

**LA CAUSALITE ENTRE LA CROISSANCE
ECONOMIQUE, LE CHOMAGE ET LES IMPOTS :
UNE ANALYSE REVISITEE DE LA LOI D'OKUN**

**THE CAUSALITY BETWEEN ECONOMIC GROWTH,
UNEMPLOYMENT AND TAXATION: A REVISITED
ANALYSIS OF THE OKUN'S LAW**

JEAN-FRANÇOIS VERNE *
(UNIVERSITE SAINT-ESPRIT DE KASLIK)

RESUME :

En recourant à une analyse en données de panel concernant 15 pays de l'OCDE sur la période 1979-2006, cet article revisite la loi d'OKUN en intégrant aux variables taux de croissance du PIB et variation du taux de chômage, les taux d'impôts sur les revenus, les profits et les biens et services mesurés en pourcentage du PIB. A travers des modèles de causalité bivariée et trivariée, ce papier confirme la relation d'OKUN pour l'ensemble des pays de l'échantillon et invalide les sens de causalité entre croissance, chômage et impôts décrits par la théorie de l'offre.

ABSTRACT:

By means of an analysis in data panel regarding 15 OECD countries over the period 1979-2006, this article revisits the Okun's Law and joins into variables growth rate of the GDP and variation of the unemployment rate, the tax rates on income, corporate and consumption measured as percentage of the GDP. Using bi-varied and tri-varied causality models this paper confirms the OKUN's relation concerning the sample countries and invalidates the causal directions between growth, unemployment and taxes as described by the supply side theory.

MOTS CLES : causalité, données de panel, croissance économique, chômage, impôts.

KEYWORDS: Causality, Data Panel, Economic Growth, Unemployment, Taxation.

CLASSEMENT JEL : C20, C23, E23, E24, E62.

* Professeur Associé, Faculté de Gestion et des Sciences Commerciales ; Université Saint-Esprit de Kaslik, BP 446, Jounieh Liban. jeanfrancoisverne@usek.edu.lb

INTRODUCTION

La notion de causalité, fondée sur le principe de prévisibilité, a été développée par C.W Granger (1969) et repose sur deux principes essentiels : la cause précède l'effet ou lui est contemporaine ; la série causale contient de l'information sur l'effet qui n'est contenu dans aucune autre série au sens de la distribution conditionnelle (Hurlin, 2004). Granger appliquait le principe de causalité sur des séries temporelles et plus tard sur des données de panels (Granger, 2003). Au niveau macroéconomique, Weinhold (1996) effectuait également des tests de causalité sur données de panel en étudiant la causalité entre l'investissement et la croissance. D'autres, comme Arthur Okun (1962), en utilisant des séries temporelles, analysait la relation entre la croissance économique et le chômage. En effet, dans les années 1960, Okun (1962) s'intéressait à la relation entre la croissance économique et le chômage aux Etats-Unis de 1920 à 1940 en montrant qu'une augmentation du taux de croissance entraînait une réduction du taux de chômage. La causalité entre les deux variables allait donc du taux de croissance vers le taux de chômage. Cependant, l'on peut se demander si, à l'heure actuelle, dans les pays développés, les programmes d'indemnisation des chômeurs financés par les impôts exercent aussi une influence sur la croissance économique et ont finalement un effet sur le chômage. La théorie de l'économie de l'offre, impulsée notamment par A. Laffer dans les années 1980, affirme, en effet, que des taux d'impôts trop élevés diminuent l'activité économique et ont, par conséquent, un effet néfaste sur le chômage.

L'objectif de ce papier est de compléter la loi d'OKUN en intégrant à la relation croissance et chômage, les taux d'impôts et de confirmer ou d'infirmier, au niveau macroéconomique, l'impact négatif de l'augmentation des taux d'impôts sur le taux de croissance du PIB réel et, par conséquent, sur le taux de chômage.

L'originalité de cette étude repose sur le fait d'estimer des modèles de causalité bivariée et trivariée en données de panel avec effets fixes individuels et d'inclure dans la relation d'OKUN, les taux d'impôts.

Nous effectuons ainsi des tests de causalité sur trois variables macroéconomiques que sont le taux de croissance économique, le taux de chômage et les taux d'impôts (directs et indirects) en pourcentage du PIB de 1979 à 2006 en prenant comme échantillon les 15 principaux pays de l'OCDE afin de mettre en exergue l'influence de chaque variable les unes sur les autres. Les données individuelles des 15 pays ont été collectées sur le site de l'OCDE (OECD stat extract 2007).

Ces études de causalité trivariée ont été menées par Raffinot et Venet (1998) au niveau du commerce international ainsi que par N'Zue et N'Guessan (2006) s'intéressant à la causalité trivariée en données de panel entre la corruption, la croissance et la pauvreté pour les pays africains. Notre étude portera sur la causalité bivariée et trivariée en données de panel avec effets fixes individuels entre la croissance, le chômage et les taux d'impôts.

Dans une première section, après avoir rappelé les principaux fondements de la loi d'OKUN, en prenant comme exemple les Etats-Unis, nous étudions les relations d'OKUN en données de panel avec effets fixes individuels pour les 15 principaux pays de l'OCDE sur la période précitée. Dans une seconde section, nous expliquons

la méthodologie propre à la causalité en données de panel avec les effets pays et cherchons le sens de la causalité entre la croissance et la variation du taux de chômage. Dans une troisième section, nous étudions la causalité entre la croissance et les impôts d'une part et entre les impôts et la variation du taux de chômage d'autre part. Nous présentons, ensuite, un modèle de causalité trivariée entre la croissance, le chômage et les taux d'impôts et montrons, avec les effets fixes individuels, les différences entre pays.

1. ETUDE DE LA LOI D'OKUN EN DONNEES DE PANEL

La loi d'OKUN met en relation la croissance et le chômage aux Etats-Unis : une augmentation du taux de croissance du PIB permet de réduire le taux de chômage. A partir de là, on calcule un coefficient d'OKUN qui diffère selon les pays, d'où la nécessité d'introduire les données de panel.

1.1. LES FONDEMENTS DE LA LOI D'OKUN

La loi d'OKUN indique une relation linéaire entre la croissance économique, mesurée par le taux de croissance du PIB réel, et la variation du taux de chômage. Elle montre qu'au dessous d'un certain seuil de croissance du PIB, le taux de chômage augmente et qu'il diminue au dessus de ce seuil. Ainsi, pour chaque point de croissance au dessus de ce seuil, l'on peut déterminer un coefficient d'OKUN lequel varie selon les pays et les époques. Les politiques économiques ont alors comme objectif un enrichissement de la croissance en emploi qui diminue ce seuil (Blanchard et Cohen, 2006).

Formellement la relation la plus simple de la loi d'Okun s'écrit:

$$U_t - U_{t-1} = -\alpha (gY_t - \beta) \quad (1)$$

Où gY_t : taux de croissance du PIB réel ;
 $U_t - U_{t-1}$: variation du taux de chômage ;
 α : coefficient d'OKUN ;
 β : Seuil à partir duquel la croissance économique crée des emplois.

Par exemple, pour les Etats-Unis, la relation entre le taux de croissance et la variation du taux de chômage de 1971 à 2006 se présente graphiquement comme suit (Figure 1).

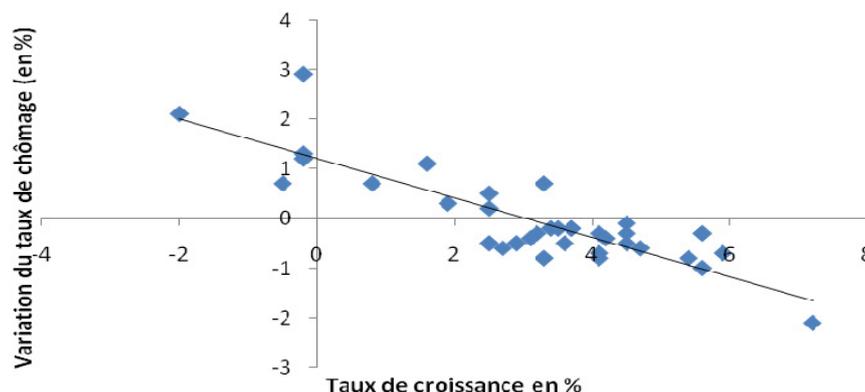
La droite de régression qui ajuste au mieux le nuage de points à l'équation suivante :

$$U_t - U_{t-1} = -0.4 (gY_t - 3) \quad (2)$$

Cette relation indique que le coefficient d'OKUN pour les Etats-Unis est de 0.4 et qu'en moyenne, une augmentation du taux de croissance du PIB de 1% entraîne une diminution du taux de chômage de 0.4%. A partir de cette relation, nous obtenons le

seuil de croissance à partir duquel la croissance économique entraîne une hausse de l'emploi. Ainsi, lorsque le taux de croissance est de 3%, la variation du taux de chômage cesse d'être positive et la croissance est plus riche en emploi. En dessous de ce seuil de 3%, le taux de chômage augmente.

FIGURE 1. LA RELATION D'OKUN AUX USA (1971-2006)



Le coefficient d'OKUN varie selon les pays. Par exemple, en France, il est de -0.36 , en Italie, de -0.03 contre $\alpha = -0.24$ en Allemagne. Il est même parfois positif en Espagne ($\alpha = 0.09$), ce qui voudrait dire que dans ce pays, la hausse du taux de croissance du PIB influence positivement le taux de chômage : on aurait donc une croissance destructive en emploi ! (Durand et Huchet-Bourdon, 2003). Bien sûr, ces résultats sont à prendre avec précaution dans la mesure où certaines études ont montré que la relation d'OKUN entre croissance et emploi n'est pas linéaire (Fouquau, 2006) et que la relation dynamique entre croissance et emploi, comme par exemple les délais d'ajustement du taux de chômage au PIB, n'est pas prise en compte (Durand et Huchet Bourdon, 2003, *op. cit.*).

En outre, Weber (1995) a pris en compte, dans la détermination de la loi d'OKUN, la production potentielle et le taux de chômage naturel. Pour simplifier l'analyse, nous n'utiliserons pas ces deux variables d'autant plus que le biais qui peut résulter de l'omission de ces deux variables est réduit car nous utilisons une approche en données de panel avec effets fixes individuels afin de chercher une éventuelle causalité entre croissance, chômage et impôts.

1. 2. LA RELATION D'OKUN: UNE ANALYSE EN DONNEES DE PANEL

Le modèle en données de panel (avec un panel cylindré) comprend 15 pays de l'OCDE (Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Finlande, France, Italie, Japon, Norvège, Espagne, Suède, Pays-Bas, Royaume-Uni, Etats-Unis) et couvre une période de 27 ans 1979-2006.

Nous avons choisit la méthode la plus courante d'empilement des données : l'empilement par pays. Pour une variable donnée, les T réalisations historiques de chaque pays sont stockées dans un vecteur colonne et les N vecteurs colonnes sont par la suite empilés à la suite des uns des autres dans l'ordre des individus. La relation d'OKUN en données de panel s'écrit ainsi :

$$dU_{it} = \alpha_i + \beta_k gY_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Sous forme vectorielle, on écrit :

Pour chaque pays $i \in N$ on a :

$$\begin{pmatrix} dU_{i,1} \\ dU_{i,2} \\ dU_{i,3} \\ \dots \\ dU_{i,15} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \alpha_i + \begin{pmatrix} gY_{i,1} \\ gY_{i,2} \\ gY_{i,3} \\ \dots \\ gY_{i,15} \end{pmatrix} \beta_k + \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,1} \\ \varepsilon_{i,2} \\ \varepsilon_{i,3} \\ \dots \\ \varepsilon_{i,15} \end{pmatrix}$$

On obtient ainsi :

$$dU_{it} = e\alpha_i + gY_i\beta + \varepsilon_{i,t} \quad \forall i \in [1,15], \forall T \in [1,T] \quad (4)$$

avec e , le vecteur unitaire tel que :

$$(T^e, 1) = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix}$$

Les mesures des taux de chômage pour chaque pays sont calculées de la même façon par l'OCDE et s'efforcent de respecter les résolutions adoptées en 1983 par la treizième conférence des statisticiens sur le travail concernant les statistiques du chômage (ainsi que de la population active, de l'emploi et du sous-emploi). Ces résolutions visent à ce que les statistiques du travail concordent avec celles de la production¹.

Quant au taux de croissance du PIB réel, calculé pour l'ensemble des pays de l'OCDE et de la zone euro, il indique les moyennes des taux de croissance de chaque pays membres pondérées en fonction de la taille relative du PIB de chaque pays en dollars US. La conversion en dollars des Etats-Unis est effectuée en

¹ Voir site de l'OIT, <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/download/articles/2007-1.pdf>.

LA CAUSALITE ENTRE LA CROISSANCE ECONOMIQUE, LE CHOMAGE ET LES
IMPOTS : UNE ANALYSE REVISITEE DE LA LOI D'OKUN

utilisant les parités de pouvoir d'achat si bien que le taux de chaque pays est pondéré par la taille relative de son PIB réel².

Il faut aussi tester la stationnarité des séries relatives au taux de chômage et au taux de croissance du PIB réel pour les deux séries en utilisant les tests de Dickey Fuller Augmentés (DAF). Nous vérifierons par la suite la causalité entre croissance et chômage pour les 15 pays précités et nous nous intéresserons au sens de cette causalité.

Afin de tester la stationnarité des taux de chômage et des taux de croissance, nous utilisons les tests de Dickey-Fuller Augmentés (DFA). Les résultats sont consignés dans les tableaux A et B en annexe.

Puisque la valeur empirique (Test statistique DFA = -12.89) est inférieure aux trois valeurs critiques 10% ; 5% et 1%, on rejette l'hypothèse d'une série non stationnaire. La série relative à la variation du taux de chômage est bien stationnaire en niveau (tableau A en annexe). On constate aussi que, dans le tableau B en annexe, concernant la variation du taux de chômage, le taux de croissance du PIB est lui aussi stationnaire en niveau (la statistique DFA = - 12.64 est inférieure aux valeurs critiques).

Nous pouvons par conséquent estimer la relation d'OKUN pour les 15 pays sur la période 1979-2006. Après avoir effectué les tests de Hsiao (1986) d'homogénéité des constantes et des coefficients nous estimons un modèle à effets fixes individuels dans lequel la valeur de la constante diffère d'un pays à l'autre. Par conséquent, la relation d'OKUN s'écrit, pour les 15 pays, de 1979 à 2006 :

$$dU_{it} = a_{0i} + a' gY_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Avec : dU_{it} : variable endogène observé pour le pays i à la période t ;

a_{0i} : terme constant pour le pays i ;

a' : vecteur des k coefficients des k variables exogènes $a' = (a_1, a_2, \dots, a_k)$;

gY_{it} , valeur observée pour la $k - i^e$ variable exogène pour l'individu i à l'instant t ;

ε_{it} : le terme d'erreur.

L'estimation de cette relation à effets fixes pays s'écrit :

$$dU_{it} = a_1 gY_{it} + a_2 D1 + a_3 D2 + a_4 D3 + a_5 D4 + a_6 D5 + a_7 D6 + a_8 D7 + a_9 D8 + a_{10} D9 + a_{11} D10 + a_{12} D11 + a_{13} D12 + a_{14} D13 + a_{15} D14 + a_{15} D15 + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

où $D1 \dots D15$ représentent les variables dummy attachées à chaque pays.

Les résultats de cette relation sont consignés dans le tableau 1.

² OCDE, Stat extract, 2007, <http://webnet.oecd.org/>.

TABLEAU 1. LA RELATION D'OKUN POUR 15 PAYS DE L'OCDE

Pays	Variables	Coefficients	Ecart-tpe	Statistique	
				T	Prob.
	gY_{it}	-0.39	0.02	-18.33	0.00
1	ALLEMAGNE	1.03	0.15	7.08	0.00
2	AUSTRALIE	1.20	0.16	7.75	0.00
3	AUTRICHE	0.93	0.15	6.29	0.00
4	BELGIQUE	0.74	0.15	5.07	0.00
5	CANADA	1.09	0.15	7.22	0.00
6	ESPAGNE	1.22	0.15	8.03	0.00
7	ETATS-UNIS	1.09	0.15	7.15	0.00
8	FINLANDE	1.10	0.15	7.28	0.00
9	FRANCE	0.98	0.15	6.72	0.00
10	ITALIE	0.80	0.15	5.48	0.00
11	JAPON	1.02	0.15	6.90	0.00
12	NORVEGE	1.23	0.15	8.03	0.00
13	PAYS-BAS	0.88	0.15	5.92	0.00
14	ROYAUME-UNI	0.91	0.15	6.13	0.00
15	SUEDE	1.06	0.15	7.22	0.00
	R ²	0.46	Moyenne var dépendante		0.04
	R ² ajusté	0.44	Ecart-type var dépendante		0.98
	Ecart-type de la régression	0.74	Critère d' Akaike		2.26
	Somme des carrés résiduels	218.77	Critère de Schwarz		2.42
	Log vraisemblance	-458.98	Stat Durbin-Watson		1.44

Notes : Variable dépendante : dU_{it} ; Méthode: Moindres Carrés ; Echantillon : 1 420 ; Observations incluses : 420.

Le tableau 2 reprend, pour chaque pays, les coefficients $a_i = a_{0i} - a_0$

LA CAUSALITE ENTRE LA CROISSANCE ECONOMIQUE, LE CHOMAGE ET LES
IMPOTS : UNE ANALYSE REVISITEE DE LA LOI D'OKUN

TABLEAU 2. LES EFFETS PAYS

Pays	α_{0i}	α_i
ALLEMAGNE	1.03	0.01
AUSTRALIE	1.20	0.18
AUTRICHE	0.93	-0.09
BELGIQUE	0.74	-0.28
CANADA	1.09	0.07
ESPAGNE	1.22	0.20
ETATS-UNIS	1.09	0.07
FINLANDE	1.10	0.08
FRANCE	0.98	-0.04
ITALIE	0.80	-0.22
JAPON	1.02	0.00
NORVEGE	1.23	0.21
PAYS-BAS	0.88	-0.14
ROYAUME-UNI	0.91	-0.11
SUEDE	1.06	0.04
Moyenne	1.02	

Finalement, la relation d'OKUN avec effets fixes pays s'écrit :

$$dU_{it} = -0.39gY_{it} + 1.02 + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

ou bien :

$$dU_{it} = -0.39(gY_{it} - 2.61) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Selon le tableau 2, la relation d'OKUN diffère d'un pays à l'autre. Pour un même taux de croissance, l'Australie, l'Espagne et la Norvège connaissent la variation la plus forte du taux de chômage tandis que l'Autriche, la Belgique, les Pays-Bas, et le Royaume-Uni enregistrent la variation la plus faible. L'impact de la croissance sur le chômage diffère donc selon les pays. Toutefois, la statistique de Durbin-Watson (tableau 1) laisse planer un doute sur une éventuelle autocorrélation des erreurs et les résultats doivent donc être interprétés avec précaution.

Il semble, néanmoins que, pour l'ensemble des pays, le taux de croissance du PIB semble donc être la cause de la variation du chômage.

2. LA CAUSALITE ENTRE CROISSANCE ET CHOMAGE : UNE ANALYSE EN DONNEES DE PANEL

L'étude de la causalité au sens de Granger, effectuée sur des séries temporelles, devient plus délicate lorsque l'on inclut les données de panel. Aussi, l'on peut s'interroger sur le sens de la causalité entre la croissance et le chômage décrite par la loi d'OKUN.

Granger (1969) effectuait tout d'abord des tests de causalité sur des séries temporelles puis plus tard (2003) sur des données de panel. L'analyse traditionnelle de la causalité au sens de Granger montre que la prédiction de la valeur d'une variable est expliquée d'une part par ses valeurs passées (Granger, 1969, *ibid.* p. 426) et d'autre part, une variable Y cause une variable X si le passé de Y peut améliorer la prévision de la valeur de X étant donné le passé de Y (Granger, 1969, *ibid.* p. 428).

Formellement, on obtient alors la relation suivante ((Granger, 1969, *ibid.* p. 431) :

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \mu_t \quad (10)$$

Où les erreurs ε_t et μ_t sont non corrélées entre elles.

On peut ainsi conclure que Y_t cause X_t au sens de Granger si le coefficient $b_j \neq 0$. De même, X_t cause Y_t si le coefficient $c_j \neq 0$. On peut également utiliser la statistique de Fisher équation par équation (Bourbonnais, 2007).

La causalité en données de panel inclut une difficulté méthodologique dans la mesure où nous avons choisit la méthode d'empilement des données par pays, la plus couramment utilisée, notamment par les logiciels d'économétrie³. En effet, une fois le panel constitué, nous devons contourner la difficulté relative à la technique d'empilement des données de chaque pays à savoir qu'en utilisant la méthode habituelle de modélisation VAR (ou VECM en cas de cointégration des variables), les variables décalées se chevauchent au niveau du passage d'un pays à l'autre. Nous avons donc retraité les données du panel initial en réduisant la longueur de chaque série proportionnelle au nombre de retards introduits dans l'analyse de la causalité. Ainsi, les critères d'Akaike et de Schwartz ont permis de déterminer un retard optimal d'une période. En outre, le test de Johansen (1988) portant sur les

³ D'autres méthodes, comme l'empilement par date, ont été utilisées et donnent des résultats similaires qui sont disponibles auprès de l'auteur sur simple demande.

variables gY_{it} , et U_{it} ne fait apparaître aucune relation de cointégration au seuil de 5%.

La variation du taux de chômage et le taux de croissance du PIB réels sont, on l'a vu, stationnaires. Pour chaque pays i à la période T , on écrit donc le modèle à effets fixes suivant :

$$dU_{it} = \alpha_i + \sum_{i=1}^m a_{ik} dU_{it-k} + \sum_{i=1}^m b_{ik} gY_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$gY_{it} = \beta_i + \sum_{i=1}^m c_{ik} Y_{it-k} + dU_{it-k} + \mu_{it} \quad (12)$$

Où $K \in \mathbb{N}^*$ et où les effets individuels α_i et β_i sont supposés être fixes. On suppose également que les paramètres a_{ik} , b_{ik} , c_{ik} et d_{ik} diffèrent selon les pays car il serait irréaliste de vouloir imposer le même ensemble de paramètres à notre échantillon de pays pour tester une causalité au sens de Granger du taux de croissance vers le taux de chômage.

Sous forme matricielle, on obtient pour chaque pays $i \in N$:

$$\begin{pmatrix} dU_{i,1} \\ dU_{i,2} \\ dU_{i,3} \\ \dots \\ dU_{i,15} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \alpha_i + \begin{pmatrix} dU_{it-k,1} \\ dU_{it-k,2} \\ dU_{it-k,3} \\ \dots \\ dU_{it-k,15} \end{pmatrix} a_k + \begin{pmatrix} gY_{it-k,1} \\ gY_{it-k,2} \\ gY_{it-k,3} \\ \dots \\ gY_{it-k,15} \end{pmatrix} b_k + \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,1} \\ \varepsilon_{i,2} \\ \varepsilon_{i,3} \\ \dots \\ \varepsilon_{i,15} \end{pmatrix} \quad (13)$$

$$\begin{pmatrix} gY_{i,1} \\ gY_{i,2} \\ gY_{i,3} \\ \dots \\ gY_{i,15} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \beta_i + \begin{pmatrix} dU_{it-k,1} \\ dU_{it-k,2} \\ dU_{it-k,3} \\ \dots \\ dU_{it-k,15} \end{pmatrix} c_k + \begin{pmatrix} gY_{it-k,1} \\ gY_{it-k,2} \\ gY_{it-k,3} \\ \dots \\ gY_{it-k,15} \end{pmatrix} d_k + \begin{pmatrix} \mu_{i,1} \\ \mu_{i,2} \\ \mu_{i,3} \\ \dots \\ \mu_{i,15} \end{pmatrix} \quad (14)$$

Avec un nombre de retard de 1, nous pouvons estimer les relations à effets fixes suivantes :

$$dU_{it} = \alpha_i + a'_1 dU_{it-1} + a'_2 gY_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$gY_{it-1} = \beta_i + b'_1 dU_{it-1} + b'_2 gY_{it-1} + \mu_{it} \quad (16)$$

Les relations à effets fixes pays s'écrivent :

$$dU_{it} = a_1 dU_{it-1} + a_2 gY_{t-1} + a_3 D1 + a_4 D2 + a_5 D3 + a_6 D4 + a_7 D5 + a_8 D6 + a_9 D7 + a_{10} D8 + a_{11} D9 + a_{12} D10 + a_{13} D11 + a_{14} D12 + a_{15} D13 + a_{16} D14 + a_{17} D15 + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$gY_{it-1} = b_1 dU_{it-1} + b_2 gY_{it-1} + b_3 D1 + b_4 D2 + b_5 D3 + b_6 D4 + b_7 D5 + b_8 D6 + b_9 D7 + b_{10} D8 + b_{11} D9 + b_{12} D10 + b_{13} D11 + b_{14} D12 + b_{15} D13 + b_{16} D14 + b_{17} D15 + \mu_{it} \quad (18)$$

Comme précédemment, $D1 \dots D15$ représentent les variables dummy attachées à chaque pays.

L'estimation des relations (15) et (16), en utilisant les relations (17) et (18), nous donne :

$$dU_{it} = 0.64 + 0.25 dU_{it-1} - 0.24 gY_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

(4.56) (-7.96)

$N = 405, R^2 \text{ ajusté} = 0.37 ; F = 14.92$

$$gY_{it} = 1.24 + 0.16 dU_{it-1} + 0.49 gY_{it-1} + \mu_{it} \quad (20)$$

(1.53) (8.11)

$N = 405, R^2 \text{ ajusté} = 0.74 ; F = 69.41$

Avec N , le nombre d'observations, R^2 ajusté, le coefficient de détermination ajusté, (\cdot), les t de Student attachés à chaque coefficient et F , la statistique de Fisher indiquant la significativité globale de la régression.

Les résultats relatifs à la relation (19) sont robustes puisque la statistique de Fisher $F = 14.92$ et la probabilité qui lui est attachée est ainsi largement inférieure au seuil de 5%. Il existe donc une causalité qui va du taux de croissance vers le taux de chômage et non l'inverse puisque le coefficient attaché à la variation du taux de chômage en $t-1$ (relation (20)) n'est pas significativement différent de 0 au seuil de 5% (t de Student = 1.53)⁴.

Finalement, l'équation (19) du taux de chômage du VAR causal peut être reformulée afin de faire apparaître la loi d'OKUN et nous obtenons :

$$dU_{it} = 0.25 dU_{it-1} - 0.24 (gY_{it-1} - 2.78) + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

Ainsi, une hausse du taux de croissance entraîne une baisse du taux de chômage et le coefficient décalé du taux de chômage représente un ajustement partiel vers la loi d'Okun.

Cependant, l'importance de cette causalité diffère fortement entre les pays de notre échantillon. En effet, c'est en Australie, en Finlande et en Norvège que la causalité

⁴ Les autres résultats concernant la non causalité entre variation du taux de chômage et taux de croissance sont également disponibles auprès de l'auteur sur simple demande.

allant de la croissance vers le chômage est la plus marquée ; elle est beaucoup moins significative en Belgique, en Autriche et aux Pays-Bas.

La non causalité allant du chômage vers la croissance est la plus significative en Australie, en Espagne, aux Etats-Unis et en Norvège. Elle est moins forte en Allemagne, en France, en Belgique, en Italie et en Suède⁵.

Bien que la relation d'OKUN soit confirmée pour l'ensemble des pays de l'OCDE, la causalité entre la croissance et le chômage est assez disparate d'un pays à l'autre. Les pays enregistrant une causalité importante connaissent une forte variation du taux de chômage suite à une augmentation de 1% du PIB la période antérieure. Cela peut signifier que la richesse de la croissance en emploi n'est pas la même d'un pays à l'autre. De plus, la diminution du taux de chômage suite à une hausse du PIB peut être freinée si l'on tient compte des programmes d'indemnisation des chômeurs financés par les taux d'impôts.

3. LA RELATION ENTRE CROISSANCE ECONOMIQUE, CHOMAGE ET IMPOTS

Selon la théorie de l'offre, lorsque les taux d'impôt dépassent un certain seuil, l'effort au travail et à l'épargne diminue, ce qui réduit le taux de croissance du PIB. Cette baisse du PIB entraîne donc, conformément à la loi d'OKUN, une hausse du taux de chômage. Pour étudier l'impact des taux d'impôts (sur les biens et services, les revenus et les profits en pourcentage du PIB), il nous faut recourir à trois tests de causalité : deux tests de causalité bivariée entre la croissance et les impôts et entre le chômage et les impôts ; un test de causalité trivariée étudiant les trois variables simultanément.

3.1. LA CAUSALITE ENTRE CROISSANCE ET IMPOTS

Les taux d'impôts (mesurées en pourcentage du PIB) comprennent les impôts sur les revenus et les bénéfices ainsi que les impôts sur les biens et services. Les premiers sont prélevés directement par l'Etat sur les revenus des particuliers et des sociétés. Les seconds représentent le montant des ressources que l'Etat collecte auprès des particuliers lorsqu'ils dépensent leur revenu pour consommer des biens et des services. Ces deux types d'impôts constituent les recettes fiscales lesquelles comprennent, en outre, les paiements effectués par les employeurs et les salariés dans le cadre des systèmes obligatoires de sécurité sociale et également les prélèvements sur les salaires, les impôts liés à la propriété et aux transferts des biens et d'autres impôts. Ces dernières, mesurées également en pourcentage du PIB, indiquent donc la part de la production dans un pays qui est prélevée par l'Etat sous forme d'impôts. Les recettes fiscales constituent alors un indicateur du contrôle de l'Etat sur les ressources de l'économie (OCDE, Stat extract, 2007, *ibid.*)

Comme pour les deux autres séries, nous testons la stationnarité des taux d'impôts T (tableau C en annexe). Ici aussi, on constate que la série des taux d'impôts est bien stationnaire puisque la statistique $DFA = -3.7$ est inférieure aux seuils de probabilité critique.

⁵ Les tableaux relatifs aux effets pays sont aussi disponibles auprès de l'auteur.

Nous pouvons donc estimer les relations suivantes :

$$T_{it} = \alpha_i + a'_1 T_{it-1} + a'_2 gY_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$gY_{it-1} = \beta_i + b'_1 T_{it-1} + b'_2 gY_{it-1} + \mu_{it} \quad (23)$$

Nous obtenons ainsi :

$$T_{it} = 4.53 + 0.8T_{it-1} + 0.11gY_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

(35.48) (5.2)

$$N = 405, R^2 \text{ ajusté} = 0.98 ; F = 25.568$$

$$gY_{it} = 1.04 + 0.016T_{it-1} + 0.42gY_{it-1} + \mu_{it} \quad (25)$$

(0.33) (9.54)

$$N = 405, R^2 \text{ ajusté} = 0.74 ; F = 69.89$$

Les relations (24) et (25) montrent que la causalité va de la croissance vers les impôts. En effet, le coefficient attaché au taux de croissance du PIB (relation (24)) est significativement différent de 0 au seuil $\alpha = 0.05$. A l'inverse, celui attaché au taux d'impôts ne l'est pas (relation (25)). Ainsi, une croissance économique plus élevée entraîne une augmentation des taux d'impôts car, en période de croissance, les revenus et l'assiette imposable augmentent. Néanmoins, cet effet diffère selon les pays. Une telle causalité est beaucoup plus marquée dans les pays nordiques (Finlande, Norvège et Suède) qu'aux Etats-Unis, en France et en Allemagne. En revanche la non causalité allant des taux d'impôts vers la croissance est importante en Australie, en Espagne et aux Etats-Unis. Elle est moins marquée en Italie, en Belgique et en France.

Malgré ces divergences, le sens de la causalité décrit par la théorie de l'offre montrant qu'une hausse des taux d'impôts entraîne une baisse du PIB, n'est pas démontré au niveau macroéconomique et pour l'ensemble des pays de notre échantillon. Au contraire, c'est parce que le PIB augmente que les taux d'impôts deviennent plus élevés du fait de l'élargissement de l'assiette imposable en période de croissance économique soutenue.

3.2. LA CAUSALITE ENTRE IMPOTS ET CHOMAGE

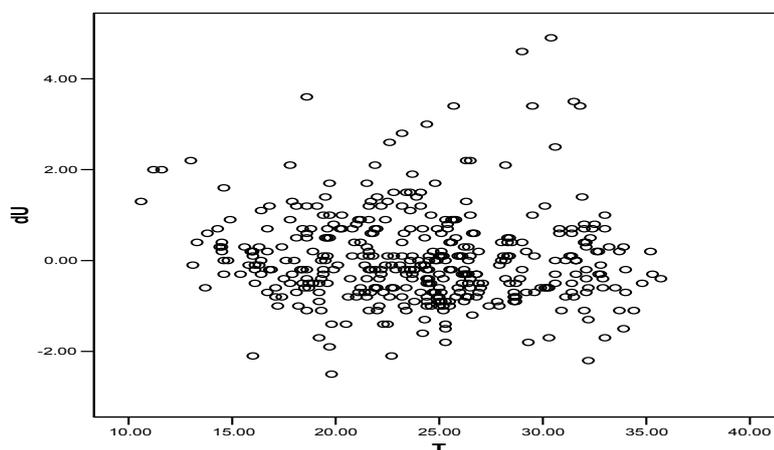
Les taux d'impôts ont-ils une influence sur le taux de chômage ? Nous élaborons les tests de causalité en données de panel comprenant les 15 pays précités entre les impôts et le chômage pour répondre à cette question.

Si l'on utilise les modèles linéaires ou quadratiques, l'on voit qu'il n'y a pas de relation entre taux d'impôts (en pourcentage du PIB) et taux de chômage comme le

LA CAUSALITE ENTRE LA CROISSANCE ECONOMIQUE, LE CHOMAGE ET LES
IMPOTS : UNE ANALYSE REVISITEE DE LA LOI D'OKUN

montre le graphique suivant concernant l'ensemble des pays de l'échantillon de 1980 à 2006 :

FIGURE 2. LA RELATION ENTRE TAUX D'IMPOT (EN POURCENTAGE DU PIB) ET VARIATION DU TAUX DE CHOMAGE



Où T désigne les taux d'impôts et dU, la variation du taux de chômage.

Néanmoins, si nous utilisons les modèles VAR à effets fixes, nous pouvons trouver un lien de causalité entre les deux variables.

Nous estimons donc les modèles à effets fixes qui suivent :

$$T_{it} = \alpha_i + a'_1 T_{it-1} + a'_2 dU_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$dU_{it} = \beta_i + b'_1 dT_{it-1} + b'_2 dU_{it-1} + \mu_{it} \quad (27)$$

Avec la même technique d'estimation des relations à effets fixes que précédemment nous obtenons :

$$T_{it} = 5.17 + 0.79 T_{it-1} - 0.16 dU_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

(33.53) (-4.17)

$$N = 405, R^2 \text{ ajusté} = 0.99 ; F = 24\,971$$

$$dU_{it} = 0.54 - 0.02 T_{it-1} + 0.53 dU_{it-1} + \mu_{it} \quad (29)$$

(-0.84) (12.01)

$$N = 405, R^2 \text{ ajusté} = 0.27 ; F = 9.69$$

Les relations (28) et (29) montrent que la causalité va de la variation du taux de chômage vers les impôts. En effet, le coefficient attaché à la variable dU_{it-1} (relation (28)) est significativement différent de 0 au seuil $\alpha = 0.05$. A l'inverse, celui attaché au taux d'impôts (relation (29)) n'est pas significativement différent de 0. Autrement dit, une augmentation en $t-1$ du taux de chômage entraîne une baisse

des taux d'impôts (en pourcentage du PIB). Par conséquent, ici encore, le sens de la causalité décrit par la théorie de l'offre, selon laquelle les hausses des taux d'impôts ont un effet néfaste sur le chômage, n'est pas démontré pour les 15 pays de l'échantillon. Au contraire, c'est parce que le taux de chômage augmente que les taux d'impôts diminuent, du fait de la réduction de la base imposable (les chômeurs n'étant pas soumis à l'impôt sur le revenu).

De plus, les effets pays sont, ici aussi, importants. Toutes choses égales par ailleurs, ce sont encore les pays nordiques (Finlande, Norvège, Suède) pour lesquels la causalité, qui va de la variation du taux de chômage vers les taux d'impôts, est la plus forte. Cette causalité est moindre en Allemagne, en Espagne, aux Etats-Unis, au Japon, en France et aux Pays-Bas. La non causalité des taux d'impôts vers la variation du taux de chômage est plus marquée dans les trois pays nordiques que dans l'ensemble des pays de l'échantillon.

3.3. LA CAUSALITE ENTRE CROISSANCE, IMPOTS ET VARIATION DU TAUX DE CHOMAGE

L'étude de la causalité trivariée comprend les trois séries précitées : le taux de croissance du PIB réel: gY_t ; le taux de chômage : U_t ; le taux d'imposition : T_t . Les variables des données de panel (donc indicées par it) utilisées sont les suivantes :

- Le taux de croissance du PIB réel: gY_{it} ;
- Le taux de chômage : U_{it} ;
- Les taux d'imposition : T_{it}

Le modèle VAR trivarié en données de panel pour les trois séries s'écrit :

$$dU_{it} = \alpha + \sum_{i=1}^m a_i dU_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i gY_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_i T_{t-i} + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

$$gY_{it} = \beta + \sum_{i=1}^m d_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m e_i dU_{t-i} + \sum_{i=1}^m f_i T_{t-i} + \mu_{it} \quad (31)$$

$$T_{it} = \varphi + \sum_{i=1}^m g_i T_{t-i} + \sum_{i=1}^m h_i dU_{t-i} + \sum_{i=1}^m l_i gY_{t-i} + \gamma_{it} \quad (32)$$

On peut alors tester la causalité au sens de Granger en procédant à des tests de restriction sur les coefficients et en cherchant la significativité de ces derniers via la comparaison de la statistique de Fisher calculée à la statistique tabulée⁶. Ainsi, les interprétations des relations (30), (31) et (32) sont les suivantes :

- La variable dgY_{it} cause au sens de Granger la variable dU_{it} , compte tenu de la variable T_{it} , si l'hypothèse de nullité du coefficient b_i est rejetée. La variable T_{it} cause au sens de Granger la variable dU_{it} , compte tenu de la variable gY_{it} , si l'hypothèse de nullité du coefficient c_i est rejetée.
- La variable dU_{it} cause au sens de Granger la variable gY_{it} , compte tenu de la variable T_{it} , si l'hypothèse de nullité du coefficient e_i est rejetée. La variable T_{it} cause au sens de Granger la variable gY_{it} , compte tenu de la variable dU_{it} , si l'hypothèse de nullité du coefficient f_i est rejetée.
- La variable dU_{it} cause au sens de Granger la variable T_{it} , compte tenu de la variable gY_{it} , si l'hypothèse de nullité du coefficient h_i est rejetée. La variable gY_{it} cause au sens de Granger la variable T_{it} , compte tenu de la variable dU_{it} , si l'hypothèse de nullité du coefficient l_i est rejetée.

Sous forme matricielle, on peut écrire :

$$\begin{pmatrix} dU_{i,1} \\ dU_{i,2} \\ dU_{i,3} \\ \dots \\ dU_{i,15} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \alpha_1 + \begin{pmatrix} dU_{it-k,1} \\ dU_{it-k,2} \\ dU_{it-k,3} \\ \dots \\ dU_{it-k,15} \end{pmatrix} a_k + \begin{pmatrix} gY_{it-k,1} \\ gY_{it-k,2} \\ gY_{it-k,3} \\ \dots \\ gY_{it-k,15} \end{pmatrix} b_k + \begin{pmatrix} T_{it-k,1} \\ T_{it-k,2} \\ T_{it-k,3} \\ \dots \\ T_{it-k,15} \end{pmatrix} c_k + \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,1} \\ \varepsilon_{i,2} \\ \varepsilon_{i,3} \\ \dots \\ \varepsilon_{i,15} \end{pmatrix} \quad (33)$$

⁶ La statistique calculée de Fisher s'écrit de la façon suivante :

$$F_{(c, n-am-1)} = \frac{\frac{SCRR - SCR}{C}}{\frac{SCR}{n-3m-1}}$$

Avec c : nombre de restrictions ; $SCRR$: somme des résidus au carré du modèle contraint ; SCR : somme des résidus au carré du modèle non contraint ; n , nombre total d'observations et m : nombre de retard par variable.

$$\begin{pmatrix} gY_{i,1} \\ gY_{i,2} \\ gY_{i,3} \\ \dots \\ gY_{i,15} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \beta_i + \begin{pmatrix} dU_{it-k,1} \\ dU_{it-k,2} \\ dU_{it-k,3} \\ \dots \\ dU_{it-k,15} \end{pmatrix} d_k + \begin{pmatrix} gY_{it-k,1} \\ gY_{it-k,2} \\ gY_{it-k,3} \\ \dots \\ gY_{it-k,15} \end{pmatrix} e_k + \begin{pmatrix} T_{it-k,1} \\ T_{it-k,2} \\ T_{it-k,3} \\ \dots \\ T_{it-k,15} \end{pmatrix} f_k + \begin{pmatrix} \mu_{i,1} \\ \mu_{i,2} \\ \mu_{i,3} \\ \dots \\ \mu_{i,15} \end{pmatrix} \quad (34)$$

$$\begin{pmatrix} T_{i,1} \\ T_{i,2} \\ T_{i,3} \\ \dots \\ T_{i,15} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \varphi_i + \begin{pmatrix} dU_{it-k,1} \\ dU_{it-k,2} \\ dU_{it-k,3} \\ \dots \\ dU_{it-k,15} \end{pmatrix} g_k + \begin{pmatrix} gY_{it-k,1} \\ gY_{it-k,2} \\ gY_{it-k,3} \\ \dots \\ gY_{it-k,15} \end{pmatrix} h_k + \begin{pmatrix} T_{it-k,1} \\ T_{it-k,2} \\ T_{it-k,3} \\ \dots \\ T_{it-k,15} \end{pmatrix} l_k + \begin{pmatrix} \gamma_{i,1} \\ \gamma_{i,2} \\ \gamma_{i,3} \\ \dots \\ \gamma_{i,15} \end{pmatrix} \quad (35)$$

L'estimation des relations en données de panel avec effets fixes nous donne :

$$dU_{it} = \alpha_i + a'_1 dU_{it-1} + a'_2 gY_{it-1} + a'_3 T_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

$$gY_{it} = \beta_i + b'_1 dU_{it-1} + b'_2 gY_{it-1} + b'_3 T_{it-1} + \mu_{it} \quad (37)$$

$$T_{it} = \varphi_i + c'_1 dU_{it-1} + c'_2 gY_{it-1} + c'_3 T_{it-1} + \gamma_{it} \quad (38)$$

Les résultats des relations (36), (37), (38) et la prise en compte des effets fixes pays sont exprimés par les relations (39), (40) et (41)⁷.

La relation (36) devient :

$$dU_{it} = 1.76 + 0.22dU_{it-1} - 0.25gY_{it-1} - 0.05T_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (39)$$

(3.94) (- 8.15) (- 1.88)

$N = 405$; R^2 ajusté = 0.37 et $F = 14.38$

Au seuil de 5%, on note que les taux d'impôts n'ont pas d'influence sur le taux de chômage mais que la croissance y exerce un effet négatif étant donné que le coefficient attaché au taux de croissance de la période précédente est significativement différent de 0 et que celui attaché aux taux d'impôts de la période précédente ne l'est pas (relation [39]). En outre, cette causalité trivariée est également plus importante dans les pays nordiques et moins significative en

⁷ Tous les résultats statistiques de ces relations sont disponibles auprès de l'auteur.

Espagne, aux Etats-Unis, en France, en Italie et au Japon. Ainsi, dans l'ensemble des pays, c'est la croissance économique qui a un effet, plus ou moins fort, sur la variation du taux de chômage et non les taux d'impôts.

L'estimation de la relation [37] nous donne :

$$gY_{it} = 0.36 + 0.18dU_{it-1} + 0.5gY_{it-1} + 0.04T_{it-1} + \mu_{it} \quad (40)$$

(1.73) (8.13) (0.75)

$N = 405$; R^2 ajusté = 0.74 et $F = 65.51$

Au seuil de 5%, dans la relation (40), les coefficients attachés à la variation du taux de chômage et aux taux d'impôts ne sont pas significativement différents de 0. Par conséquent, les taux d'impôts et la variation du taux de chômage n'ont pas d'impact sur le taux de croissance du PIB réel. Cette non causalité est la plus marquée en Australie, en Espagne, aux Etats-Unis et au Japon. Elle est moins significative en Allemagne.

En revanche, on note que, compte tenu du taux de chômage, lequel n'a pas d'effet sur les taux d'impôts, la croissance influence positivement les taux d'impôts.

La relation (38) devient :

$$T_{it} = 4.71 - 0.05dU_{it-1} + 0.09gY_{it-1} + 0.8T_{it-1} + \mu_{it} \quad (41)$$

(- 0.92) (3.18) (34.06)

$N = 405$; R^2 ajusté = 0.99 et $F = 24\ 138$

C'est encore dans les pays nordiques que la causalité trivariée est la plus importante et c'est en Allemagne, aux Etats-Unis, en Espagne, en France et au Japon qu'elle est le moins marquée. Comme le montrent les coefficients attachés à la variation du taux de chômage et au taux de croissance du PIB (relation (41)), la croissance a un impact positif sur les taux d'impôts (notamment en Finlande, en Norvège et en Suède) et la variation du taux de chômage n'a aucune incidence sur l'évolution des taux d'impôts⁸.

CONCLUSION

En utilisant les modèles de causalité en données de panel avec effets fixes individuels, cet article confirme, d'une part, la causalité qui résulte de la loi d'OKUN: c'est l'augmentation du taux de croissance du PIB qui entraîne une diminution du taux de chômage. Une augmentation du taux de croissance de 1% entraîne, pour l'ensemble des pays étudiés, une baisse du taux de chômage, compte tenu des taux d'impôts mais l'importance de cette causalité varie d'un pays à l'autre. C'est en Australie, en Espagne et en Norvège que, pour un même taux de croissance du PIB réel, la variation du taux de chômage est la plus forte tandis que

⁸ Les tableaux relatifs aux effets pays sont aussi disponibles auprès de l'auteur.

l'Autriche, la Belgique, les Pays-Bas, et le Royaume-Uni enregistrent la variation la plus faible.

D'autre part, au niveau macroéconomique, cet article ne confirme pas certains résultats obtenus, par la théorie de l'offre. En effet, les taux d'impôts n'ont aucune influence sur la croissance économique et la variation du taux de chômage. Cependant, l'on a montré, sur la période étudiée (1979-2006) et pour l'ensemble des 15 pays de notre échantillon, l'existence d'une causalité qui va du taux de croissance de l'économie vers les taux d'impôts. Ainsi, une augmentation du taux de croissance du PIB provoque une augmentation des taux d'impôts dans le modèle de causalité bivariée et dans le modèle de causalité trivariée. C'est dans les pays nordiques (Finlande, Norvège, Suède) que cette causalité est la plus importante. Il faut dire que ces pays enregistrent les taux de prélèvements obligatoires les plus élevés des pays de l'OCDE. Le sens de cette causalité s'explique par le fait que dans l'ensemble des pays de notre échantillon, en période de bonne conjoncture, l'activité économique est plus importante, donc les revenus distribués augmentent, ce qui permet d'élargir l'assiette fiscale et d'accroître, par conséquent, les taux d'impôts sur les revenus, les profits et les biens et services. Néanmoins, Romer et Romer (2007) ont montré l'existence de relations bilatérales complexes qui sont décalées dans le temps. Le gouvernement utilise les taxes pour piloter le PIB et les taxes réagissent avec retard au PIB par un simple effet de base taxable.

En revanche, nos tests ont montré une causalité significative allant du chômage vers les impôts si l'on utilise le modèle de causalité bivariée. En effet, une augmentation du taux de chômage en $t-1$ entraîne une baisse des taux d'impôts en t . Les chômeurs n'étant pas assujettis à l'impôt sur le revenu réduisent l'assiette fiscale et contribuent à diminuer, par conséquent, les taux d'impôts. Cette causalité est la plus visible, encore une fois, dans les pays nordiques. Il s'avère que ces derniers, enregistrant les taux d'impôts sur les revenus, les profits et les biens et services, en pourcentage du PIB, les plus élevés, connaissent une causalité plus importante entre d'une part les impôts et la croissance (celle-ci influençant positivement les impôts) et d'autre part entre les impôts et le chômage (ce dernier agissant négativement sur les taux d'impôts par rapport aux autres pays). Il est probable que la probabilité qu'un pays connaisse, au sens de Granger, une causalité importante entre croissance et impôts et entre chômage et impôts dépende du niveau des taux d'impôts.

BIBLIOGRAPHIE

- Blanchard, O. et E. Cohen**, 2006. Macroéconomie, Pearson Education, 4^{ème} édition.
- Bourbonnais, R.**, 2007. Econométrie, manuel et exercices corrigés, Dunod, 6^{ème} édition.
- Dickey, D. and W. Fuller**, 1979. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root", *Econometrica*, Vol. 49, no 4, 1981.
- Durand, J-J. et M. Huchet-Bourdon**, 2003. "La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures? ", Journées de l'AFSE, Lille.

- Fouquau, J.**, 2006. "Effets de seuil dans la loi d'Okun : Une Evaluation sur Données de Panel", Document de Recherche LEO.
- Granger, C.W.J.**, 1969. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.
- Granger, C.W.J.**, 2003. "Some Aspects of Causal Relationships", *Journal of Econometrics*, 112, p. 69-71.
- Hsiao, C.**, 1986. "Analysis of Panel Data ", Econometric society Monographs, Cambridge University Press.
- Hurlin, C.**, 2004. "Testing Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models with Fixed Coefficients", Document de Recherche LEO.
- Johansen, S.**, 1988, "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988.
- Laffer, A.**, 2004. "The Laffer Curve : Past, Present and Future", Executive Summary Backgrounder. Published by the heritage foundation, no 1765.
- N'Zue, F.F. and C.J.F. N'Guessan**, 2006. "The Causality between corruption, poverty and growth : a data panel analysis", *Working Paper Series*, Les cahiers du SISERA.
- OCDE, Stat extract**, 2007, <http://webnet.oecd.org/>
- OECD Factbook**, 2007. Economic, Environmental and Social Statistics - ISBN 92-64-04054-4 - © OECD 2007.
- OIT**, <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/download/articles/2007-1.pdf>
- Okun, A. M.**, 1962. "Potential GNP: Its Measurement and Significance" In Proceedings Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association, pp. 89-104.
- Raffinot, M. et B. Venet**, 1998. "Croissance, ouverture et dette extérieure", Document de Travail, Université Paris-Dauphine.
- Romer, C. and D. Romer**, 2007. "The macroeconomic effects of change tax; estimates based on a new measure of fiscal shocks", *Working Paper* 13 264, *NBER Working Papers Series*.
- Weber, C.E.**, 1995. "Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's coefficient: A New Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 433-446.
- Weinhold, D.**, 1996. "Tests de Causalité sur Données de Panel : Une Application à l'Etude de la Causalité entre l'Investissement et la Croissance", *Economie et Prévision*, 126, p. 163-175.

ANNEXE. TESTS DE RACINE UNITAIRE DE DICKEY-FULLER**Tableau A. Test de racine unitaire de la variation du taux de chômage**Hypothèse nulle: dU_{it} a une racine unitaire

Exogène: Constante

Nombre de décalages: 1 (base sur SIC, MAXLAG=17)

		Statistic T	Prob.*
Test statistique de Dickey-Fuller Augmenté		-12.89333	0.0000
Valeurs critiques:	1% level	-3.445890	
	5% level	-2.868285	
	10% level	-2.570428	

Test statistique de Dickey-Fuller Augmenté

Variable dépendante: $D(dU_{it})$

Méthode : Moindres Carrés

Echantillon (ajusté): 3 420

Observations incluses: 415 après ajustements

Variables	Coefficients	Ecart-type	Statistic T	Prob.
$dU_{it}(-1)$	-0.593462	0.046029	-12.89333	0.0000
$D(dU_{it}(-1))$	0.266036	0.047368	5.616386	0.0000
C	0.020334	0.039672	0.512552	0.6085
R^2	0.288139	Moyenne var dépendante		-0.004578
R^2 ajusté	0.284684	Ecart-type. var dépendante		0.954422
Ecart-type de la régression	0.807215	Critère d' Akaike		2.416750
Somme des carrés résiduels	268.4578	Critère de Schwarz		2.445870
Log vraisemblance	-498.4757	Statistique F		83.38244
Stat Durbin-Watson	2.063172	Prob (statistique F)		0.000000

LA CAUSALITE ENTRE LA CROISSANCE ECONOMIQUE, LE CHOMAGE ET LES
IMPOTS : UNE ANALYSE REVISITEE DE LA LOI D'OKUN

TABLEAU B. TEST DE RACINE UNITAIRE DU TAUX DE CROISSANCE DU PIB REEL

Hypothèse nulle: gY_{it} a une racine unitaire

Exogène: Constante

Nombre de décalages : 1 (basé sur SIC, MAXLAG=17)

	Statistique T	Prob.*
Test statistique de Dickey-Fuller Augmenté	-12.64300	0.0000
Valeurs critiques :		
1% level	-3.446241	
5% level	-2.868440	
10% level	-2.570511	

Test Dickey-Fuller Augmenté Equation

Variable dépendante : $D(gY_{it})$

Méthode: Moindres Carrés

Echantillon (ajusté): 3 420

Observations incluses: 406 après ajustements

Variables	Coefficients	Ecart-type	Statistic T	Prob.
$gY_{it}(-1)$	-0.644991	0.051016	-12.64300	0.0000
$D(gY_{it}(-1))$	0.177631	0.048904	3.632243	0.0003
C	1.666460	0.152184	10.95032	0.0000
R^2	0.298874	Moyenne var dépendante		0.004926
R^2 ajusté	0.295394	Ecart-type. var dépendante		1.842991
Ecart-type de la régression	1.547022	Critère d'Akaike		3.717902
Somme des carrés résiduels	964.4902	Critère de Schwarz		3.747505
Log vraisemblance	-751.7341	Statistique F		85.89482
Stat Durbin-Watson	2.042234	Prob (statistique F)		0.000000

TABLEAU C. TEST DE RACINE UNITAIRE DES TAUX D'IMPOTS

Hypothèse nulle: T a une racine unitaire

Exogène : Constante

Nombre de décalages: 0 (basé sur SIC, MAXLAG=17)

		Statistique T	Prob.*
Test de Dickey-Fuller Augmenté			
		-3.701220	0.0044
Valeurs critiques :	1% level	-3.446321	
	5% level	-2.868475	
	10% level	-2.570530	

Test Dickey-Fuller Augmenté Equation

Variable dépendante : D(T)

Méthode : Moindres Carrés

Echantillon (ajusté): 2 405

Observations incluses: 404 après ajustements

Variables	Variables	Coefficients	Ecart-type	Prob.
T(-1)	-0.065932	0.017814	-3.701220	0.0002
C	1.590301	0.438464	3.626980	0.0003
R ²	0.032954	Moyenne var dépendante		0.004455
R ² ajusté	0.030549	Ecart-type. var dépendante		1.900602
Ecart-type de la régression	1.871346	Critère d' Akaike		4.096132
Somme des carrés résiduels	1407.779	Critère de Schwarz		4.115941
Log vraisemblance	-825.4186	Statistique F		13.69903
Stat Durbin-Watson	1.922633	Prob (statistique F)		0.000244