



非参数统计分析

作者：Lollins

时间：December 7, 2023



改变人生的事情，你必须冒险；意义非凡的事情，大多碰巧发生；不重要的事，才有周全的计划。

前言

非参数统计分析笔记，一些图片的代码在 `code` 文件夹下。

Lollins

December 7, 2023

目录

第 1 章 绪论	1
1.1 序	1
1.1.1 非参数统计概念及学习意义	1
1.1.2 非参数统计的历史及发展	1
1.2 引言	1
1.2.1 参数统计方法与非参数统计方法的区别	1
1.2.2 非参数统计方法的特点	1
第 2 章 描述性统计	2
2.1 图表法	2
2.2 数值方法	2
2.2.1 表示中心位置的数值	2
2.2.2 表示离散程度的数值	3
2.2.3 标准误	3
2.2.4 偏度	3
2.2.5 峰度	3
第 3 章 符号检验法	5
3.1 符号检验	5
3.1.1 具体操作方法	5
3.1.2 注意事项	5
3.1.3 中位数的估计	5
3.2 符号检验在定性数据分析中的应用	6
3.3 成对数据的比较问题	6
第 4 章 符号秩和检验法	7
4.1 对称中心为原点的检验问题	7
4.1.1 符号秩和检验统计量 W^+	7
4.1.2 符号秩和检验	7
4.2 符号秩和检验统计量 W^+ 的性质	8
4.2.1 概率分布	8
4.2.2 W^+ 分布的对称性	8
4.3 符号秩和检验统计量 W^+ 的渐进正态性	8
4.3.1 期望与方差	8
4.3.2 W^+ 渐进正态性	9
4.4 平均秩法	9
4.4.1 定义	9
4.4.2 性质	9
4.5 对称中心的点估计	9
第 5 章 两样本问题	11
5.1 Mood 中位数检验法 (2×2 列联表检验法)	11
5.1.1 Mood 中位数检验法	11

5.1.2	大样本情形	11
5.2	Wilcoxon 秩和检验法	11
5.2.1	秩	11
5.2.2	Wilcoxon 秩和检验统计量的性质	12

第1章 绪论

1.1 序

1.1.1 非参数统计概念及学习意义

1.1.1.1 意义

1.1.1.2 概念

- **参数统计方法**：数据样本被视为从分布族的某个参数族抽取出来的总体的代表，未知的仅仅是总体分布具体数值，这样推断问题就转化为分布族的若干未知参数的估计问题，用样本来对这些参数进行估计或进行假设检验，从而得知背后的分布，这类推断方法称为参数统计方法。
- **非参数统计方法**：不假定总体分布的具体形式，尽量从数据（或样本）本身获得所需要的信息，通过估计而获得分布的结构，并逐步建立对事物的数学描述和统计模型的方法。

1.1.2 非参数统计的历史及发展

1.2 引言

1.2.1 参数统计方法与非参数统计方法的区别

- **参数统计方法**：假定总体的分布形式，既利用样本的数据信息，又利用产生数据总体的信息，是一个有效的数据分析方法，针对性强，但可能出现大的错误。
- **非参数统计方法**：不假定总体的分布形式，更接近大多数实际情况，故不会出现大的错误。

1.2.2 非参数统计方法的特点

- (1) 有广泛的适用性（广）
- (2) 样本方法是非参数统计的基本方法（样本）
- (3) 计算简单（简）
- (4) 良好的稳定性（稳）

第2章 描述性统计

定义 2.1 (描述性统计)

是在对产生数据的总体的分布不作任何假设的情况下，整理数据、显示数据、分析数据，将数据中有用的信息提取出来的统计方法。本章介绍常用的描述性统计方法：表格法、图形法和数值方法。



2.1 图表法

表格法、图形法描述统计数据主要是频数（率）分布表和直方图。

2.2 数值方法

数值方法主要是用数值来表示数据的中心位置和离散程度等的方法。

2.2.1 表示中心位置的数值

我们要求数据的中心位置满足这样一个**条件**：它到各个数据点的距离的和比较小。表示中心位置的数值有平均数、中位数、众数、切尾平均数。

2.2.1.1 平均数

如果用平方值距离法，则点 a 到各数据点 x_1, x_2, \dots, x_n 的距离的和可以用 $\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2$ 来衡量。平均数 $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$ 满足条件：

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \min_a \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 \quad (2.1)$$

上式表示平均数这一点到各个数据点的平方值距离和最短。所以在平方值距离方法下，数据中心位置的代表是平均数。

2.2.1.2 中位数

如果用绝对值距离法，则点 a 到各数据点 x_1, x_2, \dots, x_n 的距离的和可以用 $\sum_{i=1}^n |x_i - a|$ 来衡量，中位数 me 满足条件：

$$\sum_{i=1}^n |x_i - me| = \min_a \sum_{i=1}^n |x_i - a| \quad (2.2)$$

上式表示中位数这一点到各个数据点的绝对值距离和最短。所以在绝对值距离方法下，数据中心位置的代表是中位数。

注：

- 中位数是非线性规划选址问题的解；
- 中位数不受极大（小）的影响，有时能较好地表示数据的中心位置。

2.2.1.3 众数

众数：一组数据中出现频数最高的数据。

注：

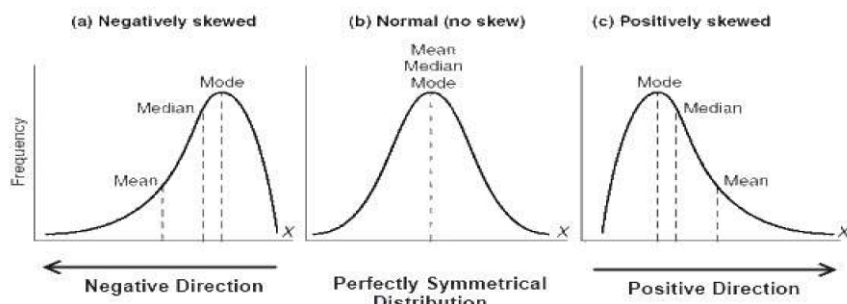


图 2.1

- 众数也能描述数据的中心位置。特别是定性数据；
- 一组数据有偏时，若数据右偏 (Positively Skewed)，通常有 $mo < me < \bar{x}$ ，若数据左偏 (Negatively Skewed)，通常有 $\bar{x} < me < mo$ ，见图2.1。

2.2.1.4 切尾平均数

设 $X_{(1)}, \dots, X_{(n)}$ 是来自总体 X 的简单随机样本 X_1, \dots, X_n 的次序统计值，称

$$T_{nk} = \frac{1}{n - 2k} (x_{(k+1)} + \dots + x_{(n-k)}) \quad (2.3)$$

为原样本的切尾均值。

2.2.2 表示离散程度的数值

样本方差、标准差、全距（范围）、四分位数间距。

2.2.3 标准误

$$se = \frac{s}{\sqrt{n}}, s \text{ 为样本标准差} \quad (2.4)$$

2.2.4 偏度

偏度反映单峰分布对称性，常用 β_s 表示总体偏度，

$$\beta_s = E\left[\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^3\right] = \frac{\mu_3}{\sigma^3}, \text{ 其中 } \mu_3 = E(x - \mu)^3 \quad (2.5)$$

注：对称分布的偏度 $\beta_s = 0$ ；反之不成立，即 $\beta_s = 0$ ，不一定是对称分布。

样本偏度用 b_s 表示，

$$b_s = \frac{m_3}{m_2^{3/2}}, \text{ 其中 } m_j = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^j \quad (2.6)$$

注： $b_s > 0$ 时，倾向于认为数据分布右偏； $b_s < 0$ 时，倾向于认为数据分布左偏； $b_s \approx 0$ 时，倾向认为数据分布是对称的。

2.2.5 峰度

峰度反映分布峰的尖峭程度，常用 β_k 表示总体峰度。

$$\beta_k = E\left[\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^4\right] = \frac{\mu_4}{\sigma^4} \quad (2.7)$$

注：若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，则 $\beta_k = 3$ 。当 $\beta_k > 3$ 时，该分布具有过度的峰度 (厚尾分布)，当 $\beta_k < 3$ 时，该分布具有不足的峰度 (薄尾分布)，

样本峰度用 b_k 表示,

$$b_k = \frac{m_4}{(m_2)^2} \quad (2.8)$$

第3章 符号检验法

在非参数检验中,总体的中心位置的数通常用中位数表示,本章主要讨论中位数、 p 分位数检验问题的符号检验方法,中位数的点估计、区间估计等。

3.1 符号检验

3.1.1 具体操作方法

符号检验问题的原假设和备择假设有三种情况。这三种情况的原假设 H_0 都是 $me = me_0$, 其中 me_0 是给定的常数, 备择假设 H_1 分别是 $me > me_0$, $me < me_0$ 和 $me \neq me_0$ 。

由于 $P(X = me) = 0$, 所以不妨假设样本单元 x_1, x_2, \dots, x_n 都不等于 me_0 。符号检验的检验统计量为

$$S^+ = \#G = \#\{x_i : x_i - me_0 > 0, i = 1, 2, \dots, n\}, \quad (3.1)$$

记号 $\#$ 表示计数, 即 S^+ 是集合 G 中元素的个数。 S^+ 也可以等价的表示为

$$S^+ = \sum_{i=1}^n u_i, u_i = \begin{cases} 1, & x_i - me_0 > 0 \\ 0, & \text{否则} \end{cases}, i = 1, 2, \dots, n \quad (3.2)$$

由于在 $me = me_0$ 时, $S^+ \sim b(n, \frac{1}{2})$ 。

考虑备择假设 $H_1 : me > me_0$, 我们用 p 值来度量 S^+ 是否足够大, 让我们拒接原假设。 p 值等于二项分布 $b(n, \frac{1}{2})$ 的随机变量大于等于 S^+ 的概率 $P(b(n, \frac{1}{2}) \geq S^+)$, p 值越小, S^+ 越大。

如果 p 值 $\leq \alpha$, 则在显著性水平 α 下拒接原假设, 认为备择假设 H_1 成立; 如果 p 值 $> \alpha$, 则在显著性水平 α 下不拒绝原假设。

3.1.2 注意事项

在实际问题中, 可能出现一些观察值正好等于 me_0 , 这时有以下两种处理方法:

- 1、将这些正好等于 me_0 的观察值去掉, 并相应的减少样本容量 n 的值。
- 2、(不常用, 不写了)

3.1.3 中位数的估计

3.1.3.1 点估计

引理 3.1

设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自总体 X 的样本, t_p 为总体 X 的 p 分位数, m_{np} 为样本的 p 分位数, 则

$$P(\lim_{n \rightarrow \infty} m_{np} = t_p) = 1 \quad (3.3)$$

根据引理3.1, 我们可以结论

$$\hat{t}_p = m_{np} = \begin{cases} x_{([np]+1)}, & np \text{ 为非整数} \\ \frac{1}{2}(x_{(np+1)} + x_{(np)}), & np \text{ 为整数} \end{cases} \quad (3.4)$$

3.1.3.2 区间估计

设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自总体 X 的样本, $S^+ = \#\{x_i : x_i - \text{me}_0 > 0, i = 1, 2, \dots, n\} \sim b(n, \frac{1}{2})$ 那么有

$$P(x_{(r)} \leq \text{me} \leq x_{(n-r+1)}) = 1 - P(\text{me} < x_{(r)}) - P(\text{me} > x_{(n-r+1)}) = 1 - \sum_{i=0}^{r-1} \binom{n}{i} \left(\frac{1}{2}\right)^n \quad (3.5)$$

注: 层数 r 越大, 置信区间越短, 置信水平越低 (置信水平为 $1 - \alpha$)。

3.2 符号检验在定性数据分析中的应用

根据中心极限定理, 当 n 很大时, 且 $S^+ \sim b(n, p)$, 那么 $z = \frac{S^+ - np}{\sqrt{np(1-p)}} \sim N(0, 1)$ 。

对于 $x \sim b(n, p)$, 做连续性修正:

- 1、 $P(X \leq k) \approx \Phi\left(\frac{k + \frac{1}{2} - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right), P(X < k) \approx \Phi\left(\frac{k - \frac{1}{2} - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$
- 2、 $P(X \geq k) \approx \Phi\left(\frac{np - k + \frac{1}{2}}{\sqrt{np(1-p)}}\right), P(X > k) \approx \Phi\left(\frac{np - k - \frac{1}{2}}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$

3.3 成对数据的比较问题

定义 3.1 (配对数据)

两样本间配偶成对, 每一对样本除随机给予的不同处理外, 其他试验条件尽量一致。



第4章 符号秩和检验法

本章主要讨论对称中心的检验及估计问题。

4.1 对称中心为原点的检验问题

4.1.1 符号秩和检验统计量 W^+

符号检验统计量

$$S^+ = \sum_{i=1}^n u_i, u_i = \begin{cases} 1, & x_i > 0, \\ 0, & \text{否则,} \end{cases} i = 1, 2, \dots, n. \quad (4.1)$$

注： S^+ 仅使用样本数据量的正负信息，未使用样本数据量的大小信息。

符号秩和统计量

设 $|x_1|, |x_2|, \dots, |x_n|$ 互不相等，由大到小排列为 $z_{(1)} < z_{(2)} < \dots < z_{(n)}$ ，若 $|x_i| = z_{(R_i)}$ ，则称 $|x_i|$ 的秩为 $R_i, R_i = 1, 2, \dots, n$ 。符号秩和统计量为

$$W^+ = \sum_{i=1}^n u_i R_i \quad (4.2)$$

此处的 u_i 定义与式4.1中相同。

注： W^+ 不仅使用样本数据量的符号信息，还是使用了样本数据量的大小信息。

在表4.1中给出了 10 个观察值以及它们的 10 个观察值的符号，绝对值和绝对值的秩。这 10 个观察值的符号

表 4.1: 10 个观察值的符号，绝对值和绝对值的秩

观察值	-7.6	-5.5	4.3	2.7	-4.8	2.1	-1.2	-6.6	-3.3	-8.5
符号	-	-	+	+	-	+	-	-	-	-
绝对值	7.6	5.5	4.3	2.7	4.8	2.1	1.2	6.6	3.3	8.5
绝对值的秩	9	7	5	3	6	2	1	8	4	10

检验统计量 $S^+ = 3$ ，符号秩和统计量 $W^+ = 5 + 3 + 2 = 10$ 。

4.1.2 符号秩和检验

检验统计量： W^+ ，原假设 $H_0: \theta = 0$

1、备择假设 $H_1: \theta > 0$ ，若备择假设 H_1 成立，则 $\forall a > \theta$ ，有 $P(x > a) > P(x < -a)$ 。如图4.1所示，代码见 im4_1.r。

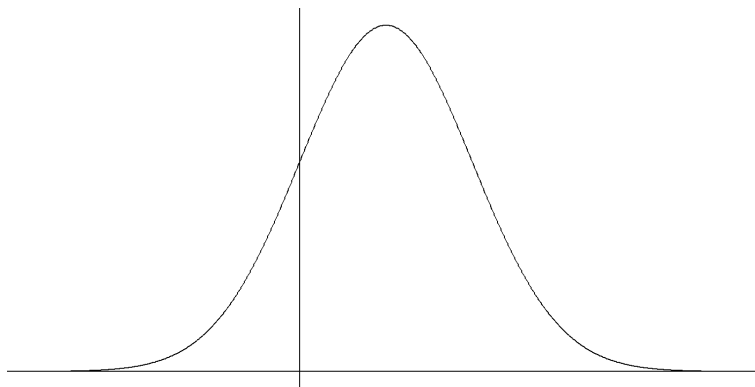


图 4.1

给定置信水平 α , 拒绝域为 $W^+ \geq c$, 其中

$$c = \inf\{c^* : P(W^+ \geq c^*) \leq \alpha\}$$

2、备择假设 $H_1 : \theta < 0$, 拒绝域为 $W^+ \leq d$, 其中

$$d = \sup\{d^* : P(W^+ \leq d^*) \leq \alpha\}$$

3、备择假设 $H_1 : \theta \neq 0$, 拒绝域为 $W^+ \geq c$ 或 $W^+ \leq d$, 其中

$$c = \inf\{c^* : P(W^+ \geq c^*) \leq \alpha/2\}, d = \sup\{d^* : P(W^+ \leq d^*) \leq \alpha/2\}.$$

4.2 符号秩和检验统计量 W^+ 的性质

4.2.1 概率分布

命题 4.1

令 $S = \sum_{i=1}^n iu_i$, 则在总体关于原点对称时, W^+ 和 S 同分布, 即 $W^+ \stackrel{d}{=} S$.

注: 总体 X 的分布关于原点对称时, u_1, u_2, \dots, u_n 相互独立同分布, 且 $P(u_i = 0) = P(u_i = 1) = \frac{1}{2}, i = 1, 2, \dots, n$. 故 $S = \sum_{i=1}^n iu_i$ 为离散型分布, 它的取值范围为 $0, 1, \dots, \frac{n(n+1)}{2}$, 并且

$$P(S = d) = P\left(\sum_{i=1}^n iu_i = d\right) = \frac{t_n(d)}{2^n}, d = 0, 1, 2, \dots, \frac{n(n+1)}{2} \quad (4.3)$$

其中 $t_n(d)$ 表示从 $1, 2, \dots, n$ 中任取若干个, 其和恰为 d 的取法数量 (其中 $t_n(d) = t_n(\frac{n(n+1)}{2} - d)$).

4.2.2 W^+ 分布的对称性

命题 4.2

在总体的分布关于原点 0 对称时, W^+ 服从对称分布, 对称中心为 $0, 1, \dots, \frac{n(n+1)}{2}$ 的中点 $\frac{n(n+1)}{4}$.

注: 当 $n \leq 30$ 时, 可查表得到符号秩和检验临界值 c_α , 使 $P(W^+ \geq c_\alpha) = \alpha$, 故当 $d = \frac{n(n+1)}{2} - c_\alpha$ 时, $P(W^+ \leq d_\alpha) = \alpha$.

4.3 符号秩和检验统计量 W^+ 的渐进正态性

4.3.1 期望与方差

H_0 成立时, $W^+ \stackrel{d}{=} S = \sum_{i=1}^n iu_i$, $u_i \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$. 再根据 $E(u_i) = \frac{1}{2}, D(u_i) = \frac{1}{4}$, 求得 S 的期望与方差为

$$\begin{aligned} E(S) &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n i = \frac{n(n+1)}{4}, \\ D(S) &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^n i^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{24}. \end{aligned} \quad (4.4)$$

由于 W^+ 与 S 有相同的分布, 所以我们求得了 W^+ 的均值与方差。

命题 4.3

在总体分布关于原点 0 对称时,

$$\begin{aligned} E(W^+) &= \frac{n(n+1)}{4}, \\ D(W^+) &= \frac{n(n+1)(2n+1)}{24}. \end{aligned} \quad (4.5)$$

**4.3.2 W^+ 渐进正态性**

由 liapunov 中心极限定理知 S 渐进服从正态分布, 而 W^+ 与 S 有相同的分布, 所以 W^+ 也有渐进正态性。

命题 4.4

如果总体的分布关于原点 0 对称, 则在样本容量 n 趋于无穷大时, W^+ 也有渐进正态性, 即

$$\frac{W^+ - E(W^+)}{\sqrt{D(W^+)}} = \frac{W^+ - n(n+1)/4}{\sqrt{n(n+1)(2n+1)/24}} \xrightarrow{L} N(0, 1) \quad (4.6)$$

该渐进正态性简记为

$$W^+ \sim N\left(\frac{n(n+1)}{4}, \frac{n(n+1)(2n+1)}{24}\right) \quad (4.7)$$

**4.4 平均秩法****4.4.1 定义****定义 4.1**

设 x_1, x_2, \dots, x_n 为取自总体 X 的样本, 其中相等的 x_i 组成一个结, 结中 x_i 的个数称为该结的结长 $\tau(\geq 2)$, 结的个数记为 g 。



秩的定义方式: 随机秩, 平均秩。

4.4.2 性质**命题 4.5**

若总体 X 的分布关于原点对称, 有结数据取平均秩, 则

$$\begin{aligned} E(W^+) &= \frac{n(n+1)}{4}, \\ D(W^+) &= n(n+1)((2n+1)/24 - \sum_{j=1}^g (\tau_j^3 - \tau_j)/48. \end{aligned} \quad (4.8)$$



注: 有结数据取平均秩, W^+ 依旧服从渐进正态分布。

4.5 对称中心的点估计

- 1、样本的均值估计对称中心 θ 。
- 2、样本的中位数估计对称中心 θ 。
- 3、样本的切尾均值估计对称中心 θ 。
- 4、Winsort 化样本的均值估计对称中心 θ 。

定义 4.2

设 x_1, x_2, \dots, x_n 的次序统计量为 $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}$, 称

$$W_{nk} = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=k+1}^{n-k} x_{(i)} + kx_{(k+1)} + kx_{(n-k)} \right) \quad (4.9)$$

为对称中心的 Winsort 化均值估计。



注: Winsort 化均值估计为切尾均值的一个修正, 它加重了端头值在估计中的权重。

5、Hodges Lehmann(H-L) 估计

H-L 估计对称中心步骤如下:

(i) 先构造统计量 $T = T(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 满足一下性质:

- $\theta = 0$ 时, T 的分布关于某点 c 对称, 且与 x 分布函数 $F(x)$ 。
- 任意 $x_1, x_2, \dots, x_n \in R$ 时, $T(x_1 + \theta, x_2 + \theta, \dots, x_n + \theta)$ 关于 θ 非降。

(ii) 定义:

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_1 &= \sup\{a : T(x_1 - a, x_2 - a, \dots, x_n - a) > c\} \\ \hat{\theta}_2 &= \sup\{a : T(x_1 - a, x_2 - a, \dots, x_n - a) < c\} \end{aligned} \quad (4.10)$$

一般有 $\hat{\theta}_1 \leq \hat{\theta}_2$ 。

(iii) 令 $\theta = \frac{\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2}{2}$ 作为对称中心 θ 的估计。

常用对称中心 H-L 估计量如下:

- (1) 当 T 统计量为 $T = \frac{\sqrt{n}\bar{x}}{S}$ 时, $\hat{\theta} = \bar{x}$;
- (2) 当 T 统计量为 $T = S^+ = \{x_i > 0, i = 1, 2, \dots, n\}$ 时, $\hat{\theta} = m_n$ (中位数);
- (3) 当 T 统计量为 $T = W^+$ 时, 将 $\{\frac{x_i + x_j}{2}, 1 \leq i \leq j \leq n\}$, 共有 $N = \frac{n(n+1)}{2}$ 个值, 从小到大排序为 $W_{(1)}^+ \leq W_{(2)}^+ \leq \dots \leq W_{(N)}^+$, 则称对称中心 θ 的 H-L 估计为 $\{\frac{x_i + x_j}{2}, 1 \leq i \leq j \leq n\}$ 的中位数。

第5章 两样本问题

5.1 Mood 中位数检验法 (2×2 列联表检验法)

5.1.1 Mood 中位数检验法

样本 x_1, \dots, x_m 和 y_1, \dots, y_n 分别来自相互独立的连续型总体 X 和 Y , 分别记其中位数为 me_x, me_y 。 ($H_0 : me_x = me_y$)

首先将样本 x_1, \dots, x_m 和 y_1, \dots, y_n 合在一起, 并从小到大排列, 计算混合样本中位数 m_n , 得四格表

表 5.1

	$\leq m_n$	$\geq m_n$	合计
X 样本	N_{11}	N_{12}	N_{1+}
Y 样本	N_{21}	N_{22}	N_{2+}
	N_{+1}	N_{+2}	N

1、备择假设为 $H_1 : me_x > me_y$

当 N_{11} 较小时, 拒绝 H_0 , 检验 p 值为

$$\sum_{k \leq N_{11}} P(k, N_{1+}, N_{+1}, N)$$

2、备择假设为 $H_1 : me_x < me_y$

当 N_{11} 较大时, 拒绝 H_0 , 检验 p 值为

$$\sum_{k \geq N_{11}} P(k, N_{1+}, N_{+1}, N)$$

其中 $P(k, N_{1+}, N_{+1}, N) = \frac{\binom{N_{+1}}{N_{11}} \binom{N_{+2}}{N_{12}}}{\binom{N}{N_{1+}}}$ 。

5.1.2 大样本情形

当样本容量较大时, 超几何分布可以近似服从正态分布, 过程与上一章大样本情形类似, 此处过程省去。

5.2 Wilcoxon 秩和检验法

5.2.1 秩

定义 5.1

设 x_1, \dots, x_N 是取自总体 X 的简单随机样本, 我们定义 x_i 的秩 R_i 为

$$R_i = \sum_{j=1}^N I_{(x_j \leq x_i)} \quad (5.1)$$

定义 5.2

设 x_1, \dots, x_N 是取自总体 X 的简单随机样本, R_i 为 x_i 的秩, 则 $R = (R_1, R_2, \dots, R_N)$ 或部分分量 $(R_1, R_2, \dots, R_m) (1 \leq m \leq N)$ 或由 R 构成的统计量统称为秩统计量。

命题 5.1

对于简单随机样本 x_1, \dots, x_N , 秩统计量 $R = (R_1, R_2, \dots, R_N)$ 等可能的取 $(1, 2, \dots, N)$ 的任意 $N!$ 个排列之一, 且 R 是由在 $(1, 2, \dots, N)$ 的所有可能的排列组成的空间 R 上的均匀分布, 即

$$P(R = (r_1, r_2, \dots, r_N)) = \frac{1}{N!} \quad (5.2)$$

注: 对于简单随机样本, R 的边缘分布也是均匀分布, 如

$$\begin{aligned} P(R_i = r) &= \frac{1}{N}, r = 1, 2, \dots, N \\ P(R_i = r_1, R_j = r_2) &= \frac{1}{N(N-1)}, r_1(\text{或}r_2) = 1, 2, \dots, N, r_1 \neq r_2 \end{aligned} \quad (5.3)$$

定理 5.1

对 $\forall i = 1, 2, \dots, N$, 有

$$E(R_i) = \frac{N+1}{2}, V(R_i) = \frac{N^2-1}{12} \quad (5.4)$$

定理 5.2

对 $\forall i \neq j$, 有

$$\text{Cov}(R_i, R_j) = -\frac{N+1}{12} \quad (5.5)$$

5.2.2 Wilcoxon 秩和检验统计量的性质

设两样本 x_1, x_2, \dots, x_m 和 $y_1, y_2, \dots, y_n (m \geq n)$, 样本容量 $N = m + n$ 。

Wilcoxon 秩和检验原假设 $H_0: X$ 与 Y 同分布。 H_0 成立时,

$$P(R_1 = r_1, R_2 = r_2, \dots, R_n = r_n) = \frac{1}{N(N-1) \cdots (N-n+1)}$$

Bibliography

- [1] 孙山泽. 非参数统计讲义. 北京大学出版社
- [2] 陈希孺. 非参数统计. 中国科学技术大学出版社
- [3] 李裕奇. 非参数统计方法. 西南交通大学出版社