

第六章 序贯分析初步*

第一节 序贯方法的重要性与两个要素

我们一般说，简单随机样本为 X_1, \dots, X_n 。得到样本的方式可有许多种：同时得到（如同时掷20枚硬币）；逐个得到（如1枚硬币掷20次）；或更复杂（如有替换寿命试验）。本章讨论样本逐个得到的情形。

Q：“10枪3中”，可以是：① 仅有10发子弹，目标很多，射击之后发现中3个；② 子弹很多，目标3个，全射中后发现用了10发。信息有无区别？

有时，抽样未结束时，结论就已经明确，此时为节省费用，没必要继续抽样，统计上同样可靠。

例如，炮弹（合格率）验收，由前知，最好的方案是 (n, C) 方案：如共试射 $n = 100$ 发，若失效数超过 $C = 2$ ，则拒收。但若 ① 前98发皆合格，或 ② 前10发即有3发失效，显然可停止试验。

第一节 序贯方法的重要性与两个要素

进一步分析，若前80发皆合格，或前30发已有2发失效，是否可停止？

- 产生于1940年代（二战），代表人物是美国统计学家A. Wald。
- 背景为大量（昂贵）武器的（破坏性）验收。为美国节省了很多经费。
- 现代军火验收方面意义越来越大（如北大学生90年代工作）。

例1. 设 $X \sim B(1, p)$ ， $H_0: p \leq 1/2$ ，设样本量为 n ，任一（给定）检验法为 φ ，则功效函数

$$\beta_{\varphi}(p) = E_p \varphi(X_1, \dots, X_n) = \sum_{x_1, \dots, x_n} \varphi(x_1, \dots, x_n) p^{\sum x_i} (1-p)^{n-\sum x_i}$$

是 p 的多项式，故而连续。

因此，第I类错误概率和第II类错误概率的最大值分别满足：

第一节 序贯方法的重要性与两个要素

$$\alpha = \sup\{\beta_\varphi(p): p \leq 0.5\} \geq \beta_\varphi(0.5)$$

$$\beta = \sup\{1 - \beta_\varphi(p): p > 0.5\} \geq 1 - \beta_\varphi(0.5)$$

即 $\alpha + \beta \geq 1$ 。这对所有的 n 和 φ 都成立。所以，固定样本量方法不可能使两类错误的概率同时得到控制。

- 许多情况下，序贯方法可克服此弱点。
- 需要适当补充随机游动的内容（统计中偏概率论的方向）。

定义1. 给定随机变量序列 $\{X_1, X_2, \dots\}$ ，称取值于 $\{0, 1, 2, \dots\}$ 的随机变量 τ 为停止时间（stopping time，简称停时），若对任意 $n \geq 1$ ，有

$$\{\tau = n\} = \{(X_1, \dots, X_n) \in B_n\}$$

其中 B_n 为 R^n 中某Borel集。

直观意义：是否在第 n 步停止仅取决于 (X_1, \dots, X_n) ，与 (X_{n+1}, \dots) 无关。

第一节 序贯方法的重要性与两个要素

例2. (随机游动) 你共有 A 元钱, 你的对手共有 B 元钱。你们每赌一次, 输赢为1元。设你每次赌胜的概率为 $p \in (0, 1)$, 则模型为一维随机游动。

记 $\xi_i = \begin{cases} 1 & \text{若你第} i \text{局胜} \\ -1 & \text{否则} \end{cases}$, $X_0 = 0$, $X_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$, 则 X_n 为你当前位置 (赢钱数)。

如果不允许赊欠, 则 $-A$ 、 B 为两个吸收壁。一个自然的停止法则 (停时) 为: 一旦有人输光, 赌博停止, 即

$$\tau_1 = \inf\{n: X_n = -A \text{ 或 } X_n = B\}$$

仅依赖于 X_1, \dots, X_n 。

令 $\tau_2 = \inf\{n: \xi_n = 1\}$, 则

$\{\tau_2 = n\} = \{\xi_n = 1, \xi_1 = \dots = \xi_{n-1} = -1\} = \{X_i = -i, i = 1, \dots, n-1, X_n = 2-n\}$, 故是停时, 其直观意义是: 只要你胜一次 (首次胜利), 就停止。

第一节 序贯方法的重要性与两个要素

$\tau_3 = n_0$ (n_0 已知) 是停时, 其含义是: 约定玩 n_0 次。

$\tau_4 = \min\{\tau_1, \tau_3\}$ 也是停时, 其含义是: 或输光, 或到时, 停止。

$\tau_5 = \inf\{n: \xi_{n+1} = -1\}$ 不是停时, 其含义是: 如果下局我输, 则停止。实际上无法操作。

一般地, 设 $\xi_1, \dots, \xi_n, \dots$ 为独立同分布随机变量序列, 令 $X_0 = 0$, $X_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$, 则有下列结论:

对 R^1 中任意的Borel集 D , $\tau = \inf\{n \geq 1, X_n \in D\}$ 是停时; 特别地, 对 $D = (A, B)^c$, $\tau = \inf\{n \geq 1, X_n \notin (A, B)\}$ 是停时 (首次离开时刻)。

称停时 τ 是封闭的, 若 $P(\tau < \infty) = 1$ (总能停止)。

称 $\Delta = (\tau, d)$ 是一个序贯方法。一般要求 τ 是封闭的。

第二节 序贯概率比检验法

仍考虑最简单情形：参数空间仅包含两点。此时，

$$H_1: f(x) = f_1(x) \leftrightarrow H_2: f(x) = f_2(x)$$

其中 $f(x)$ 为总体 X 的概率密度函数或概率分布函数。写成 H_1 和 H_2 是因为，不同于第三章，两类错误概率将得到类似的对待。

设数据 X_1, \dots, X_n, \dots 是依次获得的。在时刻 n ，考虑似然比

$$\lambda_n = \frac{\prod_{i=1}^n f_2(X_i)}{\prod_{i=1}^n f_1(X_i)} = \prod_{i=1}^n \frac{f_2(X_i)}{f_1(X_i)}$$

如果 λ_n 太大，可以停止并拒绝 H_1 ；如果 λ_n 太小，亦可以停止并接受 H_1 ；如果 λ_n 大小适中，则暂可不下结论，再抽一个样本！

思想：一直抽样直到有“足够把握”拒绝或接受 H_1 。

Wald提出的方法：取待定常数 $0 < A < 1 < B < \infty$ ，分别为“太小”、“太大”的界限。

第二节 序贯概率比检验法

定义1. 称序贯检验法 $\Delta = (\tau^*, d^*)$ 为序贯概率比检验 (SPRT) , 如果

$$\tau^* = \inf\{n: n \geq 1, \lambda_n \notin (A, B)\}$$

$$d^* = \begin{cases} 1 & \text{若 } \lambda_{\tau^*} \geq B \\ 0 & \text{若 } \lambda_{\tau^*} \leq A \end{cases}$$

简记为 $S(A, B)$ 。

由 λ_n 的定义, $\log(\lambda_n) = \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{f_2(X_i)}{f_1(X_i)}\right)$ 是一个随机游动, 因此

$$\tau^* = \inf\{n: n \geq 1, \log(\lambda_n) \notin (\log A, \log B)\}$$

是停时, 即 $\Delta = (\tau^*, d^*)$ 确为序贯检验法。

定理1. 如果 $\mu\{x: f_1(x) \neq f_2(x)\} > 0$, 则

$$P_i(\tau^* < \infty) = 1 \quad (i = 1, 2)$$

证明: 略。

-----end 20240525

第二节 序贯概率比检验法

定义1. 称序贯检验法 $\Delta = (\tau^*, d^*)$ 为序贯概率比检验 (SPRT) , 如果

$$\tau^* = \inf\{n: n \geq 1, \lambda_n \notin (A, B)\}$$

$$d^* = \begin{cases} 1 & \text{若 } \lambda_{\tau^*} \geq B \\ 0 & \text{若 } \lambda_{\tau^*} \leq A \end{cases}$$

简记为 $S(A, B)$ 。

由 λ_n 的定义, $\log(\lambda_n) = \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{f_2(X_i)}{f_1(X_i)} \right)$ 是一个随机游动, 因此

$$\tau^* = \inf\{n: n \geq 1, \log(\lambda_n) \notin (\log A, \log B)\}$$

是停时, 即 $\Delta = (\tau^*, d^*)$ 确为序贯检验法。

定理1. 如果 $\mu\{x: f_1(x) \neq f_2(x)\} > 0$, 则

$$P_i(\tau^* < \infty) = 1 \quad (i = 1, 2)$$

证明: 略。

第二节 序贯概率比检验法

例1. 两点分布的检验, $X \sim B(1, p)$,

$$H_1: p = p_1 \leftrightarrow H_2: p = p_2$$

其中 $0 < p_1 < p_2 < 1$ 是已知的常数, 求SPRT。

解: $f_1(x) = p_1^x(1 - p_1)^{1-x}$, $f_2(x) = p_2^x(1 - p_2)^{1-x}$, 所以

$$\lambda_n = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_2}{p_1} \right)^{x_i} \left(\frac{1 - p_2}{1 - p_1} \right)^{1-x_i} = \left(\frac{p_2}{p_1} \right)^{S_n} \left(\frac{1 - p_2}{1 - p_1} \right)^{n - S_n}$$

其中 $S_n = \sum_{i=1}^n x_i$ 。故而,

$$\log \lambda_n = S_n \log \frac{p_2}{p_1} + (n - S_n) \log \left(\frac{1 - p_2}{1 - p_1} \right)$$

由 $\log \frac{p_2}{p_1} > 0$, $\log \left(\frac{1 - p_2}{1 - p_1} \right) < 0$, 易知

$$\lambda_n \geq B \Leftrightarrow S_n \geq R_n =: cn + d_1$$

$$\lambda_n \leq A \Leftrightarrow S_n \leq A_n =: cn + d_2$$

第二节 序贯概率比检验法

其中

$$c = -\frac{\log(1-p_2) - \log(1-p_1)}{\log p_2 - \log p_1 - \log(1-p_2) + \log(1-p_1)} \in (0, 1)$$

$$d_1 = \frac{\log B}{\log p_2 - \log p_1 - \log(1-p_2) + \log(1-p_1)} > 0$$

$$d_2 = \frac{\log A}{\log p_2 - \log p_1 - \log(1-p_2) + \log(1-p_1)} < 0$$

因此, $\tau^* = \inf\{n: n \geq 1, S_n \notin (A_n, R_n)\}$ 。

图像显示（画图），中间是继续区域，左上方拒绝，右下方接受。

● 形式简单，实用。

第二节 序贯概率比检验法

例2. 正态分布情形。设 $X \sim N(\theta, 1)$,

$$H_1: \theta = \theta_1 \leftrightarrow H_2: \theta = \theta_2$$

其中 $\theta_1 < \theta_2$ 是已知常数, 求SPRT。

解:

$$\lambda_n = \prod_{i=1}^n \frac{f(x_i, \theta_2)}{f(x_i, \theta_1)} = \dots = e^{(\theta_2 - \theta_1)S_n - \frac{n}{2}(\theta_2^2 - \theta_1^2)}$$

其中 $S_n = \sum_{i=1}^n x_i$ 。因此,

$$\log \lambda_n = (\theta_2 - \theta_1)S_n - \frac{n}{2}(\theta_2^2 - \theta_1^2)$$

令

$$A_n = \frac{\theta_1 + \theta_2}{2} \cdot n + \frac{\log A}{\theta_2 - \theta_1}$$
$$R_n = \frac{\theta_1 + \theta_2}{2} \cdot n + \frac{\log B}{\theta_2 - \theta_1}$$

第二节 序贯概率比检验法

则

$$\tau^* = \inf\{n: n \geq 1, S_n \notin (A_n, R_n)\}$$

图像为（画图）……，与两点分布情形类似，但 S_n 不必取整数值。

一个序贯检验法将平面分成3个区域：接受、拒绝、继续区域，SPRT由两条平行线划分，其斜率与 H_1 、 H_2 有关，而其截距与 A 、 B 有关。

如何选取 A 、 B ？取决于第I、第II类错误。

记 $\alpha = P_1(\tau^* < \infty, \lambda_{\tau^*} \geq B)$ （当 H_1 成立时，停止并拒绝 H_1 ，即以真为假）， $\beta = P_2(\tau^* < \infty, \lambda_{\tau^*} \leq A)$ （当 H_2 成立时，停止并接受 H_1 ，即以假为真）。我们不加证明地给出下列结论。

定理2. $\alpha \leq \frac{1}{B}(1 - \beta)$, $\beta \leq A(1 - \alpha)$ 。

第二节 序贯概率比检验法

这是两个很好的不等式：无论 f_1 、 f_2 是什么分布，均可用 A 、 B 直接来控制 α 、 β （其它部分约为1）。

实际应用中，可采用近似方案：给定 α 、 β ，取 $A^* = \frac{\beta}{1-\alpha}$ ， $B^* = \frac{1-\beta}{\alpha}$ ，则一般地， A^* 、 B^* 与目标 A 、 B 相差不大。对于序贯概率比检验法 $S(A^*, B^*)$ ，记 α^* 、 β^* 分别为其第I、第II类错误的概率，则有：

定理3. $\alpha^* \leq \frac{\alpha}{1-\beta}$ ， $\beta^* \leq \frac{\beta}{1-\alpha}$ ， $\alpha^* + \beta^* \leq \alpha + \beta$ 。

证明：略（不难）。

● 采用近似方案，第I、第II类错误的概率与原定的 α 、 β 差距不大，且并不增大两类错误概率之和，早期很有意义。

第二节 序贯概率比检验法

定理4. 设 $\tilde{\Delta} = (\tilde{\tau}, \tilde{d})$ 为任一序贯检验法, 其两类错误的概率满足 $\tilde{\alpha} \leq \alpha$, $\tilde{\beta} \leq \beta$, 其中 α, β 为 $S(A, B)$ 的两类错误的概率, 则有

$$E_i \tau^* \leq E_i \tilde{\tau} \quad i = 1, 2$$

● 说明其最优性: 在控制两类错误概率的条件下, SPRT的平均样本量最小。

● 教材P286表2.1、表2.2表明, 与固定样本量方法比较, 许多情况下, 大约可以节省50%的样本 (μ_i 为 H_i 成立时平均样本量/固定样本量)。

例3. 秘书问题: 10人依次面试应聘, 面试前 i 个人后, 可知其排序, 面试后需立即表示是否录用 (仅1人), 求使得找到最优者概率最大的策略。

例4. 设 X_1, \dots, X_n, \dots 独立同分布, $c > 0$ 为每次观测费用, 求 τ 使得

$$E(\max\{X_1, \dots, X_\tau\} - c\tau)$$

最大。