概率论与数理统计第六章: 数理统计的基本概率与抽样分布

李立颖 (lily@sustech.edu.cn)

南方科技大学数学系

2023 秋季



- ① 引言
- ② 基本概念
- ③ 抽样分布

数理统计分为三大部分:

- 抽样分布
- 参数估计
- 假设检验

数理统计学是一门以数据为基础的学科.

数理统计学的任务就是如何获得样本和利用样本,从而对事物的某些未知方面进行分析、 推断并作出一定的决策.

概率论与数理统计的关系

概率论是数理统计的理论基础: 数理统计是概率论的应用.

数理统计概论

概率论是在 (总体) X 分布已知 的情况下, 研究 X 的性质及统计规律性.数理统计是在 (总体) X 分布未知 (或部分未知) 的情况下, 对总体 X 的分布作出的推断和预测

数理统计的研究方法

通过从总体抽取部分个体 (样本), 通过对样本的研究, 对总体作出推断或预测. 一种由部分推测整体 的方法.

什么叫数理统计

数理统计是以概率论为理论基础,关于实验数据的收集、整理、分析、推断的一门数学学科.

实际背景

- 某工厂生产了一大批产品, 从中随机抽检了 n 件产品, 发现有 m 件次品. 如何估计整批产品的次品率 p?
- 要求某种元件的平均使用寿命不得低于 10000 小时. 现从这批元件中随机抽取 25 件, 测得其寿命的平均值为 9500 小时. 试问这批元件是否达到了要求?

统计推断的基本内容

点估计、区间估计、参数假设检验、非参数假设检验、方差分析、回归分析.

什么是实验数据

科学实验, 或对某事件、现象进行观察获得的数据称为 <mark>实验数据</mark>. 特点:数据受随机因素的影响.

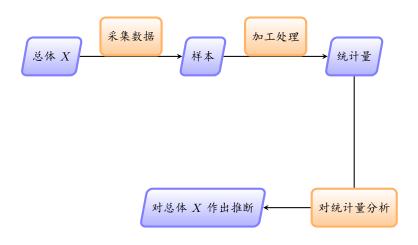
处理实验数据的过程?

收集、整理、分析、推断. (我们将围绕这四个过程来研究)

如何收集和整理数据?

本章将研究"收集"和"整理"数据的科学含义.

数理统计研究方法流程图



数理统计的核心问题是由样本推断总体, 即统计推断问题.

- 11 引言
- ② 基本概念
 - 总体、个体与样本
 - 统计量
- ③ 抽样分布

总体与个体

定义

总体 研究对象的全体称为 总体 (母体).

个体 组成总体的每个研究对象称为个体.

概率模型

由于个体的出现是随机的, 所以总体是一个随机变量, 我们用 X 表示. 总体分为有限总体和无限总体.

例

我们研究某批灯泡的寿命,则该批灯泡寿命的全体就是总体.

数量指标

在研究中,往往关心每个个体的一个 (或) 几个数量指标和该数量指标在总体中的分布情况.这时,每个个体具有的数量指标的全体就是总体.

总体 研究对象的数量指标 $X \sim F(x)$ 个体 随机变量 X 的值.

例子

- 考察某班级学生的英语课程学习成绩 X. 因为每个学生的成绩都在全班平均成绩 μ 的附近波动, 所以总体可以视为 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.
- 考察某工厂生产的某批灯泡的寿命 X. 因为每个灯泡的寿命都在该批灯泡平均寿命 μ 的附近波动, 所以总体可视为 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.
- 考察某工厂生产和零件是否合格, 记

$$X = \begin{cases} 0, & \text{spheck}, \\ 1, & \text{spheck}, \end{cases}$$

则总体可视为 $X \sim Bin(1, p)$, p 为零件的次品率.

收集数据

抽样

从研究对象中任取 n 个 "个体", 观察它们的数量指标 X_1, X_2, \ldots, X_n , 这一过程称为 $\frac{\mathbf{th}}{\mathbf{t}}$, X_1, \ldots, X_n 称为容量 为 n 的 $\frac{\mathbf{t} \mathbf{a}}{\mathbf{t}}$.

抽样的特点:

在相同条件下对总体 X 进行 n 次重复、独立观察:

独立性 要求各次抽样的结果互不影响

代表性 每次取出的样品与总体有相同的分布.

样本的二重性

- 观察前: X1,...,Xn 是相互独立, 与总体同分布的随机变量.
- 观察后: 样本观察值 X_1, \ldots, X_n 是 n 个独立的观察数据.

简单随机抽样

定义

简单随机抽样要求抽取的样本满足下面两点:

- ① 代表性: X_1, \ldots, X_n 中每一个与总体 X 有相同的分布.
- ② 独立性: X1,...,Xn 是相互独立的随机变量.

简单随机抽样即为随机地独立地抽取, 如有放回抽样. 无放回抽样当总体很大, 样本容量很小时, 认为是近似的简单随机抽样.

简单随机样本

由简单随机抽样抽得的样本 X_1, \ldots, X_n 称为简单随机样本 (样本).

概率论解释

显然, 样本就是来自总体 X 的 n 个相互独立的且与总体同分布的随机变量 X_1,\ldots,X_n . 可看成 n 维随机向量 (X_1,\ldots,X_n) . 若总体的分布函数为 F(x), 则简单随机抽样的联合分布函数为

$$F(x_1)\cdot\cdots\cdot F(x_n)$$
.

非简单随机抽样的例子: 购物 app 数据跟踪, 时间序列观测, Alpha Go 决策树, ...

连续型总体

例子

某厂生产了—**大批**灯泡. 现从中随机抽取 5 只进行检测, 测得其寿命 (小时) 分别为 983,969,1037,1302,852

- 总体为灯泡的寿命: $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$
- 样本容量为 5, 样本为 X₁, X₂, X₃, X₄, X₅
- 样本观察值为 983, 969, 1037, 1302, 852 (样本二重性)

例子

对长度为 μ 的工件进行了 6 次测量, 测量值为

29.1, 30.2, 29.3, 29.1, 30.3, 29.5.

- 总体为工件长度 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.
- 样本容量为 6, 样本为 X₁, X₂,..., X₆.
- 样本观察值为 29.1, 30.2, 29.3, 29.1, 30.3, 29.5.

离散型总体

例子

考察某工厂生产的零件是否合格, 从该厂生产的一批产品中随机抽检了 100 个, 若合格则记为 0, 若不合格则记为 1, 100 个产品的检查结果为 $x_1, x_2, \ldots, x_{100}$.

- 总体: $X \sim Bin(1, p)$ 零件合格或不合格
- 总体频率函数为 P(X = 1) = p, P(X = 0) = 1 p, 其中 p 为零件的次品率.

样本二重性

- 样本 X₁, X₂,..., X₁₀₀: 独立同分布 0-1 分布随机变量
- 样本观察值 x₁, x₂,..., x₁₀₀.

对样本的一些认识

设 $X_1, X_2, ..., X_n$ 是来自于总体 $X \sim F(x)$ 的样本.

- X₁, X₂,..., X₂ 是一堆 "杂乱无章" 的数据.
- X_1, X_2, \ldots, X_n 包含了有关总体的"信息".
- X_1, X_2, \ldots, X_n 是对总体进行推断的依据
- 在观察前 X_1, \ldots, X_n 是一组独立同分布的随机变量, 在观察后 x_1, \ldots, x_n 是一组具体的数据.

简单随机样本的分布

问: 样本 X_1, \ldots, X_n 作为多维随机变量, 服从什么分布?

若总体分布函数为 F(x), 则样本联合**分布函数**为

$$F^*(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i).$$

若总体密度函数为 f(x), 则样本联合<mark>密度函数</mark>为

$$f^*(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i).$$

例子: n 维正态分布

设 X_1,\ldots,X_n 为来自于总体 $X\sim\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)$ 的样本, 则样本的分布密度函数为

$$f^*(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}.$$

例子

设 X_1, X_2, \ldots, X_n 为来自总体 $X \sim \text{Bin}(1, p)$, $p \in (0, 1)$ 的样本, 求样本分布.

解

总体的频率函数为

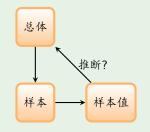
$$P(X = 1) = p, \quad P(X = 0) = 1 - p.$$

样本 X_1, X_2, \ldots, X_n 是独立同服从 0-1 分布的随机变量, 因此样本分布为

$$P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = \prod_{i=1}^n p^{x_i} (1-p)^{1-x_i} = p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^n x_i}.$$

总体、样本和样本值的关系

事实上我们抽样后得到的资料都是具体的、确定的值. 如我们从某班大学生中抽取 10 人测量身高, 得到 10 个数, 它们是样本取到的值而不是样本. 我们只能观察到随机变量取的值而见不到随机变量.



- 统计是从手中已有的资料 样本值, 去推断总体的情况 总体分布 F(x) 的性质.
- 样本是联系二者的桥梁.
- 总体分布决定了样本取值的概率规律,也就是样本取到样本值的规律,因而可以由样本值去推断总体.

例子

生产厂家声称他们生产的灯泡平均寿命不低于 6000 小时,如何验证厂家说法的真伪?由于灯泡寿命试验是破坏性试验,不可能把整批灯泡逐一检测,只能抽取一部分灯泡进行检验,通过这部分灯泡的寿命数据来推断整批灯泡的平均寿命. 以部分数据信息来推断整体未知参数,就是整理统计研究问题的基本方式.

为什么用样本的特性去估计总体的特性?

在工农业生产和科学研究领域里, 将研究对象全体进行鉴定是不可能的.

- 在许多情况下, 总体包含的个体数很多;
- 有时从总体中抽取个体是破坏性的试验,在这种情况下,不允许逐个抽取,并且抽取的数量不可能太多,而样本是总体的一部分,它的特性在某种程度上能反映总体的特性,所以需要用样本的特性去估计总体的相应特性.

实例

了解某校大学生"做过/正在做家教"的比例

总体是该校大学生全体. 这是一个<mark>有限总体</mark>, 每个大学生有许多指标, 比如性别、年龄、身高、体重、高考成绩等. 现在我们只关心的是学生"是否做过家教"这一指标

了解某城市的空气质量情况及 PM2.5 值

总体是城市上空一定范围内的空气, 这是一个无限总体. 描述空气质量有许多指标, 而我们公关心 PM2.5 值.

药厂研究某种药物在人体中的吸收情况

总体是全体国民, 这是一个有限总体, 但数量非常巨大. 我们可以把它看成无限总体.

抽样与概率论关系

- 总体的某个指标 X, 对于不同的个体来说有不同的取值, 这些取值构成一个分布, 因此 X 可以看成一个随机变量.
- 有时候直接将 X 称为总体. 假设 X 的分布函数为 F(x), 也称总体 X 具有分布 F(x).

例

了解某校学生"做过家教"的情况, 对每个学生来说, 以 $\{X=1\}$ 表示"做过家教", 以 $\{X=0\}$ 表示"未做过家教". 则总体为

$$X = Bin(1, p),$$

其中 p 是全体学生中做过家教所占的比例, 是一个未知量. 但我们可以写出 X 的分布

$$P(X = x) = p^{x}(1-p)^{1-x}, \quad x = 0, 1.$$

例题

四个同学参加了《概统》课程考试, 成绩分别为 88, 75, 70, 63. 以 X 表示这四人的成绩.

- ⑤ 写出总体 X 的分布律, 数学期望和方差
- ② 从总体中抽取容量为 2 的样本, 列出全部的样本值.

解

$$\mathbb{E}X = (88 + 75 + 70 + 63)/4 = 74,$$

$$Var(X) = 83.5 = \frac{(88 - 74)^2 + (75 - 74)^2 + (70 - 74)^2 + (63 - 74)^2}{4}.$$

样本 (X_1, X_2) 的取值 (x_1, x_2) 有 16 个样本值, $P(X_1 = x_1, X_2 = x_2) = \frac{1}{16}$. 全体取值为

$$\{88, 75, 70, 63\} \times \{88, 75, 70, 63\}.$$

例 1

为了解某区八年级学生的身高, 有关部门从八年级中抽 200 名学生测量他们的身高, 然后根据这一部分学生的身高去估计此区所有八年级学生的平均身高. 说出总体、个体、样本和样本容量.

例 2

要了解一片水稻田里所有单株水稻的产量情况, 从中抽取 500 株水稻单株产量去估计这片田里所有水稻的单株产量. 说出总体、个体、样本和样本容量.

例 3

为了考察某商店一年中每天的营业额, 从中抽查了 30 天的每天营业额. 说出总体、个体、 样本和样本容量.

例 4

为了了解参加某运动会的 2000 名运动员的年龄情况, 从中抽取了 100 名运动员的年龄. 说出总体、个体、样本和样本容量.

例 5

为了解初三年级 400 名学生的身高情况, 从中抽取 40 名学生进行测量, 这 40 名学生的身高是

- A. 总体的一个样本;
- B. 个体;
- C. 总体;
- D. 样本容量.

Α.

例 6

为了解我省中考数学考试的情况, 抽取 2000 名考生的数学试卷进行分析, 2000 叫做:

- A. 个体;
- B. 样本;
- C. 样本容量;
- D. 总体.

C.

例 7

- 为了考察某班学生的身高情况, 从中抽取 20 名学生进行身高测算, 下列说法正确的是
- A. 这个班级的学生是总体;
- B. 抽测的 20 名学生是样本;
- C. 抽测的 20 名学生的身高的全体就是总体;
- D. 样本容量是 20.

D.

为了解 1000 台新型电风扇的寿命, 从中抽取 10 作连续运转实验, 在这个问题中, 下列说 法正确的是

- A. 1000 台风扇是总体;
- B. 每台风扇是个体;
- C. 抽取的 10 台风扇是样本容量;
- D. 抽取的 10 台风扇的使用寿命是样本.

D.

小结

总体、个体和样本容量

一般地, 我们把要考察的对象的全体叫做**总体**, 其中**每一个考察对象**叫做个体, 从总体中被抽取的考察对象的集体叫做总体的**一个样本**, 样本中**个体的数目**叫做样本容量,

- 总体和样本是相对而言的.
- 样本的特性反映了总体的相应特性.

统计推断的基础: 收集数据

从总体 $X \sim F(x)$ 抽取样本 X_1, X_2, \ldots, X_n . 怎样从 "杂乱无章" 的数据中提炼出有用的信息?

数据的加工整理: 统计量

设 X_1, X_2, \ldots, X_n 为来自总体 $X \sim F(x)$ 的样本, $g(x_1, \ldots, x_n)$ 为 n 元函数. 若随机变量 $g(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ 不含任何未知参数, 则称 $g(x_1, X_2, \ldots, X_n)$ 为统计量.

统计量的二重性

- 试验前: $g(X_1, X_2, ..., X_n)$ 是随机变量.
- 试验后: $g(x_1, x_2, ..., x_n)$ 是具体数值.

例子

某班级《高等数学》课程考试成绩单列出 n 个学生的成绩分别为 X_1, X_2, \ldots, X_n . 下面哪一个量能更好评价全班整体学习情况?

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i, \quad \max_{1 \le i \le n} X_i, \quad \min_{1 \le i \le n} X_i.$$

常见统计量

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

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

(它们与均值和方差有什么不同?)

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
$$k$$
 阶矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^k$, $k = 1, 2, ...$

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

常见统计量Ⅱ

将样本
$$X_1, X_2, \ldots, X_n$$
 从小到大排列为 $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \cdots \leq X_{(n)}$. 顺序统计量 $(X_{(1)}, \ldots, X_{(n)})$. 极小值 $X_{(1)} = \min\{X_1, X_2, \ldots, X_n\}$. 极大值 $X_{(n)} = \max\{X_1, X_2, \ldots, X_n\}$.

Khinchin (辛钦) 大数定律

设 $\{X_n\}$ 独立同分布, $\mathbb{E}X_1=\mu$ 存在, 则 $\{X_n\}$ 服从**弱大数律**, 即 $\forall \varepsilon>0$, 有

$$\lim_{n\to\infty}\mathsf{P}\Big(\Big|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n X_k-\mu\Big|<\varepsilon\Big)=1.$$

样本矩的特性

设 X_1,X_2,\ldots,X_n 为来自总全 $X\sim F(x)$ 的样本, 总体 k 阶矩 $\mu_k=\mathbb{E}X^k$, $k=1,2,\ldots$ 都存在.

- X_1, \ldots, X_n 独立且与总体同分布 $\Rightarrow X_1^k, \ldots, X_n^k$ 独立且与 X^k 同分布
- $\mathbb{E}A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}X_i^k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}X^k = \mu_k.$
- $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \stackrel{P}{\to} \mu_k \text{ if } g(A_1, \dots, A_k) \stackrel{P}{\to} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k), n \to \infty.$

推论

k 阶样本矩 (依概率) 收敛到 k 阶矩.

样本均值与样本方差的数字特征

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

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

$$i=1$$
 设总体 X 的均值和方差 $\mathbb{E}X=\mu$, $\mathrm{Var}(X)=\sigma^2$ 均存在, X_1,\ldots,X_n 是来自于总体 X

的样本.则 $\mathbb{E}\bar{X} = \mu$, $\operatorname{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{\pi}$, $\mathbb{E}S^2 = \sigma^2$.

 $\operatorname{Var}(\bar{X}) = \operatorname{Var}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right] = \frac{1}{n^{2}}\sum_{i=1}^{n}\operatorname{Var}(X_{i}) = \frac{\sigma^{2}}{n}.$

$$\mathbb{E}\bar{X} = \mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}X_{i} = \frac{1}{n}\cdot n\mu = \mu.$$

证明
$$\mathbb{E}S^2 = \sigma^2$$

$$(n-1)S^{2} = \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2} = \sum_{i=1}^{n} \left[(X_{i} - \mu) + (\mu - \bar{X}) \right]^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2} - 2(\bar{X} - \mu) \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu) + n(\mu - \bar{X})^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2} - 2n(\bar{X} - \mu)^{2} + n(\bar{X} - \mu)^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2} - n(\bar{X} - \mu)^{2}.$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(n-1)S^{2} = n\sigma^{2} - n \cdot \frac{\sigma^{2}}{n} = (n-1)\sigma^{2}.$$

样本均值与样本方差的实际意义

- 样本均值 $\bar{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$: 是全体实验数据 X_1,X_2,\ldots,X_n 的平均值, 是数据 X_1,\ldots,X_n 的 中心.
- 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i \bar{X})^2$: 反映了实验数据 X_1, \dots, X_n 与数据中心的偏离程度, 反映了全体实验数据 X_1, \dots, X_n 的 离散程度.

作业

开.

- 1 引言
- ② 基本概念
- ③ 抽样分布
 - χ²-分布
 - t-分布
 - F-分布
 - α-分位点
 - 抽样分布定理
 - 小结与作业

综述

回顾

样本 X_1, X_2, \ldots, X_n 包含了各种有用信息 统计量 $g(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ 集中、提炼数据中包含的有用信息

什么是"抽样分布"

统计量 $g(X_1, X_2, ..., X_n)$ 是随机变量, 必须确定其分布, 称为抽样分布.

本节内容

- 来自标准正态总体的抽样分布: χ^2 -分布, t-分布, F-分布
- 来自一般正态分布总体的抽样分布: 五个抽样分布定理

χ^2 -分布

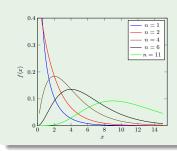
设 X_1, X_2, \ldots, X_n 是来自于总体 $X \sim \mathcal{N}(0,1)$ 的样本, 令

$$\chi^2 = X_1^1 + X_2^2 + \dots + X_n^2,$$

则称 χ^2 服从**自由度为** n **的** χ^2 -分布, 记为 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$.

χ^2 -分布的密度函数及图形

$$f(y) = \mathbb{1}_{(0,\infty)}(y) \cdot \frac{1}{2^{n/2}\Gamma(n/2)} y^{n/2-1} e^{-y/2}.$$



- 随着自由度增加, 曲线重心向右下方移动.
- 随机自由度的增加, 曲线趋于平缓.

$$\chi^2$$
- $\Re \pi$: $\chi^2(n) = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$, $X_k \sim \mathcal{N}(0,1)$.

什么是自由度?

直观理解 自由度是可独立变化的变量个数

严格理解 由线性代数知, $\chi^2=X_1^2+\cdots+X_n^2$ 是一个二次型, 自由度是二次型的秩.

χ^2 -分布的可加性

设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 且 χ_1^2 , χ_2^2 相互独立. 则 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.

证明

因为 χ_1^2 为 n_1 个独立 $\mathcal{N}(0,1)$ 随机变量的和, χ_2^2 是 n_2 个独立 $\mathcal{N}(0,1)$ 随机变量的和, 因此 $\chi_1^2 + \chi_2^2$ 是 $(n_1 + n_2)$ 个独立 $\mathcal{N}(0,1)$ 的和, 故服从 $\chi^2(n_1 + n_2)$.

χ^2 -分布的数字特征

期望
$$\mathbb{E}\chi^2 = \mathbb{E}\sum_{k=0}^n X_k^2 = n \cdot 1 = n.$$

方差
$$\operatorname{Var}(\chi^2) = n\operatorname{Var}(X_1^2) = n\left[\mathbb{E}X_1^4 - (\mathbb{E}X_1^2)^2\right] = n(3-1) = 2n.$$

例

设 (X_1,X_2,\ldots,X_n) 是来自于参数为 λ 的指数分布 X 总体,证明

- $2\lambda X \sim \chi^2(2)$.
- $2n\lambda \bar{X} \sim \chi^2(2n)$.

证明

总体 X 为参数为 λ 的指数分布, 因此 $2\lambda X$ 为参数为 $\lambda/2\lambda=\frac{1}{2}$ 的指数分布 (为什么?), 其密度为为 $f(x)=\mathbb{1}_{(0,\infty)}(x)\frac{1}{2}e^{-x/2}\sim\chi^2(2)$.

又
$$2n\lambda \bar{X} = \sum_{i=1}^{n} 2\lambda X_i$$
. 由 χ^2 -分布的可加性, 知 $2n\lambda \bar{X} \sim \chi^2(2n)$.

例题

设总体
$$X \sim \mathcal{N}(0, 0.3^2)$$
, $n = 10$, 求 $P\Big(\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 1.44\Big)$.

解

因为 $X/0.3 \sim \mathcal{N}(0,1)$, 所以

$$\sum_{i=1}^{10} \frac{X_i^2}{(0.3)^2} \sim \chi^2(10).$$

故所求概率为

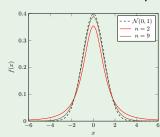
$$P(\chi^2(10) > \frac{1.44}{0.3^2}) = P(\chi^2(10) > 16) = 0.1.$$

t-分布

设
$$X \sim \mathcal{N}(0,1)$$
, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X,Y 相互独立. 令 $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$, 称 T 服从**自由度为** n 的 t -分布. 记为 $t \sim t(n)$.

密度函数及图形

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi}\Gamma(n/2)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-(n+1)/2}, \quad x \in \mathbb{R}.$$



- 形态与钟形曲线类似:
 - 对称性: f(-x) = f(x)

 - $\bullet \lim_{x \to +\infty} f(x) = 0.$
- ullet 随着自由度增加, 曲线越来越趋近于 $\mathcal{N}(0,1)$.

t-分布的性质

自由度 n = 1, n = 2

当 n=1 时, t-分布是柯西分布, 柯西分布不存在数学期望和方差. 可以验证参数为 2 的 t-分布也不存在数学期望和方差.

n>2 时的数字特征

$$T \sim t(n), n > 2.$$

期望
$$\mathbb{E}T = 0$$

方差 $Var(T) = \frac{n}{n+2}$.

极限性质

当 $n \to \infty$ 时, t-分布的密度函数趋于标准正态分布, 即

$$\lim_{n \to \infty} f(x) = \lim_{n \to \infty} \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi}\Gamma(n/2)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-(n+1)/2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}.$$

我们可以说, 当 n 充分大时, T 近似服从标准正态分布.

F-分布

设 $U \sim \chi^2(n_1)$, $V \sim \chi^2(n_2)$, 且 U, V 相互独立, 令 $F = \frac{U/n_1}{V/n_2}$, 称 F 服从**自由度为** (n_1, n_2) 的 F-分布, 记为 $F \sim F(n_1, n_2)$.

F-分布的密度函数

$$f(x) = \mathbb{1}_{(0,\infty)}(x) \cdot \frac{\Gamma[(n_1 + n_2)/2]}{\Gamma(n_1/2)\Gamma(n_2/2)} n_1^{n_1/2} n_2^{n_2/2} \frac{x^{\frac{n_1}{2} - 1}}{(n_1 x + n_2)^{\frac{n_1 + n_2}{2}}}.$$

F-分布的重要性质

若 $F \sim F(n_1, n_2)$, 则 $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$.

例

设 $T \sim t(n)$, 试证明 $T^2 \sim F(1, n)$.

证明

由 t-分布的构造性定义知, 存在相互独立的随机变量 $X \sim \mathcal{N}(0,1)$ 及 $Y \sim \chi^2(n)$, 使得

$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$$
. 于是

$$T^2 = \frac{X^2}{Y/n} = \frac{X^2/1}{Y/n}$$

为 F(1,n) 随机变量.

α -分位点

设 $X \sim f(x)$. 对 $\alpha \in (0,1)$, 若存在常数 x_{α} 满足

$$P(X \le x_{\alpha}) = \int_{-\infty}^{x_{\alpha}} f(x) dx = \alpha,$$

则称 x_{α} 为密度函数 f(x) 的 α 分位点.

正态分布 $\mathcal{N}(0,1)$ 的 α 分位点 u_{α}

- $\bullet u_{\alpha} = -u_{1-\alpha}$
- $u_{0.975} = 1.96$, $u_{0.95} = 1.645$, $u_{0.05} = -u_{0.95} = -1.645$.

χ^2 -分布的 α 分位点 $\chi^2_{\alpha}(n)$

- $\chi_{0.95}^2(12) = 21.026$, $\chi_{0.05}^2(25) = 14.611$, $\chi_{0.95}^2(50) \approx \frac{1}{2}(1.645 + \sqrt{99})^2 = 67.211$.
- Fisher: n 充分大时, $\chi^2_{\alpha}(n) \approx \frac{1}{2}(u_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2$.

t(n) 的 α 分位点 $t_{\alpha}(n)$

- $t_{\alpha}(n) = -t_{1-\alpha}(n)$.
- $t_{0.95}(6) = 1.9432$, $t_{0.10}(12) = -t_{0.90}(12) = -1.3562$, $t_{0.95}(55) \approx u_{0.95} = 1.645$.
- 与 u_{α} 的关系:

$$\lim_{n \to \infty} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad \Rightarrow \quad t_{\alpha}(n) \approx u_{\alpha}, \quad n > 45.$$

$F(n_1, n_2)$ 的 α 分位点 $F_{\alpha}(n_1, n_2)$

- $F_{0.95}(5,12) = 3.11$, $F_{0.90}(2,25) = 2.53$,
- $F \sim F(n_1, n_2)$, 则 $F^{-1} \sim F(n_2, n_1)$, 故

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

$$\text{FI: } F_{0.05}(6,10) = \frac{1}{F_{0.95}(10,6)} = \frac{1}{4.06} = 0.246.$$

最重要的总体: $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.

问题

如何由样本 X_1, \ldots, X_n 推断 μ, σ^2 ?

分析

我们通过构造统计量推断 μ, σ^2 :

- 如何构造"好"的统计量 $g(X_1,...,X_n)$?
- $g(X_1,...,X_n)$ 服从什么分布?

统计推断中最重要的结论: 五个抽样分布定理.

定理一: 正态样本均值

设 X_1, X_2, \ldots, X_n 是来自总体 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的样本. 则

$$\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \sim \mathcal{N}(\mu, \frac{\sigma^2}{n}).$$

证明

 X_1, \ldots, X_n 是独立同分布 $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, 因此联合分布还是正态分布, 由正态分布的性质知, 它们的线性组合

$$\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)$$

还是正态分布, 我们只需要计算 \bar{X} 的均值和方差:

$$\mathbb{E}\bar{X} = \mu, \quad \operatorname{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \qquad \Rightarrow \qquad \bar{X} \sim \mathcal{N}(\mu, \frac{\sigma^2}{n}).$$

定理二 (Fisher 引理)

设 X_1,\ldots,X_n 是总体 $X\sim\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)$ 的样本, $ar{X}$, S^2 分别为样本均值和样本方差, 则

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

X̄, S² 相互独立.

分析

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

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} + \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2$$

$$\stackrel{?}{\Rightarrow} \quad \chi^2(n-1) + \chi^2(1) = \chi^2(n).$$

定理三: t-分布相关

设 X_1,\ldots,X_n 是总体 $X\sim\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)$ 的样本. $ar{X}$, S^2 分别为样本均值和样本方差, 则

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

证明

由定理一、定理二,有

$$Y := \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1), \quad \chi^2 := \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

且 Y 与 χ^2 独立. 由 t-分布的构造有

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

定理三分析

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

$$\mathbb{E}S^2 = \sigma^2, \quad \text{Var}(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

因此平均来说 S^2 与 σ^2 差别不大, 故可用 S^2 "代替" σ^2 .

t-分布与 $\mathcal{N}(0,1)$

形式上比较:

•
$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$
: 两个未知参数 μ , σ

•
$$\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$
: $-\uparrow \lambda \pm \frac{1}{N} + \frac{1}{N} = \frac{1}{N}$

F-分布相关

设 $X_1, ..., X_n$, 是总体 $\mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本, $Y_1, Y_2, ..., Y_n$, 是总体 $Y \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样 本. 且两样本相互独立. 记两样本方差分别为 S_1^2, S_2^2 . 则

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

证明

由定理二.

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

且由样本独立知 S_1^2 与 S_2^2 独立. 因此

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

定理五

设 X_1,\ldots,X_{n_1} 是总体 $\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1^2)$ 的样本, Y_1,Y_2,\ldots,Y_{n_2} 是总体 $Y\sim\mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2^2)$ 的样本, 且两样本相互独立. 记两样本均值和样本方差分别为 $\bar{X},\bar{Y},S_1^2,S_2^2$, 则

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

$$\sharp \, \forall \, S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}, \, S_{\omega} = \sqrt{S_{\omega}^2}.$$

证明

因为
$$\bar{X} \sim \mathcal{N}(\mu_1, \frac{\sigma^2}{n_1}), \bar{Y} \sim \mathcal{N}(\mu_2, \frac{\sigma^2}{n_2})$$
 且相互独立, 因此

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

又
$$\frac{(n_i-1)S_i^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_i-1)$$
, $i=1,2$. 由 S_1^2, S_2^2 的独立性及 χ^2 -分布的可加性有

$$\frac{(n_1+n_2-2)S_{\omega}^2}{\sigma^2}\sim \chi^2(n_1+n_2-2)$$
. 结论由 t -分布的构造性定义得到.

小结 I

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

若 $X \sim \mathcal{N}(0,1)$, 则

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n), \quad t = \frac{X}{\sqrt{\chi^2/n}} \sim t(n), \quad F = \frac{\chi^2(n_1)/n_1}{\chi^2(n_2)/n_2} \sim F(n_1, n_2).$$

若
$$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$
, 则 \bar{X} 与 S^2 相互独立.

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

小结 Ⅱ: 两个正态总体

$$X \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$$
: X_1, \dots, X_{n_1} . $Y \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$: Y_1, \dots, Y_{n_2} . 且两样本独立.

σ_1^2 , σ_2^2 已知时

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim \mathcal{N}(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n-2}), \quad \frac{(X - Y) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$$
 时但 σ^2 未知时

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

没有 σ_1^2, σ_2^2 的信息

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

例题

设总体 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, X_1, \ldots, X_8 为一个样本, 则以下成立的是

(A)
$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{8} \sim t(8)$$
,

(B)
$$\frac{X-\mu}{\sigma}\sqrt{8} \sim t(7)$$
,

(C)
$$\frac{\bar{X} - \mu}{S} \sqrt{8} \sim t(7)$$
,

(D)
$$\frac{\bar{X} - \mu}{S} \sqrt{8} \sim t(8)$$
.

设 X_1, \ldots, X_n 是来自于正态总体 $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 是样本均值, 且

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$
, $S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, $S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$,

$$S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu)^2$$
. 则服从自由度为 $n-1$ 的 t -分布的随机变量是

$$\text{(A) } \frac{\bar{X} - \mu}{S_1/\sqrt{n-1}}, \quad \text{(B) } \frac{\bar{X} - \mu}{S_2/\sqrt{n-1}}, \quad \text{(C) } \frac{\bar{X} - \mu}{S_3/\sqrt{n}}, \quad \text{(D) } \frac{\bar{X} - \mu}{S_4/\sqrt{n}}.$$

C. B.

作业

- P136: 3, 6, 8
- 补充题
 - ① 设 $X_1, X_2, ..., X_n$ 是来自于 $\mathcal{N}(\mu, 16)$ 的样本,问 n 多大时才能使得 $P(|\bar{X} \mu| < 1) \ge 0.95$ 成立?
 - ③ 从总体 $\mathcal{N}(240,20^2)$ 中独立地进行两次抽样, 容量分别为 36 和 49, 那么这两个样本均值之差的绝对值不超过 10 的概率分别为多少?
 - ① 设 X_1, X_2, \dots, X_{10} 为 $\mathcal{N}(0, 0.3^2)$ 的样本, 求常数 C 使得 $P\left(\sum_{i=1}^{10} X_i^2 \leq C\right) = 0.95$.
 - $lacksymbol{0}$ 设 X_1, X_2 是来自于 $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ 的样本.
 - (1) 求 $\frac{(X_1-X_2)^2}{(X_1+X_2)^2}$ 的分布.
 - (2) 求常數 k, 使 $P\left(\frac{(X_1+X_2)^2}{(X_1+X_2)^2+(X_1-X_2)^2} \ge k\right) = 0.10.$
 - ③ 设常数 $X_1, X_2, ..., X_n, X_{n+1}$ 为 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的样本. $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$
. 试求常数 c 使得 $t_c = c \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n}$ 服从 t -分布,并指出分布的自由度.