

# Lec-17. 数理统计介绍、随机样本、统计量

主讲教师：吴利苏 ([wulisu@sdust.edu.cn](mailto:wulisu@sdust.edu.cn))

主    页：[wulisu.cn](http://wulisu.cn)

# 本节课内容

## 1. 数理统计部分介绍

## 2. 统计量与常用统计量

## 3. 三个重要抽样分布

- $\chi^2$  分布,  $t$  分布,  $F$  分布

# 数理统计

- 数理统计是以概率论为基础，根据试验或观察数据，来研究随机现象，对研究对象的客观规律做出合理的估计和判断.

# 数理统计

- 数理统计是以概率论为基础，根据试验或观察数据，来研究随机现象，对研究对象的客观规律做出合理的估计和判断.
- 数理统计主要内容：

# 数理统计

- 数理统计是以概率论为基础，根据试验或观察数据，来研究随机现象，对研究对象的客观规律做出合理的估计和判断.
- 数理统计主要内容：
  - 数据收集（获取、预处理、数据清洗）;

# 数理统计

- 数理统计是以概率论为基础，根据试验或观察数据，来研究随机现象，对研究对象的客观规律做出合理的估计和判断.
- 数理统计主要内容：
  - 数据收集（获取、预处理、数据清洗）；
  - 数据处理（聚类分析、特征分析、降维分析、主成分分析、特征提取）；

# 数理统计

- 数理统计是以概率论为基础，根据试验或观察数据，来研究随机现象，对研究对象的客观规律做出合理的估计和判断.
- 数理统计主要内容：
  - 数据收集（获取、预处理、数据清洗）；
  - 数据处理（聚类分析、特征分析、降维分析、主成分分析、特征提取）；
  - 结果分析（统计推断）.

## 概率论和数理统计

- 在概率论中，已知随机变量的分布的前提下，研究它的性质、特点和规律性. 例如，求数字特征  $E(X)$ ,  $D(X)$ 、求随机变量函数的分布  $F(x)$ .
- 在数理统计中，随机变量的分布未知或者部分未知，通过数据对随机变量作出推断.



# 数理统计学习内容

## Chap-6 总体、随机样本、统计量、常用的统计量和抽样分布

- $\chi^2$  分布、 $t$  分布、 $F$  分布.

## Chap-7 估计问题

- 点估计：分布函数已知，参数未知，估计未知参数.
  - ★ 矩估计、极大似然估计.
- 区间估计：对参数处在某个区间的可信程度的估计.

## Chap-8 假设检验问题

- 分布函数未知，或分布函数只知道形式而参数未知，提出某些假设，进行检验推断.

## 基本概念

- 总体 试验的全部可能的观察值;

## 基本概念

- 总体 试验的全部可能的观察值;
- 个体 总体中的每个可能观察值;

## 基本概念

- 总体 试验的全部可能的观察值;
- 个体 总体中的每个可能观察值;
- 总体的容量 总体中所包含的个体数;

## 基本概念

- 总体 试验的全部可能的观察值;
- 个体 总体中的每个可能观察值;
- 总体的容量 总体中所包含的个体数;
- 有限总体 容量有限的总体;

## 基本概念

- 总体 试验的全部可能的观察值;
- 个体 总体中的每个可能观察值;
- 总体的容量 总体中所包含的个体数;
- 有限总体 容量有限的总体;
- 无限总体 容量无限的总体, 通常将容量非常大的有限总体也按无限总体处理.

## 例

- 研究 2000 名学生的年龄, 这些学生的年龄的全体构成一个总体, 每个学生的年龄就是个体.
- 一湖泊中某种鱼的含汞量, 有限总体.
- 一城市空气质量, PM2.5 值, 无限总体.
- 考察全国正在使用的某种型号灯泡的寿命所形成的总体. 由于可能观察值的个数很多, 可认为是无限总体.

## 总体分布

- 总体  $X$  中的每一个个体有一个的取值, 这些取值构成一个分布, 因此  $X$  可以看成是一个随机变量.
- $X$  的分布函数记为  $F(x)$ , 称总体  $X$  具有分布  $F(x)$ .



## 如何推断总体分布的未知参数（或分布）？

在实际中，往往**总体的分布未知**或**总体的分布已知**，**但某些参数未知**。因此要对总体进行推断，研究所有个体是不可能的，故须抽出部分个体进行研究。

## 如何推断总体分布的未知参数（或分布）？

在实际中，往往总体的分布未知或总体的分布已知，但某些参数未知。因此要对总体进行推断，研究所有个体是不可能的，故须抽出部分个体进行研究。

- 样本 从总体中抽出的部分个体。

## 如何推断总体分布的未知参数（或分布）？

在实际中，往往总体的分布未知或总体的分布已知，但某些参数未知。因此要对总体进行推断，研究所有个体是不可能的，故须抽出部分个体进行研究。

- 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..

## 如何推断总体分布的未知参数（或分布）？

在实际中，往往总体的分布未知或总体的分布已知，但某些参数未知。因此要对总体进行推断，研究所有个体是不可能的，故须抽出部分个体进行研究。

- 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..
- 简单随机样本 独立同分布的样本  $(X_1, \dots, X_n)$   
称为容量是  $n$  的简单随机样本，简称样本。

## 如何推断总体分布的未知参数（或分布）？

在实际中，往往**总体的分布未知**或**总体的分布已知**，**但某些参数未知**. 因此要对总体进行推断，研究所有个体是不可能的，故须抽出部分个体进行研究.

- **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..
- **简单随机样本** **独立同分布**的样本  $(X_1, \dots, X_n)$   
称为容量是  $n$  的简单随机样本, 简称**样本**.
- **样本值**  $X_1, \dots, X_n$  的观察值  $x_1, \dots, x_n$ .

## 如何推断总体分布的未知参数（或分布）？

在实际中，往往**总体的分布未知**或**总体的分布已知**，**但某些参数未知**. 因此要对总体进行推断，研究所有个体是不可能的，故须抽出部分个体进行研究.

- **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..
- **简单随机样本** **独立同分布**的样本  $(X_1, \dots, X_n)$   
称为容量是  $n$  的简单随机样本, 简称**样本**.
- **样本值**  $X_1, \dots, X_n$  的观察值  $x_1, \dots, x_n$ .

注: 后面所有的样本均指简单随机样本.

## (简单随机) 抽样

- 获得简单随机样本的抽样称为(简单随机) 抽样.

## (简单随机) 抽样

- 获得简单随机样本的抽样称为(简单随机) 抽样.

如何进行 (简单随机) 抽样?



## (简单随机) 抽样

- 获得简单随机样本的抽样称为(简单随机) 抽样.

如何进行 (简单随机) 抽样?

- 对于有限总体, 采用放回抽样.

## (简单随机) 抽样

- 获得简单随机样本的抽样称为(简单随机) 抽样.

### 如何进行 (简单随机) 抽样?

- 对于有限总体, 采用放回抽样.
- 对于无限总体, 一般采取不放回抽样.

## (简单随机) 抽样

- 获得简单随机样本的抽样称为(简单随机) 抽样.

### 如何进行 (简单随机) 抽样?

- 对于有限总体, 采用放回抽样.
- 对于无限总体, 一般采取不放回抽样.
- 但当总体容量很大的时候, 不放回抽样对结果影响较小, 因此通常采用不放回抽样, 并将所得到的样本近似当作 (简单随机) 样本来处理.

## 样本的分布函数和概率密度函数

若  $X_1, \dots, X_n$  是总体  $X$  的样本,  $X$  的分布函数  $F(x)$ .  
则由独立性得  $X_1, \dots, X_n$  的联合分布函数

$$F^*(x_1, \dots, x_n) = \prod F(x_i).$$

又若  $X$  具有概率密度  $f$ , 则  $X_1, \dots, X_n$  的联合概率密度为

$$f^*(x_1, \dots, x_n) = \prod f(x_i).$$

## 例

设一批灯泡的寿命  $X$  (小时) 服从参数为  $\theta$  的指数分布,  $\theta$  未知. 从该批灯泡中采用简单随机抽样抽取容量为 10 的样本  $X_1, \dots, X_{10}$ . 对样本实施观测, 得到样本值为

6394	1105	4717	1399	7952
17424	3275	21639	2360	2896

写出样本的概率密度.

解：总体  $X \sim \text{Exp}(\theta)$ ,  $X_1, \dots, X_{10}$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则  $(X_1, \dots, X_{10})$  的联合概率密度为

$$\begin{aligned} f^*(x_1, \dots, x_{10}) &= \prod_{i=1}^{10} f(x_i) \\ &= \begin{cases} \frac{1}{\theta^{10}} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{10} x_i} & x_1 > 0, \dots, x_n > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases} \end{aligned}$$

□

解：总体  $X \sim \text{Exp}(\theta)$ ,  $X_1, \dots, X_{10}$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则  $(X_1, \dots, X_{10})$  的联合概率密度为

$$\begin{aligned} f^*(x_1, \dots, x_{10}) &= \prod_{i=1}^{10} f(x_i) \\ &= \begin{cases} \frac{1}{\theta^{10}} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{10} x_i} & x_1 > 0, \dots, x_n > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases} \end{aligned}$$

□

- 如何由已知样本值来估计未知参数  $\theta$ ?

为了估计指数分布的参数  $\theta$ , 进行抽样观测, 得到样本  $X_1, \dots, X_{10}$  的样本值

6394	1105	4717	1399	7952
17424	3275	21639	2360	2896

由  $E(X) = \theta$ , 所以可以用样本的均值

$$\bar{X} = \frac{1}{10} \sum_{k=1}^{10} x_i$$

估计未知参数  $\theta$ .



## 构造统计量

从样本中提取有用的信息来研究总体的分布及各种数字特征——构造统计量.

- **统计量** 设  $X_1, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的一个样本,  $g(X_1, \dots, X_n)$  是  $X_1, \dots, X_n$  的函数, 若  $g$  中不含未知数, 则称  $g(X_1, \dots, X_n)$  是一个统计量.

注:  $X_1, \dots, X_n$  是随机变量, 而统计量  $g(X_1, \dots, X_n)$  是随机变量的一个函数. 设  $x_1, \dots, x_n$  是相应于样本  $X_1, \dots, X_n$  的一个样本值, 则称  $g(x_1, \dots, x_n)$  是  $g(X_1, \dots, X_n)$  的观察值.

## 例

设  $X_1, X_2, X_3$  是来自总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 其中  $\mu$  已知,  $\sigma^2$  未知, 判断下列各式哪些是统计量.

$$T_1 = X_1,$$

$$T_2 = X_1 + X_2 e^{X_3}$$

$$T_3 = \frac{1}{3}(X_1 + X_2 + X_3), \quad T_4 = \max\{X_1, X_2, X_3\}$$

$$T_5 = X_1 + X_2 - 2\mu, \quad T_6 = \frac{1}{\sigma^2}(X_1^2 + X_2^2 + X_3^2)$$

## ★常用的统计量★

设  $X_1, \dots, X_n$  是来自总体的一个样本,.

- 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

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

## ★常用的统计量★

- 样本  $k$  阶 (原点) 矩  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$
- 样本  $k$  阶中心矩  $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k.$

注:  $B_2$  与  $S^2$  不一样. 样本方差  $S^2$  中, 除  $n$  会低估方差, 为保证无偏性, 故修正为除  $n - 1$ . (Chap7-3)

当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;

## 当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;
- 用样本方差  $S^2$  估计总体方差  $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$ ;

## 当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;
- 用样本方差  $S^2$  估计总体方差  $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$ ;
- 用样本矩  $A_k$  估计总体原点矩  $\mu_k = E(X^k)$ ;

## 当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;
- 用样本方差  $S^2$  估计总体方差  $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$ ;
- 用样本矩  $A_k$  估计总体原点矩  $\mu_k = E(X^k)$ ;
- 用样本中心矩  $B_k$  估计总体中心矩  $\nu_k = E(X - \mu)^k$ .



## 当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;
- 用样本方差  $S^2$  估计总体方差  $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$ ;
- 用样本矩  $A_k$  估计总体原点矩  $\mu_k = E(X^k)$ ;
- 用样本中心矩  $B_k$  估计总体中心矩  $\nu_k = E(X - \mu)^k$ .

## 当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;
- 用样本方差  $S^2$  估计总体方差  $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$ ;
- 用样本矩  $A_k$  估计总体原点矩  $\mu_k = E(X^k)$ ;
- 用样本中心矩  $B_k$  估计总体中心矩  
 $\nu_k = E(X - \mu)^k$ .

这些非常直观的想法，有什么理论依据吗？

## 当总体数字特征未知时

- 用样本均值  $\bar{X}$  估计总体均值  $\mu = E(X)$ ;
- 用样本方差  $S^2$  估计总体方差  $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$ ;
- 用样本矩  $A_k$  估计总体原点矩  $\mu_k = E(X^k)$ ;
- 用样本中心矩  $B_k$  估计总体中心矩  $\nu_k = E(X - \mu)^k$ .

这些非常直观的想法，有什么理论依据吗？

- 样本矩  $\xrightarrow{P}$  总体矩.

## 性质

若总体  $X$  的  $k$  阶矩  $E(X^k) = \mu_k$  存在, 则当  $n \rightarrow \infty$  时, 有  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k$ .

## 性质

若总体  $X$  的  $k$  阶矩  $E(X^k) = \mu_k$  存在, 则当  $n \rightarrow \infty$  时, 有  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k$ .

证明: 由于  $X_1, \dots, X_n$  独立且与  $X$  同分布,

$$E(X_1^k) = E(X_2^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k,$$

由辛钦大数定律知,  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} E(A_k) = \mu_k$ . □

进一步由依概率收敛的性质知

$$g(A_1, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \dots, \mu_k),$$

其中  $g$  是连续函数. Chap7 矩估计的理论依据.

当总体分布未知时: 经验分布函数  $\xrightarrow{P=1}$  总体分布

## 定义

设  $x_1, \dots, x_n$  是来自分布函数  $F(x)$  的总体  $X$  的样本观察值.  $X$  的**经验分布函数**  $F_n(x)$  定义为

$$F_n(x) = \frac{\#(x_i \leq x)}{n}, \quad -\infty < x < +\infty$$

其中  $\#(x_i \leq x)$  表示  $x_1, \dots, x_n$  中小于或等于  $x$  的个数.

注: 由定义, 当给定样本观察值  $x_1, \dots, x_n$  时,  $F_n(x)$  满足分布函数的三个条件:

**1.**  $F_n(x)$  是  $x$  的不减函数.

**2.**  $0 \leq F_n(x) \leq 1$ ,  $F(-\infty) = 0$ ,  $F(+\infty) = 1$ .

**3.**  $F_n(x)$  是一个右连续函数.

故  $F_n(x)$  是一个分布函数.

- 将  $x_1, \dots, x_n$  按自小到大的次序排序, 重新编号为  $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ , 则

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



- 将  $x_1, \dots, x_n$  按自小到大的次序排序, 重新编号为  $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ , 则

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

- 当  $x_1, \dots, x_n$  各不同时,  $F_n(x)$  是以等概率  $\frac{1}{n}$  取  $x_1, \dots, x_n$  的离散型随机变量的分布函数.

例

设  $X$  有样本观察值  $-1, 1, 2$ , 则

$$F_3(x) = \begin{cases} 0 & x < -1; \\ \frac{1}{3} & -1 \leq x < 1; \\ \frac{2}{3} & 1 \leq x < 2; \\ 1 & x \geq 2. \end{cases}$$

当给定  $x$  时,  $F_n(x)$  是样本  $X_1, \dots, X_n$  的函数, 故它是一个统计量.

### 定理 (格里汶科定理)

设  $X_1, \dots, X_n$  是来自以  $F(x)$  为分布函数的总体  $X$  的样本,  $F_n(x)$  是经验分布函数, 则有

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

上面定理表明  $F_n(x)$  在整个实数轴上以概率 1 均匀收敛于  $F(x)$ . 所以, 当  $n$  很大时,  $F_n(x)$  可以很好地近似总体分布函数  $F(x)$ . 这是以样本推断总体的依据.

## 抽样分布

- 统计量的分布被称为抽样分布.

## 抽样分布

- 统计量的分布被称为抽样分布.
- 当总体  $X$  服从一般分布 (如指数分布、均匀分布等), 要得出统计量 ( $n$  个随机变量的函数) 的分布是很困难的.

## 抽样分布

- 统计量的分布被称为**抽样分布**.
- 当总体  $X$  服从一般分布 (如指数分布、均匀分布等), 要得出统计量 ( $n$  个随机变量的函数) 的分布是很困难的.
- 当总体  $X$  服从正态分布时, 统计量  $\bar{X}, S^2$  的分布是可以计算的, 那么服从什么分布呢?

## 抽样分布

- 统计量的分布被称为**抽样分布**.
- 当总体  $X$  服从一般分布 (如指数分布、均匀分布等), 要得出统计量 ( $n$  个随机变量的函数) 的分布是很困难的.
- 当总体  $X$  服从正态分布时, 统计量  $\bar{X}, S^2$  的分布是可以计算的, 那么服从什么分布呢?
- 下面将介绍数理统计中三个重要的**抽样分布**— $\chi^2$  分布,  $t$  分布,  $F$  分布.

## 1. $\chi^2$ 分布

### 定义

设  $X_1, \dots, X_n$  是来自总体  $N(0, 1)$  的样本, 则称统计量

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

为服从自由度为  $n$  的  $\chi^2$  分布, 记为  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ .

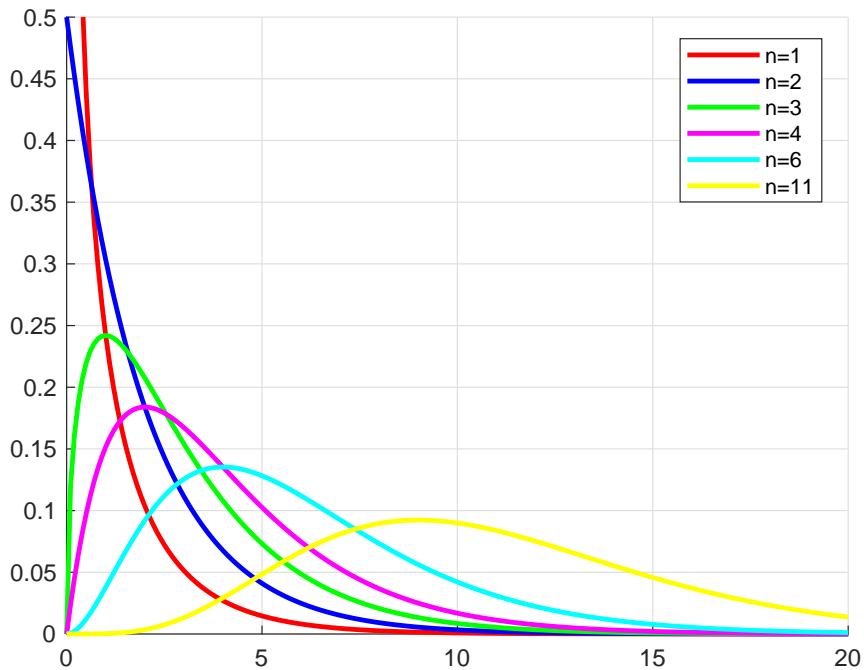


## $\chi^2(n)$ 的概率密度和图像

$\chi^2(n)$  的概率密度为

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2}\Gamma(n/2)} y^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

其中  $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ .



## $\chi^2$ 分布和 $\Gamma$ 分布

$\chi^2(n)$  的概率密度为

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2}\Gamma(n/2)} y^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$\Gamma(\alpha, \theta) (\alpha > 0, \theta > 0)$  的概率密度为 (Page80)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

## 性质

- $\chi^2(1) \sim \Gamma(\frac{1}{2}, 2);$
- $\chi^2(n) \sim \Gamma(\frac{n}{2}, 2).$

证明:  $X_i \sim N(0, 1)$ , 所以 (Page-52, 80)

$$X_i^2 \sim \chi^2(1) \sim \Gamma(\frac{1}{2}, 2),$$

$X_i^2$  相互独立, 由  $\Gamma$  分布的可加性,

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \Gamma(\frac{n}{2}, 2).$$

## $\chi^2$ 分布的性质

### 性质 (可加性)

设  $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$ ,  $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$ , 且  $\chi_1^2, \chi_2^2$  相互独立, 则

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

- 一般地, 设  $\chi_i^2 \sim \chi^2(n_i)$ , 且  $\chi_i^2 (i = 1, \dots, m)$  相互独立, 则

$$\sum_{i=1}^m \chi_i^2 \sim \chi^2(n_1 + \dots + n_m).$$

## $\chi^2$ 分布的期望和方差

### 性质 (期望和方差)

若  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ , 则有  $E(\chi^2) = n$ ,  $D(\chi^2) = 2n$ .

证:  $X_i \sim N(0, 1)$ ,  $E(X_i^2) = D(X_i) = 1$ ,

$$D(X_i^2) = E(X_i^4) - [E(X_i^2)]^2 = 3 - 1 = 2.$$

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

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

□

注:  $X \sim N(0, 1)$ , 则矩为  $E(X^{2k}) = 1 \times 3 \times \cdots (2k-1)$ ,  
 $E(X^{2k+1}) = 0$ .

## $\chi^2$ 分布的概率计算—上/下 $\alpha$ 分位数 (Page-120)

任意给定随机变量  $X$ , 分布函数  $F(x)$ , 概率密度函数  $f(x)$ ,

- 下  $\alpha$  分位数

$$P\{X \leq \chi_{\underline{\alpha}}\} = F(\chi_{\underline{\alpha}}) = \int_{-\infty}^{\underline{\alpha}} f(x) dx = \alpha.$$

- 上  $\alpha$  分位数

$$P\{X > \chi_{\alpha}\} = 1 - F(\chi_{\alpha}) = \int_{\chi_{\alpha}}^{+\infty} f(x) dx = \alpha.$$

## $\chi^2$ 分布的上 $\alpha$ 分位数

### 定义 (上分位数)

给定  $0 < \alpha < 1$ , 满足条件

$$P\{\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n)\} = \int_{\chi_{\alpha}^2(n)}^{\infty} f(y) dy = \alpha$$

的  $\chi_{\alpha}^2(n)$  称为  $\chi^2$  分布的 **上  $\alpha$  分位数**.



求  $\chi^2$  分布的上分位数

- 查附录 5(Page-400,  $n = 40$  为止)  
 $\alpha = 0.05, n = 20, \chi_{0.05}^2(20) = 31.410.$   
 $\alpha = 0.1, n = 25, \chi_{0.1}^2(25) = 34.382.$

## 求 $\chi^2$ 分布的上分位数

- 查附录 5(Page-400,  $n = 40$  为止)  
 $\alpha = 0.05, n = 20, \chi_{0.05}^2(20) = 31.410.$   
 $\alpha = 0.1, n = 25, \chi_{0.1}^2(25) = 34.382.$
- 当  $n$  充分大时, 费希尔证明

$$\chi_{\alpha}^2 \approx \frac{1}{2}(z_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2.$$

其中  $z_{\alpha}$  是标准正态分布上的上  $\alpha$  分位数.

## 求 $\chi^2$ 分布的上分位数

- 查附录 5(Page-400,  $n = 40$  为止)  
 $\alpha = 0.05, n = 20, \chi_{0.05}^2(20) = 31.410.$   
 $\alpha = 0.1, n = 25, \chi_{0.1}^2(25) = 34.382.$
- 当  $n$  充分大时, 费希尔证明

$$\chi_{\alpha}^2 \approx \frac{1}{2}(z_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2.$$

其中  $z_{\alpha}$  是标准正态分布上的上  $\alpha$  分位数.

- 当  $n > 40$  时, 可用上式求,  
 $\chi_{0.05}^2(50) \approx \frac{1}{2}(1.645 + \sqrt{99})^2 = 67.221$

## 例

设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  已知.  $(X_1, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的样本. 求统计量

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

的分布.

## 例

设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  已知.  $(X_1, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的样本. 求统计量

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

的分布.

证明: 令  $Y_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma}$ , 则  $Y_i \sim N(0, 1)$ .

因此  $\chi^2 = \sum_{i=1}^n \left( \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 \sim \chi^2(n)$ . □

## 例

1. 已知  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为总体  $X$  的 (简单随机) 样本,  $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$ . 求  $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2), E(B_2)$ .
2. 对于正态总体  $X$ , 求  $D(S^2)$ .
3. 已知总体  $X$  的样本  $X_1, \dots, X_{n_1}$  和总体  $Y$  的样本  $Y_1, \dots, Y_{n_2}$  相互独立, 且  $D(X) = D(Y) = \sigma^2$ ,

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

令

$$S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}.$$

求  $E(S_w^2), D(S_w^2)$ .