

## 第六章 数理统计的基本概念

### § 6.1 总体、样本与统计量

一、基本概念：概率论中问题的讨论，常常从概率存在、 $r.v.X$ 的分布、数字特征已知信息出发，讨论它们的种种性质。但在实际问题中，人们事先并不知道事件概率， $r.v.X$ 的概率分布和数字特征，对它们进行估计与推断构成数理统计的基本问题。

数理统计  $\left\{ \begin{array}{l} \text{试验设计: 怎样抽样的科学} \\ \text{统计推断: 估计问题与假设检验} \end{array} \right.$

(未知参数或未知概率分布)

例1.从5000个产品中随机地抽检一个产品，结果可能合格，也可能不合格， $X$ 表示合格品个数

$X$	$0$	$1$
$P$	$1-P$	$P$

( $X=1$ )——合格， ( $X=0$ ) ——不合格，  
但是，  $P=?$  事先未知，即0-1分布未知。

问（1）如何求出或近似地求出 $p$ 值？

（2）若人们根据以往生产经验提出假设：“ $H_0: P=0.65$ ”，那么，是同意这个假设，还是否定这个假设呢？应该用什么方法检验？

（U检， $\chi^2$ -检， t-检， F-检）

统计手法：从研究对象的全体元素中随机地抽取一小部分进行观察（or试验），然后用观察得到的资料（or数据）为出发点，以概率论的理论为基础对上述问题进行估计或推断，称之为统计推断。

1 总体（母体）：在数理统计中，把研究对象的全体元素构成的集合。而把组成总体的每个元素称为个体。

有限总体、无限总体。某城市在一定条件下培养的大学生的数集合为无限总体。便于叙述，一旦所考察的数量指标明确后，我们将总体与其数量指标相应的概率分布等同起来，即总体是一个概率

分布或服从某个概率分布的  $r \cdot v X$

2 样本：从总体 $X$ 中随机抽检 $n$ 个体（随机抽样），则得  $n$ 组观察值 $x_1, \dots, x_n$ ，称此E为随机抽样，简称抽样。 $n$ 为样本容量，若离开特定的某次抽样即将抽样结果一般化（随机化），则抽得结果为 $n$ 个 $r \cdot v$ ，称这 $n$ 个 $r \cdot v X_1, X_2, \dots, X_n$ ，为来自总体 $X$ 的一个容量为 $n$ 样本or  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  为来自总体 $X$ 的样本。

$n$ 维  $r.v$   $(X_1, \dots, X_n)$  的  $dfF(x_1, \dots, x_n)$

为样本的分布，对应样本值  $(x_1, \dots, x_n)$  为样本点，样本点的全体称之为样本空间。

目的：数理统计任务即研究如何根据样本来推断总体。为使抽得样本很好反映总体特性，通常假定总体  $X$  的  $n$  次观察是

在相同条件下独立重复进行的。

常用的样本是简单随机样本。

定义1：若 $X_1, \dots, X_n$ 为来自总体 $X$ 一个样本，且满足：

- (1)  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是相互独立的 $n$ 个 $r.v.$ ;
- (2)  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 与总体 $X$ 同分布。

则称 $X_1, \dots, X_n$ 为简单随机样本。



注：今后若无特别说明，一般而言，样本 $X_1, \dots, X_n$ 是指简单随机样本。

怎样构造函数 $T=T(X_1, \dots, X_n)$ ，以便把样本中所包含有关信息集中起来，然后再利用之进行统计推断且 $T$ 为  $r.v.$ 。

3 统计量：（样本 $(X_1, \dots, X_n)$ 的Borel函数）

定义2 设 $X_1, \dots, X_n$ 为总体 $X$ 的容量为 $n$ 的样本， $T(X_1, \dots, X_n)$ 是定义在样本空间上

且不依赖于未知参数的 $c \cdot f$ , 则称

$T=T(X_1, \dots, X_n)$  为一个统计量。

例2 构造统计量与非统计量, 总体

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

$\mu$ 未知,  $\sigma^2$ 已知

$$f_1(X_1, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 / \sigma^2$$

$$f_2 = X_i + 1$$

$$f_3 = \sum_{i=1}^n X_i / \sigma^2$$

$$f_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

几个重要统计量:

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

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

k阶原点矩:  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$        $k$ 为自然数

$k$ 阶中心矩:  $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$ ,  $k$ 为自然数

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

为样本二阶中心距。

顺序统计量: 设 $x_1, \dots, x_n$ 为样本的一组观察值,  
将之按大小次序排列得到

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$$

$X_{(i)}$ 总以  $x_{(i)}$ 作为它的取值

称 $X_{(i)}$ 为第 $i$ 个顺序统计量,

$X_{(1)}$ 与 $X_{(n)}$ 分别为最小顺序统计量与最大顺序统计量。

样本中位数

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

样本极差： 称 $R = X_{(n)} - X_{(1)}$ 为样本极差。

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \cdots \leq X_{(n)}$$

经验分布函数。

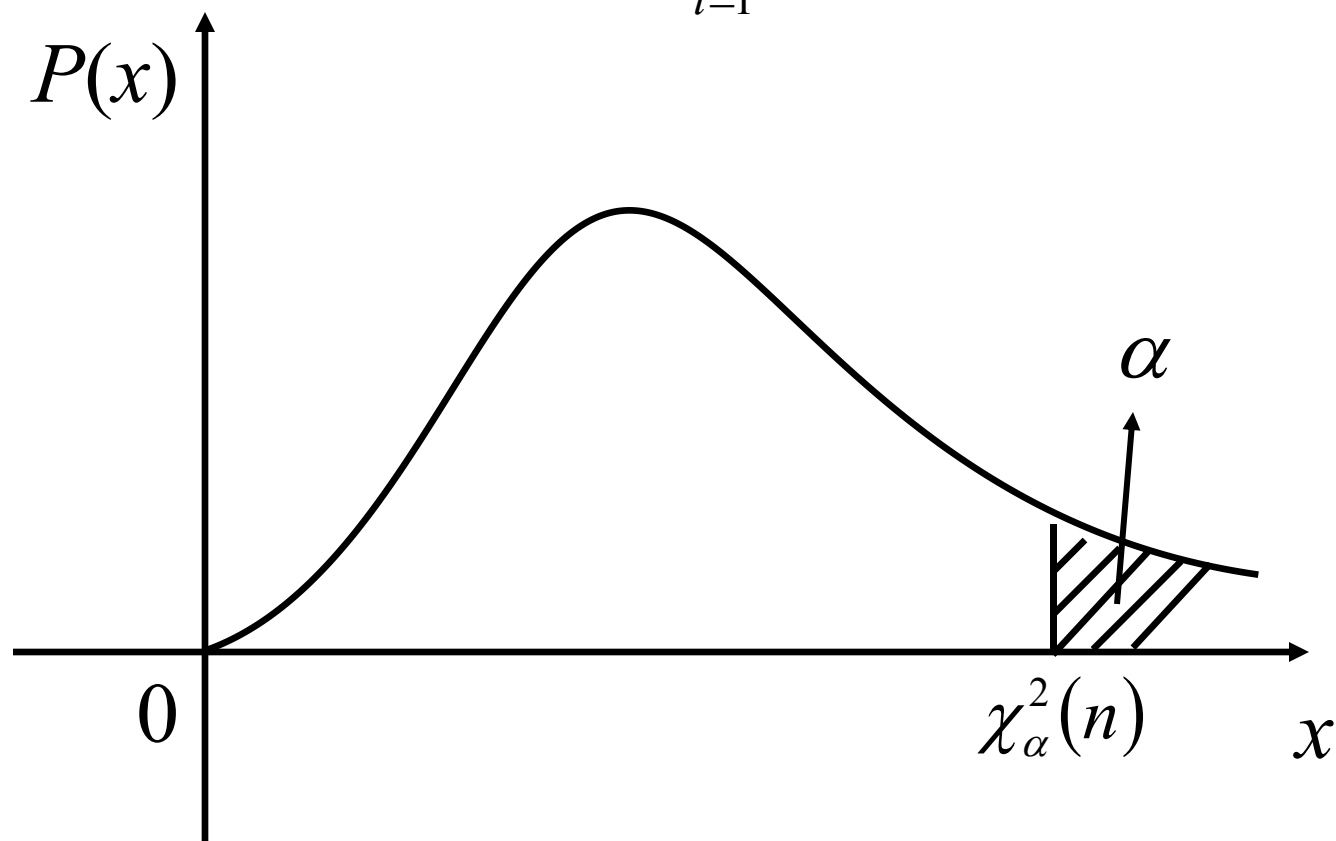
§ 6.2 三大分布  $\chi^2, t, F$  分布与抽样分布

一、三大分布

1、  $\chi^2$  - 分布

设 $X_1, \dots, X_n$ 独立同分布,  $X_i \sim N(0,1)(i = \overline{1, n})$

则它们的平方和  $Z = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$





$\chi^2$  变量性质：若  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ , 则有

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

(2)  $\chi^2$  - 分布之可加性：

若  $X, Y$  独立且  $X \sim \chi^2(n_1), Y \sim \chi^2(n_2)$ ,  
则  $Z = X + Y \sim \chi^2(n_1 + n_2)$  (卷积公式)

(3)  $n$  很大时,  $Z \sim N(n, 2n)$ ,

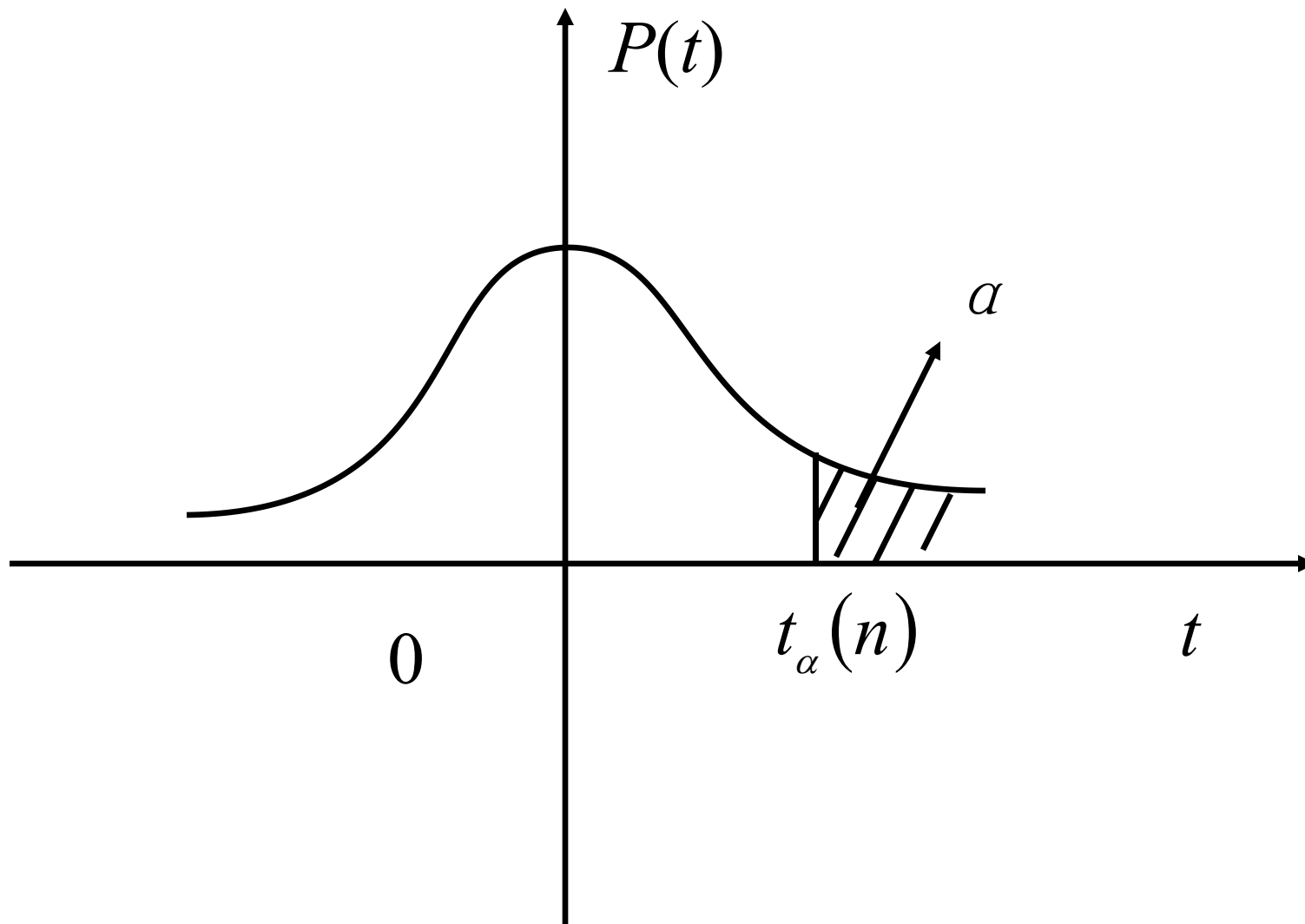
$$\frac{\chi^2 - n}{\sqrt{2n}} \sim N(0,1) \quad (\text{中心极限 th}).$$

(4)  $\chi^2(n)$  上侧  $\alpha$  分位数, 若对某些  $\alpha(0 < \alpha < 1)$  和不同  $n$ , 查附表,  $\exists$  一个满足等式  $P[\chi^2 \geq \chi_\alpha^2(n)] = \alpha$  的临界值的数值  $\chi_\alpha^2(n)$ , 则称临界值  $\chi_\alpha^2(n)$  的数值为  $\chi_\alpha^2(n)$  的上侧  $\alpha$  分位数。

2.  $t$  分布 : 设  $X, Y$  独立且  $X \sim N(0,1), Y \sim \chi^2(n)$ , 则称  $T = X/\sqrt{Y/n}$  服从自由度为  $n$  的  $t$  分布, 记  $T \sim t(n)$

(1)  $T$  变量 pdf 曲线十分近似标准正态变量 pdf 曲线, (当  $n \geq 30$  时)

(2) 若给出了  $\alpha$  和自由度  $n$ , 有临界值  $t_\alpha(n)$  满足等式  $P[T \geq t_\alpha(n)] = \alpha$  临界值  $t_\alpha(n)$  的数值, 则称临界值  $t_\alpha(n)$  的数值为  $t(n)$  的上侧  $\alpha$  分位数。



3.F-分布： 设 $X \sim \chi^2(n_1)$ ,  $Y \sim \chi^2(n_2)$ 且r.vX与Y独立， 则称

$$F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} = \frac{n_2}{n_1} \cdot \frac{X}{Y}$$

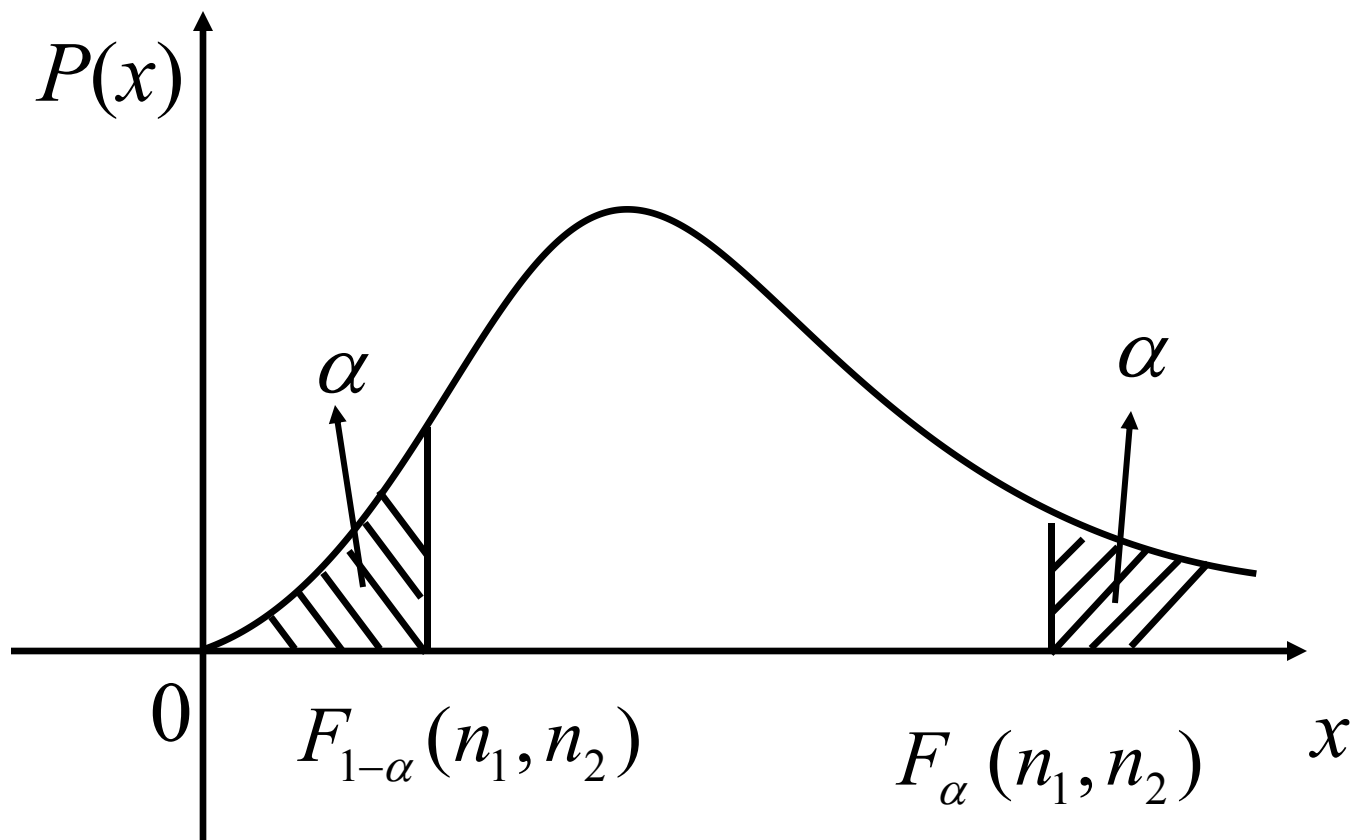
服从第一自由度为 $n_1$ ， 第二自由度为 $n_2$ 的F-分布， 记 $F \sim F(n_1, n_2)$ 。

(1)  $F(n_1, n_2)$  上侧  $\alpha$  分位数：对某些  $n_1, n_2$ ,  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ), 查附表得临界值  $F_\alpha(n_1, n_2)$  的数值, 则称  $F_\alpha(n_1, n_2)$  为  $F(n_1, n_2)$  的上侧  $\alpha$  分位数。

(2)  $\alpha$  分位数性质：

$$F_\alpha(n_1, n_2) = 1 / F_{1-\alpha}(n_2, n_1)$$

$$\text{Proof}::: X \sim \chi^2(n_1), \quad Y \sim \chi^2(n_2)$$



且X与Y独立。

$$F = \frac{X / n_1}{Y / n_2} = \frac{n_2}{n_1} \cdot \frac{X}{Y} \sim F(n_1, n_2),$$

$$\frac{Y / n_2}{X / n_1} \sim F(n_2, n_1)$$

于是对  $\forall \alpha (0 < \alpha < 1)$

有上侧  $\alpha$  分位数  $F_\alpha(n_2, n_1)$  使



$$P\left\{\frac{Y / n_2}{X / n_1} \geq F_{\alpha}(n_2, n_1)\right\} = \alpha$$

$$\begin{aligned} \text{而 } P\left\{\frac{Y / n_2}{X / n_1} > F_{\alpha}(n_2, n_1)\right\} \\ &= P\left\{\frac{X / n_1}{Y / n_2} < \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}\right\} = \alpha \\ &= 1 - P\left\{\frac{X / n_1}{Y / n_2} \geq \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}\right\} \end{aligned}$$

故

$$P \left\{ \frac{X / n_1}{Y / n_2} \geq \frac{1}{F_\alpha(n_2, n_1)} \right\} = 1 - \alpha$$

$$\text{又} \quad \frac{X / n_1}{Y / n_2} \sim F(n_1, n_2)$$

故  $\frac{1}{F_\alpha(n_2, n_1)}$  表示  $F(n_1, n_2)$  上侧  $1 - \alpha$  分位数

$$F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_\alpha(n_2, n_1)}$$

可从分位数 $F_{\alpha}(n_2, n_1)$ 求出分位数 $F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$

例  $\alpha = 0.05, n_1 = 8, n_2 = 12$

$$F_{0.05}(8, 12) = 2.85,$$

$$F_{0.95}(12, 8) = \frac{1}{2.85} = 0.35$$

二、抽样分布：

前提：总体  $X$  为正态总体， $(X_1, \cdots, X_n)$  为来自正态总体  $X$  的简单随机样本。

Th1（样本均值分布）设  $X_1, \dots, X_n$  为总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本，则样本均值

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

推论：设  $\bar{X}$  为正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$  样本均值，

则 
$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$$

Prof:  $\because X_1, \dots, X_n$  为  $N(\mu, \sigma^2)$  一个简单随机样本,

$$\therefore \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ 亦为正态变量}$$

$$\text{而 } E\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i = \frac{1}{n} \times n\mu = \mu$$

$$D\bar{X} = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n DX_i = \frac{1}{n^2} \times n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

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

$$\text{故 } \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{1}{n}\sigma}} \sim N(0,1)$$

$$\text{即 } \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n} \sim N(0,1)$$

Th2. (样本方差分布) 设  $X_1, \dots, X_n$  为总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 则样本方差  $S^2$  与样本均值  $\bar{X}$  相互独立, 且

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

Th3. 设  $X_1, \dots, X_n$  为总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本,  $\bar{X}$  与  $S^2$  分别为样本均值和样本方差, 则  $\frac{\bar{X} - \mu}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$  其中  $S = \sqrt{S^2}$

$$\therefore \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1) \quad (Th\ 1)$$

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \quad (Th2)$$

且  $\bar{X}$  与  $S^2$  独立

$$\therefore \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \text{ 与 } \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \text{ 亦独立。}$$



$$\begin{aligned}
 t &= \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} / \sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} / n-1} \\
 &= \frac{\bar{X} - \mu}{s} \sqrt{n} \sim t(n-1)
 \end{aligned}$$

$t$ -分布定义

Th4 设  $X_1, \dots, X_{n_1}$  和  $Y_1, \dots, Y_{n_2}$  分别是来自总体  $N(\mu_1, \sigma^2)$  和  $N(\mu_2, \sigma^2)$ ，它们相互独立，则：

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

其中

$$S_w = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}},$$

$s_1^2, s_2^2$ 分别为两个样本的样本方差。

由Th1知：

$$\bar{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma^2}{n_1}), \quad \bar{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma^2}{n_2})$$

$\therefore \bar{X}$ 与 $\bar{Y}$  独立，故

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, (\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})\sigma^2)$$

从而

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

由Th2知:

$$\frac{(n_1 - 1)s_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \quad \frac{(n_2 - 1)s_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$$

又 $\because$ 二者独立，故由  $\chi^2$ —分布可加性：

$$\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2)$$

而t—分布定义

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

与

$$\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{\sigma^2} \quad \text{相互独立}$$

由t—分布定义

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \bigg/ \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{\sigma^2} / n_1 + n_2 - 2}$$

$$= \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

Th5 设  $X_1, \dots, X_{n_1}$  和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$  分别是总体  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$  和  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$  的两个样本，它们相互独立，则：

$$\frac{s_1^2/\sigma_1^2}{s_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1, n_2-1)$$

其中  $s_1^2$  和  $s_2^2$  分别是两个样本的样本方差。

由Th2:

$$\begin{aligned} \frac{(n_1-1)s_1^2}{\sigma_1^2} &\sim \chi^2(n_1-1), & \frac{(n_2-1)s_2^2}{\sigma_2^2} &\sim \chi^2(n_2-1) \\ \therefore \frac{(n_1-1)s_1^2}{\sigma_1^2} &\text{ 与 } \frac{(n_2-1)s_2^2}{\sigma_2^2} && \text{ 相互独立。} \end{aligned}$$



∴由F定义:

$$\frac{\frac{(n_1 - 1)s_1^2}{\sigma_1^2} / n_1 - 1}{\frac{(n_2 - 1)s_2^2}{\sigma_2^2} / n_2 - 1} = \frac{s_1^2 / \sigma_1^2}{s_2^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

例3 设 $X_1, \dots, X_n, X_{n+1}$ 来自  $N(\mu, \sigma^2)$  样本。

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

求统计量

$$T = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{s^*} \cdot \sqrt{\frac{n-1}{n+1}} \quad \text{分布}$$

解：由题设

$$X_{n+1} - \bar{X} \sim N(0, (1 + \frac{1}{n})\sigma^2)$$

$$\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sqrt{\frac{n+1}{n}}\sigma} \sim N(0,1), \text{ 而 } \bar{X} \text{ 与 } s^2 \text{ 独立}$$

于是  $\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2}$  与  $\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sqrt{\frac{n+1}{n}}\sigma}$  独立

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

$$(n-1)s^2 = ns^{*2}$$

$$\begin{aligned}
T &= \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sqrt{\frac{n+1}{n}}\sigma} \bigg/ \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \bigg/ n-1} \\
&= \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sqrt{\frac{n+1}{n}}\sigma} \bigg/ \sqrt{\frac{nS^{*2}}{\sigma^2} \bigg/ n-1} \\
&= \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S^*} \sqrt{\frac{n-1}{n+1}} \sim t(n-1)
\end{aligned}$$

补充习题

E9~12,18~20

# 第六章数理统计初步总结

- 1、三个概念；
- 2、三大分布；
- 3、五个抽样分布定理。