



Università di Pavia

Previsioni

Eduardo Rossi



PREVISIONI CON IL MRL

Dato il MRLM:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$$

il valore

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$$

cioè la stima di

$$E[\mathbf{y}|\mathbf{X}]$$

rappresenta la previsione di \mathbf{y} .



Supponiamo che la stima del modello sia stata fatta con N osservazioni e che si vogliano calcolare le previsioni per n^0 osservazioni i cui valori sono supposti generati da

$$\mathbf{y}^0 = \mathbf{X}^0 \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}^0$$

ovviamente non si osservano i valori in \mathbf{y}^0 , ma solo quelli in \mathbf{X}^0 .

Costruiamo una regressione aumentata:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X} & \mathbf{0} \\ \mathbf{X}^0 & -\mathbf{I}_{n^0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta} \\ \boldsymbol{\gamma} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\epsilon} \\ \boldsymbol{\epsilon}^0 \end{bmatrix}$$

$$\tilde{\mathbf{y}} = \tilde{\mathbf{X}} \boldsymbol{\delta} + \mathbf{u}$$

sono state aggiunte n^0 osservazioni ed un insieme di n^0 nuove variabili.



Ogni colonna nel blocco

$$\begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ -\mathbf{I}_{n^0} \end{bmatrix}$$

contiene una variabile dummy che assume valore -1 . Il nuovo vettore γ corrisponde a \mathbf{y}^0 . La regressione di $\tilde{\mathbf{y}}$ su $\tilde{\mathbf{X}}$ produce $[\hat{\beta}', \hat{\gamma}']$

$\hat{\beta}$ stima di β
 $\hat{\gamma}$ previsione di \mathbf{y}^0



Infatti,

$$\tilde{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \mathbf{X} & \mathbf{0} \\ \mathbf{X}^0 & -\mathbf{I}_{n^0} \end{bmatrix}$$

$$\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{X}^{0'}\mathbf{X}^0 & -\mathbf{X}^{0'} \\ -\mathbf{X}^0 & \mathbf{I}_{n^0} \end{bmatrix}$$

$$\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}$$

$$\left(\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}}\right)^{-1} = \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'} \\ \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \mathbf{I} + \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'} \end{bmatrix}$$



$$\hat{\delta} = (\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'} \\ \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \mathbf{I} + \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\delta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \end{bmatrix}$$

I residui della regressione per le prime N osservazioni sono gli originali residui OLS e per i restanti n^0 sono uguali a zero:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \mathbf{X} & \mathbf{0} \\ \mathbf{X}^0 & -\mathbf{I}_{n^0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta} \\ \hat{\gamma} - \mathbf{X}^0\hat{\beta} \end{bmatrix}$$

$$\tilde{\mathbf{y}} - \tilde{\mathbf{X}}\hat{\delta} = \begin{bmatrix} \hat{\epsilon} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}$$



CALCOLO DELLE PREVISIONI

La matrice di varianza e covarianza stimata per $\hat{\gamma}$ contiene, nel blocco (1,1), la matrice di covarianza per le stime $\hat{\beta}$ e nel blocco (2,2), la varianza-covarianza per gli errori di previsione

$$\tilde{s}^2 = \frac{\tilde{\mathbf{u}}'\tilde{\mathbf{u}}}{N + n^0 - (K + n^0)} = \frac{\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon}}{N - K} = s^2$$

$$\begin{aligned}\tilde{s}^2 \left(\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}} \right)^{-1} &= \tilde{s}^2 \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'} \\ \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \mathbf{I} + \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \widehat{Var}(\hat{\beta}) & \widehat{Cov}(\hat{\beta}, \hat{\gamma}) \\ \cdot & \widehat{Var}(\hat{\gamma}) \end{bmatrix}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\widehat{Var}(\hat{\gamma}_i) &= \mathbf{e}_i' \widehat{Var}(\hat{\gamma}) \mathbf{e}_i \\ &= s^2 \mathbf{e}_i' [\mathbf{I} + \mathbf{X}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{0'}] \mathbf{e}_i \\ &= s^2 [1 + \mathbf{X}_{i\cdot}^0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}_{\cdot i}^0]\end{aligned}$$