

**数理统计**是研究大量随机现象统计规律的一门数学科学，以概率论为基础：

- (1) 收集、整理和分析受到随机性影响的数据
- (2) 为随机现象选择和检验数学模型
- (3) 推断和预测随机现象的性质、特点和统计规律
- (4) 为决策提供依据和建议



## §1 总体与样本

### 一、总体、个体及总体分布

**总体：**与研究对象的某项数量指标相联系的试验的全部可能的观察值。

**个体：**总体中的每个元素，即试验的每个可能观察值称为个体。

**总体的容量：**总体中包含的个体的个数。

**有限总体：**容量为有限的总体。

**无限总体：**容量为无限的总体。



例如：某工厂生产的灯泡的寿命是一个总体，每一个灯泡的寿命是一个个体；

某学校男生的身高的全体是一个总体，每个男生的身高是一个个体。

检验某工厂生产的零件是正品还是次品，以“1”表示零件是正品，以“0”表示零件是次品，则总体由一些“0”和“1”组成，其中的“0”或“1”为个体。

设  $X$  表示联系总体的数量指标的值，则  $X$  是一随机变量， $X$  的所有取值即为总体。

总体分布：随机变量  $X$  的分布。



例如：某工厂生产的灯泡的寿命是一个总体，从该厂中任取一只灯泡测试它的寿命，用  $X$  表示该灯泡的寿命，则  $X$  是随机变量，且  $X$  的所有取值为总体。一般  $X$  服从指数分布，参数 为该工厂生产的灯泡的平均寿命，故该总体为指数分布总体。

检验某工厂生产的零件是正品还是次品，以“1”表示零件是正品，以“0”表示零件是次品，则总体由一些“0”和“1”组成，其中的“0”或“1”为个体。引进随机变量

$$X = \begin{cases} 1 & \text{任取一件产品是正品} \\ 0 & \text{任取一件产品是次品} \end{cases}, \text{则总体 } X \sim b(1, p)$$



一般，总体的分布未知，或总体的分布已知，但某些参数未知。要对总体进行推断，我们对每个个体研究是不可能的，故须抽出部分个体进行研究。

## 二、样本、样本分布

**样本：**从总体中抽出的部分个体。

**样本容量：**样本中所含个体的个数。

每个个体是一个数，所以每次抽出容量为  $n$  的样本是  $n$  个数，但由于每个个体的抽取是随机的，故容量为  $n$  的样本可看成是  $n$  个随机变量。



容量为  $n$  的样本用  $X_1, \dots, X_n$  表示，其中  
每个  $(i = 1, \dots, n)$

都是随机变量，要求它们满足

以下两个特点： $X_i (i = 1, \dots, n)$

(1) 代表性：每个与总体  $X$   
同分布； $X_1, \dots, X_n$

(2) 独立性：相互独立，即每个观  
察结果既不影响其它观察结果，也不受其它观察结  
果的影响。 $\dots, X_n$

则称  $X_1, \dots, X_n$  为简单随机样本，简称为样本

。

### 抽取简单随机样本的方法：

在相同条件下对总体进行  $n$  次独立，重复的观察。将观察结果按试验的次序依次记为  $X_1, \cdots, X_n$ ，就得到一个简单随机样本  $X_1, \cdots, X_n$ 。

当  $n$  次观察一经完成，就得到一组实数  $x_1, \cdots, x_n$ ，它们依次是随机变量  $X_1, \cdots, X_n$  的观察值，称为样本值。

无限总体  $\longrightarrow$  无放回抽样

有限总体  $\longrightarrow$  有放回抽样

$\frac{n}{N}$  很小



返回主目录

## 样本分布

由定义知：若  $(X_1, \cdots, X_n)$  为来自总体  $X$  的一个样本

，  $(X_1, \cdots, X_n)$

$X_1, \cdots, X_n$

则  $(X_1, \cdots, X_n)$  是  $n$  维随机变量，且相互独立，故  $(X_1, \cdots, X_n)$  的联合分布函数为：

$$F^*(x_1, \cdots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$$

若设  $X$  的概率密度为  $f(x)$ ，则  $(X_1, \cdots, X_n)$  的联合概率密度为：

$$f^*(x_1, \cdots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

若  $X$  的分布律为  $P\{X = x\} = p(x)$ ，则  $(X_1, \cdots, X_n)$  的联合分布律为：

$$p\{X_1 = x_1, \cdots, X_n = x_n\} = \prod_{i=1}^n p(x_i)$$



[返回主目录](#)



**例 1** 设总体  $X \sim \exp(\theta)$ ,  $X_1, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则  $(X_1, \dots, X_n)$  的联合概率密度为:

$$f^*(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

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

$$= \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i} & x_1 > 0, \dots, x_n > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

**例 2** 设总体  $X \sim \pi(\lambda)$ ,  $(X_1, \cdots, X_n)$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则  $(X_1, \cdots, X_n)$  的联合分布律为:

$$\begin{aligned} P\{X_1 = x_1, \cdots, X_n = x_n\} &= \prod_{i=1}^n P\{X_i = x_i\} \\ &= \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}}{x_1! \cdots x_n!} e^{-n\lambda} \end{aligned}$$

$$P\{X = x\} = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$



## §2. 直方图和箱线图

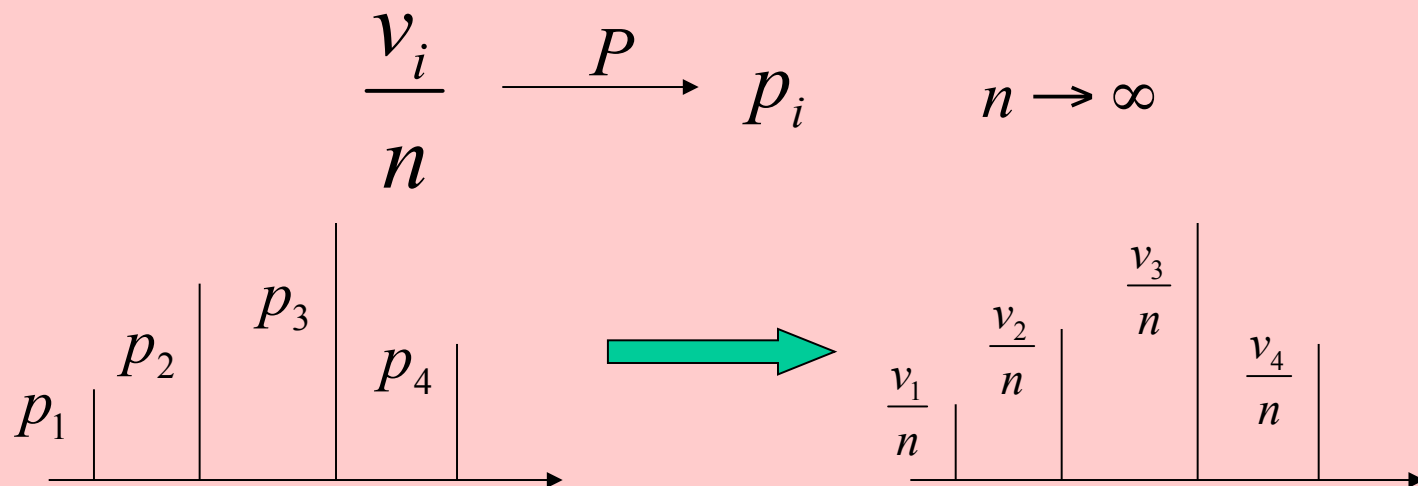
通过试验得到许多的观察值，将这些数据加以整理，借助表格或图形加以描述，以便粗略了解总体的分布。

### 一、直方图

**离散型：**

设总体 $X$ 为离散型随机变量，分布列为 $P(X = a_i) = p_i$

令 $v_i$ 表示事件 $\{X = a_i\}$ 在 $n$ 次重复独立观测中出现的次数



## 连续型：

设总体 $X$ 为连续型随机变量，密度 $f(x)$ 为未知的  
对任一有限区间 $[a, b]$ ，等分成 $k$ 个子区间，其长度为 $\frac{b-a}{k}$

$$a = a_0 < a_1 < \cdots < a_{k-1} < a_k = b$$

$v_i$ 表示 $n$ 次重复独立观测得样本 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 中落在  
区间 $(a_i, a_{i+1}]$ 中的个数

$$\frac{v_i}{n} \xrightarrow{P} P\{a_i < X \leq a_{i+1}\} = \int_{a_i}^{a_{i+1}} f(x) dx$$

当 $k, n$ 充分大时， $\frac{v_i}{n} \approx f(a_i) \cdot \frac{b-a}{k}$

定义函数：

当 $a_i < x \leq a_{i+1}$ 时，有 $f_n(x) = \frac{v_i}{n} \cdot \frac{k}{b-a}$ ， $i = 0, 1, \dots, m-1$ ，

称 $f_n(x)$ 在区间 $[a, b)$ 的图形为 $[a, b)$ 上的频率直方图，  
简称为直方图。

$$f_n(x) \approx f(x)$$

**注：**直方图中的小矩形的面积等于落在该小区间的频率。

## 说明：

- (1) 作直方图时，先取一个区间，其下限比最大的数据稍小，其上限比最大的数据稍大；
- (2) 将这一区间分为  $k$  个小区间，通常当  $n$  较大时  $k$  取  $10\sim 20$ ，当  $n < 50$  时则  $k$  取  $5\sim 6$ 。若  $k$  取得过大，则会出现某些小区间内频数为零的情况（一般应设法避免）。
- (3) 分点通常取比数据精度高一位，以避免数据落在分点上。

## 二、箱线图

**定义：** 设有容量为  $n$  的样本观察值  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ，样本  $p$  分位数 ( $0 < p < 1$ ) 记为  $x_p$ ，它具有以下的性质 (1) 至少有  $np$  个观察值小于或等于  $x_p$ ；  
(2) 至少有  $n(1-p)$  个观察值大于或等于  $x_p$ 。

将 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 按自小到大的次序排列成 $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}$

样本 $p$ 分位数 $m_p$ 定义为

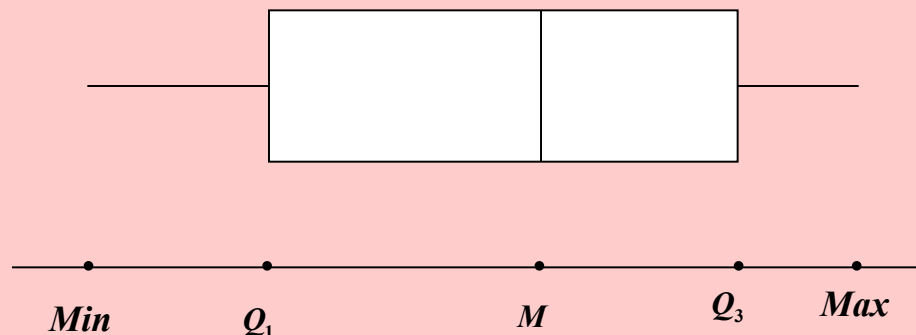
$$x_p = \begin{cases} x_{([np]+1)} & np \text{不是整数} \\ \frac{1}{2} [x_{(np)} + x_{(np+1)}] & np \text{是整数} \end{cases}$$

特别的，当 $p = 0.5$ 时，样本中位数 $x_{0.5}$ 定义为

$$x_{0.5} = \begin{cases} x_{\left(\frac{n+1}{2}\right)} & n \text{为奇数} \\ \frac{1}{2} \left( X_{\left(\frac{n}{2}\right)} + X_{\left(\frac{n}{2}+1\right)} \right) & n \text{为偶数} \end{cases}$$

0.25分位数 $x_{0.25}$ 称为第一四分位数，又记为 $Q_1$ ；0.75分位数 $x_{0.75}$ 称为第三四分位数，记为 $Q_3$ 。

**箱线图的做法**：基于5个数据最小值 $Min$ ，第一四分位数 $Q_1$ ，中位数 $M$ ，第三四分位数 $Q_3$ 和最大值 $Max$ 。



**箱线图反映的数据性质：**

(1) **中心位置**：中位数  $M$  所在的位置。

(2) **分散程度**：全部数据都落在 $[Min, Max]$ 之内，在区间 $[Min, Q_1]$ ,  $[Q_1, M]$ ,  $[M, Q_3]$ ,  $[Q_3, Max]$ 的数据各占1/4，区间较短时，表示落在该区间的数据较集中，反之较为分散；

(3) **对称性**：若中位数位于箱子的中间位置，则数据分布较为对称。 $M$ 与 $Min$ 和 $Max$ 的距离大小反映了数据分布向左或向右倾斜，且能看出分为尾部的长短。



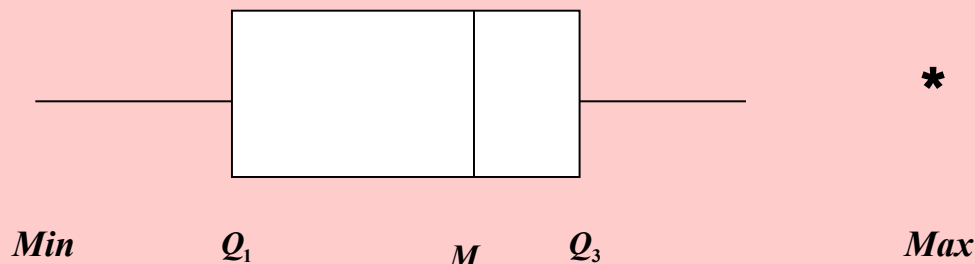
**疑似异常值：**在数据集中某一个不寻常地大于或小于该数集中地其他数据。

**注：**疑似异常值会对随后的计算结果产生不适当的影响，有必要对其进行检查和适当的处理。

**四分位数间距：**  $IQR \xrightarrow{\Delta} Q_3 - Q_1$

在实际数据的处理中，若数据小于  $Q_1 - 1.5IQR$  或大于  $Q_3 + 1.5IQR$ ，就认为它是疑似异常值。

**修正箱线图：**



### §3 统计量与抽样分布

#### 1. 定义：

设  $(X_1, \cdots, X_n)$  为来自总体  $X$  的一个样本， $g(X_1, \cdots, X_n)$  是  $X_1, \cdots, X_n$  的函数，若  $g$  中不含任何未知参数，则称  $g(X_1, \cdots, X_n)$  是一个统计量。

设  $x_1, \cdots, x_n$  是相应于样本  $(X_1, \cdots, X_n)$  的样本值。

则称  $g(x_1, \cdots, x_n)$  是  $g(X_1, \cdots, X_n)$  的观察值。

注：统计量是随机变量。

## 例 1

设  $X_1, \cdots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本，

其中  $\mu$  未知,  $\sigma^2$  已知，问下列随机变量中那些是统计

$$\min(X_1, X_2, \cdots, X_n); \frac{X_1 + X_n}{2}; \frac{X_1 + \cdots + X_n}{n} - \mu;$$

$$\frac{(X_1 + X_n)^2}{\sigma^2}; \frac{(X_1 + \cdots + X_n) - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}.$$

## 2. 常用的统计量 --- 样本的数字特征

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

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

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

样本 $k$ 阶(原点)矩：
$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \quad k = 1, 2, \dots$$

样本 $k$ 阶中心矩：
$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k \quad k = 1, 2, \dots$$

它们的观察值分别为：

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right]$$



[返回主目录](#)

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, \quad k = 1, 2, \dots$$

$$b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, \quad k = 1, 2, \dots$$

分别称为样本均值、样本方差、样本标准差、样本  $k$  阶矩、样本  $k$  阶中心矩。

统计量是样本的函数，它是一个随机变量，统计量的分布称为**抽样分布**。

**注意：1)** 若总体  $X$  的  $k$  阶(原点)矩

$$E(X^k) \stackrel{\text{记}}{=} \mu_k \text{ 存在, } k = 1, 2, \dots$$

则当  $n \rightarrow \infty$  时,  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, \quad k = 1, 2, \dots$

**事实上：**  $X_1, \dots, X_n$  相互独立，且与总体  $X$  同分布，

所以  $X_1^k, \dots, X_n^k$  相互独立，且与总体  $X^k$  同分布。

故有  $E(X_1^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k \quad k = 1, 2, \dots$

由辛钦大数定律知

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, \quad k = 1, 2, \dots$$



**注意：2)** 设  $X_1, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本

$$EX = \mu, DX = \sigma^2,$$

则 
$$E\bar{X} = \mu, D\bar{X} = \frac{\sigma^2}{n}, ES^2 = \sigma^2.$$

证： 
$$E\bar{X} = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i = \mu$$

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

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

$$\begin{aligned} ES^2 &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{1}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^n EX_i^2 - nE\bar{X}^2 \right] \\ &= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n [DX_i + (EX_i)^2] - n[DX + (EX)^2] \right\} \\ &= \frac{1}{n-1} \left[ (n\sigma^2 + n\mu^2) - n\left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right) \right] = \sigma^2 \end{aligned}$$

**说明：** 当总体的方差  $\sigma^2$  未知时，可用

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

$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$  近似代替  $\sigma^2$ 。



[返回主目录](#)



**例 2** 设总体  $X \sim \exp(\theta)$ ,  $X_1, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则

$$E\bar{X} = E(X) = \theta, D\bar{X} = \frac{D(X)}{n} = \frac{\theta^2}{n},$$
$$ES^2 = D(X) = \theta^2.$$

**例 3** 设总体  $X \sim U(-1,3)$ ,  $X_1, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则

$$E\bar{X} = E(X) = \frac{-1+3}{2}, D\bar{X} = \frac{D(X)}{n} = \frac{1}{n} \times \frac{(3+1)^2}{12},$$

$$ES^2 = D(X) = \frac{(3+1)^2}{12}.$$

**例 4** 设总体  $X \sim \pi(\lambda)$ ,  $X_1, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则

$$E\bar{X} = E(X) = \lambda, D\bar{X} = \frac{D(X)}{n} = \frac{\lambda}{n},$$

$$ES^2 = D(X) = \lambda.$$

# 经验分布函数

$v_n(x)$ 表示随机事件 $\{X \leq x\}$ 在 $n$ 次独立重复观测中出现的次数  $\longrightarrow$  经验频数

$$v_n(x) \sim B(n, F(x)).$$

经验分布函数：

$$F_n(x) = \frac{v_n(x)}{n}$$

把样本值 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 按值从小到大排序

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

则

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & x < x_{(1)} \\ \frac{k}{n} & x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)} \\ 1 & x_{(n)} \leq x \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n-1$$

## 经验分布函数的性质：

(1) 是分布函数

(2) 随机变量(样本函数):  $E[v_n(x)] = n \cdot F(x)$   $E\left[\frac{v_n(x)}{n}\right] = F(x)$

(3)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|F_n(x) - F(x)| < \varepsilon\} = 1 \quad \forall \varepsilon > 0$  依概率收敛

(4)  $F_n(x)$ 以概率1一致收敛于它的理论分布函数 $F(x)$

$$P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_x |F_n(x) - F(x)| = 0\right\} = 1$$

( 格里纹科定理 )

### 3. 常用统计量的分布

#### (1) $\chi^2$ - 分布

设  $(X_1, \cdots, X_n)$  为来自于正态总体  $N(0,1)$  的样本，  
则称统计量：

$$\chi^2 = X_1^2 + \cdots + X_n^2$$

所服从的分布为自由度是  $n$  的  $\chi^2$  分布。

记为  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$

$\chi^2$  分布的 概率密度

$$f_n(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

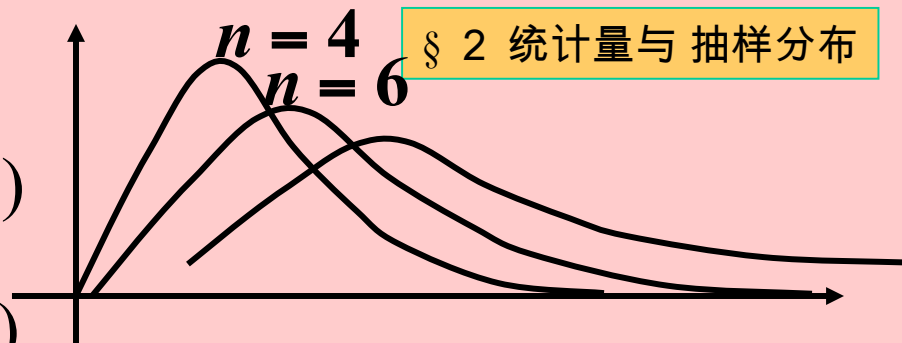
## 第六章 样本及抽样分布

### § 2 统计量与 抽样分布

**说明 :**  $\because X_i \sim N(0,1),$

$$\therefore X_i^2 \sim \chi^2(1), (p_{51})$$

即  $X_i^2 \sim \Gamma(\frac{1}{2}, 2) \quad (p_{78})$



又由  $X_1^2, \dots, X_n^2$  相互独立, 及  $\Gamma$  分布的可加性

$$\chi^2(n) = X_1^2 + \dots + X_n^2 \sim \Gamma(\frac{n}{2}, 2) \quad \text{得}$$

特别  $\chi^2(2) = X_1^2 + X_2^2 \sim \Gamma(1, 2) = \exp(2)$

### $\chi^2$ 分布的性质：

1<sup>0</sup>.  $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1), \chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$ , 且  $\chi_1^2, \chi_2^2$  独立, 则有

$$\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$$

$$2^0. E\chi^2 = n, \quad D\chi^2 = 2n$$

证2<sup>0</sup>：

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

$$EX_i = 0, \quad DX_i = 1, \quad X_i \sim N(0,1)$$

$$EX_i^2 = DX_i + (EX_i)^2 = 1,$$

所以  $E\chi^2 = n.$



## 第六章 样本及抽样分布

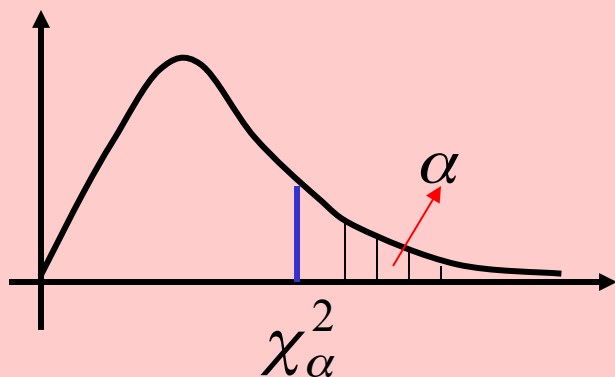
### § 2 统计量与 抽样分布

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

$$DX_i^2 = EX_i^4 - (EX_i^2)^2 = 3 - 1 = 2, \quad i = 1, 2, \cdots, n$$

$$\begin{aligned} EX_i^4 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 d\left(-e^{-\frac{x^2}{2}}\right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left\{ \left[-x^3 e^{-\frac{x^2}{2}}\right]_{-\infty}^{+\infty} + 3 \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right\} \\ &= 3EX_i^2 = 3, \end{aligned}$$

所以  $D\chi^2 = 2n.$



对于给定的  $\alpha (0 < \alpha < 1)$ ，称满足条件：

$$P\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n)\} = \alpha$$

的点  $\chi_{\alpha}^2(n)$  为  $\chi^2(n)$  分布的上  $\alpha$  分位点。

$$\chi_{0.1}^2(25) = 34.382 \quad , \quad \chi_{0.05}^2(35) = 49.802 .$$

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

$z_{\alpha}$  是标准正态分布的上  $\alpha$  分位点。

## (2) $t$ - 分布

$X \sim N(0,1)$ ,  $Y \sim \chi^2(n)$ ,  $X, Y$  独立, 则称随机变量

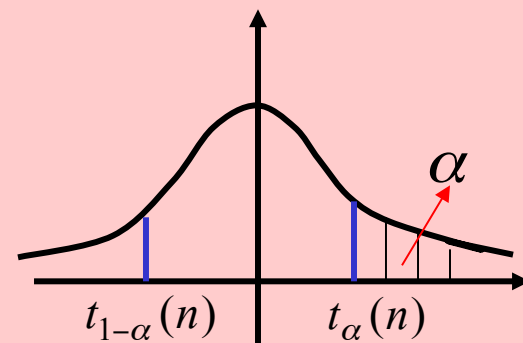
$t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$  所服从的分布为自由度是  $n$  的  $t$  - 分布

或称学生氏 ( *Student* ) 分布, 记作  $t \sim t(n)$ .

$t$  - 分布的概率密度为

$$h(t) = \frac{\Gamma[(n+1)/2]}{\sqrt{\pi n} \Gamma(n/2)} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-(n+1)/2},$$

$$-\infty < t < \infty$$



可证

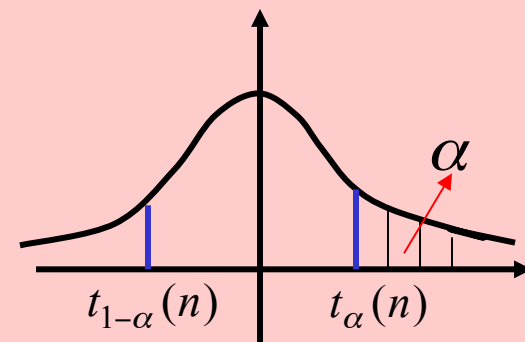
$$\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$$

当 $n$ 很大时， $t$ -分布 近似服从标准正态分布  $N(0, 1)$ .

对于给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ ，称满足条件：

$$P\{t > t_\alpha(n)\} = \alpha$$

的点 $t_\alpha(n)$ 为 $t$ 分布的上 $\alpha$ 分位点。



由概率密度的对称性知： $t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$

当 $n > 45$ 时， $t_\alpha(n) \approx z_\alpha$ .



### (3) $F$ - 分布

若  $X \sim \chi^2(n_1), Y \sim \chi^2(n_2)$ ,  $X, Y$  独立, 则称随机变量

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

所服从的分布为自由度

是  $n_1, n_2$  的  $F$  - 分布, 记作  $F \sim F(n_1, n_2)$ .

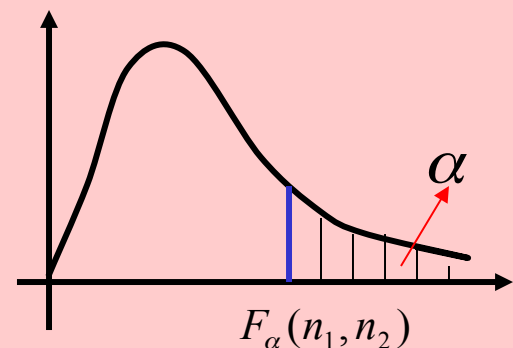
若  $F \sim F(n_1, n_2)$ , 则  $1 / F \sim F(n_2, n_1)$ .

对于给定的  $\alpha (0 < \alpha < 1)$ , 称满足条件:

$$P\{F > F_\alpha(n_1, n_2)\} = \alpha$$

的点  $F_\alpha(n_1, n_2)$  为  $F$  分布的 上  $\alpha$  分位点.

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



证明：若  $F \sim F(n_1, n_2)$

$$1 - \alpha = P\{F > F_{1-\alpha}(n_1, n_2)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\}$$

$$= 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\}$$

所以  $P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\} = \alpha$

又因为  $1/F \sim F(n_2, n_1)$ ，所以  $F_{\alpha}(n_2, n_1) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}$

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

例：  $F_{0.95}(12, 9) = \frac{1}{F_{0.05}(9, 12)} = \frac{1}{2.80} = 0.357$



### 4 、正态总体的样本均值与样本方差的分布：

**定理 1.** 设  $(X_1, \cdots, X_n)$  是总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的样本， $\bar{X}, S^2$  分别是样本均值与样本方差，则有：

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

证： $X_i \sim N(\mu, \sigma^2), i = 1, 2, \cdots, n$ ，且它们独立，

所以  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  服从正态分布，

又知  $E\bar{X} = \mu, D\bar{X} = \frac{\sigma^2}{n}$ ，故  $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right).$

**定理 2** 设  $(X_1, \cdots, X_n)$  是总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的样本， $\bar{X}, S^2$  分别是样本均值与样本方差，则有：

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

(2).  $\bar{X}$  与  $S^2$  独立。

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



**定理 3.** 
$$\frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

**证明：** 
$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1), \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1).$$

且它们独立。 则由 t- 分布的定义：

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \bigg/ \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2(n-1)}} \sim t(n-1)$$

**即：** 
$$\frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$



**定理 4.** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$  与  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$  分别是具有两个正态总体  $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$  的样本，且它们独立。

$$\text{设 } \bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} Y_j$$

分别是两个样本的均值。

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2, \quad S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2$$

分别是两个样本的方差；



则有 : 1)  $\frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$

2)  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  时,

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

证 : 1)  $\because \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1),$

且它们独立,

则  $\frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 / (n_1 - 1)\sigma_1^2}{(n_1 - 1)S_2^2 / (n_2 - 1)\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$

## 第六章 样本及抽样分布

### § 2 抽样分布

$$2) \quad \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

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

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

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1), \text{且它们独立。}$$

$$\text{则 } \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2)$$



[返回主目录](#)

由  $t$  - 分布的定义：

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \bigg/ \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} / (n_1 + n_2 - 2)}$$

$$\sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

即：

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$



例 5 设总体  $X \sim N(0, 0.25)$ ,  $X_1, \dots, X_5$  为来自总体  $X$  的一个样本, 求:  $P\{\sum_{i=1}^5 X_i^2 > 0.4025\}$ .

解:  $\because X_i \sim N(0, 0.25) \quad \therefore \frac{X_i - 0}{0.5} = 2X_i \sim N(0, 1).$

$$\therefore 4 \sum_{i=1}^5 X_i^2 \sim \chi^2(5)$$

$$P\{\sum_{i=1}^5 X_i^2 > 0.4025\} = P\{4 \sum_{i=1}^5 X_i^2 > 1.610\} = 0.90$$

$$\chi^2_{\alpha}(5) = 1.610$$



**例 6** 设总体  $X \sim N(12, 4)$   $(X_1, \dots, X_5)$  为来自总体  $X$  的一个样本，求：(1)  $P\{|\bar{X} - 12| > 1\}$ ;

(2)  $P\{\max(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5) > 15\}$ ;

**解：**(1)  $P\{|\bar{X} - 12| > 1\} = 1 - P\{|\bar{X} - 12| \leq 1\}$

$$= 1 - P\left\{-\frac{\sqrt{5}}{2} \leq \frac{\bar{X} - 12}{2/\sqrt{5}} \leq \frac{\sqrt{5}}{2}\right\}$$

$$= 2\left[1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{5}}{2}\right)\right] = 0.2628$$

$$\bar{X} \sim N\left(12, \frac{4}{5}\right).$$



$$\begin{aligned} (2) \quad & P\{\max(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5) > 15\} \\ &= 1 - P\{\max(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5) \leq 15\} \\ &= 1 - P\{X_1 \leq 15, X_2 \leq 15, X_3 \leq 15, X_4 \leq 15, X_5 \leq 15\} \\ &= 1 - \prod_{i=1}^5 P\{X_i \leq 15\} \\ &= 1 - \prod_{i=1}^5 P\left\{\frac{X_i - 12}{2} \leq \frac{15 - 12}{2}\right\} \\ &= 1 - [\Phi(1.5)]^5 = 0.2923 \end{aligned}$$

$$X_i \sim N(12, 4).$$



例 7 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $(X_1, \cdots, X_{16})$  为来自总体  $X$  的一个样本,  $S^2$  为样本方差,

求: (1)  $P\{S^2/\sigma^2 \leq 2.04\}$ , (2)  $D(S^2)$ .

解: (1) 由定理 2 知  $\frac{15S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(15)$ ,

$$\begin{aligned}\therefore P\{S^2/\sigma^2 \leq 2.04\} &= P\{15S^2/\sigma^2 \leq 15 \times 2.04\} \\ &= 1 - P\{15S^2/\sigma^2 > 30.615\} \\ &\approx 1 - 0.01 = 0.99\end{aligned}$$

$$(2) \quad D(S^2) = D\left(\frac{\sigma^2}{15} \chi^2(15)\right) = \frac{2\sigma^4}{15}$$



例 8 设总体  $X$  与  $Y$  相互独立，且  $X \sim N(0,1)$ ， $Y \sim N(0,1)$ ， $(X_1, \dots, X_9)$  为来自总体  $X$  的一个样本  $Y_1, \dots, Y_9$  为来自总体  $Y$  的一个样本，则统计量

$$U = \frac{X_1 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + \dots + Y_9^2}}$$

服从 (A)  $\chi^2(9)$ , (B)  $\chi^2(8)$ , (C)  $t(9)$ , (D)  $t(8)$ .

解：  $\bar{X} = \frac{1}{9}(X_1 + \dots + X_9) \sim N(0, \frac{1}{9})$

$$\frac{\bar{X} - 0}{1/3} = 3\bar{X} \sim N(0,1)$$

$$Y_1^2 + \cdots + Y_9^2 \sim \chi^2(9)$$

$\bar{X}$  与  $Y_1^2 + \cdots + Y_9^2$  相互独立，

$$U = \frac{X_1 + \cdots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + \cdots + Y_9^2}} = \frac{3\bar{X}}{\sqrt{(Y_1^2 + \cdots + Y_9^2)/9}} \sim t(9)$$



例 9 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $(X_1, \dots, X_{10})$  为来自总体

X 的一个样本,  $\bar{X} = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i$ ,  $S^2 = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^9 (X_i - \bar{X})^2$

证明统计量  $t = \frac{X_{10} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{9}{10}} \sim t(8)$

解:  $\bar{X} = \frac{1}{9}(X_1 + \dots + X_9) \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{9})$ ,  $X_{10} \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$\frac{X_{10} - \bar{X}}{\sqrt{\sigma^2 + \frac{\sigma^2}{9}}} = \frac{X_{10} - \bar{X}}{\sigma} \sqrt{\frac{9}{10}} \sim N(0, 1)$$

$$\frac{8S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(8)$$

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

$X_{10} - \bar{X}$ 与 $S^2$ 相互独立

$$t = \frac{X_{10} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{9}{10}} = \frac{(X_{10} - \bar{X})/\sigma}{\sqrt{S^2/\sigma^2}} \sqrt{\frac{9}{10}} \sim t(8)$$



**例 10** 设总体  $X \sim N(0, 2^2)$ ,  $X_1, \dots, X_4$  为来自总体  $X$  的一个样本, 当  $a, b$  为何值时, 统计量

$$Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$$

服从  $\chi^2$  分布, 其自由度是多少?

**解:**  $E(X_1 - 2X_2) = E(X_1) - 2E(X_2) = 0$

$$D(X_1 - 2X_2) = D(X_1) + 4D(X_2) = 20$$

$$\therefore X_1 - 2X_2 \sim N(0, 20)$$

例 10  $X \sim N(0, 2^2),$

$$Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$$

$$E(3X_3 - 4X_4) = 3E(X_3) - 4E(X_4) = 0$$

$$D(3X_3 - 4X_4) = 9D(X_3) + 16D(X_4) = 100$$

$$\therefore 3X_3 - 4X_4 \sim N(0, 100)$$

$$\therefore \frac{X_1 - 2X_2}{\sqrt{20}} \sim N(0, 1), \quad \frac{3X_3 - 4X_4}{10} \sim N(0, 1)$$

且它们独立,

例 10  $\frac{X_1 - 2X_2}{\sqrt{20}} \sim N(0,1), \quad \frac{3X_3 - 4X_4}{10} \sim N(0,1)$

$$\left(\frac{X_1 - 2X_2}{\sqrt{20}}\right)^2 + \left(\frac{3X_3 - 4X_4}{10}\right)^2 \sim \chi^2(2)$$

当  $a = \frac{1}{20}, b = \frac{1}{100}$  时 ,

$$Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$$

服从 $\chi^2$ 分布,其自由度是2.



**例 11: 设 $X_1, X_2$ 是来自于总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 试求**

$$Y = \left( \frac{X_1 + X_2}{X_1 - X_2} \right)^2 \text{ 的分布.}$$

**解: 由 $X_1, X_2$ 是来自于总体 $N(0, \sigma^2)$ 中的样本, 可得**

$$X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2) \qquad \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2\sigma^2}} \sim N(0, 1)$$

$$X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2) \qquad \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2\sigma^2}} \sim N(0, 1)$$

**由正态分布的性质可知,**

**$(X_1 + X_2, X_1 - X_2)$ 的联合分布是二元正态分布。**

因为

$$\text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 - X_2) = D(X_1) - D(X_2) = 0$$

所以 $X_1 + X_2$ 与 $X_1 - X_2$ 相互独立。

由 F 分布的定义

$$Y = \left( \frac{X_1 + X_2}{X_1 - X_2} \right)^2 = \frac{\left( \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2\sigma^2}} \right)^2}{\left( \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2\sigma^2}} \right)^2} \sim F(1,1).$$

- 1 给出了总体、个体、样本和统计量的概念，要掌握样本均值和样本方差的计算及基本性质。
- 2 引进了 $\chi^2$ 分布、t分布、F分布的定义，会查表计算。
- 3 掌握正态总体的某些统计量的分布。

作业： $P_{147}$  3,4,6,7,8,9.