

Introduction à l'économétrie

Le modèle linéaire multiple

Ce cours vous est proposé par Olivier Baron, Maître de conférences, Université de Bordeaux et par AUNEGe, l'Université Numérique en Économie Gestion.

Illustrations

On dispose de l'estimation par les MCO d'une équation de salaire pour l'économie française à partir de données trimestrielles relatives à la période qui va du deuxième trimestre 1951 au quatrième trimestre 1990. La spécification estimée est la suivante :

$$\dot{w}_t = b_1 \cdot tc_{t-1} + b_2 \cdot pc_t + b_3 \cdot pc_{t-1} + b_4 \cdot pc_{t-2} + b_5 \cdot pc_{t-3} + b_6 \cdot (wpq)_{t-1} + b_7 \cdot D821 + b_8 \cdot D823 + b_9 + u_t$$

On a donc $T = 159$ observations et $k = 9$ paramètres à estimer.

Sur le plan économique, la spécification estimée correspond à une courbe de Phillips enrichie. En effet, la croissance du salaire nominal y est expliquée par le niveau du chômage, le rythme de l'inflation et un terme de rappel.

- **Le taux de chômage est un des ingrédients traditionnels de la courbe de Phillips.** Intuitivement, les salariés perdent une partie de leur pouvoir de négociation et sont moins exigeants quand le chômage est plus élevé. On explique ici \dot{w}_t (taux de croissance du salaire nominal) par tc_{t-1} , taux de chômage du trimestre précédent. Ce choix s'explique par le fait que l'on veut que H_2 soit vérifiée. Autrement dit, on veut expliquer \dot{w}_t , conditionnellement aux réalisations des variables explicatives. Comme la demande et l'offre de travail sont influencées par le salaire, le taux de chômage tc_t dépend probablement de \dot{w}_t . Pour que H_2 soit vérifiée, il faut donc retarder le taux de chômage et inclure tc_{t-1} comme variable explicative dans le modèle estimé. On s'attend à trouver une influence négative de tc_{t-1} sur \dot{w}_t .

- **De façon générale, les salaires croissent en rapport avec l'évolution des prix à la consommation.** Mais l'indexation des salaires sur les prix peut être totale ou partielle et plus ou moins immédiate. C'est pour étudier cette question que l'on intègre différentes valeurs retardées du taux de croissance des prix à la consommation dans la liste des variables explicatives de \dot{w}_t . En cas d'un maintien du pouvoir d'achat des salaires malgré l'inflation on devrait trouver des coefficients positifs pour certaines variables pc_{t-j} et nuls pour les autres. En cas d'indexation

parfait à long terme, la somme des coefficients non nuls devrait être égale à 1. Si l'indexation était immédiate, on devrait trouver $b_2 = 1$ et $b_3 = b_4 = b_5 = 0$.

- **Le terme de rappel est en rapport avec l'idée d'un niveau d'équilibre du salaire réel à long terme qui serait lié à la stabilité du partage salaires-profits.** La variable explicative correspondante, $(wpq)_{t-1}$, est égale à la différence en t-1 entre le taux de croissance du salaire réel et celui de la productivité du travail en volume. Lorsque les salaires croissent plus vite que la productivité, le partage de la valeur ajoutée se déplace en faveur des salariés. Dans ce cas, s'il existe un mécanisme conduisant à stabiliser le partage salaires-profits, w_t devrait ralentir. On devrait avoir dans ce cas $b_6 < 0$.

- **Enfin, on a introduit dans la liste des variables explicatives deux variables indicatrices¹ pour les 1^{er} et 3^{ème} trimestres de 1982.** Ces deux trimestres constituent en effet des observations particulières. Ils correspondent respectivement au passage de la durée hebdomadaire légale de travail de 40h à 39h et à la politique de blocage des prix et des salaires intervenue à la fin de l'année 1982. Chaque variable indicatrice relative à la date t^* est définie comme suit :

$$Dt^* = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq t^* \\ 1 & \text{si } t = t^* \end{cases}$$

Introduire ces variables muettes permet d'estimer les paramètres b_1, b_2, \dots, b_6 en éliminant les observations relatives à la date t^* . Si b_7 ou b_8 est très faible, alors cela signifie que l'observation à la date t^* correspondante ne constitue pas réellement un point aberrant.

Les résultats de l'estimation sont donnés ci-dessous :

¹ Ces variables sont aussi appelées variables muettes ou encore Dummy variables en anglais.

Estimation d'une équation de salaire

Variable expliquée : \dot{w}_t

$T = 159$	$dl = 150$
$R^2 = 0,913$	$\bar{R}^2 = 0,908$
$SCR = 0,0099$	$\hat{\sigma} = 0,0081$
$f = 196,767$	$Prob > F = 0,000$

Variable	Coefficient estimé	Écart-type estimé	Valeur du t	Prob > $ t $
tc_{t-1}	-0,0975	0,0201	-4,8621	0,000
$\dot{p}c_t$	0,7515	0,0837	8,9735	0,000
$\dot{p}c_{t-1}$	0,2512	0,0993	2,5303	0,012
$\dot{p}c_{t-2}$	0,0497	0,0948	0,5239	0,601
$\dot{p}c_{t-3}$	-0,1283	0,0784	-1,6364	0,104
$(wpq)_{t-1}$	-0,0494	0,0169	-2,9284	0,004
D821	0,0007	0,0082	0,0882	0,930
D823	-0,0049	0,0082	-0,5972	0,551
Constante	-0,2694	0,0967	-2,7866	0,006

Données trimestrielles pour l'économie française.
Période : 1951-T2 à 1990-T4.

- \dot{w}_t : taux de croissance du salaire nominal.
- tc_{t-1} : taux de chômage du trimestre précédent.
- $\dot{p}c_t$: taux de croissance des prix à la consommation du trimestre t .
- $\dot{p}c_{t-1}$: taux de croissance des prix à la consommation du trimestre $t - 1$.
- $\dot{p}c_{t-j}$: taux de croissance des prix à la consommation du trimestre $t - j$.
- $(wpq)_{t-1}$: terme de rappel.
- D821 : variable indicatrice du premier trimestre de 1982.
- D823 : variable indicatrice du troisième trimestre de 1982.

Dans la partie supérieure de la feuille de résultats figurent différents paramètres et statistiques caractéristiques de l'estimation réalisée qui sont fournis par les sorties automatiques des logiciels économétriques usuels (ici Eviews).

Nous sont ainsi précisés, le nombre d'observations utilisées ($T = 159$) et le nombre de degrés de liberté de l'estimation : $dl = T - k = 159 - 9 = 150$. Il s'agit de la dimension de l'espace orthogonal à l'espace de projection auquel appartient le vecteur \hat{u} ($\mathcal{L}^\perp(X)$).

À l'issue de l'estimation, le logiciel publie aussi les valeurs du coefficient de détermination R^2 et du coefficient de détermination ajusté \bar{R}^2 . Il fournit aussi la valeur de la somme des carrés des

résidus estimés ($SCR = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = 0,0099$) ainsi que l'écart-type estimé de la perturbation $\hat{\sigma}$ calculé

$$\text{par : } \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{SCR}{T-k}} = \sqrt{\frac{0,0099}{150}} = 0,0081$$

Enfin sont fournies d'autres statistiques (*f et Prob > F*) dont nous donnerons la signification lors du prochain chapitre.

Dans la partie inférieure de la feuille de résultats on trouve, dans la colonne intitulée « coefficient estimé » les valeurs des estimations $\hat{b}_1, \hat{b}_2, \dots, \hat{b}_9$ obtenues par les MCO. Dans la colonne suivante figurent les valeurs des écart-types estimés des coefficients estimés, c'est-à-dire :

$$\begin{cases} \hat{\sigma}(\hat{b}_1) = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \cdot x^{11}} \\ \vdots \\ \hat{\sigma}(\hat{b}_9) = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \cdot x^{99}} \end{cases}$$

où x^{jj} est le $j^{\text{ème}}$ élément de la diagonale principale de la matrice $(X'X)^{-1}$. Les colonnes suivantes intitulées « Valeur du t » et « Prob > |t| » correspondent à des tests qui seront étudiés au cours du prochain chapitre.

Rapide commentaire des résultats obtenus

- On constate que la variable tc_{t-1} a un coefficient estimé négatif, accréditant l'idée que le chômage joue effectivement un rôle de frein aux revendications salariales. Toutefois le coefficient estimé est assez faible ($\hat{b}_1 = -0,0975$) et l'estimateur correspondant est affecté d'une variabilité assez élevée (l'écart-type estimé est égal à 0,0201. Peut-on, à partir d'un tel résultat, considérer que l'influence du chômage est négligeable ? Doit-elle au contraire être prise en considération ? En résumé, que faudrait-il retenir dans l'équation de salaire d'un modèle macroéconomique qui serait utilisé pour des simulations de politique économique ?

- Le même type d'interrogations surgit quand on étudie l'influence des autres variables explicatives et notamment celle de l'inflation. Les coefficients estimés pour les variables pc_t et pc_{t-1} sont conformes à l'intuition. Selon ces estimations, toutes choses égales par ailleurs, 1 point d'inflation supplémentaire se traduit par une accélération de la croissance des salaires d'environ 0,75 point dans le trimestre présent et d'environ 0,25 point dans le trimestre suivant. On aurait ainsi une indexation totale des salaires sur les prix avec un petit délai puisque cette indexation est répartie sur 2 trimestres. Mais ces « bons » résultats semblent en quelque sorte gâchés par le coefficient estimé de pc_{t-3} , égal à $-0,1283$. La croissance des prix à la consommation aurait ainsi, avec un délai de 3 trimestres, un effet négatif sur l'évolution des salaires. En examinant toutefois l'écart-type estimé de \hat{b}_5 , on constate que cette estimation difficile à interpréter d'un estimateur

très imprécis (l'écart-type estimé de \hat{b}_5 représente environ les $\frac{2}{3}$ du coefficient estimé). Doit-on retenir cette estimation paradoxale dans l'équation de salaire d'un modèle macroéconomique ? Doit-on considérer que les salaires sont totalement indexés sur les prix ?

- Pour les autres variables explicatives, on trouve bien un signe négatif pour le coefficient du terme de rappel, confirmant l'existence de mécanismes jouant en faveur d'une stabilité du partage salaires-profits. Mais le coefficient estimé est très faible, tout comme ceux des deux variables indicatrices. On peut donc se demander si ces variables sont des déterminants négligeables de la croissance des salaires.

À l'issue de cet exemple, on constate que la seule lecture des estimations obtenues, soulève plus de questions qu'elle n'en résout. Ces différentes questions seront examinées en détail au cours du chapitre suivant.

Références

Comment citer ce cours ?

Introduction à l'économétrie, Olivier Baron, AUNEGe (<http://aunega.fr>), CC – BY NC ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).



Cette œuvre est mise à disposition dans le respect de la législation française protégeant le droit d'auteur, selon les termes du contrat de licence Creative Commons Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 4.0 International (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>). En cas de conflit entre la législation française et les termes de ce contrat de licence, la clause non conforme à la législation française est réputée non écrite. Si la clause constitue un élément déterminant de l'engagement des parties ou de l'une d'elles, sa nullité emporte celle du contrat de licence tout entier.