,n} = \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} m^{\frac{n}{2}} n^{\frac{m}{2}}$$

习题 6.3

设 X_1, X_2, \dots, X_8 是来自总体 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 求常数 c , 使得

$$\frac{c(X_1^2 + X_2^2)}{(X_3 + X_4 + X_5)^2 + (X_6 + X_7 + X_8)^2}$$

服从 F 分布, 并指出其自由度

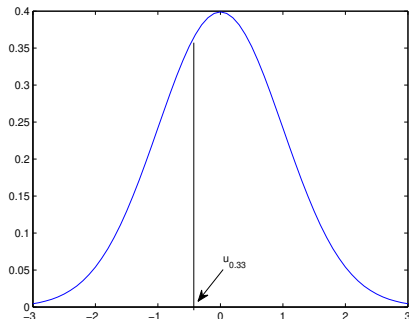
分位数

分位数: 设 $X \sim \phi(n)$, $0 < \alpha < 1$, 称满足

$$P(X \leq \phi_\alpha(n)) = \alpha$$

的实数 $\phi_\alpha(n)$ 为分布 $\phi(n)$ 的 α 分位数, 或叫做 α 分位点。

分位数



上图是标准正态分布的密度曲线，其中 $u_{0.33}$ 是其 0.33 分位点，表示

$$P(X \leq u_{0.33}) = 0.33$$

计算 t 分位数

若 $X \sim t(n)$, 由于 $\lim_{n \rightarrow \infty} X \sim N(0, 1)$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} t_\alpha(n) = u_\alpha$$

练习

$$t_{0.95}(10), t_{0.1}(20), t_{0.9}(50)$$

计算 χ 分位数

- 若 $X \sim \chi^2(n)$ 分布, 当 $n \rightarrow \infty$,
 $(X - n)/\sqrt{2n} \sim N(0, 1)$, 所以

$$\begin{aligned}\alpha &= P(X \leq \chi_\alpha^2(n)) \\ &= P((X - n)/\sqrt{2n} \leq (\chi_\alpha^2(n) - n)/\sqrt{2n})\end{aligned}$$

即

$$u_\alpha = (\chi_\alpha^2(n) - n)/\sqrt{2n}$$

解出

$$\chi_\alpha^2(n) = n + \sqrt{2n}u_\alpha, \quad n \rightarrow \infty$$

练习

$$\chi^2_{0.99}(10), \chi^2_{0.05}(20), \chi^2_{0.95}(60)$$

计算 F 分位数

若 X 服从 $F(m, n)$, 则有 $\frac{1}{X} \sim F(n, m)$, 若已知 $F_\alpha(m, n)$, 那么

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

即

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

也即

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

练习

$$F_{0.99}(5, 4), F_{0.05}(3, 7)$$

习题 5.8

一个系统由 n 个独立的部件组成，每个部件损坏的概率为 0.1。系统的正常运行需要 $\geq 80\%$ 的部件正常工作。

求： n 需要多少才能使得系统正常运行的概率 $\geq 95\%$?

$$X_i \sim B(1, p), \quad p = 0.9$$

$$P\left(\sum_{i=1}^n X_i \geq 0.8n\right) \geq 0.95.$$

$$\begin{aligned} & 1 - P\left(\sum_{i=1}^n X_i < 0.8n\right) \\ &= 1 - P\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i - E[\sum_{i=1}^n X_i]}{\sqrt{\text{Var}[\sum_{i=1}^n X_i]}} < \frac{0.8n - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right) \end{aligned}$$

$$\approx 1 - P\left(Y < -\frac{\sqrt{n}}{3}\right) = P\left(Y < \frac{\sqrt{n}}{3}\right) = \Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{3}\right)$$

$Y \sim N(0, 1)$

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - E[\sum_{i=1}^n X_i]}{\sqrt{\text{Var}[\sum_{i=1}^n X_i]}} \rightarrow$$

$\nearrow np$
 $\searrow np(1-p)$

$$\frac{0.8n - 0.9n}{\sqrt{n \cdot 0.9 \times 0.1}} = -\frac{\sqrt{n}}{3}$$

$$\Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{3}\right) \geq \Phi(u_{0.95})$$

$$\Rightarrow \frac{\sqrt{n}}{3} \geq u_{0.95}$$

$$\text{查表 } \Phi(1.64) \leq 0.95 \leq \Phi(1.65)$$

回顾: 1 阶统计量

$$X \sim N(0, 1) \quad \begin{array}{c} \xrightarrow{Y = \sigma X + \mu} \\ \xleftarrow{X = \sigma^{-1}(Y - \mu)} \end{array} \quad Y \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum X_i \sim N(0, \frac{1}{n}).$$

$$(\sqrt{n} \bar{X} \sim N(0, 1))$$

$$X_i - \bar{X} \sim N(0, \frac{n-1}{n})$$

$$(\sqrt{\frac{n}{n-1}} (X_i - \bar{X}) \sim N(0, 1))$$

$$\bar{Y} = \sigma \bar{X} + \mu \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

$$(\sigma^{-1} \cdot \sqrt{n} \bar{Y} \sim N(0, 1))$$

$$Y_i - \bar{Y} = \sigma(X_i - \bar{X}) \sim N(0, \frac{n-1}{n} \sigma^2)$$

$$(\sigma \cdot \sqrt{\frac{n}{n-1}} (Y_i - \bar{Y}) \sim N(0, 1))$$

$$\sum \left(\sqrt{\frac{n}{n-1}} (X_i - \bar{X}) \right)^2 \sim \chi^2(n).$$

$$\frac{n}{n-1} \cdot \sum (X_i - \bar{X})^2 \text{ 对吗?}$$

Cochran's Theorem 的应用

By Cochran's Theorem, $X^T A X \sim \chi^2(\text{rank}(A))$

where $X \sim N(0, 1)$

$\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$ where $X_i \sim N(0, 1)$.

$$\begin{aligned} \sum_i (X_i - \bar{X})^2 &= \sum_i \left(X_i - \frac{1}{n} \sum_j X_j \right)^2 \\ &= \sum_i \left(X_i^2 - \frac{2}{n} X_i \left(\sum_j X_j \right) + \frac{1}{n^2} \left(\sum_j X_j \right)^2 \right) \\ &= \sum_i X_i^2 - \frac{2}{n} \left(\sum_i X_i \right) \cdot \left(\sum_j X_j \right) + \frac{1}{n} \left(\sum_j X_j \right)^2 \\ &= \sum_i X_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_i X_i \right)^2 \\ &= \sum_i X_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_i X_i^2 + \sum_{i \neq j} X_i X_j \right). \end{aligned}$$

$$= (X_1 \dots X_n) \left(\left(\begin{pmatrix} 1 & & \\ & \ddots & \\ & & 1 \end{pmatrix} - \frac{1}{n} \begin{pmatrix} 1 & \dots & 1 \\ \vdots & & \vdots \\ 1 & \dots & 1 \end{pmatrix} \right) \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix} \right)$$

$$I_n - \frac{1}{n} A_1.$$

Claim: $\text{rank}(I_n - \frac{1}{n} A_1) = n-1$.

Pf: ① $\text{rk} \geq \text{rk}(I_n) - \text{rk}(\frac{1}{n} A_1) = n-1$

$$\text{② } (I_n - \frac{1}{n} A_1) \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

$\Rightarrow \text{rk} < n$

①+② $\Rightarrow \text{rk} = n-1$.

回顾：2 阶统计量

$$X \sim N(0, 1) \xrightarrow{Y = \sigma X + \mu} Y \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$\leftarrow X = \frac{Y - \mu}{\sigma}$

$$X^2 \sim \chi^2(1).$$

$$\sum X_i^2 \sim \chi^2(n).$$

$$\sum (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$$

$$\stackrel{||}{=} n \cdot S_n^2(X)$$

$$= (n-1) S_n^2(X).$$

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

$$\sigma^{-2} \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$$

||

$$\sigma^{-2} \cdot n \cdot S_n^2(Y)$$

$$= \sigma^{-2} \cdot (n-1) \cdot S_n^2(Y).$$

正态总体的抽样分布

抽样分布基本定理: 设总体 $X \sim N(0, 1)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为其样本, 则样本均值 $\bar{X} \sim N(0, \frac{1}{n})$, $nS_n^2 \sim \chi^2(n-1)$, 并且 \bar{X} 与 S_n^2 相互独立。

- ▶ 对于服从正态分布的总体, 样本均值 \bar{X} 服从一维正态分布。
- ▶ $S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 即 S_n^2 是 \bar{X} 的函数, 但是它们却相互独立。

推论 6.3.1:

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为其样本, 则 \bar{X} 与 S_n^2 相互独立, 且

$$\begin{aligned}\bar{X} &\sim N(\mu, \sigma^2/n) \\ \frac{(n-1)S_n^{*2}}{\sigma^2} &= \frac{nS_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)\end{aligned}$$

推论 6.3.2: (ex 6.5).

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为其样本, 那么

$$\frac{\bar{X} - \mu}{S_n^*} \sqrt{n} = \frac{\bar{X} - \mu}{S_n} \sqrt{n-1} \sim t(n-1)$$

推论 6.3.3: (6.7)

设总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, (X_1, X_2, \dots, X_m) 为其样本, 样本均值为 \bar{X} , 样本方差为 S_{1m}^2 ; 另有与 X 独立的总体 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 为其样本, 样本均值为 \bar{Y} , 样本方差为 S_{2n}^2 , 那么

$$\frac{mS_{1m}^2 \sigma_2^2}{nS_{2n}^2 \sigma_1^2} \frac{n-1}{m-1} = \frac{S_{1m}^{*2} \sigma_2^2}{S_{2n}^{*2} \sigma_1^2} \sim F(m-1, n-1)$$

推论 6.3.4:

在推论 6.3.3 的假定中增加一个条件 $\sigma_1 = \sigma_2$, 那么

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

命题 6.3.5:

设总体 X 的分布函数为 F_X , 分布密度函数为 f_X , 那么

$$f_{X_{(k)}}(x) = \frac{n!}{(n-k)!(k-1)!} [F_X(x)]^{k-1} [1 - F_X(x)]^{n-k}$$

$$k = 1, 2, \dots, n$$

习题 6.5

设 X_1, X_2, \dots, X_{10} 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 且

$$\bar{X} = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i,$$

$$S_9^{*2} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^9 (X_i - \bar{X})^2,$$

$$T = \frac{3(X_{10} - \bar{X})}{S_9^* \sqrt{10}}$$

请问 T 服从何种分布

习题 6.7

设总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$, 从 X 中抽取样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{14})$, 且

$$Y_1 = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 X_i, Y_2 = \frac{1}{5} \sum_{i=10}^{14} X_i,$$

$$Z_1 = \sum_{i=1}^5 (X_i - Y_1)^2, Z_2 = \sum_{i=10}^{14} (X_i - Y_2)^2,$$

$$Z_3 = \sum_{i=6}^9 X_i^2, T = \frac{Z_1 + Z_2}{2Z_3}$$

请问 T 服从什么分布