

信息学中的概率统计：作业七

截止日期：2024 年 12 月 27 日（周五）下课前。如无特殊情况，请不要提交电子版！
注意：本次作业第五题为附加题，正确解决该题目可以得到额外 20% 的分数。

第一题

给定未知参数 θ 的估计量 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ，证明

$$\text{MSE}(\hat{\theta}) = \text{Var}(\hat{\theta}) + (\text{Bias}(\hat{\theta}))^2 = \text{Var}(\hat{\theta}) + (\theta - E(\hat{\theta}))^2$$

答案：

$$\begin{aligned}\text{MSE}(\hat{\theta}) &= E((\hat{\theta} - \theta)^2) \\ &= E((\hat{\theta} - E(\hat{\theta}) + E(\hat{\theta}) - \theta)^2) \\ &= E((\hat{\theta} - E(\hat{\theta}))^2) + (E(\hat{\theta}) - \theta)^2 + 2E((\hat{\theta} - E(\hat{\theta})) \cdot (E(\hat{\theta}) - \theta)) \\ &= \text{Var}(\hat{\theta}) + (\text{Bias}(\hat{\theta}))^2\end{aligned}$$

第二题

令总体 X 服从概率密度函数如下的连续分布，其中 $\theta > 0$ 为未知参数，

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\theta}{x^2} & x \geq \theta \\ 0 & x < \theta \end{cases}.$$

给定简单随机样本 X_1, X_2, \dots, X_n ，给出 θ 的最大似然估计量。

答案：

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \frac{\theta^n}{\prod_{i=1}^n x_i^2} \cdot 1_{\theta \leq \min\{x_1, x_2, \dots, x_n\}}.$$

注意到当 $\theta \leq \min\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ 满足时， $L(\theta)$ 关于 θ 为递增函数。因此， θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta} = \min\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ 。

第三题

令总体 $X \sim \pi(\lambda)$ ，也即参数为 λ 的泊松分布， λ 为未知参数。给定简单随机样本 X_1, X_2, \dots, X_n ，本题中，我们将考虑 $p = e^{-\lambda}$ 的两个不同的估计量。

- (1) 考虑 p 的矩法估计量 $\hat{p}_1 = e^{-\bar{X}}$ 。这里， $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 为样本均值。判断 \hat{p}_1 是否为 $p = e^{-\lambda}$ 的最大似然估计（简要说明原因，无需严格证明），判断 \hat{p}_1 是否为无偏估计量，渐进无偏估计量，一致估计量，并计算 \hat{p}_1 的均方误差。提示：参考作业二第六题。

(2) 令 $\hat{p}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i=0}$ 。这里

$$1_{X_i=0} = \begin{cases} 1 & X_i = 0 \\ 0 & X_i > 0 \end{cases}.$$

判断 \hat{p}_2 是否为无偏估计量, 渐进无偏估计量, 一致估计量, 并计算 \hat{p}_2 的均方误差。

答案:

- (1) $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 是 λ 的最大似然估计, 根据最大似然估计的不变性, $e^{-\bar{X}}$ 同样是 $e^{-\lambda}$ 的最大似然估计。
 $E(\hat{p}_1) = (E(e^{-X_i/n}))^n$, 根据作业二第六题, $E(e^{-X_i/n}) = e^{\lambda(e^{-1/n}-1)}$, 因此 $E(\hat{p}_1) = e^{n\lambda(e^{-1/n}-1)}$ 。注意到 $E(\hat{p}_1) = e^{n\lambda(e^{-1/n}-1)} \neq e^{-\lambda}$, 而

$$\lim_{n \rightarrow \infty} e^{n\lambda(e^{-1/n}-1)} = e^{-\lambda},$$

因此 \hat{p}_1 不是无偏估计量, 但 \hat{p}_1 是渐进无偏估计量。

$$E(\hat{p}_1^2) = E(e^{-2\bar{X}}) = (E(e^{-2X_i/n}))^n. \text{ 根据作业二第六题, } E(e^{-2X_i/n}) = e^{\lambda(e^{-2/n}-1)}, \text{ 因此 } E(\hat{p}_1^2) = e^{n\lambda(e^{-2/n}-1)}.$$

$$\text{MSE}(\hat{p}_1) = E((\hat{p}_1 - e^{-\lambda})^2) = E(\hat{p}_1^2) - 2e^{-\lambda}E(\hat{p}_1) + e^{-2\lambda} = e^{n\lambda(e^{-2/n}-1)} - 2e^{n\lambda(e^{-1/n}-1)-\lambda} + e^{-2\lambda}.$$

注意到

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{MSE}(\hat{p}_1) = e^{-2\lambda} - 2e^{-2\lambda} + e^{-2\lambda} = 0,$$

因此 \hat{p}_1 为一致估计量。

- (2) 注意到 $P(X_i = 0) = e^{-\lambda}$, 因此 $E(\hat{p}_2) = e^{-\lambda}$, 也即 \hat{p}_2 是无偏估计量。因此,

$$\text{MSE}(\hat{p}_1) = \text{Var}(\hat{p}_1) = \frac{1}{n} \cdot e^{-\lambda} \cdot (1 - e^{-\lambda}).$$

由于 $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{MSE}(\hat{p}_2) = 0$, 因此 \hat{p}_2 为一致估计量。

第四题

给定样本 $X_1, X_2, \dots, X_n \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y_1, Y_2, \dots, Y_m \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 满足 $X_1, X_2, \dots, X_n, Y_1, Y_2, \dots, Y_m$ 相互独立。

- (1) 令 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $\bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_i$ 。给出 $\bar{X} - \bar{Y}$ 服从的分布。
(2) 假定 σ_1^2 和 σ_2^2 均已知, 利用上一问中的结果构造枢轴量并给出 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 置信区间。最终结果应依赖于 $\Phi^{-1}(1 - \alpha/2)$, 其中 $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$ 为标准正态分布的分布函数。
(3) 同样假定 σ_1^2 和 σ_2^2 均已知, 利用 Chernoff bound, 给出 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 置信区间。最终结果不应依赖于标准正态分布的分布函数。

答案:

- (1) $\bar{X} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2/n)$, $\bar{Y} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2/m)$ 。由独立性,

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m).$$

(2) 令枢轴量

$$G = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m}},$$

则有 $G \sim N(0, 1)$ 。因此,

$$P(-\Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \leq G \leq \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)) = 1 - \alpha,$$

也即

$$P(\bar{X} - \bar{Y} - \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \cdot \sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq \bar{X} - \bar{Y} + \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \cdot \sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m}) = 1 - \alpha.$$

(3) 注意到

$$\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2) \sim N(0, \sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m),$$

由 Chernoff bound, 有

$$P(|\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)| \geq k \sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m}) \leq 2e^{-k^2/2}.$$

令 $k = \sqrt{2 \ln(2/\alpha)}$, 有

$$P(|\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)| \leq \sqrt{2 \ln(2/\alpha)} \sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m}) \geq 1 - \alpha,$$

也即

$$P(\bar{X} - \bar{Y} - \sqrt{2 \ln(2/\alpha)} \sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq \bar{X} - \bar{Y} + \sqrt{2 \ln(2/\alpha)} \sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m}) \geq 1 - \alpha.$$

第五题

在课上, 我们考虑了下述模型: 给定 n 台游戏机, 第 i 台游戏机的中奖概率 p_i , 且 p_i 均为未知参数。在第 t 轮中, 选择一台游戏机 $1 \leq i \leq n$, 并观测到结果 $X_t \sim B(1, p_i)$ 。这里 X_1, X_2, \dots 相互独立。

在课上, 我们考虑了下述均匀采样策略: 对每台游戏机进行 N 次观测, 并返回样本均值最大的游戏机。若取 $N = O(\ln n / \epsilon^2)$, 则有 $P(p_o \geq \max p_i - \epsilon) \geq 2/3$, 这里 $1 \leq o \leq n$ 为算法返回的选择。

本题中, 我们考虑 $n = 2$ 的情况, 也即考虑给定两台游戏机, 中奖概率分别为 p_1 和 p_2 。令 $\Delta = |p_1 - p_2|$ 。

(1) 若 Δ 为已知参数且 $\Delta > 0$, 证明采取均匀采样策略并令 $N = O(1/\Delta^2)$, 则有 $P(p_o = \max\{p_1, p_2\}) \geq 2/3$, 这里 $o = 1$ 或 $o = 2$ 为算法返回的选择。

(2) 若 Δ 为未知参数且 $\Delta > 0$, 设计策略, 使得以至少 $2/3$ 的概率, 下述事件同时成立:

- $p_o = \max\{p_1, p_2\}$, 这里 $o = 1$ 或 $o = 2$ 为算法返回的选择;
- 策略的总观测次数与 $1/\Delta$ 为多项式关系。

答案:

(1) 根据课上分析, 令 $\epsilon = \Delta/2$, $n = 2$, 则有 $N = O(1/\Delta^2)$, 且 $P(p_o \geq \max p_i - \Delta/2) \geq 2/3$ 。因为 $|p_1 - p_2| = \Delta$, $p_o \geq \max p_i - \Delta/2$ 等价于 $p_o = \max\{p_1, p_2\}$ 。

(2) 令 $\ell = 1, 2, \dots$ 。在第 ℓ 个阶段中, 令 $\epsilon_\ell = 2^{-\ell}$, 且 $\delta_\ell = 1/6 \cdot 2^{-\ell}$ 。在第 ℓ 个阶段中, 采取均匀采样策略并令 $N = O(1/\epsilon_\ell^2 \cdot \log(1/\delta_\ell))$ 。令 \hat{p}_1^ℓ 和 \hat{p}_2^ℓ 为两台游戏机在第 ℓ 个阶段中观测的样本均值。

- 若 $\hat{p}_1^\ell - \epsilon_\ell \geq \hat{p}_2^\ell + \epsilon_\ell$ 则返回第一台游戏机;
- 若 $\hat{p}_2^\ell - \epsilon_\ell \geq \hat{p}_1^\ell + \epsilon_\ell$ 则返回第二台游戏机;

- 否则进入下一个阶段 $\ell + 1$ 。

令事件

$$E = \bigcup_{\ell} \bigcup_{i \in \{1,2\}} p_i \in [\hat{p}_i^{\ell} - \epsilon_{\ell}, \hat{p}_i^{\ell} + \epsilon_{\ell}]。$$

根据课上分析,

$$\begin{aligned} P(p_1 \in [\hat{p}_1^{\ell} - \epsilon_{\ell}, \hat{p}_1^{\ell} + \epsilon_{\ell}]) &\geq 1 - \delta_{\ell} = 1 - 1/6 \cdot 2^{-\ell}, \\ P(p_2 \in [\hat{p}_2^{\ell} - \epsilon_{\ell}, \hat{p}_2^{\ell} + \epsilon_{\ell}]) &\geq 1 - \delta_{\ell} = 1 - 1/6 \cdot 2^{-\ell}. \end{aligned}$$

由 Union bound, 有

$$P(E) \geq 1 - \sum_{\ell=1}^{\infty} 1/6 \cdot 2^{-\ell} \cdot 2 = 2/3。$$

下面我们证明, 若 E 发生, 则有 $p_o = \max\{p_1, p_2\}$, 且总观测次数与 $1/\Delta$ 为多项式关系。

首先证明 $p_o = \max\{p_1, p_2\}$ 。注意到, 若事件 E 发生, 则当算法结束时, 若 $o = 1$, 则

$$p_1 \geq \hat{p}_1^{\ell} - \epsilon_{\ell} \geq \hat{p}_2^{\ell} + \epsilon_{\ell} \geq p_2。$$

若 $o = 2$, 则

$$p_2 \geq \hat{p}_2^{\ell} - \epsilon_{\ell} \geq \hat{p}_1^{\ell} + \epsilon_{\ell} \geq p_1。$$

因此 $P(p_o = \max\{p_1, p_2\}) \geq 2/3$ 。

下面分析总观测次数。当事件 E 发生时, 如果 $\epsilon_{\ell} \leq \Delta/4$ 时, 若 $p_1 \geq p_2$, 则

$$\hat{p}_1^{\ell} - \epsilon_{\ell} \geq p_1 - 2\epsilon_{\ell} \geq p_2 + 2\epsilon_{\ell} \geq \hat{p}_2^{\ell} + \epsilon_{\ell};$$

若 $p_2 \geq p_1$, 则

$$\hat{p}_2^{\ell} - \epsilon_{\ell} \geq p_2 - 2\epsilon_{\ell} \geq p_1 + 2\epsilon_{\ell} \geq \hat{p}_1^{\ell} + \epsilon_{\ell}。$$

因此当事件 E 发生时, 若 $\ell \geq \log_2(1/\Delta) + 10$, 则策略一定停止。因此, 总观测次数为

$$\sum_{\ell=1}^{\log_2(1/\Delta)+10} 1/\epsilon_{\ell}^2 \cdot \log(1/\delta_{\ell}) = \sum_{\ell=1}^{\log_2(1/\Delta)+10} O(4^{\ell} \cdot \ell) = O(1/\Delta^2 \cdot \log(1/\Delta))。$$

思考: 如何得到更好的结果? 比如取 $\delta_{\ell} = \Theta(1/\ell^2)$?