

作业 10

1. 对于一般线性模型 $\mathbf{y} = X\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$, $\boldsymbol{\epsilon} \sim (\mathbf{0}, \sigma^2 I_n)$, 我们知道 $(I_n - P_X)X = \mathbf{0}$, 其中 $P_X = X(X^\top X)^{-1}X^\top$ 是投影阵, 所以

$$RSS = \mathbf{y}^\top (I_n - P_X)\mathbf{y} = \boldsymbol{\epsilon}^\top (I_n - P_X)\boldsymbol{\epsilon},$$

即 RSS 不依赖于 $\boldsymbol{\beta}$ 。基于上述观点重新证明第 6 讲引理 1(2): 对于简单线性模型, 残差平方和 $RSS = s_{\epsilon\epsilon} - s_{\epsilon x}^2/s_{xx}$ 。

2. 假设数据 $(y_i, x_i, z_i), i = 1, \dots, n$ 满足线性模型

$$y_i = a + bx_i + cz_i + \epsilon_i, \epsilon_i \sim (0, \sigma^2), \epsilon_i \text{ 与 } x_i, z_i \text{ 独立}$$

或等价地 $(\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top, \mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n)^\top)$

$$\mathbf{y} = \mathbf{1}a + \mathbf{x}b + \mathbf{z}c + \boldsymbol{\epsilon}, \boldsymbol{\epsilon} \sim (0, \sigma^2 I_n), \boldsymbol{\epsilon} \perp\!\!\!\perp (\mathbf{x}, \mathbf{z}).$$

- (a) 记 $\hat{c}_0 = S_{xz}/S_{zz}$, $S_{xz} = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})(z_i - \bar{z})$, $S_{zz} = \frac{1}{n-1} \sum (z_i - \bar{z})^2$, 试用第 11 讲命题 4 证明 1 的投影方法 (即先将三个向量 $\mathbf{1}, \mathbf{x}, \mathbf{z}$ 正交化, 再投影) 而不是直接应用命题 4 的结论, 证明 b 的 LS 估计

$$\hat{b} = \frac{\sum [(x_i - \bar{x} - (z_i - \bar{z})\hat{c}_0)y_i]}{\sum [(x_i - \bar{x} - (z_i - \bar{z})\hat{c}_0)^2]}.$$

(注: 该表达式表明, 为了求解 b 的 LS 估计, 我们可以分两步回归: (1) $lm(x \sim z)$: $x_i = a_0 + c_0 z_i + \delta_i$, 求得回归系数 $\hat{c}_0 = s_{xz}/s_{zz}$ 以及 $\hat{a}_0 = \bar{x} - \bar{z}\hat{c}_0$, 得到残差 $x_i^\perp = x_i - \bar{x} - (z_i - \bar{z})\hat{c}_0$. (2) $y \sim x^\perp$: $y_i = \alpha + \beta x_i^\perp + \text{error}$, 由此得到的斜率 LS 估计 $\hat{\beta}$ 就是 \hat{b})

- (b) 证明

$$R^2 = \frac{r_{yx}^2 + r_{yz}^2 - 2r_{yx}r_{yz}r_{xz}}{1 - r_{xz}^2},$$

其中 r_{xz} 为两个自变量之间的样本相关系数。

3. 假设线性模型 $\mathbf{y} = X_1\boldsymbol{\beta}_1 + X_2\boldsymbol{\beta}_2 + \boldsymbol{\epsilon}$, 其中 X_1 为 $n \times (p-q)$ 矩阵, X_2 为 $n \times q$ 矩阵, $\boldsymbol{\beta}_2$ 为 $q \times 1$ 参数向量。记 $X_2^\perp = X_2 - P_{X_1}X_2$ 。假设 W 是任何 $n \times q$ 矩阵使得 $W^\top X_1 = \mathbf{0}$, $W^\top X_2$ 可逆, 证明 $\tilde{\boldsymbol{\beta}}_2 = (W^\top X_2)^{-1}W^\top \mathbf{y}$ 是 $\boldsymbol{\beta}_2$ 的无偏估计, 并证明 $\text{var}(\tilde{\boldsymbol{\beta}}_2 | X) \geq \sigma^2 (X_2^{\perp\top} X_2^\perp)^{-1}$, 当 $W = X_2^\perp$ 时等号成立。
4. 假设 A 为任一 $n \times p$ 列满秩矩阵, 其各列为 $A = (\mathbf{a}_1, \dots, \mathbf{a}_p)$, 我们知道 $A^\top A$ 的 (i, j) 元为 $\mathbf{a}_i^\top \mathbf{a}_j$ 。记 $\mathbf{a}_i^\perp = \mathbf{a}_i - P_{A_{(-i)}} \mathbf{a}_i$, 其中 $A_{(-i)}$ 为 A 删除第 i 列后剩余的列组成的矩阵。证明 $(A^\top A)^{-1}$ 的 (i, j) 元等于 $\frac{\mathbf{a}_i^{\perp\top} \mathbf{a}_j^\perp}{\|\mathbf{a}_i^\perp\|^2 \|\mathbf{a}_j^\perp\|^2}$ 。

提示: 假设线性模型 $\mathbf{y} = A\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$, $\boldsymbol{\epsilon} \sim (\mathbf{0}, \sigma^2 I_n)$, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_p)^\top$, 注意这里 A 的第一列未必是 $\mathbf{1}$, 但 LS 估计仍具有形式 $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (A^\top A)^{-1}A^\top \mathbf{y}$, 方差矩阵为 $\text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}} | A) = \sigma^2 (A^\top A)^{-1}$, 其 (i, j) 元为 $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j$ 的协方差, 因此只需计算 $\text{cov}(\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j | A)$ (利用 11 讲命题 4 给出 $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j$ 的表达式)。