

Rozwiązania zadań z listy do wyboru 5 (Interpolacja geometryczna) ^①

Rozwiązanie zadania 1.

Oznaczmy przez X i Z macierze o trzech kolumnach $X = [x_1 \ x_2 \ x_3]$
 $Z = [z_1 \ z_2 \ z_3]$ odpowiadających wektorom modelu pierwszego i drugiego z zadania. Przypomnijmy z reguły między tymi wektorami

$$z_1 = x_1 - 2x_2$$

$$z_2 = x_2 + 4x_3$$

$$z_3 = 2x_1 - 3x_2 + 5x_3$$

(*)

Biorąc ten związek pod uwagę otrzymujemy

$$Z = XA$$

gdzie

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 \\ -2 & 1 & -3 \\ 0 & 4 & 5 \end{bmatrix}$$

Rozwiązując układ równań (*) możemy wyrazić kolumny macierzy X w postaci kombinacji liniowych kolumn macierzy Z .

$$x_1 = 17z_1 + 10z_2 - 8z_3$$

$$x_2 = 8z_1 + 5z_2 - 4z_3$$

$$x_3 = -2z_1 - z_2 + z_3$$

Tak więc macierz A jest odwracalna i jej macierz odwrotna jest postaci

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 17 & 8 & -2 \\ 10 & 5 & -1 \\ -8 & -4 & 1 \end{bmatrix}$$

Oba modele regresji z zadania daje w wyniku te same dopasowania parametrów i te same wartości rest poniżej

$$P_X = P_Z \text{ oraz } M_X = M_Z.$$

a więc dopasowanie $P_X y$ dla pierwszego modelu są takie same jak dopasowanie $P_Z y$ dla drugiego modelu i podobnie dla rest w obu modelach.

Poniżej dopasowania w obu modelach są takie same więc

$$XA\hat{\alpha} = X\hat{\beta}$$

co implikuje $\hat{\beta} = A\hat{\alpha}$ i $\hat{\alpha} = A^{-1}\hat{\beta}$

Te związki między $\hat{\beta}$ i $\hat{\alpha}$ pozwalają nam wyrazić elementy wektora

$\hat{\beta}$ w terminach elementów wektora

$\hat{\alpha}$ i elementy wektora $\hat{\alpha}$ w terminach elementów wektora $\hat{\beta}$.

W szczególności

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_3$$

$$\hat{\alpha}_1 = 17\hat{\beta}_1 + 8\hat{\beta}_2 - 2\hat{\beta}_3.$$

Rozwiązanie zadania 2.

Estymator parametru β_2 w modelu z zadania

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u \quad (*)$$

jest postaci

$$\hat{\beta}_2 = (X_2^T M_1 X_2)^{-1} X_2^T M_1 y$$

a reszta jest postaci

$$M_X y = M_1 (I - X_2 (X_2^T M_1 X_2)^{-1} X_2^T M_1) y$$

gdzie P_1 oznacza projekcję na podprzestrzeń rozpiętą przez X_1 , a $M_1 = I - P_1$.

Dla (1) ani estymator ani reszta nie będą takie jak dla modelu (*), ponieważ X_2 nie rozpięta tej samej przestrzeni co X_1 .

Dla (2) i (3) estymatory nie są takie same. Reszta najprawdopodobniej

nie będzie taka sama bo $P_1 y$ nie będzie raczej równe y . W przypadku modelu (3) reszty są równe zero ponieważ zmienna objaśniana i zmienne objaśniające leżą w przestrzeni liniowej rozpiętej przez X_1 .

Dla (4) estymatory są takie same jak w modelu wyjściowym (*)

$$\tilde{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T P_X y = (X^T X)^{-1} X^T y$$

Reszty nie będą takie same bo model (4) idealnie dopasuje się do danych.

Dla (5) ani estymatory ani reszty nie są takie same. Dla estymatorów możemy to stwierdzić gdyż

$$\tilde{\beta}_2 = (X_2^T X_2)^{-1} X_2^T P_X y = (X_2^T X_2)^{-1} X_2^T y$$

co oczywiście nie jest takie samo jak w przypadku modelu (*).

Dla (6) również estymatory i reszty nie są takie same. Estymator dla (6) ma postać

$$\tilde{\beta}_2 = (X_2^T X_2)^{-1} X_2^T M_1 y$$

istotnie różny od estymatora dla (*)

Dla (7) estymatory i reszły są takie same jak dla (*)

Dla (8) otrzymamy ten sam wynik jak dla modelu (7). Dodatkowo X_1 jest ortogonalny zarówno do zmiennej objaśnianej i zmiennej $M_1 X_2$. Tak więc $\tilde{\beta}_1 = 0$ i $\tilde{\beta}_2$ ma reszły nie zmieniające się gdy dodamy do modelu X_1 jako zmienną objaśniającą.

Dla (9) zarówno $\tilde{\beta}_2$ jak i reszły są takie same jak w (*).

Dla (10) reszły nie będą najprawdopodobniej takie same jak dla (*), ponieważ zmienną objaśnianą jest $P_X y$. Estymatory jednak będą takie same. Wynika to z faktu, że

$$P_1 P_X \stackrel{(1)}{=} P_1 \text{ i } X_2 P_X \stackrel{(2)}{=} X_2$$

a więc

$$\begin{aligned} \tilde{\beta} &= (X_2^T M_1 X_2)^{-1} X_2^T M_1 P_X y \\ &= (X_2^T M_1 X_2)^{-1} X_2^T (I - P_1) P_X y \\ &\stackrel{(1)}{=} (X_2^T M_1 X_2)^{-1} X_2^T (P_X - P_1) y \\ &\stackrel{(2)}{=} (X_2^T M_1 X_2)^{-1} (X_2^T - X_2^T P_1) y \\ &= (X_2^T M_1 X_2)^{-1} X_2^T M_1 y \end{aligned}$$