

2021 秋季本科时间序列
第 6 次作业答案

11 月 18 日

1. (a)

$$\Sigma = \mathbb{E}(X - \mu_X)(X - \mu_X)^\top$$

$$\Sigma^\top = \mathbb{E}[(X - \mu_X)(X - \mu_X)^\top]^\top = \mathbb{E}[(X - \mu_X)^\top]^\top(X - \mu_X)^\top = \mathbb{E}(X - \mu_X)(X - \mu_X)^\top$$

故得证 $\Sigma = \Sigma^\top$, 即 Σ 是对称矩阵

(b) 已知 $Z \equiv w^\top X$, 令 $\mu_Z = w^\top \mu_X$

$$\begin{aligned}\Sigma_Z &= \mathbb{E}(Z - \mu_Z)(Z - \mu_Z)^\top \\ &= \mathbb{E}(w^\top X - w^\top \mu_X)(w^\top X - w^\top \mu_X)^\top \\ &= \mathbb{E}w^\top(X - \mu_X)(X - \mu_X)^\top w \\ &= w^\top \mathbb{E}(X - \mu_X)(X - \mu_X)^\top w \\ &= w^\top \Sigma w\end{aligned}$$

因为 $\Sigma_Z \geq 0$

故得证 $w^\top \Sigma w \geq 0$, 即 Σ 是一个半正定矩阵

(c) X 各分量线性独立时, $\Sigma_Z \neq 0$

由 (b) 可知, 此时 $w^\top \Sigma w > 0$

故得证 Σ 为正定矩阵当且仅当 X 各分量线性独立

2. (a) i.

$$\begin{aligned}P_X \xi &= X(X^\top X)^{-1} X^\top X a \\ &= X I a \\ &= X a \\ &= \xi\end{aligned}$$

ii.

$$\begin{aligned}(X a)^\top (I - P_X) \zeta &= a^\top X^\top (\zeta - X(X^\top X)^{-1} X^\top \zeta) \\ &= a^\top X^\top \zeta - a^\top X^\top X (X^\top X)^{-1} X^\top \zeta \\ &= a^\top X^\top \zeta - a^\top I X^\top \zeta \\ &= 0\end{aligned}$$

- (b) i. 由 OLS 估计系数表达式可知, Y 对 W 回归的系数为 $(W^T W)^{-1} W^T Y$, 而 Z 对 W 回归的系数为 $(W^T W)^{-1} W^T Z$, 故两组回归对应的残差向量分别为

$$\begin{aligned}(I - W(W^T W)^{-1} W^T)Y &= (I - P_W)Y = \tilde{Y} \\ (I - W(W^T W)^{-1} W^T)Z &= (I - P_W)Z = \tilde{Z}\end{aligned}$$

- ii. 由 $\hat{e} = I - X(X^T X)^{-1} X^T Y = (I - P_X)Y$, 由 (a) 的结论可得 \hat{e} 与 X 的每个列向量相互垂直, 故垂直于 Z 与 W 。
iii. $P_W \hat{e} = W(W^T X)^{-1} W^T \hat{e}$, 由 iii 可知 $W^T e = 0$, 故得所证。
iv. 只需要说明 $\hat{\delta}$ 正好满足回归 $\tilde{Y} = \tilde{Z}\delta + u$ 的 OLS 系数估计所需满足的一阶条件 $\tilde{Z}^T \tilde{Y} - \tilde{Z}^T \tilde{Z} \delta = 0$ 。为此, 首先注意到 $\hat{e} = Y - X\hat{\beta} = Y - Z\hat{\delta} - W\hat{\theta}$, 两端同时乘以 $I - P_W$ 可得

$$(I - P_W)\hat{e} = (I - P_W)Y - (I - P_W)Z\hat{\delta} - (I - P_W)W\hat{\theta}$$

由 i-iii 结论可知, 上式可以进一步写为

$$\hat{e} = \tilde{Y} + \tilde{Z}\hat{\delta}$$

再在两端乘以 \tilde{Z}^T 可得

$$0 = \tilde{Z}^T \hat{e} = \tilde{Z}^T \tilde{Y} + \tilde{Z}^T \tilde{Z} \hat{\delta}$$

即得所证。

3. (a)

$$\begin{aligned}\hat{Y} &= Z\hat{\delta} + W\hat{\theta} = X\hat{\beta} = X(X^T X)^{-1} X^T Y = P_X Y \\ \tilde{Y} &= Z\hat{\delta} = Z(Z^T Z)^{-1} Z^T Y = P_Z Y\end{aligned}$$

(b)

$$\begin{aligned}(\hat{Y} - \tilde{Y})^T Z &= [(P_X - P_Z)Y]^T Z \\ &= Y^T (P_X - P_Z)^T Z \\ &= Y^T [(I - P_Z) - (I - P_X)]^T Z \\ &= Y^T (I - P_Z)^T Z - Y^T (I - P_X)^T Z\end{aligned}$$

由第 2 题可知: $(I - P_Z)^T Z = 0, [(I - P_X)Y]^T Z = 0$

因此 $(\hat{Y} - \tilde{Y})^T Z = 0$

故得证 $(\hat{Y} - \tilde{Y})^T \tilde{Y} = (\hat{Y} - \tilde{Y})^T P_Z Y = (\hat{Y} - \tilde{Y})^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T Y = 0$

(c) 已知 $(\hat{Y} - \tilde{Y})^T \tilde{Y} = 0$

要证 $\hat{Y}^T \hat{Y} \geq \tilde{Y}^T \tilde{Y}$ 即证 $\hat{Y}^T \hat{Y} \geq \hat{Y}^T \tilde{Y}$

$$\begin{aligned}\hat{Y}^T (\hat{Y} - \tilde{Y}) &= (\hat{Y} - \tilde{Y} + \tilde{Y})^T (\hat{Y} - \tilde{Y}) \\ &= (\hat{Y} - \tilde{Y})^T (\hat{Y} - \tilde{Y}) + \tilde{Y}^T (\hat{Y} - \tilde{Y}) \\ &= (\hat{Y} - \tilde{Y})^T (\hat{Y} - \tilde{Y}) \geq 0\end{aligned}$$

当且仅当 $\hat{Y} - \tilde{Y} \neq 0$ 时, $\hat{Y}^T \hat{Y} > \tilde{Y}^T \tilde{Y}$ 严格成立

- (d) 由 c 可知, 当解释变量只有 Z 时, 估计结果为 \tilde{Y} , 当增加解释变量 W 时, 估计结果为 \hat{Y}

$$\hat{R}^2 - \bar{R}^2 = \frac{\hat{Y}^T \hat{Y}}{Y^T Y} - \frac{\tilde{Y}^T \tilde{Y}}{Y^T Y} = \frac{\hat{Y}^T \hat{Y} - \tilde{Y}^T \tilde{Y}}{Y^T Y} \geq 0$$

因此 Y 对 $X = [X_1, \dots, X_n]$ 回归中增加解释变量 X_{n+1} 时, R^2 单调递增