

Fiche de travail n°5

Le théorème de FRISCH-WAUGH et l'estimateur intra-individuel

Je vous propose dans cette cinquième fiche de travail d'illustrer, dans un premier temps, le théorème de FRISCH-WAUGH et, dans un second temps, d'appliquer ce théorème au cas de l'estimateur intra-individuel sur données de panel.

1 Le théorème de FRISCH-WAUGH

Nous partons du modèle suivant :

$$y_i = \alpha x_i + \beta z_i + u_i \quad i = 1, \dots, N$$

soit, avec des notations matricielles :

$$\underline{y} = \alpha \underline{x} + \beta \underline{z} + \underline{u}$$

Dans ce modèle, le paramètre d'intérêt est α . Il est nécessaire d'inclure dans le modèle la variable z (sinon cette variable serait manquante) mais le paramètre β ne nous intéresse pas. Le théorème de FRISCH-WAUGH nous montre de quelle façon l'on peut se débarrasser de la variable z .

Soit \mathcal{W} le sous espace vectoriel engendré par \underline{z} . Soit $p_w(\cdot)$ la projection orthogonale sur \mathcal{W} . Le modèle, quand il a été ajusté par la méthode des MCO, s'écrit :

$$\underline{y} = \hat{\alpha} \underline{x} + \hat{\beta} \underline{z} + \hat{\underline{u}}$$

En appliquant la projection $p_w(\cdot)$ aux deux membres de cette égalité, on obtient, en exploitant la linéarité de la projection :

$$p_w(\underline{y}) = p_w(\hat{\alpha} \underline{x} + \hat{\beta} \underline{z} + \hat{\underline{u}}) = \hat{\alpha} p_w(\underline{x}) + \hat{\beta} p_w(\underline{z}) + p_w(\hat{\underline{u}})$$

Il faut maintenant remarquer les deux points suivants :

1. $p_w(\underline{z}) = \underline{z}$ puisque $\underline{z} \in \mathcal{W}$;
2. $p_w(\hat{\underline{u}}) = \underline{0}$ puisque $\hat{\underline{u}} \perp \underline{z}$.

En formant la différence entre l'expression initiale et cette dernière expression, on obtient :

$$[\underline{y} - p_w(\underline{y})] = \hat{\alpha} [\underline{x} - p_w(\underline{x})] + \hat{\underline{u}}$$

En définissant $\tilde{\underline{y}}$ et $\tilde{\underline{x}}$, respectivement, égaux à $\underline{y} - p_w(\underline{y})$ et à $\underline{x} - p_w(\underline{x})$, on obtient donc la décomposition suivante :

$$\tilde{\underline{y}} = \hat{\alpha} \tilde{\underline{x}} + \hat{\underline{u}}$$

$\tilde{\underline{y}}$ est le résidu de l'ajustement de y sur z et $\tilde{\underline{x}}$ le résidu de l'ajustement de x sur z . Il reste à nous assurer que cette décomposition est bien celle des MCO. C'est immédiat à démontrer : il suffit de remarquer que $\tilde{\underline{x}} \perp \hat{\underline{u}}$.

Je vous propose d'illustrer ce théorème, sous SAS, en

1. engendrant un jeu d'observations artificielles ;
2. transformant les données selon la directive du théorème de FRISCH-WAUGH ;
3. estimant les deux modèles.

```
DATA table ;
DO i = 1 TO 100 ; DROP i ;
  x = NORMAL(123456) ;
  z = NORMAL(123456) ;
  y = 2*x - 4*z + NORMAL(123456) ;
  OUTPUT ;
END ;
RUN ;
PROC reg DATA = table NOPRINT ;
  MODEL y = z / NOINT ;
  OUTPUT OUT = fw_y R = y_tilde ;
  MODEL x = z / NOINT ;
  OUTPUT OUT = fw_x R = x_tilde ;
RUN ;
DATA fw ;
  MERGE fw_y fw_x ;
RUN ;
PROC reg DATA = fw ;
  MODEL y = x z / NOINT ;
  MODEL y_tilde = x_tilde / NOINT ;
RUN ;
```

Les points suivants peuvent être notés :

1. la fonction NORMAL(arg) permet d'obtenir une réalisation pseudo-aléatoire d'une loi normale centrée réduite, si arg est égal à 0, SAS utilise l'horloge de l'ordinateur pour fixer le point de départ de la suite de nombres pseudo-aléatoire, si arg est strictement positif, SAS utilise l'argument pour fixer le point de départ ;

2. l'instruction OUTPUT de la PROC reg s'applique à l'instruction MODEL qui précède, on peut coder, dans une PROC reg, plusieurs instructions MODEL, on peut donc coder plusieurs instructions OUTPUT.

Aussi la projection $p_w(\cdot)$ revient-elle à obtenir les moyennes individuelles puisque l'on retrouve la matrice B qui correspond à l'opérateur between.

On peut ainsi conclure que la transformation des variables du théorème de FRISCH-WAUGH correspond à l'utilisation de la matrice W.

$$\tilde{y} = y - p_w(y) = y - By = Wy \quad \text{et} \quad \tilde{x} = x - p_w(x) = x - Bx = Wx$$

2 L'estimateur intra-individuel

L'estimateur intra-individuel est celui du modèle où l'hypothèse d'effet fixe individuel est retenue :

$$y_{it} = \alpha x_{it} + \beta_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Sous forme vectorielle, le modèle s'écrit :

$$y = \alpha x + \beta_1 e_{NT}^1 + \beta_2 e_{NT}^2 + \dots + \beta_i e_{NT}^i + \dots + \beta_N e_{NT}^N + u$$

où e_{NT}^i est la variable indicatrice de l'individu i . Cette variable comporte NT lignes ; ses éléments sont soit un 1 quand la ligne est relative à l'individu i soit sinon un 0. Cette écriture a l'avantage de bien faire apparaître les N variables explicatives liées aux coefficients β_i .

On applique le théorème de FRISCH-WAUGH en prenant pour \mathcal{W} le sous espace vectoriel engendré par $e_{NT}^1, e_{NT}^2, \dots, e_{NT}^i, \dots$ et e_{NT}^N . En reprenant les mêmes notations que précédemment, le modèle devient :

$$\tilde{y} = \alpha \tilde{x} + u$$

avec $\tilde{y} = y - p_w(y)$ et $\tilde{x} = x - p_w(x)$.

Il reste donc à montrer que la transformation des données correspond, pour chaque individu, à la mise à l'écart à la moyenne individuelle :

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i \quad \text{et} \quad \tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$$

La matrice formée par la concaténation des vecteurs $e_{NT}^1, e_{NT}^2, \dots, e_{NT}^i, \dots$ et e_{NT}^N s'écrit $I_N \otimes e_T$ où e_T est le vecteur de taille T×1 composé seulement de 1. La matrice associée à la projection $p_w(\cdot)$ est donc égale à :

$$(I_N \otimes e_T) [(I_N \otimes e_T)' (I_N \otimes e_T)]^{-1} (I_N \otimes e_T)'$$

Comme

$$[(I_N \otimes e_T)' (I_N \otimes e_T)]^{-1} = [I_N \otimes e_T' e_T]^{-1} = [I_N \otimes T]^{-1} = \frac{1}{T} I_N$$

on en déduit que

$$(I_N \otimes e_T) [(I_N \otimes e_T)' (I_N \otimes e_T)]^{-1} (I_N \otimes e_T)' = \frac{1}{T} (I_N \otimes e_T) (I_N \otimes e_T)' = I_N \otimes B_T = B$$