

Balázs KOTOSZ* – Ajándék PEÁK**

*Université de Szeged (Hongrie), Faculté d'Economie, Institut d'Economie et de Développement Economique, (kotosz@eco.u-szeged.hu), auteur correspondant

**Université Eötvös Lóránd (Budapest, Hongrie), et Collège des Etudes Avancées « István Széchenyi », (peakaja@gmail.com)

LE PIB ET LES DEPENSES PUBLIQUES EN HONGRIE – LIAISONS MANQUANTES DANS LONG TERME ¹

RESUME

Les effets de la politique budgétaire sur la croissance économique, et plus généralement la relation entre les dépenses publiques et de la production est une question centrale dans la macroéconomie. Dans cet article, nous utilisons un modèle à deux équations pour estimer un modèle théorique mixte sur les données hongroises entre 1960 et 2011. Généralement au cours de cette période, notre résultat ne prouve pas la présence de mécanismes keynésiens, mais la loi de Wagner se révèle fortement pour être vrai. Nos résultats montrent que la stabilité est possible, mais sur une trajectoire définie par le ratio des dépenses publiques / PIB, sinon consolidations provoqueront des sacrifices de croissance. Sur la base d'analyse détaillée de nos séries temporelles à l'égard de divers aspects de l'économie, nous offrons également possibles modifications économétriques qui pourraient fournir de meilleures estimations et des réponses plus fiables aux questions économiques proposées.

ABSTRACT

The effects of fiscal policy on economic growth, and more generally the relationship between government expenditures and output is a central question in macroeconomics. In this paper, we use a two-equation VAR model to estimate a mixed (Keynesian and Lucasian) theoretical model on Hungarian data between 1960 and 2011. Generally, over this period, our result does not prove the presence of Keynesian mechanisms, but Wagner's law proves strongly to be true. Our result show that stability is possible, but it requires sticking to a defined expenditure/GDP ratio, otherwise consolidations will unavoidably hurt growth. Based on our conclusions and a detailed analysis of our time series with regard to various economics features we also offer possible econometric alterations of methodology that might provide better estimations and more reliable answers to the proposed economic questions.

¹ Article présenté à "Economie et démocratie" Congrès 2014 de l'AFEP, 2-4 juillet 2014.

INTRODUCTION

Les effets de la politique budgétaire sur la croissance économique, et plus généralement la relation entre les dépenses publiques et de la production est une question centrale dans la macroéconomie depuis la Théorie générale de Keynes. L'apparition de théories avec des implications contradictoires et le phénomène général de croissance du taux dépenses publiques / PIB ont fait la question encore plus pertinente si cela est possible.

Le contexte théorique de cet article est basé sur un modèle économique facilement vérifiable pour enquêter sur l'économie hongroise. Le modèle peut être transformé en un modèle VAR (Vecteur Autorégressif) de deux équations qui doit être estimée sur la base des données sur le PIB et les dépenses publiques. Avec l'aide de ce cadre quatre principales questions pourraient être répondu, à savoir si

1. la demande agrégée ou l'offre agrégé ajuste rapidement;
2. l'effet multiplicateur keynésien est en fonction;
3. la loi de Wagner est vrai, et
4. les dépenses de l'État sont limitées.

Ainsi, le modèle prévoit la possibilité de décrire et de comprendre la relation complexe entre le PIB et dépenses au cours des 50 dernières années, ce qui est une condition préalable nécessairement pour les futures décisions politiques, en particulier dans un moment du stimulus de la croissance économique.

Nous commençons notre papier avec une brève revue de la littérature suivie d'un résumé du modèle original. En outre, nous offrons un modèle étendu qui permet une analyse plus approfondie de l'équilibre, mais affecte à peine les diagnostics économétriques et le processus d'estimation. Dans la seconde partie, nous décrivons la base de données utilisée pour les estimations et les tests empiriques. Tout d'abord, grâce à des tests d'intégration et de cointégration nous analysons les caractéristiques statistiques de la série chronologique. Après, nous répondons aux précédemment posées quatre questions et nous portons notre attention sur la question de la stabilité et analysons également la causalité. Enfin, de nouvelles possibilités de recherche sont explorées et le papier est conclu par un bref résumé de nos résultats et de leurs implications.

APERÇU THÉORIQUE

La relation entre les dépenses publiques et la croissance économique est une question qui a été abordée à plusieurs reprises par les chercheurs, en utilisant chaque fois une approche légèrement différente et l'exécution des tests sur des données provenant de différents pays et sur différentes périodes. Ainsi, les résultats et les conclusions diffèrent dans chaque cas. Dans ce chapitre, nous tenons à offrir un aperçu court de la littérature la plus pertinente dans le but de placer notre étude de cas parmi les documents existants.

Initialement, la force motrice de l'étude détaillée de cette question a surtout été la taille croissante du gouvernement qui a été un phénomène généralement observable au cours des 150 dernières années. Les chercheurs naturellement posèrent la question: quelles sont les implications pour la croissance? Comme la théorie économique donne des prédictions contradictoires en général, il s'ensuit qu'une approche économétrique qui considère le temps et le pays est nécessaire afin d'obtenir des réponses applicables.

Les recherches effectuées sur cette question peuvent être classés en trois grands groupes en fonction de leur méthodologie. Le premier groupe de documents applique des techniques

de régression simple sur les séries temporelles qui sont généralement basées sur une fonction de production (sur la base de Barro, 1991). Ils pourraient étudier un seul pays ou d'une région avec des méthodes de panel. Un effet positif des dépenses publiques sur la croissance fut trouvé entre autres par Alleyne et al. (2004) étudiant des pays des Caraïbes entre 1975 et 2002 ou par Alexiou (2009) sur la base de l'enquête dans sept pays de la région d'Europe du Sud-Est de 1995 à 2005. Les effets négatifs de cette approche sont présentés par exemple par Ghura (1995) après l'analyse des pays d'Afrique subsaharienne entre 1970 et 1990 et par Knoop (1999) sur la base de ses recherches sur l'économie des États-Unis couvrant 1975-1995.

Le deuxième groupe utilise des modèles complexes avec des simulations (par exemple des modèles DSGE), comme par Perendia et Tsoukis (2013) pour les États-Unis, qui trouva une multiplicateur keynésienne existante.

Le troisième groupe en ce qui concerne la méthodologie comprend des documents à l'aide de VAR (autorégression vectorielle) modèles. Ce type d'approche prend habituellement avantage des propriétés des modèles de VAR pour être en mesure d'étudier la relation de cause à effet sans hypothèses théoriques en arrière-plan. Il est également fréquent d'ajouter une troisième variable à l'équation, à diminuer les préjugés en raison d'omettre des variables. La plupart des documents trouve de relation bicausale entre nos deux variables et indiquent une relation positive entre les dépenses publiques et la croissance. Un exemple est Cheng et Lai (1997), qui trouvèrent une relation positive bidirectionnelle lors de l'ajout de la masse monétaire en cas de la Corée du Sud sur 1954-1994. Un article intéressant de Varadi et Vanlalramsanga (2012) trouve des résultats similaires en cas de ratio faible de dette / PIB à l'aide de données indiennes entre 1987 et 2010. Loizides et Vamvoukas (2005) ajoutèrent chômage et l'inflation (séparément) comme troisième variables entre 1950 et 1990 et trouvèrent une relation unidirectionnelle (des dépenses à la croissance) positive dans le cas du Royaume-Uni et de l'Irlande, alors que dans le cas de la Grèce ils soutinrent que la croissance augmenta la taille du gouvernement. Oriakhi et Arodoye (2013) constatèrent également unidirectionnel, positive relation sur les données nigériens entre 1970 et 2010 des dépenses à la croissance. Ansari et al (1997) ne constata guère de causalité dans trois pays d'Afrique du Sud. Certains des relations négatives des dépenses à la croissance comprennent l'étude de Ramayandi (2003) sur l'Indonésie au cours de la période de 1965 à 1999. Iniguez-Montiel (2010) somma les résultats antérieurs sur le Mexique, en trouvant que dans la plupart des analyses, la loi de Wagner était accomplie, mais il n'y avait des effets keynésiens. Si les séries temporelles sont cointégrées, l'analyse des équations de cointégration et le système d'ECM est ouvert, comme dans le cas du Koweït selon Burney (2002).

Notre étude de cas rejoint le second groupe de documents en termes d'utilisation d'une approche VAR. La différence la plus importante est que notre modèle VAR est soutenu par un modèle macro-économique développé par Mellár (2001). Ainsi, dans notre cas, on n'a pas choisi arbitrairement une troisième variable, mais en raison de la modélisation économique dans le fond, nous pouvons tirer de nouvelles conclusions quant à la stabilité. Une autre différence dans notre analyse est que nous étudions une période plus longue que toutes les études mentionnées ci-dessus.

LE MODELE THEORIQUE

Dans ce chapitre, nous tenons à offrir une présentation critique du modèle de Mellár (2001). Par ce modèle simple, nous pouvons analyser la relation bidirectionnelle entre le PIB et les dépenses publiques permettant de suivre les effets de débordement. Merci à sa simplicité, le modèle ne peut décrire fidèlement ni les effets des dépenses publiques en détails

ni l'évolution des macro-processus. Pour l'analyse détaillée des effets des différentes mesures budgétaires en Europe de l'Est, voir Purfield (2003) Kotosz (2006/a), ou plus récemment Mirdala (2013).

La dynamique du PIB est basée sur trois équations:

$$YD_t = c(Y_t - \tau G_t) + A_t + G_t \quad 0 < c < 1, \quad \tau > 0, \quad /1/$$

$$YS_t = Y_t + \gamma G_t - \delta(\tau G_t) \quad \gamma, \delta > 0, \quad /2/$$

$$\Delta Y_t = Y_{t+1} - Y_t = \alpha(YD_t - YS_t), \quad |\alpha| < 1, \quad /3/$$

où Y désigne le PIB, c est la propension marginale à consommer, G désigne les dépenses publiques, A représente les dépenses autonomes, et t est le temps.²

La dynamique des dépenses publiques se présente comme suit:

$$\Delta G_t = \beta(Y_t^T - Y_t) + \omega(\bar{G}_t - G_t) \quad \beta, \omega > 0, \quad /4a/$$

où Y_t^T est le PIB prévu, \bar{G} est la limite supérieure pratique de dépenses budgétaires.

En outre:

$$A_t = aY_{t-1} \quad Y_t^T = hY_{t-1} \quad \bar{G}_t = kY_{t-1} \quad a, h, k > 0. \quad /5a/$$

Equation / 1 / est une fonction de demande keynésienne, et il suggère que les dépenses publiques ne sont couverts qu'en fonction des impôts sur le revenu, le financement peut être partielle ($\tau < 1$) ou complète ($\tau \geq 1$). Equation /2/ est une fonction d'offre mixte, les premiers et le troisième élément sont de type de Lucas, tandis que le second élément est keynésien. Equation /3/ n'est pas si triviale. Comme le signe du paramètre α n'est pas fixé, le rôle actif de la demande agrégée n'est pas présupposé, comme c'est une question controversé dans la littérature (pour quelques arguments voir Palley, 2014). Par conséquent, dans les petites économies ouvertes (comme certains pays d'Europe de l'Est), l'augmentation de la demande grâce à l'expansion de l'importation et par la dévaluation de la monnaie nationale peut générer la réduction de la production. Equation /4a/ offre que le plus grand est le décalage entre le PIB prévu et réel, la plus grande est la croissance des dépenses budgétaires, même si cette augmentation est freiné par la limite supérieure. Le genre dynamique du modèle exige de la souplesse des termes autonomes; la référence peut être le PIB décalé (voir l'équation /5a/).

À ce stade, Mellár fait trois simplifications de gagner un modèle facile à traiter. Par son idée, nous pouvons remplacer le PIB décalé par le PIB actuel de l'équation /5a/. Par cette manipulation, la forme matrice du modèle est la suivante:

$$\begin{bmatrix} Y_{t+1} \\ G_{t+1} \end{bmatrix} = \mathbf{A} \begin{bmatrix} Y_t \\ G_t \end{bmatrix} \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 + \alpha(c + a - 1) & \alpha[(1 - \gamma) + \tau(\delta - c)] \\ \beta(h - 1) + \omega k & 1 - \omega \end{bmatrix}. \quad /6/$$

La version /6/ du modèle est très agréable pour l'analyse statistique, mais douteux d'un point de vue théorique. Voyons ce qui s'est passé. Premièrement, la demande autonome dépend de PIB actuel, c'est-à-dire elle n'est plus autonome. Cette incohérence ne peut pas être mise fin à ce niveau de la simplicité du modèle.³ Une nouvelle interprétation de l'équation /1/

² $\tau, \gamma, \delta, \alpha, \beta, \omega, a, h, k$ sont des paramètres estimés indirectement.

³ Une solution claire serait l'analyse séparée des séries chronologiques autonomes de la demande, mais comme il n'en existe pas, la mesure directe n'est pas possible. Si on examine des séries temporelles relativement courtes, la demande autonome (en termes réels) peut être considérée comme constante.

est la suivante : une partie de la demande est la fonction du revenu, mais pas du revenu disponible, de sorte que certaine demande est directement indépendant de taxes. Deuxièmement, le PIB attendu est la fonction du PIB actuel. Le conflit est clair, il n'y a plus d'attente d'une mesure connue. En outre, les dépenses publiques de l'année prochaine se développent en conséquence de défaut de la mesure du PIB (c'est-à-dire que la différence de courant et prévu du PIB pour l'année t). Ce conflit peut être éliminé par un simple changement dans l'équation /4a/, au lieu de Y_t^T nous utilisons Y_{t+1}^T (équation /4b/). Cette forme de l'équation suggère que les dépenses publiques sont plus élevées dans l'année $t+1$, si l'attente du gouvernement sur le PIB pour l'année $t+1$ est supérieure au PIB courant de l'année t . C'est une hypothèse d'habitude, et il est durable sans changement dans le rapport des dépenses / PIB. Troisièmement, la limite supérieure pratique des dépenses budgétaires est définie dans la fonction du PIB actuel. Ce changement n'est pas trop rude, et il peut être restauré par l'utilisation différente de l'équation /4a/, où, au lieu de \bar{G}_t nous utilisons \bar{G}_{t+1} (équation /4b/). En raison de ces deux dernières variations, le modèle devient plus prospective, les dépenses publiques sont prévues sur la base des possibilités futures et non pas du présent biais. Les nouvelles équations sont les suivantes:

$$\Delta G_t = \beta(Y_{t+1}^T - Y_t) + \omega(\bar{G}_{t+1} - G_t) \quad \beta, \omega > 0, \quad /4b/$$

$$A_t = aY_t \quad Y_t^T = hY_{t-1} \quad \bar{G}_t = kY_{t-1} \quad a, h, k > 0. \quad /5b/$$

La stabilité du modèle dépend des valeurs absolues des valeurs propres de la matrice A . Comme Mellár le montre, calculés par des valeurs des paramètres économiquement rationnelles, $trA \in [0, 2]$, ainsi l'une des conditions nécessaires est remplie ($|trA| < n$). Mellár a supposé que $|detA| < 1$. Nous avons encore des doutes si cette condition est toujours remplie comme expliqué dans Kotosz (2009). Si l'économie est dirigée par la demande ($\alpha > 0$), la condition de déterminant est normalement accompli, mais dans une économie dirigée par l'offre ($\alpha < 0$), si l'ajustement des dépenses publiques est lent (ω est faible, l'augmentation des dépenses publiques est basée sur l'expansion de l'offre), le déterminant peut dépasser 1. Sur la base de ces circonstances fortement Lucasien, le modèle généralement keynésien devient instable.

Si le modèle est stable, et les valeurs propres sont des nombres réels, l'équilibre est stable nœud ou point-selle. Quand les valeurs propres sont des nombres complexes, l'équilibre est spirale stable.

La critique précédente du modèle original peut être déverrouillé facilement que nous pouvons voir dans Kotosz (2006/b). Premièrement, la demande autonome dans le modèle précédemment analysé n'était pas vraiment autonome. On peut dénouer cette contradiction en supposant une demande autonome constante ($A_t = a$). Pour l'estimation des paramètres du nouveau modèle, on a également besoin d'une constante théorique dans la seconde équation. Le plus simple est de faire l'hypothèse d'une constante (g) dans l'équation /4b/ transformé à l'équation /4c/.

$$\Delta G_t = g + \beta(Y_{t+1}^T - Y_t) + \omega(\bar{G}_{t+1} - G_t) \quad \beta, \omega > 0 \quad /4c/$$

Dans ce cas, l'équation /6/ est transformé $a_{11} = 1 + \alpha(c-1)$. La fonction de la stabilité de ce modèle ne change pas, mais on a une constante dans la première équation, sans constante dans la seconde. Cette restriction fait du mal à des estimations économétriques et il faut estimer un modèle SVAR.

Cette constante signifie que nous supposons un changement permanent dans les dépenses publiques. Par souci de simplicité et de cohérence avec le modèle original, nous ne faisons aucune restriction de cette constante. Si $g = 0$, alors l'équation /4b/ est égal à équation /4c /.

Le nouveau modèle VAR est la suivante dans l'équation /7/:

$$\begin{bmatrix} Y_{t+1} \\ G_{t+1} \end{bmatrix} = \mathbf{A} \begin{bmatrix} Y_t \\ G_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha a \\ g \end{bmatrix} \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 + \alpha(c-1) & \alpha[(1-\gamma) + \tau(\delta-c)] \\ \beta(h-1) + \omega k & 1 - \omega \end{bmatrix}. \quad /7/$$

DONNEES ET METHODOLOGIE

Le modèle à estimer n'a besoin que deux séries temporelles, le PIB réel et les dépenses publiques réelles. Notre ensemble de données a de trois sources : d'abord, nous avons utilisé l'ensemble de données original de Mellár (2001) qui a la série de 1960 à 1999. Cette base de données surpasse tous les changements méthodologiques possibles, et a été développé par une équipe de spécialistes de l'Office central des statistiques en Hongrie (KSH). De l'ensemble de données en ligne de KSH nous avons ces séries sur les valeurs nominales pour la période 1995-2011, accompagnés par la série du déflateur du PIB. L'indice des prix des dépenses publiques a été obtenu depuis d'Eurostat. Etant donné une période commune pour les deux séries (1995-1999), nous pourrions ajuster les données pour assurer la continuité et d'éviter les ruptures structurelles créées par l'ensemble de données.

Pour tester la stationnarité, nous avons utilisé trois tests de racine unitaire, le test de Dickey-Fuller (Said-Dickey, 1984) et le test de Phillips-Perron (Phillips-Perron, 1988), ainsi que la Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test. Comme ces tests ne considèrent pas la possibilité d'un ou plusieurs points de ruptures, les tests de Zivot-Andrews (1992) et la famille de tests de Clemente a été utilisé (une analyse comparative se trouve dans Glynn et al, 2007).

Pour estimer le modèle théorique, nous avons appliqué l'approche d'autorégression vectorielle (VAR) (Sims, 1982 et Kirchgässner et al, 2012) compte tenu des avertissements et des approches par Toda-Phillips (1993) et Toda-Yamamoto (1995). Causalité de Granger a été testée par le test original de Granger (Granger, 1969), également fait contrepoids les modifications de Dolado-Lütkepohl (1996).

RESULTAT DU MODELE ORIGINAL

Dans ce chapitre, nous présentons nos résultats empiriques de l'estimation du modèle théorique décrit précédemment. Nous commençons par examiner la stationnarité des séries temporelles, en utilisant plusieurs tests de racine unitaire. Après l'estimation du modèle VAR, nous procédons à l'interprétation des éléments de la matrice des résultats et les relier à la théorie qui explique le mieux la relation entre la politique budgétaire et la croissance sur la Hongrie dans les 50 dernières années. Ensuite, nous abordons la question de la stabilité en dérivant les conditions nécessaires théorique d'un chemin stable. Enfin, nous terminons par l'analyse de la relation à long terme de nos variables à l'aide de fonctions de réponse d'impulse et aussi par explorer la causalité sur la base du test de Granger.

Avant de commencer l'estimation économétrique du modèle, nous commençons notre enquête d'analyser les caractéristiques générales des séries temporelles. Après tracer les données pour obtenir une première idée de leur nature, nous étudions l'intégration de nos séries temporelles. Comme prévu et la figure 1 la montre, le PIB et les dépenses publiques ont

une tendance à la hausse (graphique de gauche). Mais même si les deux variables évoluent ensemble en général, les premières différences prouvent que la relation est plus complexe (graphique de droite). En outre, on peut voir aussi que le ratio dépenses publique / PIB augmente légèrement vers la fin de la période de temps. Plusieurs questions se posent par ces observations. Notre objectif est d'étudier ces phénomènes avec des outils économétriques précis et à la fin, nous espérons être en mesure de répondre à certaines des questions avec nos résultats.

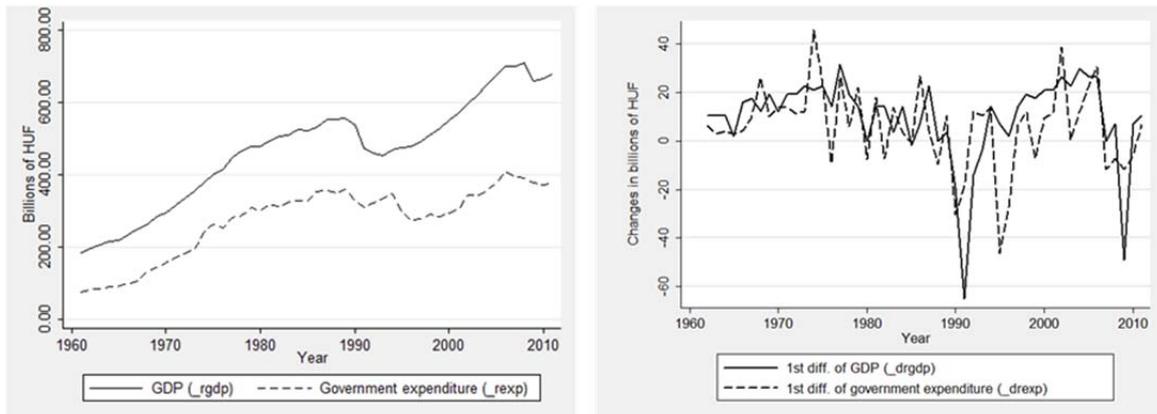


Figure 1 – Graphique de ligne du PIB et les dépenses publiques (graphique de gauche) et de leurs différences (graphique de droite)

Source : Calcul des auteurs

Tableau 1 : Statistiques de divers tests de racine unitaire pour le PIB

	Y	1er diff. d'Y	2ème diff. d'Y
ADF (sans décalage)	-1.280	-4.154 **	-9.827 ***
ADF (1 décalage)	-2.003	-3.055	-5.368 ***
ADF (2 décalages)	-2.356	-3.052	-4.657 ***
ADF (3 décalages)	-2.189	-2.888	-5.016 ***
ADF (4 décalages)	-2.314	-2.142	-4.034 ***
ADF (5 décalages)	-2.756	-2.070	-2.927
ADF (6 décalages)	2.754	-2.430	-3.098
KPSS (sans décalage)	0.620 ***	0.174 **	0.019
KPSS (1 décalage)	0.320 ***	0.120 **	0.030
KPSS (2 décalages)	0.221 ***	0.097 ***	0.034
KPSS (3 décalages)	0.173 **	0.086 ***	0.041
PP (3 décalages)	-1.711	-4.204 ***	-10.384 ***
Stationnarité	non-stationnaire	non-stationnaire	stationnaire

*** Significatif à 1 pourcent ** Significatif à 5 pourcent Source: Le calcul des auteurs

Heureusement, nos séries sont assez longues à nous permettre de réaliser des tests de racine unitaire fiable contrairement à plusieurs autres études avec un nombre insuffisant d'observations. Le compromis pourrait être ici que compte tenu des changements drastiques dans le régime politique de la Hongrie, des séries plus longues peuvent contenir des ruptures structurelles. En gardant cela à l'esprit, tout d'abord, nous courons des tests de Dickey-Fuller

avec un maximum de 6 décalages, alors on procède le test de Phillips-Perron avec 3 décalages (proposé par défaut) et enfin on effectue des tests de KPSS pour un maximum de 3 décalages. L'hypothèse nulle dans les deux premiers types de tests est d'avoir une racine unitaire alors que dans le cas du test KPSS c'est exactement le contraire. Il s'ensuit donc que dans le cas de stationnarité nous attendons les tests ADF et PP d'être significatifs et le test KPSS de ne pas être significatif. Les résultats sont présentés dans le tableau 1 et le tableau 2 pour le PIB et des dépenses publiques, respectivement.

Tableau 2 : Statistiques de divers tests de racine unitaire pour les dépenses publiques

	G	1er diff. de G	2ème diff. de G
ADF (sans décalage)	-1.318	-5.898 ^{***}	-10.321 ^{***}
ADF (1 décalage)	-1.554	-4.564 ^{***}	-7.528 ^{***}
ADF (2 décalages)	-1.619	-3.775 ^{**}	-7.092 ^{***}
ADF (3 décalages)	-1.711	-2.782	-5.781 ^{***}
ADF (4 décalages)	-2.088	-2.352	-4.423 ^{***}
ADF (5 décalages)	-2.434	-2.261	-3.399 [*]
ADF (6 décalages)	-2.541	-2.272	-3.326 [*]
KPSS (sans décalage)	0.94 ^{***}	0.106	0.012
KPSS (1 décalage)	0.489 ^{***}	0.093	0.021
KPSS (2 décalages)	0.338 ^{***}	0.091	0.031
KPSS (3 décalages)	0.263 ^{***}	0.090	0.049
PP (3 décalages)	-1.429	-5.868 ^{***}	-13.617 ^{***}
Stationnarité	non-stationnaire	non-stationnaire	stationnaire

*** Significatif à 1 pourcent ** Significatif à 5 pourcent Source: Le calcul des auteurs

Comme on le voit les trois tests du PIB suggèrent I(2) procès au lieu de I(1) qui a été attendu. En ce qui concerne les dépenses publiques, la majorité des tests pointe vers la même direction, impliquant que cette variable est également I(2). Une des raisons de ces résultats, comme suggéré par Mellár (2001), pourrait être une rupture structurelle en 1990, provoquée par le changement de régime. Cette hypothèse appelle à étudier plus les séries temporelles et aux modifications de la modélisation à l'égard de ruptures structurelles. Le test de Zivot-Andrews suggère une rupture structurelle en 1990. Les tests de Perron-Vogelsang montrent des ruptures en 1972, 1976, 1996 ou 2007 (selon le test est les séries) ; les tests de deux ruptures suggèrent des années différentes : 1969, 1972, 1974, 1976, 1998, 2000, 2002 ou 2007 (voir tableaux 5 et 6). Sans une évidence violente, la reformulation du modèle sera faite dans un article prochain.

Comme les deux séries temporelles sont intégrées de second ordre, nous testons également l'existence d'un vecteur de cointégration. Le test de Johansen ne démontre pas l'existence d'une équation de cointégration avec ou sans constante.

Après une étude détaillée sur la nature de nos variables, dans cette section, nous procédons à des tests économétriques du modèle que nous avons présenté dans le chapitre précédent. Le modèle – comme décrit dans /6/ – peut être traduit en un modèle VAR, qui pourraient

facilement être estimée à l'aide de la plupart des logiciels statistiques, dans notre cas avec STATA. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3 : Résultats d'estimation VAR sans constante

	Y	G
Y_{t-1}	1.107 **	0.142 ***
S.E.	0.051	0.046
Valeur-p	0.041 ⁴	0.002
G_{t-1}	-0.152 *	0.776 ***
S.E.	0.086	0.078
Valeur-p	0.077	0.000
Valeurs propres	1.0174	0.866

*** Significatif à 1 pourcent ** Significatif à 5 pourcent * Significatif à 10 pourcent

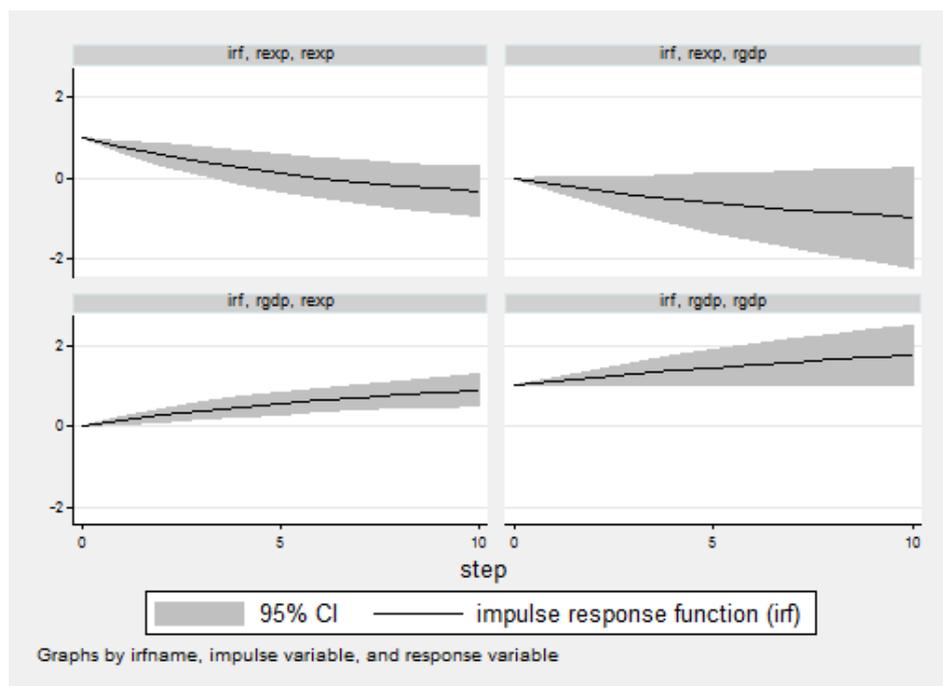


Figure 2 – Fonctions de réponse impulsionnelle

Tout d'abord, il est intéressant de souligner que trois des paramètres estimés sont significatifs au moins au niveau de 5 %, et l'élément a_{21} est significatif sur le niveau de 10%. Les interprétations des valeurs découlent du modèle.⁵ L'élément a_{11} indique si la demande agrégée (si $a_{11} < 1$) ou l'offre agrégée (si $a_{11} > 1$) est déterminant dans la croissance. Un élément a_{12} négative signifie qu'il n'y a pas efficace keynésien multiplicateur, à savoir une augmentation des dépenses budgétaires a un effet plus important sur l'offre, que ce qu'il a sur

⁴ L'hypothèse nulle est que le coefficient n'est pas égal à 1.

⁵ Notation de matrice A (de l'équation /6/) sera utilisée pour référence future.

la demande. À la lumière des résultats significatifs, nous concluons que les circonstances étaient si, qu'en Hongrie, au cours de la période examinée, il n'y avait pas d'effet multiplicateur keynésien et la croissance a été déterminée par l'offre, plutôt que par la demande. Le paramètre a_{21} nous dit si la loi de Wagner (voir Wagner, 1883 pour la version traditionnelle ou Iniguez-Montiel, 2010 pour les modifications) se révèle en cas de Hongrie. Une valeur positive très significative suggère que le PIB plus élevé est suivie par la hausse des dépenses budgétaires de l'année prochaine. Plus profonde étude de la causalité sera poursuivie par l'exécution des tests de causalité de Granger. Enfin, la valeur de a_{22} transmet des informations sur la force de contrôle du budget. Un paramètre positif signifie que le contrôle est faible, donc il n'y a pas de limite supérieure efficace qui permettrait d'éviter les dépenses sans plafond.

Avec l'aide des valeurs estimées, on calcule les valeurs propres, également présentés dans le tableau 3. Ces valeurs déterminent la stabilité du modèle, et la nature de l'équilibre. Dans le cas où les valeurs sont plus d'un, l'équilibre est le point-selle. Bien qu'il affirme que le modèle est mathématiquement instable, cela ne signifie pas qu'il est instable sur le plan économique aussi. Au contraire, la croissance économique n'est possible que dans le cas d'un trajet de selle instable. Un équilibre de nœud stable signifie que l'économie retourne évidemment à son point d'origine, qui est l'état du manque du PIB et du budget. Selon les valeurs propres calculées à l'équilibre de notre système est le point-selle.

Dans le cas d'un équilibre de point-selle, il faut avoir un taux dépenses publiques / PIB constant pour la stabilité. L'examen des gradients de $\Delta Y_t = 0$ et $\Delta G_t = 0$ des diagrammes de phases nous disent des implications importantes sur la façon dont l'économie peut être ramené au taux constant. Comme le gradient de $\Delta Y_t = 0$ est plus grand que le gradient de $\Delta G_t = 0$, une fois les dépenses ont eu trop élevé, la consolidation n'est possible que par le sacrifice de la croissance, donc la dépression est inévitable.

Enfin, nous étudions les fonctions de réponse impulsionnelle, qui non seulement décrivent le comportement à long terme de l'économie, mais fournissent aussi des interprétations visuelles de nos résultats précédents. Les fonctions sont représentées à la figure 2. Les points de départ des fonctions correspondent aux valeurs estimées au tableau 3. Une augmentation des dépenses a un effet positif et significatif sur elle-même pour environ 4 ans. Cela pourrait être interprété comme la rigidité du budget. En outre, il semble un effet négatif de dépenses au PIB à long terme, mais comme il n'est pas significatif, de nouvelles conclusions ne seront pas tirer de ce fait. D'autre part, la loi de Wagner semble avoir un effet significatif à long terme, la relation positive est toujours présent après 10 ans.

Notre analyse est terminée en abordant la question de la causalité en termes de Granger. Comme nous l'avons indiqué précédemment, la quasi-totalité de la littérature étudiée l'aspect causal de la relation et la méthodologie introduite par Granger (1969) est appliquée. Comme nos séries chronologiques ne sont pas stationnaires, l'exécution du test de Granger sur le modèle VAR estimé précédemment serait de nature à fausser le résultat. Pour contourner ce problème, nous utilisons l'idée développée par Toda et Yamamoto (1995) et on ajoute deux autres décalages de deux variables aux équations, car ils sont tous les deux intégrés du deuxième ordre. Lors du test du premier décalage, l'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas de causalité de Granger. La valeur-p de l'hypothèse que le PIB ne cause pas les dépenses est 0,677, tandis que dans le cas de l'hypothèse de la direction contraire, il est de 0,166. Basé sur ces résultats, nous concluons qu'il n'y a pas de relation entre le PIB et les dépenses publiques en termes de Granger au cours de la période examinée. Il faut souligner que, pour faire des tests économétriques techniquement possibles, nous avons dû s'écarter du modèle d'origine qui comprend un seul décalage.

LE MODELE ETENDU

Comme expliqué précédemment, les modifications sont motivées par les considérations économiques et sur le niveau de modélisation elles se manifestent en ajoutant une constante. (Voir /7/) Sinon, nous suivons les mêmes étapes que nous avons fait avec le modèle original et nous présentons et comparons ces résultats avec les précédents.

Les éléments de la matrice A et ses valeurs propres nouvellement estimés sont rapportés dans le tableau 4. Les éléments de la matrice ne changent pas tant que ça qu'il modifierait nos conclusions générales de la section précédente. Une grande différence est que si nous supposons demande autonome constante, la signifiante des paramètres estimés diminue. En conséquence nos conclusions précédentes sur la croissance tirée par l'offre et sur le multiplicateur non keynésien perdent du terrain. Les résultats sur la loi de Wagner et le faible contrôle sur le budget restent les mêmes et significatifs.

Tableau 4 : Résultats de l'estimation de VAR avec constante

	Y	G
Y_{t-1}	1.041	0.104 *
S.E.	0.057	0.053
Valeur-p	0.481 ⁶	0.051
G_{t-1}	-0.102	0.806 ***
S.E.	0.085	0.079
Valeur-p	0.232	0.000
constante	18.499 **	10.804
S.E.	8.124	7.602
Valeur-p	0.023	0.155
Valeurs propres	0.981	0.866

*** Significatif à 1 pourcent ** Significatif à 5 pourcent * Significatif à 10 pourcent

Source: Le calcul des auteurs.

L'autre différence importante est que l'équilibre dans le modèle étendu est nœud stable, contrairement à la précédente point-selle. L'ajout de la constante aux équations signifie que l'équilibre ne doit plus nécessairement être le point d'origine. Ainsi l'équilibre stable de nœud devient économiquement plausible dans ce nouveau cadre de modèle, en supposant qu'il est dans le quadrant positif et le PIB d'équilibre est plus grand que l'actuel. Cette hypothèse est atteinte, le PIB réel d'équilibre est de 42,3% supérieure à la valeur 2011. Le taux des dépenses publiques / PIB d'équilibre calculé est de 59,2%.

Comme le montre la figure 3, les fonctions de réponse impulsionnelle sont les mêmes dans tous les aspects importants, seuls les effets deviennent négligeables un peu plus vite. Par

⁶ L'hypothèse nulle est que le coefficient n'est pas égal à 1.

conséquent, les effets semblent durer plus court lors de l'ajout d'une constante. Enfin, sur la base du résultat des tests de Granger nous ne pouvons toujours pas rejeter qu'il n'y a pas de relation de cause à effet dans les deux sens. En cas du PIB aux dépenses du gouvernement la valeur-p est de 0,191, dans la direction opposée, il est 0,855.

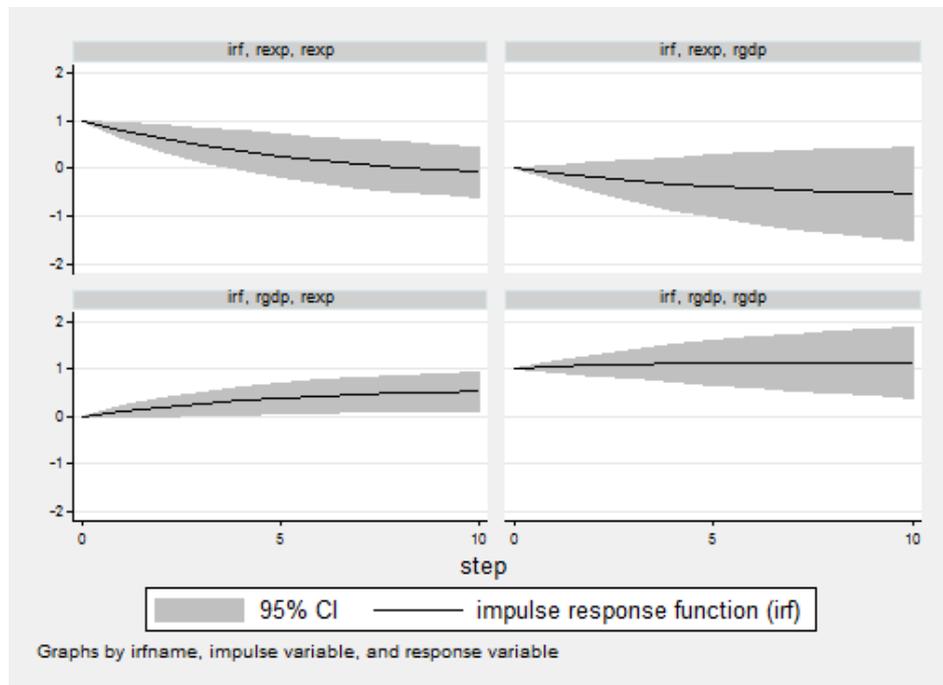


Figure 3 – Fonctions de réponse impulsionnelle

EXTENSIONS ÉCONOMÉTRIQUES DU MODÈLE

D'un point de vue économétrique, nous étions à la recherche des possibilités d'estimation du modèle théorique à la place d'une solution économétrique⁷. Cependant, trouver une méthodologie cohérente et fiable qui unit les deux considérations économétriques et économiques se sont révélés être une tâche difficile. Compte tenu des propriétés d'intégration et de cointégration de données, la meilleure solution d'un point de vue statistique aurait été de construire le modèle VAR avec les deuxièmes différences de variables (stationnaire). Toutefois, cette solution rend pratiquement les interprétations économiques impossibles. Nous avons décidé de rester dans le cadre indiqué par le modèle économique, mais par conséquent, il limite la fiabilité de nos résultats en raison de problèmes statistiques. Une façon de sortir de ce piège peut être l'utilisation des tests de racine unitaire qui permet ruptures structurelles et revoir la question de la cointégration est la lumière du résultat. Cependant, ces ruptures structurelles estimées sont largement dispersées, sans accent uniforme autour de 1990. Il suggère également une continuité de l'économie hongroise, et renforce la légitimité de l'analyse sur la période de 50 ans. Les tests de la première différence des séries chronologique suggèrent une rupture autour 1988-89, qui a un raison claire économique.

En appliquant l'analyse de Samudran et al (2009), un modèle ARDL peut être développé qui aboutirait aux résultats convenables de deux points de vue (économique et économétrique).

⁷ Les résidus des modèles avec un seul décalage ne sont pas de bruit blanc. Les versions avec deux ou plutôt trois décalages (voir le test de causalité de Granger) proviennent des résidus de bruit blanc.

Tableau 5 : Statistiques de divers tests de racine unitaire avec des ruptures structurelles pour le PIB

Test	Y	Rupture	1ère diff. d'Y	Rupture
Zivot-Andrews	-4,63*	1990	-4,875**	1994
ClemAO1	-2,228	2007**	-4,455**	1989
ClemIO1	-2,403	1996**	-5,927**	1990
ClemAO2	-3,588	1974*** 2002***	-4,273	1989 2008*
ClemIO2	-3,207	1969** 1998***	-7,371**	1990 2008

*** Significatif à 1 pourcent ** Significatif à 5 pourcent Source: Le calcul des auteurs

Tableau 6 : Statistiques de divers tests de racine unitaire avec des ruptures structurelles pour les dépenses publiques

Test	Y	Rupture	1ère diff. d'Y	Rupture
Zivot-Andrews	-3,022	1990	-6,503***	1997
ClemAO1	-3,928**	1976***	-2,768	1988**
ClemIO1	-2,602	1972*	-3,484	1988***
ClemAO2	-3,827	1976*** 2007**	-6,684**	1988*** 1998*
ClemIO2	-3,748	1972*** 2000**	-6,668**	1989** 1995

*** Significatif à 1 pourcent ** Significatif à 5 pourcent Source: Le calcul des auteurs

CONCLUSIONS ET RESUME

Au cours de cet article nous avons testé un modèle qui a été fondée sur des hypothèses keynésiennes sur l'économie hongroise. Les résultats à court terme impliquent que l'économie hongroise a été plutôt tirée par l'offre puis par la demande. En outre, comme il n'y avait pas d'effet multiplicateur keynésien observable, ce modèle implique que sur la base des expériences des 50 dernières années, une politique budgétaire keynésienne n'est pas de nature à stimuler la croissance. Toutefois, dans l'étendue de modèle cette approche ne trouve aucune preuve significative de l'absence de mécanismes keynésiens, plutôt ricardiens. Les implications d'origine entrent également plus en accord avec les résultats du test de causalité de Granger, qui n'a conclu qu'aucun lien de causalité allant de dépenses à production. Les deux modèles prédisent clairement l'absence d'effets significatifs sur les dépenses à la fois à moyen et à long terme.

Prendre une position dans l'analyse de la direction opposée de la relation est beaucoup plus facile. Les deux modèles soutiennent que le PIB a un effet positif sur les dépenses publiques non seulement à court terme, mais il est encore observable dans un délai de 10 ans. A l'unanimité semblable se trouve dans le cas du contrôle du gouvernement, aucune modification de modélisation cachent le fait que les dépenses publiques ont tendance à s'élever au-dessus de leurs limites. Les réglementations strictes de l'UE sur les mesures de

dette et de déficit pourraient enfin être en mesure de finir cette tradition, mais une austérité ne sera reprise une fois que la crise passe.

En termes de stabilité les deux approches offrent la perspective de la stabilité économique et la croissance potentielle en cas de s'engager à un certain ratio d'équilibre des dépenses publique / PIB qui définit le point-selle. Comme les tests de cointégration dans le cas des deux modèles n'ont pas réussi à démontrer l'existence de ce taux constant, il est donc conclu que l'économie n'a pas été sur son chemin d'équilibre au cours de la période examinée.

En combinant les résultats des pièges potentiels se concrétisent sur les caractéristiques de l'économie de la Hongrie. Nous avons vu que tous nos estimations confirment la tendance à dépasser les limites budgétaires. Sans changement vers l'austérité, le sacrifice inévitable de la croissance en cas de consolidations (implicites par le chemin équilibre de la selle dans le modèle original) constamment limitera la possibilité de croître. Il y aurait désaccord si une limite budgétaire rigoureusement appliquées par l'UE est la meilleure politique en essayant de rétablir la croissance dans une grave crise mondiale, mais dans le cas de l'économie hongroise dans des circonstances normales, il est certainement une nécessité à renforcer le contrôle budgétaire.

BIBLIOGRAPHIE

- Alexiou, C. (2009): Government Spending and Economic Growth: Econometric Evidence from the South Eastern Europe (SEE). *Journal of Economic and Social Research*, Vol. 11 No. 1. pp. 1-16.
- Alleyne, K. - Lewis-Bynoe, D. - Moore, W. (2004): An Assessment of the Growth-enhancing size of Government in the Caribbean. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 4. No. 3. pp. 77-94.
- Ansari, M. I. – Gordon, D. V. – Akuamoah, C. (1997): Keynes versus Wagner: public expenditure and national income for three African countries. *Applied Economics*, Vol. 29. No. 4. pp. 543-550.
- Barro, R. (1991): Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics* Vol. 106 No. 2. pp. 407-443.
- Burney, N. A. (2002): Wagner's hypothesis: evidence from Kuwait using cointegration tests. *Applied Economics*, Vol. 34. No 1. pp. 49-57.
- Cheng, B. S. – Lai, T. W. (1997): Government Expenditures and Economic Growth in South Korea: VAR Approach. *Journal of Economic Development*, Vol. 22. No. 1. pp. 11-24.
- Dameron, P. (2001): *Mathématiques des modèles économiques*. Economica, Paris.
- Dolado, J. – Lütkepohl, H. (1996): Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews*, Vol. 15. No. 4. pp. 369-386.
- Engle, R. F. – Granger, C. W. J. (1987): Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55. No. 2. pp. 251-276.
- Ghura, D. (1995): Macro Policies, External Forces, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 43. No. 4. pp. 759-78.
- Glynn, J. – Perera, N. – Verma, R. (2007): Unit root tests and structural breaks: a survey with applications. *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, 3(1), pp. 63-79.
- Granger, C. W. J. (1969): Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Vol. 37. No.3. pp. 424-438.
- Iniguez-Montiel, A. J. (2010): Government expenditure and national income in Mexico: Keynes versus Wagner, *Applied Economic Letters*, Vol. 17 No. 9, pp. 887-893.
- Kirchgassner, G. – Wolters, J. – Hassler, U. (2012): *Introduction to Time Modern Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- Knoop, T. A. (1999): Growth, Welfare, and the Size of Government. *Journal of Economic Inquiry*, Vol. 37. No. 1. pp. 103-119.

- Kotosz, B. (2006a): Megszorítások és lazítások – A rendszerváltás fiskális politikájának szerkezetéről. *Közgazdasági Szemle*, Vol. 53. No. 2. pp. 158–174.
- Kotosz, B. (2006b): Fiscal expenditures and the GDP – Interdependencies in transition. *Statisztikai Szemle*, Vol. 84. No. 10. pp. 18-40.
- Kotosz, B. (2009): Fiscal Expenditures and the GDP – Baltic Transformation Compared. In: Glavanovics, A. – Szele, B. (eds): *Közép-Európa: Transzfer és dialógus*. Kodolányi János Főiskola, Székesfehérvár. ISBN 978-963-9558-85-4. pp. 203-222.
- Kwiatkowski, D. – Phillips, P. C. B. – Schmidt, P. – Shin, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54. No.1-3. pp. 159–178.
- Loizides, J. - Vamvoukas, G. (2005): Government expenditure and economic Growth: Evidence from trivariate Causality Testing. *Journal of Applied Economics*, Vol. 8. No. 1. pp. 125-152.
- Mellár, T. (2001): Kedvezményezett vagy áldozat: A GDP és a költségvetési kiadások kapcsolata. *Statisztikai Szemle*, Vol. 79. No. 7. pp. 573–586.
- Mirdala, R. (2013) : Lessons Learned from Tax versus Expenditure Based Fiscal Consolidation in the European Transition Economies : *MPRA Paper* No. 46792.
- Oriakhi, D. E. – Arodoye, L. N. (2013): The Government Size - Economic Growth Relationship: Nigerian Econometric Evidence Using a Vector Autoregression Model. *International Journal of Business and Management*, Vol. 8. No. 10. pp. 126-133.
- Palley, T. I. (2014): *Effective demand, endogenous money, and debt: a Keynesian critique of Keen and an alternative framework*. http://www.thomaspalley.com/docs/research/ad_and_debt.pdf
- Phillips, P.C.B. – Perron, P. (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol. 75. No. 2. pp. 335–346.
- Purfield, C. (2003): Fiscal adjustments in transition countries: Evidence from the 1990s. *IMF Working Paper* 03/36, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Ramayandi A. (2003): Government Size in Indonesia: Some lessons for the local Authorities. *Working Paper in Economics and Development Studies*, No 200302, pp. 1-13.
- Said, E. – Dickey, D. A. (1984): Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*, Vol. 71. No. 3. pp. 599–607.
- Samudram, M. – Nair, M. – Vaithilingam, S. (2009): Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: the case of a developing economy. *Empirical Economics*, Vol. 36, pp. 697-712.
- Sims, C A. (1982): Policy analysis with econometric models. *Brookings Paper on Economic Activity*, pp. 107-164.
- Toda, H. Y. – Phillips, P. C. B. (1993): The spurious effect of unit roots on vector autoregressions. An analytical study. *Journal of Econometrics*, Vol. 59. No. 3. pp. 229-255.
- Toda, H. – Yamamoto, T. (1995): Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, Vol. 66. No. 1–2. pp. 225–250.
- Varadi, V. – Vanlalramsanga C. (2012): Assessment of the Impact of Fiscal Policy on Economic Growth: An Empirical Analysis. *EERI Research Paper Series* No 06/2012. Economics and Econometrics Research Institute, Brussels.
- Wagner, A. (1883): *Finanzwissenschaft*. Winter, Leipzig.
- Zivot, E. – Andrews, C. A. (1992): Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3. pp. 251-270.