

Introduction à l'économétrie

Tests usuels sur 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.

Activités

Exercice

On cherche à étudier la relation entre le taux de mortalité (TM), les dépenses de santé (DS), le pourcentage de plus de 65 ans (POP) et la densité des médecins (DM) au cours des 26 dernières années. La spécification que nous cherchons à estimer a donc la forme linéaire suivante :

$$TM_t = \beta_0 + \beta_1 DS_t + \beta_2 POP_t + \beta_3 DM_t + u_t$$

Les résultats de l'estimation sont donnés dans la matrice et l'équation suivante :

$$\widehat{TM}_t = 21 - 0,24 DS_t - 0,68 POP_t - 2,7 DM_t \quad (A)$$

$$(X'X)^{-1} = \begin{pmatrix} 48 & -3 & 1 & -0,1 \\ -3 & 0,05 & -0,01 & -2 \\ 1 & -0,01 & 3 & -0,02 \\ -0,1 & -2 & -0,02 & 4 \end{pmatrix}$$

PARTIE 1 :

1. Existe-t-il une influence d'au moins un des facteurs ?

Calculez les valeurs manquantes des tableaux suivants afin de répondre à cette question :

Variables	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta}_j)$	$t_j = \frac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_j)}$	Prob > t
Constante	21
DS	-0.34
POP	-0.68
DM	-3.7

Nombre d'observations	...	SCT	...
SCR	...	R^2	...
Variance estimée du terme d'erreur	0.34	\bar{R}^2	...
Ecart-type de la variable dépendante	0.98	F	...
SCE	...	Prob > F	...

2. Peut-on affirmer que le coefficient de la densité des médecins est dix fois plus élevé que celui des dépenses de santé ?

3. Nous cherchons à savoir si l'ajout des variables explicatives POP et DM améliore significativement la qualité de l'estimation par rapport à DS seul.

Pour cela, on régresse le taux de mortalité uniquement sur la variable DS. La spécification à estimer est donc :

$$TM_t = \beta_0 + \beta_1 DS_t + v_t$$

Le nouveau modèle obtenu est :

$$\widehat{TM}_t = 25 - 0,65DS_t \quad (B)$$

avec $\hat{\sigma}_v = 0.676$ et $R^2 = 0.56$

Quel modèle est le plus adapté ?

PARTIE 2 : Un économiste suggère qu'il y a eu un changement structurel en 1998. Nous vérifions cette dernière théorie en effectuant les régressions sur deux sous-périodes, la première de 1985 à 1997, la seconde de 1998 à 2010.

Les résultats sont présentés dans les tableaux ci-dessous :

1. Compléter les cases vides des tableaux suivants :

Variables	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta}_j)$	$t_j = \frac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_j)}$	Prob > t
Constante	22	1.76
DS	-0.31	0.04
POP	-0.82	0.23
DM	-1.76	0.59

1985-1997

Variables	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta}_j)$	$t_j = \frac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_j)}$	Prob > t
Constante	19	4.48
DS	-0.27	0.25
POP	-0.57	0.98
DM	-3.54	1.02

1998-2010

Période	1985-1997	1998-2010
Nombre d'observations
SCR
Variance estimée du terme d'erreur	0.18	0.31
Ecart-type de la variable dépendante	0.7	0.8
SCE
SCT
R^2
\bar{R}^2
F
Prob > F

2. Le modèle à trois variables explicatives (modèle (A)) est-il stable sur l'ensemble de la période ou est-il préférable de procéder à deux estimations, l'une allant de 1985 à 1997, l'autre de la période 1998 à 2010 ?

Références

Comment citer ce cours ?

Introduction à l'économétrie, Olivier Baron, AUNEGe (<http://aunege.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.