# LA CONSOMMATION D'ENERGIE RENOUVELABLE ET LA CROISSANCE ECONOMIQUE DANS L'EUROPE DE L'OUEST

# Author\*:

# Mehdi BEHNAME

Resumé. L'objectif de cet article est l'étude de la relation de causalité à long terme et à court terme entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique dans les pays de l'Europe de l'Ouest pour la période 1995-2010. Le test de cointégration nous montre qu'il y a une relation à long terme entre les variables et le test de Hausman (1978), indiquant que nous devons appliquer le modèle à effets fixes. Les résultats du test de causalité indiquent qu'entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique à long terme et à court terme il y a une relation bidirectionnelle. Donc ces pays peuvent utiliser cette énergie à la place du pétrole pour diminuer la dépendance de l'étranger.

*Mots-clés:* consommation d'énergie; énergie renouvelable; Europe de l'Ouest; croissance économique; données du panel

Abstract. The purpose of this article is to investigate the causality relationship between renewable energy consumption and economic growth on long run and short run in the West of Europe countries in the period 1995-2010. Pedroni (2000) test reveals that there is a long run relationship between our variables and Hausman (1978) test shows that we should apply fixed effects model. The results for causality test show that there is a bidirectional relationship in long run and short run between economic growth and renewable energy consumption. Therefore, these countries can replace this energy instead of oil for decreasing of dependence at abroad.

**Keywords:** energy consumption; renewable energy; West of Europe; economic growth; panel data

JEL Classification: C23, Q43

\* Department Of Economics of Ferdowsi University of Mashhad (FUM) Mashhad, Iran, E-mail: mehdi\_behname@yahoo.com.

# Introduction

Aujourd'hui, nous ne pouvons pas transformer les inputs en biens et services sans consommer de l'énergie. L'énergie est un input important dans le processus de la production. L'UE importe 53% de sa consommation d'énergie. Cette quantité inclut plutôt le pétrole et le gaz. Mais la consommation d'énergie traditionnelle comporte deux problèmes: d'abord, le problème de l'importation et puis le problème de l'effet de serre. Pour l'importation, le pétrole est un bien stratégique et très coûteux. C'est pour cela qu'au cours des années, à la suite d'un choc pétrolier, des difficultés économiques surgissent dans le monde entier.

Les pays développés comme l'Europe et l'Amérique du Nord ont programmé de consommer l'énergie renouvelable, car cette énergie diminue la dépendance des pays de l'étranger et elle est sûre et saine (Menegaki, 2011).

L'énergie renouvelable a créé 18% de la production d'électricité dans le monde entier en 2007. Dans l'Europe-27, l'énergie créée par le vent est la plus élevée (dans l'énergie renouvelable). Après le vent, il y a l'énergie créée par le soleil et puis par la biomasse qui sont les plus courantes. Mais l'énergie créée à base hydraulique a eu une croissance négative dans les années 1997-2007. Moins de 7% de l'énergie en Europe vient de l'énergie renouvelable (Menegaki, 2011). Quelques pays européens comme le Danemark, l'Allemagne et le Royaume-Uni ont augmenté l'exportation d'énergie. Autrement dit, les technologies de l'énergie renouvelable ont trouvé un marché mondial pour vendre et pour créer des emplois. Par exemple, l'Allemagne, en 2006, a vendu des instruments d'énergie renouvelable en valeur de 21,6 milliards d'euros et elle a créé 200000 d'emplois. Le Danemark a créé 20000 d'emplois dans le domaine de l'énergie créée par le vent (Lund, 1999).

Actuellement, le PIB pour chaque pays est très important, car il montre la taille du marché et le pouvoir d'achat des habitants. S'il y a une relation significative entre la taille du marché et la consommation d'énergie renouvelable, les pays peuvent appliquer et développer la consommation de cette énergie. C'est pourquoi l'objectif de cet article est l'étude de la relation de causalité entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique.

Apergis et Payne (2010), utilisant des variables comme la formation de capital, le PIB, le travail et la consommation d'énergie renouvelable, ont montré qu'en Eurasie il y a une relation bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie renouvelable. Ils ont indiqué le même résultat pour les pays d'OCDE en 2010. Sadorsky (2009), Menyah et Wolde Rufael (2010) et Menegaki (2011) ont aussi étudié la relation entre la croissance économique et

la consommation d'énergie renouvelable. Lund (1999) a montré que la subvention de l'énergie renouvelable augmentera le nombre des emplois en Danemark.

# La base théorique

Aujourd'hui, l'effet de serre est devenu un problème mondial. Des actions comme le Protocole de Kyoto ont été réalisées afin de diminuer cet effet (Lee et Chang, 2007). La consommation du combustible fossile est la raison principale pour l'émission de  $CO_2$ . Mais, la limitation de la consommation de ce combustible par les Etats et les protocoles engendre un problème dans le processus de la croissance économique, donc une solution en est la propagation de la consommation d'énergie renouvelable.

Les économistes classiques et néoclassiques n'ont pas explicitement considéré le facteur d'énergie dans la fonction de production. A l'époque des classiques, l'économie a été reliée à la terre, le travail et le capital. C'est pourquoi on n'a pas appliqué l'énergie dans la fonction de production. Mais, au cours des années, l'importance de l'énergie a été valorisée grâce à l'industrialisation (Shahid Alam, 2006). D.I. Stern, C.J. Cleveland (2004) divisent les modèles des croissances économiques néoclassiques par trois pensées. La première pensée insiste que les variations technologiques sont les facteurs les plus importants qui influencent la croissance économique et la fonction de production. Dans ce cas, d'abord l'économie atteint un niveau d'équilibre, ensuite c'est l'amélioration de la technologie qui développe la croissance économique plutôt que le capital.

La deuxième pensée insiste sur la consommation de capital naturel pour la détermination de la croissance économique stable. La dernière pensée considère la variation de technologie et les ressources naturelles pour la détermination de la croissance économique. Avec le remplacement entre le capital construit par l'homme et le capital naturel et l'amélioration de technologie nous pouvons atteindre la croissance stable. Dans ces modèles, la part d'énergie pour l'activité économique a été considérée à la proportion du coût, c'est-à-dire ces modèles considèrent l'énergie comme un bien intermédiaire et non pas un input pour la production.

De l'autre côté, nous voyons la réalité dans le cas d'efficacité de l'énergie dans les pays développés. Après le choc pétrolier de l'année '70, la consommation d'énergie s'est diminuée aux Etats-Unis, tandis que la croissance économique aux Etats-Unis s'est développée. Ce cas est peut-être dû au remplacement entre le capital et l'énergie.

Aujourd'hui, nous ne pouvons pas transformer les inputs en biens et services sans consommer de l'énergie. Maintenant les économistes incluent l'énergie dans la fonction de production. La consommation d'énergie joue un rôle important dans la croissance économique, d'une manière directe et indirecte. Elle est le complément du travail et du capital dans la fonction de production. Stern (2000, a,b) et Lee et Chang (2008) présentent la fonction de production comme le modèle suivant:

$$Y = f(C, T, E(p))$$

$$\frac{\partial Y}{\partial C} \succ 0, \quad \frac{\partial Y}{\partial T} \succ 0, \quad \frac{\partial Y}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial p} \prec 0, \quad \frac{\partial Y}{\partial E} \succ 0$$

où Y est le produit intérieur brut, C est le capital, T est le travail et E est la consommation d'énergie qui est elle-même une fonction du prix de l'énergie (Costantini et Martini, 2010). Autrement dit, la consommation d'énergie, elle-même dans une autre fonction, dépend de la production économique, car c'est l'augmentation de la production qui attire de l'énergie. Dans ce cas, il y a une relation de réaction entre la consommation d'énergie et la taille du marché.

D.I. Stern, C.J. Cleveland (2004) croient que l'innovation qui diminue la consommation d'énergie par unité de production réduit le prix des instruments qui travaillent avec de l'énergie. Cette diminution a deux effets: d'abord la réduction du prix de ces instruments augmente la demande pour ces derniers et puis renforce le pouvoir d'achat des habitants et ce pouvoir accroît la demande totale et la demande totale augmente le produit intérieur brut ou la taille du marché. Pindyck (1979) croit que l'effet du prix de l'énergie sur la croissance économique dépend du rôle de l'énergie dans la structure de la production. Dans les industries où l'énergie est utilisée comme un input intermédiaire, l'augmentation du prix de l'énergie (la diminution de la consommation) influence le niveau de la production. Pindyck (1979) applique pour ce cas la fonction de coût et il fait ses analyses sur la base de l'élasticité du coût à la proportion du prix d'énergie. Si le travail et le capital seront le remplaçant de l'énergie, l'augmentation du prix de l'énergie augmente la consommation de capital et de travail.

# Données et méthodologie

lci, nous présentons les données et les tests nécessaires. D'abord, nous expliquons la nature des données et puis le test de la racine unitaire hétérogène, la cointégration pour les données du panel et ensuite le test de la causalité.

#### Les données

Les données ont été utilisées pour la période 1995-2010. Les données sont les données annuelles en logarithmes. Les sources des données pour la consommation d'énergie renouvelable à base hydraulique, de biomasse, de soleil et géothermale sont les administrations pour le Royaume-Uni, la France, la Belgique, les Pays-Bas, le Luxembourg et *International Energy Outlook*. Pour d'autres données, nous appliquons *World Bank Development Indicators* (WDI). Les pays de notre échantillon sont le Royaume-Uni, la France, la Belgique, les Pays-Bas et le Luxembourg.

Etant donné que notre objectif est la vérification de la relation de causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie renouvelable, nous appliquons la consommation d'énergie de l'électricité à base hydraulique, de soleil et de vent. La CE est la consommation d'énergie de l'électricité à base hydraulique, de soleil et de vent, en millions kilowatt par heure. Le PIB est le produit intérieur brut réel en dollars constants de l'année 2000. La FC est la formation de capital réel en dollars constants de l'année 2000. L'EM est le nombre des emplois en millions personnes. Tous les variables sont en logarithmes naturels. Afin d'éviter la régression fausse, nous appliquons les tests de la racine unitaire. Les tests sont Im, Pesaran, Shin (2003), ADF Fisher, Levin, Lin et Chu (1992) et Augmented Dickey et Phillips-Perron. Le tableau 1 montre les résultats des tests de la racine unitaire.

# Test de la racine unitaire hétérogène

Afin d'appliquer le test de la cointégration pour les données du panel comme des séries temporelles, il faut utiliser le test de la stationnarité. Bien sûr, il faut considérer que le test de la racine unitaire pour les données du panel est plus fort que le test de la racine unitaire pour les séries temporelles.

Pour considérer la racine unitaire dans les données du panel nous pouvons appliquer le modèle autorégressif suivant:

$$Y_{it} = P_i Y_{it-1} + \delta_i X_{it} + \varepsilon_{it}$$

où i=1,2,...,N indique les pays et t=1,2,...,T montre le temps.  $X_{it}$  expose les variables exogènes,  $_i^{\rho}$  indique le coefficient autorégressif et  $_i^{\varepsilon}$  est le terme d'erreur. Si  $_i^{\varepsilon}$   $_i^{\varepsilon}$   $_i^{\varepsilon}$  a la racine unitaire. Les tests des racines unitaires de LLC, de BRT, et de Hardi supposent que  $_i^{\varepsilon}$   $_i^{\varepsilon}$   $_i^{\varepsilon}$  Dans ce cas, le coefficient de  $_i^{\varepsilon}$  a été utilisé pour toutes les coupes instantanées homogénéisées. Mais les tests d'IPS et de Fisher ont été conduits par la

supposition d'un coefficient hétérogène, c'est-à-dire  $P_i$  (Costantini, Martini, 2010).

Etant donné que les structures économiques des pays de l'Europe de l'Ouest sont indépendantes les unes avec les autres, nous pouvons appliquer le test d'IPS avec d'autres tests. Le test d'Im, Pesaran et Shin pour chaque échantillon est le suivant:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

où  $\rho_i$  est le nombre des décalages dans la régression de l'ADF. Les hypothèses nulles et les alternatives sont les suivantes:

$$H_0: \beta_i = 0, \ \forall_i$$

$$H_1: \begin{cases} \beta_i = 0 & pour certain \ i's \\ \beta_i < 0 & \exists \ i \end{cases}$$

# Cointégration pour les données du panel

Afin d'étudier la relation de causalité à long terme entre les variables comme la consommation d'énergie renouvelable (CE), la formation de capital (FC), l'emploi (EM) et le produit intérieur brut (PIB), il faut tester l'existence de la relation de cointégration entre ces variables. Si la relation de cointégration a été établie entre les variables, il y a une relation à long terme. Dans le cas où le terme constant et les pentes sont hétérogènes, nous pouvons appliquer le test de Pedroni (2000) dans l'équation de cointégration.

# Causalité du panel

Après avoir établi l'existence de la relation de cointégration, afin d'étudier la relation de causalité à long terme entre les variables pour les pays de notre échantillon, nous pouvons utiliser le test de la causalité grangerienne (1988). S'il y a une relation à long terme, nous devons appliquer la causalité dans le VECM. Pour ce cas, il faut d'abord estimer le model suivant:

$$PIB_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i CE_{it} + \gamma_i EM_{it} + \lambda_i FC_{it} + e_{it}$$

 $\alpha_i$  est utilisé pour les effets fixes,  $\delta_i$  est le coefficient de tendance et  $\beta, \gamma \, et \, \lambda$  sont les coefficients de régression.

Puis, les résiduels de l'équation ont été utilisés pour estimer le terme d'erreur dans les équations suivantes:

$$\Delta PIB_{i_{t}} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{11i} \Delta PIB_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{12i} CE_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{13i} \Delta EM_{i_{t-k}}$$

$$+ \sum_{i=1}^{p} \beta_{14i} \Delta FC_{i_{t-k}} + \beta_{15} ECT_{i_{t-1}} + \varepsilon_{1it}$$

$$\Delta EC$$

$$\Delta CE_{i_{t}} = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{21i} \Delta CE_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{22i} \Delta PIB_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{23i} \Delta EM_{i_{t-k}}$$

$$+ \sum_{i=1}^{p} \beta_{24i} \Delta FC_{i_{t-k}} + \beta_{25} ECT_{i_{t-1}} + \varepsilon_{2it}$$

$$\Delta FC_{i_{t}} = \beta_{30} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{31} \Delta FC_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{32} \Delta CE_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{33} \Delta EM_{i_{t-k}}$$

$$+ \sum_{i=1}^{p} \beta_{34} PIB_{i_{t-k}} + \beta_{35} ECT_{i_{t-1}} + \varepsilon_{3it}$$

$$\Delta EM_{it} = \beta_{40} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{41i} EM_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{42i} CE_{i_{t-k}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{43i} FC_{i_{t-k}}$$

$$+ \sum_{i=1}^{p} \beta_{44i} PIB_{i_{t-k}} + \beta_{45} ECT_{i_{t-1}} + \varepsilon_{4it}$$

$$(4)$$

où CE est la consommation d'énergie renouvelable, FC est la formation de capital, EM est l'emploi, PIB est le produit intérieur brut et ECT est le terme de correction de l'erreur. Si les coefficients d'ECT sont significatifs, il y a une relation à long terme entre les variables.

# Résultats

Tableau 1. Les tests de la racine unitaire

Variables	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
PIB	- 0.45	- 0.62	13.25	16.24
$\Delta$ PIB	-5.21*	- 6.01*	66.89**	91.83**
FC	- 4.23	- 5.13	9.52	51.31

Variables	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
$\Delta$ FC	- 5.14**	-5.12**	51.09*	89.08*
EM	- 0.74	- 6.50	31.42	65.87
$\Delta$ EM	- 2.64*	- 6.51**	91.15*	89.77*
CE	- 0.99	- 0.76	43.21	74.37
$\Delta$ CE	-7.10*	- 8.76**	53.15*	45.21*

<sup>\*, \*\*</sup> montrent que les variables sont significatives au niveau de 1% et 5%.

Dans le tableau 1, nous avons appliqué quatre tests de la racine unitaire: LLC, IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP. Le tableau 1 indique que, par rapport à tous les quatre tests, les variables de niveau I(0) ne sont pas stationnaires mais au niveau de la première différence, ils sont stationnaires. Etant donné que les variables sont I(1), l'existence de la relation à long terme entre ces variables est possible. Et pour ce cas, nous appliquons le test de Pedroni (2000). Selon Apergis et Payne (2010) nous estimons l'équation suivante pour le test de Pedroni:

$$PIB_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i CE_{it} + \gamma_i EM_{it} + \lambda_i FC_{it} + e_{it}$$
 (5)

où i=1...N est pour chaque pays et t=1...T est pour la période de temps. Les paramètres  $\alpha$  et  $\delta$  sont pour les effets fixes pour les pays spécifiques et la variable de tendance.  $\beta$ ,  $\gamma$  et  $\lambda$  sont les coefficients de régression,  $\varpi$  est le terme d'erreur. L'hypothèse nulle du test de cointégration est  $\rho_i = 1$ :

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + \varpi_{it}$$

Dans le test de cointégration créé par Pedroni (2000), il y a sept groupes de tests. Un quadruple groupe (test du panel) a été appelé dans la dimension et un triple groupe (test des groupes) a été appelé entre les dimensions.

Dans le tableau 2, nous présentons les résultats du test de Pedroni (2000). Tous les sept statistiques sont significatives au niveau de 1% et 5%. C'est-à-dire, nous rejetons l'hypothèse nulle à la base de non-cointégration. Le test Pedroni montre que il existe une relation à long terme entre les quatre variables. Maintenant, nous pouvons exercer le test de la causalité grangerienne (1988) à long terme.

Tableau 2. Le test de la cointégration de Pedroni

Within dimension test statistic				
Panel $\nu$ - statistic	51.32*			
Panel $ ho$ - statistic	- 40.13**			
Panel pp- statistic	- 61.14**			
Panel ADF- statistic	- 7.67**			
Between dimension test statistic				
Group $ ho$ - statistic	-65.32*			
Group pp – statistic	- 41.33**			
Group ADF- statistic	- 6.67**			

<sup>\*, \*\*</sup> montrent que les variables sont significatives au niveau de 1% et 5%.

Les résultats du test de Granger ont été présentés dans le tableau 3. Les étapes d'estimation ont déjà été expliquées. Le test de Hausman (1978) indique que nous devons appliquer le modèle à effets fixes.

Tableau 3. Les résultats du test de la causalité en panel

Les variables dépendants								
Les sources de la causalité à court terme								
	$\Delta_{PIB}$	$\Delta_{CE}$	$\Delta_{ t FC}$	$\Delta$ EM	ECT			
$\Delta$ PIB		34.17 (0.43)	51.62 (0.21)	41.54 (0.53)	- 0.31			
		$[0.02]^*[0.00]^*$	$[0.00]^*[0.02]^*$	[0.00]* [0.00]*	$[0.01]^*$			
$\Delta$ CE	34.21 (0.25)		32.11 (0.23)	0.31 (0.54)	- 0.23			
		$[0.00]^*[0.00]^*$	[0.77][0.69]	[0.59][0.78]	$[0.01]^*$			
$\Delta$ FC	34.45 (0.56)	67.54 (0.67)		78.62 (0.34)	- 0.20			
		$[0.00]^*[0.03]^*$	$[0.02]^*[0.00]^*$	[0.93]* [0.51]*	$[0.00]^*$			
$\Delta$ EM	35.41 (0.25)	0.19 (-0.41)	24.45 (0.98)		- 0.14			
		$[0.01]^*[0.00]^*$	[0.55][0.65]	$[0.01]^*[0.02]^*$	$[0.01]^*$			

Les sommes des coefficients sont dans les parenthèses. Les valeurs des probabilités sont dans les crochets. \* montre que les variables sont significatives au niveau de 1%.

Le tableau 3 montre les résultats du test de la causalité en panel. La première colonne indique l'effet du produit intérieur brut sur d'autres variables, la deuxième colonne montre l'effet de la consommation d'énergie sur d'autres variables, la troisième présente l'impact de la formation du capital et la guatrième l'effet du travail sur d'autres variables. La dernière colonne indique la relation à long terme entre les variables. Selon l'équation 1, la consommation d'énergie renouvelable, la formation de capital fixe et le travail ont des impacts positifs et significatifs sur la croissance économique à court terme. La première colonne montre que le PIB a un effet positif et significatif sur la consommation d'énergie à court terme et la dernière colonne montre la même relation entre ces variables à long terme. Dans la colonne 2, à court terme, la consommation d'énergie renouvelable a des effets positifs et significatifs sur la croissance économique à court terme et la dernière colonne montre que la même relation existe entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique à long terme. Mais les effets du travail et la formation de capital fixe sur la consommation d'énergie renouvelable ne sont pas significatifs. La troisième équation montre que la croissance économique, la consommation d'énergie renouvelable à court terme augmentent la formation de capital, mais le travail n'a pas un effet sur la formation de capital. Enfin, l'équation 4 indique que la croissance économique et la formation de capital ont des effets positifs et significatifs sur le travail, mais la consommation d'énergie renouvelable n'a pas un impact sur le travail.

À long terme, le terme de correction de l'erreur est significatif au niveau de 1% c'est-à-dire les différences entre les valeurs réelles et les valeurs à long terme vont être corrigées avec les coefficients du TCM dans chaque période. Donc le test de la causalité montre qu'à court terme et à long terme il y a une relation bidirectionnelle entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique et entre le PIB et la formation de capital et aussi entre le PIB et le travail. Ces résultats sont les mêmes que pour Apergis et Payne (2010) pour 20 pays de l'OCDE, Apergis et Payne (2011) pour 13 pays de l'Eurasie et également Apergis et Payne (2011) pour 6 pays de l'Amérique Centrale.

Enfin, la consommation d'énergie renouvelable influence la croissance économique d'une manière indirecte, c'est-à-dire elle a un effet positif sur la formation de capital et cette dernière augmente la croissance économique. L'observation de la relation bidirectionnelle montre l'importance de la consommation de cette énergie dans cette région.

# Conclusion

L'objectif de cet article est l'étude de la relation de la causalité à long terme et à court terme entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique dans les pays de l'Europe de l'Ouest pour la période 1990-2010. Les résultats des tests de la racine unitaire d'Im, Pesaran, Shin (2003), d'ADF Fischer, de Levin, Lin et Chu (1992) et d'Augmented Dickey et Phillips-Perron montrent que les variables sont stationnaires. Les résultats du test Pedroni (2000) indiquent qu'il y a une relation à long terme entre les variables et le test d'Hausman (1978) montre que nous devons appliquer le modèle à effets fixes.

Le test de causalité de Granger en VECM indique que tant à long terme et qu'à court terme, entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique il y a une relation bidirectionnelle. Nous pouvons conclure que l'énergie renouvelable comme toute autre énergie influence les variables macroéconomiques (PIB, croissance, chômage, épargne,...), car la plupart des variables macroéconomiques dépendent du PIB. La consommation d'énergie renouvelable influence la croissance économique d'une manière indirecte aussi, c'est-à-dire il a un effet positif sur la formation de capital et cette dernière augmente la croissance économique. L'observation de la relation bidirectionnelle montre l'importance de la consommation de l'énergie renouvelable dans cette région. Les résultats montrent que le PIB a un effet positif et significatif sur la consommation d'énergie à court terme et la dernière colonne montre la même relation entre ces variables à long terme. Dans la colonne 2, à court terme, la consommation d'énergie renouvelable a des effets positifs et significatifs sur la croissance économique à court terme et la dernière colonne montre que la même relation existe entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique à long terme. C'est-à-dire, la consommation d'énergie renouvelable augmente la croissance économique et la croissance économique accroît la consommation d'énergie renouvelable (une relation de feedback).

Ces pays peuvent encourager la consommation d'énergie renouvelable comme un remplaçant de l'énergie traditionnelle par de différentes politiques. Ils peuvent diminuer la dépendance de l'étranger surtout pour le pétrole qui est aujourd'hui un bien stratégique et ils vont réduire la pollution avec  $CO_2$  par l'utilisation de cette énergie à la place de l'énergie traditionnelle.

# REFERENCE

- Apergis N., Payne J.E. 2010a, Renewable energy consumption and economic growth: evidence from a panel of OECD countries. Energy Policy;38:656–60.
- Apergis N., Payne J.E. 2010b, Renewable energy consumption and growth in Eurasia. Energy Econ, forthcoming
- Costantini, V., Martini, C., 2010, The causality between energy consumption and economic growth: a multi-sectoral analysis using non-stationary cointegrated panel data. Energy Economics 32, 591–603.
- Granger, C.W.J., 1988, Causality, cointegration and control. Journal of Economic Dynamics and Control 12, 551–559.
- Hausman J.A.. Specification tests in econometrics. Econometrica (1978);46: 1251–71.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1997, "Testing for unit roots in heterogeneous panels", mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., 2003, Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of Econometrics 115, 53–74
- Lee, C.C., Chang, C.P., 2008, Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. Resource and Energy

Economics 30, 50-65

- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C.S.J., 2002, Unit root tests in panel data: asymptotic and finitesample properties. Journal of Econometrics 108, 1–24.
- Lund P.D. 1999, Effects of energy policies on industry expansion in renewable energy, Renewable Energy 34 (2009) 53–64
- Menegaki Angeliki N. 2011, Growth and renewable energy in Europe: A random effect model with evidence for neutrality hypothesis, Energy Economics 33 (2011) 257–263
- Menyah, K., Wolde-Rufael, Y., 2010, CO2 emissions, nuclear energy, renewable energy and economic growth in the US. Energy Policy 38, 2911–2915.
- Pedroni P. 2000, Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. Adv Econom;15:93–130
- Sadorsky, P., 2009, Renewable energy consumption and income in emerging economies. Energy Policy 37, 4021–4028.
- Stern, D.I., 2000a, A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy, Energy Economics, n. 22, pp. 267-283
- Stern, D.I., 2000b, A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the U.S. macroeconomy. Energy Economics 22, 267–283.
- Stern, D.I., Cleveland, C.J., 2004, Energy and Economic Growth, Rensselaer Working Papers in Economics No. 0410, Rensselaer Polytechnic Institute, USA.