

2022 秋季本科时间序列  
第 7 次作业答案

12 月 1 日

1. (a) i.

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

ii.

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

(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  $\hat{e} = Y - X\hat{\beta} = Y - X(X^T X)^{-1} X^T Y = (I - P_X) Y$ , 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  $W$  ( $Z^T \hat{e} = W^T \hat{e} = 0$ ).

iii.  $P_W \hat{e} = W(W^T X)^{-1} W^T \hat{e}$ , 由 ii 可知  $W^T \hat{e} = 0$ , 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

$$0 = \tilde{Z}^T \hat{e} = \tilde{Z}^T \tilde{Y} - \tilde{Z}^T \tilde{Z} \hat{\delta} = \tilde{Z}^T (\tilde{Y} - \tilde{Z} \hat{\delta})$$

即得所证。

(c) 设  $Y = I\alpha + X\beta + e$ , 同理 FWL 定理定义回归残差  $\tilde{Y}$  和  $\tilde{X}$

$$\tilde{Y} = (I - P_I)Y$$

$$\tilde{X} = (I - P_I)X$$

则可推出

$$\tilde{Y} = (I - P_I)Y = Y - \bar{Y}$$

$$\tilde{X} = (I - P_I)X = X - \bar{X}$$

于是可得  $\tilde{Y} = \tilde{X}_i^T \beta + u_i$  的 OLS 估计所得  $\hat{\beta}$  等于  $Y = \alpha + X_i^T \beta + e_i$  中  $\hat{\beta}$  值

2. (a)

$$\hat{Y} = Z\hat{\delta} + W\hat{\theta} = X\hat{\beta} = X(X^T X)^{-1} X^T Y = P_X Y$$

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

(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 1 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  $\hat{Y}^T \hat{Y} - \tilde{Y}^T \tilde{Y} \geq 0$

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

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