

§ 1.4 顺序统计量

一、顺序统计量的定义

定义1.4.1 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是从总体 X 中抽取的一个样本, (x_1, x_2, \dots, x_n) 是其一个观测值, 将观测值按由小到大的次序重新排列为

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

当 (X_1, X_2, \dots, X_n) 取值为 (x_1, x_2, \dots, x_n) 时, 定义 $X_{(k)}$ 取值为 $x_{(k)}$ ($k = 1, 2, \dots, n$), 由此得到的

$$(X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)})$$

称为样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的**顺序统计量**. 对应的 $(x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)})$ 成为其**观察值**.

$X_{(k)}$: 称为样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的第 k 个顺序统计量.

特别地, $X_{(1)} = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$ 称为最小顺序统计量.

$X_{(n)} = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$ 称为最大顺序统计量.

$R_{(n)} = X_{(n)} - X_{(1)}$ 称为样本极差.

注: 由于每个 $X_{(k)}$ 都是样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的函数, 所以 $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ 都是随机变量. 一般它们不相互独立.

例1: 设总体 X 的分布为仅取 0, 1, 2 的离散均匀分布, 其分布列为

X	0	1	2
P	1/3	1/3	1/3

现从中抽取容量为3的样本，
其一切可能取值有 $3^3 = 27$ 种，
列表如下：

X_1	X_2	X_3	X_1	X_2	X_3	X_1	X_2	X_3
0	0	0	1	0	0	2	0	0
0	0	1	1	0	1	2	0	1
0	0	2	1	0	2	2	0	2
0	1	0	1	1	0	2	1	0
0	1	1	1	1	1	2	1	1
0	1	2	1	1	2	2	1	2
0	2	0	1	2	0	2	2	0
0	2	1	1	2	1	2	2	1
0	2	2	1	2	2	2	2	2

从而可给出的 $X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}$ 分布列如下：

$X_{(1)}$	0	1	2
P	19/27	7/27	1/27

$X_{(2)}$	0	1	2
P	7/27	13/27	7/27

$X_{(3)}$	0	1	2
P	1/27	7/27	19/27

我们可以看到这三个顺序统计量的分布是不相同的.

进一步，我们可以给出两个次序统计量的联合分布，如： $X_{(1)}$ 与 $X_{(2)}$ 的联合分布列为

$X_{(1)} \backslash X_{(2)}$	0	1	2
0	$7/27$	$9/27$	$3/27$
1	0	$4/27$	$3/27$
2	0	0	$1/27$

不难看出 $X_{(1)}$ 和 $X_{(2)}$ 是不独立的。

二、单个顺序统计量 $X_{(k)}$ 的分布

定理1.4.1 设总体 X 的分布函数为 $F(x)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为样本, 则第 k 个顺序统计量 $X_{(k)}$ 的分布函数为

$$F_{X_{(k)}}(x) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_0^{F(x)} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt$$

又若总体 X 为连续型, 其密度函数为 $f(x)$. 则第 k 个顺序统计量 $X_{(k)}$ 的密度函数为

$$f_{X_{(k)}}(x) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} [F(x)]^{k-1} [1-F(x)]^{n-k} f(x)$$

证明: 根据分布函数的定义, 可以得

$$F_{X_{(k)}}(x) = P(X_{(k)} \leq x) = P(X_1, \dots, X_n \text{ 中至少有 } k \text{ 个 } \leq x)$$

设 $\nu_n(x)$ ($-\infty < x < +\infty$) 表示 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 中不超过 x 的个数. 它表示对总体 X 作 n 次重复独立观测时, 事件 $\{X \leq x\}$ 出现的次数, 而 $P\{X \leq x\} = F(x)$ 故有

$$\nu_n(x) \sim B(n, F(x)),$$

因此

$$\begin{aligned} F_{X_{(k)}}(x) &= \sum_{i=k}^n P\{\nu_n(x) = i\} \\ &= \sum_{i=k}^n C_n^i [F(x)]^i [1 - F(x)]^{n-i} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\text{分部积分法} \\ &\text{=====} \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_0^{F(x)} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt \end{aligned}$$

附证:

$$\begin{aligned} & \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_0^{F(x)} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt = \frac{n!}{k!(n-k)!} \int_0^{F(x)} (1-t)^{n-k} dt^k \\ &= \frac{n!}{k!(n-k)!} t^k (1-t)^{n-k} \Big|_0^{F(x)} + \frac{n!}{k!(n-k-1)!} \int_0^{F(x)} t^k (1-t)^{n-k-1} dt \\ &= C_n^k [F(x)]^k [1-F(x)]^{n-k} + \frac{n!}{k!(n-k-1)!} \int_0^{F(x)} t^k (1-t)^{n-k-1} dt \end{aligned}$$

最后一项为 $\frac{n!}{(n-1)!0!} \int_0^{F(x)} t^{n-1} dt = [F(x)]^n$

所以有 $F_{X_{(k)}}(x) = \sum_{i=k}^n C_n^i [F(x)]^i [1-F(x)]^{n-i}$

$$= \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_0^{F(x)} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt$$

当总体 X 为连续型时，上式两端对 x 求导得 $X_{(k)}$ 的密度函数为

$$f_{X_{(k)}}(x) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} [F(x)]^{k-1} [1-F(x)]^{n-k} f(x)$$

注 (1) 对最大顺序统计量 $X_{(n)} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$,

$$F_{X_{(n)}}(x) = [F(x)]^n,$$

$$f_{X_{(n)}}(x) = n[F(x)]^{n-1} f(x).$$

(2) 对最小顺序统计量 $X_{(1)} = \min\{X_1, \dots, X_n\}$,

$$F_{X_{(1)}}(x) = 1 - [1 - F(x)]^n,$$

$$f_{X_{(1)}}(x) = n[1 - F(x)]^{n-1} f(x).$$

例2： 设总体 X 的密度函数为

$$f(x) = 3x^2, \quad 0 < x < 1.$$

现从该总体中抽得一个容量为5的样本，试计算
 $P(X_{(2)} < 1/2)$.

解： 先求出 $X_{(2)}$ 的分布. 总体分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0; \\ x^3, & 0 < x < 1; \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

$$\begin{aligned} f_{X_{(2)}}(x) &= \frac{5!}{(2-1)!(5-2)!} [F(x)]^{2-1} [1-F(x)]^{5-2} f(x) \\ &= 20 \cdot x^3 (1-x^3)^3 \cdot 3x^2 = 60x^5 (1-x^3)^3, \quad 0 < x < 1 \end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned}P(X_{(2)} < \frac{1}{2}) &= \int_0^{\frac{1}{2}} 60x^5(1-x^3)^3 dx \\&\stackrel{y=x^3}{=} \int_0^{\frac{1}{8}} 20y(1-y)^3 dy = \int_{\frac{7}{8}}^1 20(z^3 - z^4) dz \\&= 5(1 - (\frac{7}{8})^4) - 4(1 - (\frac{7}{8})^5) = 0.1207.\end{aligned}$$

三、多个顺序统计量的联合分布

定理1.4.2 在定理1.4.1的记号下, 顺序统计量 $(X_{(i)}, X_{(j)})$ ($i < j$) 的联合分布函数为

$$F_{i,j}(x, y) = \begin{cases} P\{X_{(j)} \leq y\} & x \geq y; \\ P\{X_{(j)} \leq y\} - P\{X_{(i)} > x, X_{(j)} \leq y\} & x < y. \end{cases}$$

$$\text{其中 } P\{X_{(j)} \leq y\} = \frac{n!}{(j-1)!(n-j)!} \int_0^{F(y)} t^{j-1} (1-t)^{n-j} dt,$$

$$P\{X_{(i)} > x, X_{(j)} \leq y\}$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{0 \leq k \leq i-1} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{k!(n-k-l)!l!} [F(x)]^k \\ &\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-k-l} [1 - F(y)]^l. \end{aligned}$$

又若总体 X 为连续型，其密度函数为 $f(x)$. 则
 $(X_{(i)}, X_{(j)})$ 的密度函数为

$$f_{i,j}(x, y) = \frac{n!}{(i-1)!(j-i-1)!(n-j)!} [F(x)]^{i-1} \\
\times [F(y) - F(x)]^{j-i-1} [1 - F(y)]^{n-j} f(x) f(y).$$

这里 $x < y$. 当 $x > y$ 时. $f_{i,j}(x, y) = 0$.

证明： 根据分布函数的定义

$$F_{i,j}(x, y) = P\{X_{(i)} \leq x, X_{(j)} \leq y\} \\
= \begin{cases} P\{X_{(j)} \leq y\} & x \geq y; \\ P\{X_{(j)} \leq y\} - P\{X_{(i)} > x, X_{(j)} \leq y\} & x < y. \end{cases}$$

事件 $\{X_{(i)} > x, X_{(j)} \leq y\}$ 等价于 X_1, X_2, \dots, X_n 中落入区间 $(-\infty, x]$ 内的不超过 $i-1$ 个, 落入 $(y, +\infty)$ 内的不超过 $n-j$ 个. 根据多项分布的概率得

$$\begin{aligned} P\{X_{(i)} > x, X_{(j)} \leq y\} \\ = \sum_{0 \leq k \leq i-1} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{k!(n-k-l)!l!} [F(x)]^k \\ \times [F(y) - F(x)]^{n-k-l} [1 - F(y)]^l \end{aligned}$$

再根据定理1.4.1, 即得到 $F_{i,j}(x, y)$ 的表达式.

当总体 X 为连续型时, $F_{i,j}(x, y)$ 对 x, y 求偏导得

$$\begin{aligned} \frac{\partial F_{i,j}(x, y)}{\partial x} = - \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-l)!l!} [F(x)]^{i-1} \\ \times [F(y) - F(x)]^{n-i-l} [1 - F(y)]^l f(x). \end{aligned}$$

$$\frac{\partial F_{i,j}(x,y)}{\partial x \partial y} = \frac{n!}{(i-1)!(j-i-1)!(n-j)!} [F(x)]^{i-1} \\ \times [F(y) - F(x)]^{j-i-1} [1 - F(y)]^{n-j} f(x) f(y).$$

因而 $(X_{(i)}, X_{(j)})$ 的密度函数为 (这里 $x < y$)

$$f_{i,j}(x,y) = \frac{n!}{(i-1)!(j-i-1)!(n-j)!} [F(x)]^{i-1} \\ \times [F(y) - F(x)]^{j-i-1} [1 - F(y)]^{n-j} f(x) f(y).$$

注： $(X_{(1)}, X_{(n)})$ 的密度函数为

$$f_{1,n}(x,y) = \begin{cases} n(n-1)[F(y) - F(x)]^{n-2} f(x) f(y), & x < y \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

附密度函数的证明

$$\begin{aligned}
 F_{i,j}(x,y) &= \frac{n!}{(j-1)!(n-j)!} \int_0^{F(y)} t^{j-1} (1-t)^{n-j} dt - \sum_{0 \leq k \leq i-1} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \\
 &\quad \frac{n!}{k!(n-k-l)!l!} [F(x)]^k [F(y) - F(x)]^{n-k-l} [1 - F(y)]^l \\
 \frac{\partial F_{i,j}(x,y)}{\partial x} &= - \sum_{1 \leq k \leq i-1} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(k-1)!(n-k-l)!l!} [F(x)]^{k-1} \\
 &\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-k-l} [1 - F(y)]^l f(x) \\
 &+ \sum_{0 \leq k \leq i-1} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{k!(n-k-l-1)!l!} [F(x)]^k \\
 &\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-k-l-1} [1 - F(y)]^l f(x)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= - \sum_{0 \leq m \leq i-2} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{m!(n-m-l-1)!l!} [F(x)]^m \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-m-l-1} [1 - F(y)]^l f(x) \\
&\quad + \sum_{0 \leq k \leq i-1} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{k!(n-k-l-1)!l!} [F(x)]^k \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-k-l-1} [1 - F(y)]^l f(x) \\
&\quad \overset{\text{剩余 } k=i-1}{=} \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-l)!l!} [F(x)]^{i-1} \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-i-l} [1 - F(y)]^l f(x)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_{i,j}(x,y)}{\partial x \partial y} &= \frac{\partial}{\partial y} \left\{ \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-l)!l!} [F(x)]^{i-1} \right. \\
&\quad \left. \times [F(y) - F(x)]^{n-i-l} [1 - F(y)]^l f(x) \right\} \\
&= \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-l-1)!l!} [F(x)]^{i-1} \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-i-l-1} [1 - F(y)]^l f(x) f(y) \\
&\quad - \sum_{1 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-l)!(l-1)!} [F(x)]^{i-1} \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-i-l} [1 - F(y)]^{l-1} f(x) f(y)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{0 \leq l \leq n-j} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-l-1)!l!} [F(x)]^{i-1} \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-i-l-1} [1 - F(y)]^l f(x) f(y) \\
&- \sum_{0 \leq m \leq n-j-1} \frac{n!}{(i-1)!(n-i-m-1)!m!} [F(x)]^{i-1} \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{n-i-m-1} [1 - F(y)]^m f(x) f(y) \\
&\underline{\underline{\text{剩余 } l=n-j}} \frac{n!}{(i-1)!(j-i-1)!(n-j)!} [F(x)]^{i-1} \\
&\quad \times [F(y) - F(x)]^{j-i-1} [1 - F(y)]^{n-j} f(x) f(y)
\end{aligned}$$

定理1.4.3 在定理1.4.1的记号下, 顺序统计量 $(X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)})$ 的联合分布密度为

$$f(y_1, y_2, \dots, y_n) = \begin{cases} n! \prod_{i=1}^n f(y_i), & y_1 < y_2 < \dots < y_n. \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

证明: 略

实际问题中用到的关于顺序统计量的函数:

(1) 样本极差: $R_n = X_{(n)} - X_{(1)}$

(2) 样本 p 分位数:

$$m_p = \begin{cases} X_{([np+1])}, & \text{若 } np \text{ 不是整数;} \\ \frac{1}{2}(X_{(np)} + X_{(np+1)}), & \text{若 } np \text{ 是整数.} \end{cases}$$

特别地，当 $p = 0.5$ 时，称 $m_{0.5}$ 为样本中位数.

$$m_{0.5} = \begin{cases} X_{(\frac{n+1}{2})}, & n \text{ 为奇数;} \\ \frac{1}{2}(X_{(\frac{n}{2})} + X_{(\frac{n}{2}+1)}), & n \text{ 为偶数.} \end{cases}$$

利用 $(X_{(1)}, X_{(n)})$ 的联合分布不难得到

定理1.4.4 在定理1.4.1的记号下，顺序统计量极差 $R_{(n)} = X_{(n)} - X_{(1)}$ 的分布密度为

$$f_{R_{(n)}}(y) = \begin{cases} n(n-1) \int_{-\infty}^{+\infty} [F(t+y) - F(t)]^{n-2} f(t+y)f(t)dt, & y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

证明：略

对多数总体而言，要给出样本 p 分位数的精确分布通常不是一件容易的事，但当 $n \rightarrow +\infty$ 时，样本 p 分位数的渐近分布有比较简单的表达式，我们这里不加证明地给出如下定理。

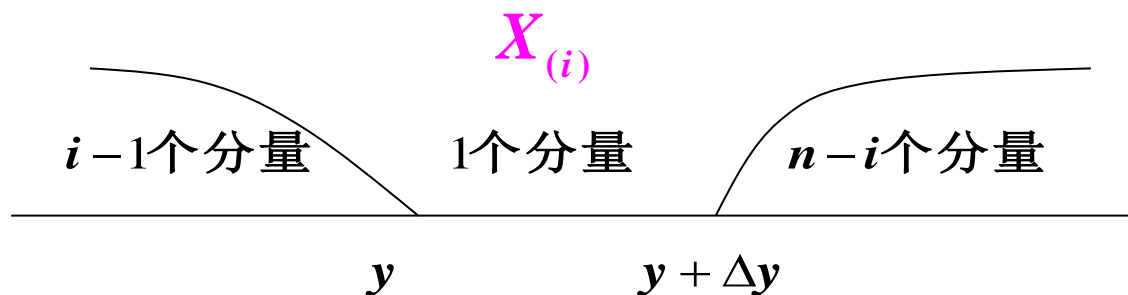
定理1.4.5 设总体密度函数为 $f(x)$, x_p 为其 p 分位数， $f(x)$ 在 x_p 处连续且 $f(x) > 0$ ，则当 $n \rightarrow +\infty$ 时，样本 p 分位数 m_p 的渐近分布为

$$m_p \sim N\left(x_p, \frac{p(1-p)}{n[f(x_p)]^2}\right).$$

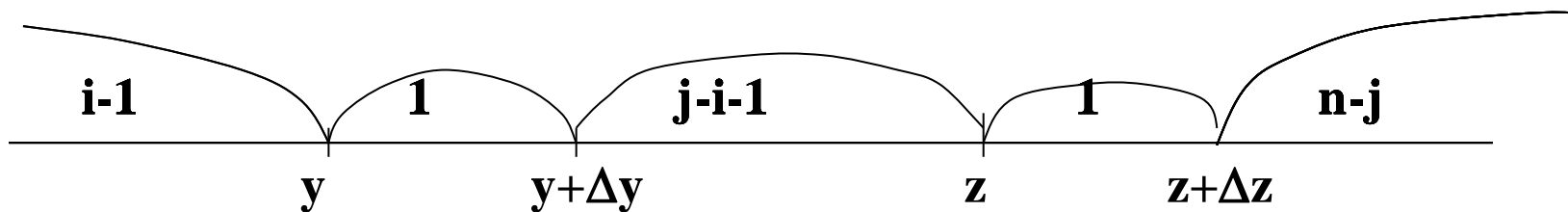
特别地，对样本中位数有 $m_{0.5} \sim N\left(x_{0.5}, \frac{1}{n[f(x_{0.5})]^2}\right)$

可以用微元密度法求 $X_{(i)}$ 及 $(X_{(i)}, X_{(j)})$ 的分布密度

求 $X_{(i)}$ 的密度函数即求 $X_{(i)}$ 落入无穷小区间 $[y, y + \Delta y)$ 内这一事件A的概率. 利用多项分布求.



$$x_{(i)} \in [y, y + \Delta y), x_{(j)} \in [z, z + \Delta z), \quad y < z.$$



例3 设总体 X 分布为 $U(0,1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为样本, 则 $(X_{(1)}, X_{(n)})$ 的联合密度函数为

$$f_{1,n}(y, z) = n(n-1)(z-y)^{n-2}, \quad 0 < y < z < 1.$$

令 $R = x_{(n)} - x_{(1)}$, 由 $R > 0$ 可以推出

$$0 < X_{(1)} = X_{(n)} - R \leq 1 - R$$

则

$$\begin{aligned} f_R(r) &= \int_0^{1-r} n(n-1)[(y+r)-y]^{n-2} dy \\ &= n(n-1)r^{n-2}(1-r). \end{aligned}$$

该分布参数为 $(n-1, 2)$ 的贝塔分布.

例4 设总体 X 为柯西分布，其密度函数为

$$f(x; \theta) = \frac{1}{\pi(1 + (x - \theta))^2}, \quad -\infty < x < +\infty$$

其分布函数为

$$F(x; \theta) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(x - \theta)$$

易知， θ 是该总体的中位数，即 $x_{0.5} = \theta$.

$$m_{0.5} \sim N\left(\theta, \frac{\pi^2}{4n}\right).$$

附录 多项分布

二项分布可以容易地推广到 n 次重复独立试验且每次试验可能有若干结果的情形. 把每次试验的可能结果记为

$$A_1, A_2, \dots, A_r$$

记 $p_i = P(A_i) \geq 0, i = 1, 2, \dots, r$. 且 $p_1 + p_2 + \dots + p_r = 1$.

在这种推广的伯努利试验中, 不难推得: 在 n 次试验中事件 A_1 出现 k_1 次, A_2 出现 k_2 次, \dots , A_r 出现 k_r 次的概率为

$$\frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_r!} p_1^{k_1} p_2^{k_2} \dots p_r^{k_r}$$

这里 $k_1 + k_2 + \cdots + k_r = n$, $k_i \geq 0$. 上述公式称为
多项分布. 它是 $(p_1 + p_2 + \cdots + p_r)^n$ 的展开式的一般项,

而且显然有

$$\sum_{\substack{k_1 + \cdots + k_r = n \\ k_i \geq 0}} \frac{n!}{k_1! k_2! \cdots k_r!} p_1^{k_1} p_2^{k_2} \cdots p_r^{k_r} = 1.$$