

**OLIVIER DAMETTE**

Université de Lorraine, BETA-CNRS UMR 7522, IXXI

olivier.damette@univ-lorraine.fr

**INCITATIONS À DÉVELOPPER LES ENR ET L'ÉNERGIE SOLAIRE: UNE APPROCHE PAR LA COINTÉGRATION EN PANEL**

**Résumé :** Les menaces que font peser le réchauffement climatique sur l'environnement ont incité les pouvoirs publics des pays européens à accélérer leur transition énergétique et à augmenter leur production d'électricité à partir d'énergies renouvelables (EnR). Le déploiement des énergies renouvelables en Europe est cependant hétérogène selon les pays et il semble répondre à un certain nombre de déterminants macroéconomiques identifiés dans la littérature (émissions de CO<sub>2</sub>, revenu national, consommation et dépendance énergétique, dynamique du prix du pétrole). Dans cet article, nous montrons que le recours aux estimateurs à effets fixes permet de retrouver les effets empiriques des déterminants usuels de la production d'électricité à partir des EnR pris dans leur globalité. Néanmoins, les analyses de la littérature semblent avoir négligé la présence de non stationnarité et de cointégration dans la relation entre la production d'EnR et ses déterminants. L'utilisation d'estimateurs adaptés à la cointégration (DOLS, FMOLS) relativise la portée des résultats habituellement identifiés dans la littérature. En conduisant la même analyse pour le cas particulier de l'énergie solaire, nous montrons que ce type particulier d'énergie, comme le laissait entrevoir une maigre littérature, ne réagit pas aussi fortement aux principaux déterminants macroéconomiques que les EnR dans leur globalité. Les estimations en panel par effets fixes et par le biais des estimateurs de panel adaptés à la présence de cointégration conduisent à cette même conclusion que seul le niveau de dépendance énergétique est réellement important dans la décision de produire de l'énergie solaire.

**Mots-clés :** EnR, production d'électricité, solaire, économétrie des panels, non stationnarité, cointégration.

**JEL Classification :** C23, C50.

## MOTIVATIONS FOR DEVELOPING RENEWABLE ENERGY AND SOLAR ENERGY : PANEL COINTEGRATION APPROACH

**Abstract :** The threats posed by global warming issues have prompted European governments to accelerate their energy transition and increase their electricity production from renewable energies (Renewable Energy). The deployment of renewables energy in Europe is however heterogeneous according countries and this growth of renewables is likely to be driven by some macroeconomic variables previously analysed in the literature (CO<sub>2</sub> emissions, national income, energy consumption and energy dependency, oil price dynamics). In this article, we show using panel fixed effects estimator that econometric results outlined in the previous literature are robust using our new data set by considering all sources of renewables energy. However, we also show that previous papers seem to have neglected the presence of nonstationary and cointegration issues when we assess the relationship between renewables and its drivers. Using suitable cointegrating estimators (DOLS, FMOLS), we relativise the scope of the results usually identified in the literature. By conducting the same analysis for the particular case of solar energy, we show that this particular type of energy, as suggested by a scarce literature, does not react as strongly to the main macroeconomic determinants as the renewables energy as a whole. Panel estimates using fixed effects and panel estimators adapted to the presence of cointegration lead to the same conclusion that only the level of energy dependency is really a major driver in the decision of the governments to produce solar energy.

**Keywords :** renewable energy, electricity production, solar energy, panel econometrics, non stationary panels, cointegration.

### Introduction

Il est difficile d'ignorer que le changement climatique est devenu une préoccupation majeure des décideurs politiques depuis quelques années. Certains experts (voir le panel intergouvernemental des experts sur le changement climatique dit IPCC, 2014 par exemple) disent que le changement climatique ne cesse de s'aggraver, en témoigne l'augmentation des émissions de CO<sub>2</sub> cumulées dans l'atmosphère. Près de la moitié de ces émissions serait liées au secteur énergétique des pays riches, principalement (mais pas uniquement) les pays de l'OCDE. L'objectif de réalisation de la transition énergétique fixé par l'Union européenne (UE) dans le cadre du « paquet énergie-climat » adopté en 2008 apparaît clairement compromis. La part des EnR (énergies renouvelables) dans la consommation finale d'énergie en France en 2015 ne dépasse pas 14 % alors que l'objectif affiché dans le cadre des accords européens devait être de dépasser les 23% à l'horizon 2020. Parallèlement, la production des EnR en France se situe aux alentours de 19% de la consommation électrique nationale (elle a légèrement reculé entre 2014 et 2015).

Le développement de la production d'électricité par des sources d'énergies renouvelables a, plus généralement pour les pays européens, enregistré la plus forte croissance ces dernières années des sources de production d'électricité (International Energy Agency, 2016), la Suède et certains pays scandinaves comme la Finlande, en tête. La production d'électricité par les EnR est un enjeu important pour l'environnement car elle constitue un pilier sur lequel s'appuyer pour réussir la transition énergétique. Mais elle constitue également un enjeu économique fort. La consommation d'électricité est un support majeur de la croissance économique et les relations entre consommation d'énergie et croissance ont été abondamment étudiées dans la littérature académique *via* l'analyse théorique, mais surtout empirique, du populaire « *energy-income nexus* » : la croissance est-elle le déterminant causal de la consommation d'énergie ou est-ce l'inverse ? Existe-t-il une relation bi-causale ? L'autre enjeu économique majeur du développement de la production d'électricité par les renouvelables est bien évidemment de réduire sa dépendance énergétique vis à vis des sources fossiles et vis à vis des autres économies.

Par voie de conséquence, il est important de discuter et de comprendre les déterminants de la croissance des énergies renouvelables pour aider les décideurs publics à dessiner les contours de politiques énergétiques efficaces, tant sur le plan environnemental qu'économique, qui permettront d'atteindre les objectifs de transition énergétique. Dans cet article, nous nous concentrons sur le cas des pays européens. Ces derniers doivent faire face à des objectifs multiples : développer les EnR tout en réduisant les effets du changement climatique d'une part ; d'autre part, faire face à l'amointrissement des ressources fossiles, qui génère à court et moyen terme des prix élevés et de la volatilité, qu'ils continuent, au moins partiellement, d'utiliser en tant qu'importants importateurs d'énergie pour satisfaire une consommation d'énergie élevée.

Dans cet article, notre objectif est d'identifier quels ont été les objectifs ou déterminants qui ont le plus encouragé le déploiement des EnR des pays européens : est-ce la préoccupation croissante des effets liés au changement climatique qui a convaincu les pays européens de développer les EnR et qui pourra encore suffire à les convaincre d'accroître cette dynamique ? Est-ce la volonté d'accroître encore la consommation d'énergie et de compléter puis de substituer partiellement aux énergies fossiles une production d'énergie propre ? Est-ce la volonté de réduire sa dépendance énergétique et ses importations d'énergies fossiles ? Faut-il être un pays suffisamment riche pour pouvoir se préoccuper des EnR ?

Depuis une petite dizaine d'années, la littérature en sciences économiques s'est intéressée à ces questions de manière empirique en utilisant de manière croissante le recours à l'économétrie des séries temporelles et surtout des panels, notamment dynamiques, pour expliciter les déterminants des EnR. Ces dernières années, plusieurs études utilisant l'économétrie de panel à partir de modèles assez proches ont vu le jour (Marques et Fuinhas 2012; Aguirre et Ibikunle 2014; Omri et Nguyen

2014; Polzin et al. 2015; Valdés Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2016; Romano et al. 2017). Cependant, ces études se sont plutôt focalisées sur l'étude des dynamiques de court terme dans le cadre de modèles économétriques en panels. L'aspect de dynamiques de long terme a été complètement éludé. En outre, sur un plan purement technique, les précédents articles ont eu recours à des estimateurs classiques pour les panels standards ou « statique » comme les moindres carrés ordinaires (OLS) et les estimateurs à effets fixes (LSDV) ; les moindres carrés généralisés (FGLS) ou des estimateurs à correction de l'autocorrélation (PCSE) dans de très rares cas. Or, comme nous le montrerons dans cet article à l'aide d'une batterie de tests de racine unitaire et de cointégration en panel récents, les variables approxi-mant le développement des EnR, de même que celles permettant d'approximer leurs déterminants, sont non stationnaires et posent des problèmes spécifiques de dynamiques non stationnaires et de cointégration qui ont été totalement oubliées par les précédentes études.

Enfin, le proxy utilisé pour capter la production des énergies renouvelables est souvent très général et recouvre une non homogénéité de sources d'énergies renouvelables mélangeant ainsi l'hydroélectricité, la biomasse, le géothermal, les panneaux solaires ou les éoliennes. Dans ce qui suit, nous proposons de détailler le cas de l'énergie solaire (photovoltaïques et thermal) qui a été peu étudié dans la littérature à l'exception de Polzin et al. (2015). Une des raisons de ce choix est qu'en France, le développement de l'énergie solaire s'avère une des composantes les plus dynamiques des EnR ces dernières années. Sa progression est plus rapide que celle des éoliennes par exemple (bien que la part de la consommation d'électricité couverte soit près de trois fois moindre) car l'installation de ses infrastructures pose moins de problème et son prix s'avère très compétitif. Bien évidemment, l'intermittence dans sa production reste le problème majeur des énergies renouvelables et du solaire tant qu'une nouvelle technologie (l'hydrogène ?) ne permettra de stocker cette énergie. Il est intéressant de noter que les très rares travaux sur les déterminants des EnR ont peine à retrouver leurs résultats en traitant du seul cas de l'énergie solaire.

Dans cet article, nous proposons donc une nouvelle contribution à la littérature, la première en langue française, en procédant à une nouvelle évaluation économétrique des déterminants des énergies renouvelables en nous focalisant: sur (i) le cas des seuls pays européens, (ii) sur les déterminants de long terme dans le cadre d'une approche par la cointégration en panel, (iii) en proposant une analyse détaillée du cas de l'énergie solaire dont la rare littérature en la matière a montré que les déterminants pouvaient impacter la production d'énergie différemment des autres sources.

Nos résultats montrent que le recours aux estimateurs à effets fixes permet de retrouver les déterminants usuels de la production d'électricité à partir des EnR pris dans leur globalité. Néanmoins, les analyses de la littérature semblent avoir négligé la présence de non stationnarité et de cointégration dans la relation entre la production

d'EnR et ses déterminants. L'utilisation d'estimateurs adaptés à la cointégration (DOLS, FMOLS) relativise les résultats usuellement identifiés dans la littérature, surtout pour le premier. En conduisant la même analyse pour le cas particulier de l'énergie solaire, nous montrons que ce type particulier d'énergie, comme le laissait entrevoir une maigre littérature, ne réagit pas aussi fortement aux principaux déterminants macroéconomiques. Les estimations en panel statiques par effets fixes et par le biais des estimateurs de panel adaptés à la présence de cointégration conduisent à cette même conclusion que seul le niveau de dépendance énergétique est réellement important dans la décision de produire de l'énergie solaire.

Le reste de l'article procède comme suit. Dans la première section, nous proposerons une littérature empirique des déterminants de la production d'électricité par les EnR. La section 2 présentera le modèle utilisé pour lier la production d'EnR à ses déterminants dans un cadre d'économétrie des données de panel. Les données et les tests économétriques pré-estimations seront présentés en section 3. Enfin, la section 4 explicitera les résultats obtenus à partir des estimations et discutera les résultats.

## 1. Revue de la littérature et déterminants des EnR

Les facteurs qui influencent l'offre d'EnR incluent des préoccupations et incitations d'ordre économique, sociales, de politiques publiques, relatives au marché de l'électricité et/ou techniques ou encore environnementales. Les premiers articles ont vu le jour il y a une petite dizaine d'années : Menz et Vachon (2006) ont été les premiers à offrir une étude empirique qui portait alors sur les déterminants de l'énergie éolienne aux Etats-Unis en utilisant des données pour 39 états sur une période relativement courte allant de 1999 à 2003. L'utilisation des OLS année par année limite cependant les conclusions de cette étude pionnière, de même que la taille de l'échantillon et la non prise en compte de l'autocorrélation sérielle. Une étude relativement similaire dans le prolongement de Menz et Vachon a été réalisée par Carley (2009) sur la période 1998–2006, lequel insiste sur l'importance de disposer d'une certaine dimension temporelle pour rendre robuste l'analyse des effets des déterminants. Ce dernier utilise une méthode de décomposition du vecteur des effets fixes (FEVD) et montre le rôle du revenu national (PIB) sur le déploiement d'une offre de renouvelables de même que sur le rôle des politiques publiques pour inciter cette offre d'EnR.

Les études se sont progressivement intéressées au cas des pays européens mais ont dû introduire une méthodologie un peu différente. En effet, les pays européens ont développé des politiques en faveur du déploiement des énergies renouvelables plus agressives et la prise en compte d'un *proxy* permettant de capter l'effet des politiques publiques en faveur du développement des EnR s'est avéré fondamental (Harmelink et al. 2006; Ringel 2006; Gan, Eskelband et Kolshus 2007; van Ruijven

et van Vuuren 2009). Cependant, ils pointent également le manque de continuité dans les politiques de développement depuis lors, de même que l'incertitude dans l'application de ces accords. Tout ceci a indéniablement ralenti les incitations à développer plus rapidement la production d'électricité par EnR (Harmelink et al. 2006; Ringel 2006; Gan et al. 2007; van Ruijven et van Vuuren 2009).

Johnstone, Hascic et Popp (2010) se sont focalisés sur le rôle joué par l'innovation en utilisant le nombre de brevets comme proxy sur un panel de données de 25 pays de l'OCDE de 1978 à 2003. Ils montrent sur un plan méthodologique que les problèmes classiques de l'économétrie de panel tels que l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation peuvent conduire à des résultats biaisés et à des problèmes de spécification. Par conséquent, Popp, Hascic et Medhi (2011) utilisent les moindres carrés généralisés (FGLS) pour corriger ces écarts par rapport aux hypothèses du modèle linéaire classique en panel. Néanmoins, le nombre de périodes étant inférieur au nombre de pays, cet estimateur n'est pas le plus adapté et ne permet pas de produire des résultats suffisamment robustes.

Une littérature plus récente (Marques, Fuinhas et Manso 2010; Marques et Fuinhas 2011, 2012; Aguirre et Ibikunle 2014; Omri et Nguyen 2014; Polzin et al. 2015; Valdés Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2016; Romano et al. 2017) a réévalué les déterminants en utilisant un arsenal méthodologique plus élaboré sur des bases de données de plus en plus profondes. Marques (2011) et Marques, Fuinhas et Manso (2010) utilisent les OLS, les estimateurs à effets fixes et aléatoires et les régressions quantiles sur des données de 24 pays européens sur la période 1990–2006. La variable dépendante nommée CRES approxime la part des énergies renouvelables dans le total de l'offre d'électricité produite. Cette variable, utilisée en log de manière à obtenir une semi-élasticité, est régressée sur un jeu de variables explicatives composé des émissions de CO<sub>2</sub>, de la consommation nationale d'énergie, de la dépendance énergétique (balance entre importations et exportations d'électricité), du revenu national (PIB per capita) et des prix des énergies fossiles (pétrole, charbon...) de même que de la part des différentes énergies fossiles dans l'offre produite (de manière à prendre en compte des effets potentiels de lobbys de la part des entreprises pétrolières par exemple lesquels décourageraient la production d'EnR à court terme).

Dans leur article de 2010, les auteurs se focalisent sur les régressions quantiles pour mettre en évidence des effets non-linéaires selon la distribution des producteurs d'énergies renouvelables : les effets des principaux déterminants (conscience environnementale, dépendance énergétique, politiques publiques de promotion des EnR etc...) sont naturellement différents selon que les pays disposent déjà d'un parc élevé d'éoliennes ou de panneaux solaires. Marques et Fuinhas (2011) réestiment leurs résultats en utilisant les mêmes variables par le biais d'estimateurs GMM (systèmes et différences) alors qu'en 2013, les mêmes auteurs (Marques et Fuinhas (2012)), se concentrent sur un jeu plus restreint de variables fluctuant dans le temps (émissions de CO<sub>2</sub>, consommation énergétique, dépendance énergétique

par le biais des importations) et sur une méthode de correction en panel de l'auto-corrélation (estimateur PCSE) *en sus* de l'estimation classique par les estimateurs à effets fixes et effets aléatoires (FE, RE). Récemment, Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) ont également travaillé sur les pays européens (21 pays) à l'aide d'un jeu de variables très similaire mais sur une période sensiblement plus longue (1990–2013) et à l'aide de FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*).

Marques, Fuinhas et Manso (2010, 2011, 2012) et Marquez et Fuinhas (2010) trouvent des effets convergents pour la plupart des variables présentes dans leurs travaux, bien qu'utilisant un arsenal de techniques différentes. Tout d'abord, l'effet des émissions de CO<sub>2</sub> est négatif ce qui montre que les effets d'un environnement pollué sont en défaveur du déploiement des EnR. Ce résultat n'est cependant pas unanime au sein des différents travaux. Il est en effet possible d'expliquer les conséquences des émissions de deux façons opposées. Premièrement, si de fortes émissions coïncident avec un déploiement des énergies renouvelables, cela peut être le reflet de préoccupations positives des citoyens pour l'environnement ; autrement dit, afin d'améliorer leur environnement et d'achever leur transition énergétique, les pouvoirs publics accélèrent le développement des énergies renouvelables. Deuxièmement, il est possible de considérer que de hauts niveaux d'émissions de CO<sub>2</sub> sont au contraire la conséquence d'un certain désintérêt pour l'environnement et donc vont décourager le déploiement des EnR (Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2016; Marques, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2010). Finalement, Polzin et al. (2015) concluent que les émissions de CO<sub>2</sub> ont des effets différents sur les technologies EnR. En effet, les émissions de CO<sub>2</sub> augmentent la capacité installée des éoliennes et de la biomasse mais n'ont pas d'effet incitatif sur la promotion des infrastructures photovoltaïques.

Ensuite, les auteurs mettent en exergue un effet de substitution entre les énergies fossiles et les EnR : plus le prix des énergies fossiles est élevé et plus les pays vont substituer des EnR à de l'énergie fossile dans leur production d'électricité. Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) ne retrouvent pas cet effet de substitution qui est pourtant relativement partagé dans la littérature. Les travaux divergent également quant à l'effet du revenu national qui s'avère positif chez Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) mais négatif pour les autres auteurs. En revanche, ils mettent en avant des effets très similaires à Marques et Fuinhas pour ce qui concerne les émissions de CO<sub>2</sub> et l'influence positive de la consommation énergétique (une consommation soutenue *per capita* peut constituer une incitation à déployer des EnR pour la satisfaire mais elle peut constituer de manière opposée un frein aux EnR si les ménages veulent maintenir une forte consommation à court terme qui n'est possible, au moins à un tarif convenable, que par la production d'énergies fossiles).

Très récemment, Aguirre et Ibikunle (2014), Omri et Nguyen (2014), Polzin et al. (2015) et Romano et al. (2017), qui s'inscrivent également dans ce champ de la

littérature, ont décidé de couvrir un plus large choix de pays et ainsi de dépasser le cas des Etats-Unis ou de l'Union européenne. Omri et Nguyen (2014) travaillent sur un panel de 64 pays de 1990 à 2011 par le biais des estimateurs GMM dont la particularité est de prendre en compte les effets dynamiques et l'endogénéité potentielle, et montrent que l'effet des émissions de CO<sub>2</sub> et du revenu national sont positifs, ce qui est aussi le cas pour Polzin et al. (2015) qui décomposent les effets pour la production de biomasse et d'énergie éolienne. Ce n'est pas le cas en revanche pour l'énergie solaire où l'effet du revenu national sur la production semble contraire : autrement dit, les incitations monétaires ne seraient pas nécessaires pour développer l'énergie solaire. La raison pourrait être que la production de cette dernière nécessite des installations et un coût de production plus faible que d'autres EnR ce qui amoindrirait la nécessité de disposer de ressources élevées pour développer la production de ce type d'énergie.

Au final, si les différentes études empiriques, s'appuyant sur des méthodologies différentes, n'arrivent pas à un consensus total, elles s'accordent toutefois sur le fait de considérer quelques principaux déterminants macroéconomiques : les émissions de CO<sub>2</sub> pour capter la relation à l'environnement et les incitations à développer les énergies vertes, le revenu national (en niveau ou *per capita* selon les études) pour capter les possibilités d'investissement des pays dans les EnR, le niveau de dépendance énergétique par les importations (en niveau, balance, ou en pourcentage du PIB), la consommation d'énergie domestique pour capter des effets d'inertie éventuelle dans le comportement de consommation, la part des énergies fossiles pour capter des effets de persistance dans la production ou des effets de lobbying et enfin les prix du pétrole ou des énergies fossiles pour capter d'éventuels effets de substitution entre les types d'énergie. C'est sur cette base que nous nous appuyerons dans le reste de cet article.

## 2. Un modèle de détermination des EnR en panel

Notre analyse empirique repose sur l'utilisation de la méthodologie des panels non stationnaires et cointégrés. Une fois déterminées les propriétés statistiques des séries et étudié leur potentielles relations de long terme – ou d'équilibre, nous procéderons à l'estimation d'un modèle dynamique de long terme du type :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 T_t + \beta_2 X'_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

où  $y_{i,t}$  est une variable endogène qui permet d'approximer la part de la production d'énergies renouvelables dans l'offre totale d'énergie ou une de ses composantes (la part totale des EnR dans la production d'électricité ou celle du solaire),  $T$  est une tendance déterministe éventuelle et  $X$  une matrice de variables explicatives (dont on vérifiera



si ils sont cointégrés avec la variable expliquée) synthétisant les déterminants de long terme des énergies renouvelables entrevus dans la section précédente. De manière plus explicite, le modèle que nous testons ici est de la forme suivante (2). Dans un premier temps,  $y$  est la part des énergies renouvelables dans l'offre primaire d'énergie totale pour disposer d'un cadre empirique de référence et conforme à la littérature. Dans un deuxième temps,  $y$  est mesurée comme la nouvelle capacité installée (en MW) permettant la production d'énergie solaire de manière à tester si les déterminants du solaire, comme le laisse entrevoir la littérature, sont relativement différents de ceux déterminant la production d'EnR dans son ensemble ( $y$  compris hydro, biomasse...).

$$y_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 GDP_{i,t} + \alpha_3 CO2_{i,t} + \alpha_4 Conso_{i,t} + \alpha_5 Balance_{i,t} + \alpha_6 Oil_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Sur le plan économétrique, il existe plusieurs estimateurs capables de prendre en compte la non stationnarité des variables, les dynamiques et processus inobservés et aussi les corrélations inter-individuelles potentielles entre les unités du panel dans le modèle (2). Toutes ces caractéristiques doivent être prises en compte pour éviter des problèmes de mauvaise spécification et de régression fallacieuse.

La plupart des études précédentes ont estimé un modèle similaire à celui spécifié ici par le biais de l'estimateur à effets fixes dont le biais en présence de variables non stationnaires est bien connu. Si, comme nous tentons de le démontrer, les variables du modèle (2) sont bel et bien non stationnaires, des estimateurs adaptées aux problèmes de régression fallacieuse en panel doivent être utilisées. Deux estimateurs dits « homogènes » car ils considèrent l'hypothèse d'homogénéité des paramètres à long terme, sont couramment utilisés dans la littérature. Le premier est l'estimateur FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) et a été introduit par Pedroni (voir notamment 1999, 2000, 2004). Le second est l'estimateur des moindres carrés dynamiques (DOLS pour Dynamic Ordinary Least Squares) introduit par Kao et Chiang (2000).

### 3. Données et tests économétriques

#### 3.1. Jeu de données

La base de données utilisée est une base de données en panel constituée de 20 pays de l'Union européenne sur la période 1990–2015. Elle s'avère légèrement plus restreinte quant au nombre de pays que les travaux cités dans la littérature qui comportaient 24 pays mais cela est conforme à la dernière étude en date sur l'UE de Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016). Cela s'explique par le fait que nous nous focalisons pour la première fois sur le cas de l'énergie solaire en comparaison de la part des renouvelables dans son ensemble et que la disposition des données s'avère légèrement plus restreinte. Certains pays n'ont en

effet pas pu développer une quantité significative d'infrastructures photovoltaïques compte tenu de leur faible capacité d'ensoleillement annuel. Par ailleurs, conformément à la littérature, le panel ne démarre qu'en 1990 en raison de la faible part des renouvelables dans la production d'énergie totale avant cette date. Les statistiques descriptives peuvent être trouvées en annexe de ce document. Les pays retenus sont les suivants : Autriche, Belgique, France, Finlande, Allemagne, Pays-Bas, Italie, Danemark, Finlande, Grèce, Hongrie, Islande, Irlande, Norvège, Pologne, Portugal, Espagne, Suède, Suisse, Turquie, Royaume-Uni.

Les données proviennent de la plateforme ENERDATA qui est une entreprise experte et indépendante spécialisée dans la fourniture de données et rapports sur l'énergie. Les variables utilisées regroupent la part en pourcentage des EnR dans la production totale d'électricité pour chaque pays, la consommation énergétique domestique (en MW), la part des émissions de CO<sub>2</sub> en intensité de PIB (émissions/PIB), les importations énergétiques pour capter la dépendance énergétique des pays vis-à-vis du reste du monde, le PIB (per capita pour tenir compte des effets taille) et la part du pétrole dans la production totale d'électricité pour prendre en compte les effets de substitutions entre énergies fossiles et EnR, de même que d'éventuels effets des lobbys pétroliers sur la promotion des énergies renouvelables.

Avant de procéder aux estimations de long terme, nous testons l'ordre d'intégration et donc la stationnarité des variables de notre panel par le biais de différents tests de racine unitaire en panel, puis nous vérifions s'il existe potentiellement une relation de cointégration entre elles. Pour ce faire, nous contrôlons la dépendance inter-individuelle et utilisons des tests dits de « seconde génération ».

### 3.2. Tests de racine unitaire

Afin d'éviter une potentielle régression fallacieuse entre la production des EnR et leurs déterminants, nous procédons à une batterie de tests de racine unitaire en panel sur chacune des variables de notre échantillon. Dans un premier temps, nous effectuons les tests classiques dits de « première génération » de Levin, Lin et Chu (2002, LLC ci-après), Im, Pesaran, and Shin (2003, IPS ci-après) et Maddala et Wu (1999, MW ci-après). Les deux premiers tests procèdent par une vérification de l'existence d'une racine unitaire sous l'hypothèse nulle en supposant que les unités individuelles (les pays) sont indépendantes. En effet, le test LLC suppose l'existence d'un processus de racine unitaire commun au panel dans son ensemble alors que le test IPS formule l'hypothèse que le processus de racine unitaire peut différer selon les unités inter-individuelles. Par conséquent, dans ce dernier cas, le rejet de l'hypothèse nulle n'implique pas nécessairement que toutes les unités soient stationnaires. La littérature théorique sur les tests économétriques en panel a montré que Maddala and Wu (1999) présentaient les meilleures caractéristiques en termes de taille et de puissance.

**Tableau 1 : Tests de racine unitaire en panel classiques**

|                         | Part des EnR  | Capacité installée solaire | Consommation énergétique | PIB per capita | Importations énergétique | CO2            | Part du pétrole |
|-------------------------|---------------|----------------------------|--------------------------|----------------|--------------------------|----------------|-----------------|
| <b>Levin Lin Chu</b>    | 10,606 (1,00) | 6,406 (1,00)               | -4,344 (0,00)            | -2,382 (0,01)  | 2,529 (0,99)             | -0,052 (0,48)  | 0,437 (0,67)    |
| <b>Im Pesaran Shin</b>  | 8,750 (1,00)  | 8,410 (1,00)               | -0,807 (0,21)            | 2,061 (0,98)   | 6,587 (1,00)             | 5,30 (1,00)    | 2,868 (0,99)    |
| <b>Maddala-Wu (ADF)</b> | 0,492 (1,00)  | 0,492 (1,00)               | 43,081 (0,26)            | 28,980 (0,854) | 5,832 (1,00)             | 13,228 (1,00)  | 49,97 (0,32)    |
| <b>0 puis 2 retards</b> | 3,019 (1,00)  | 2,973 (1,00)               | 37,07 (0,35)             | 27,448 (0,987) | 2,137 (1,00)             | 22,222 (0,997) | 31,58 (0,95)    |

Note: Le critère AIC est utilisé pour déterminer les retards des tests LLC and IPS. Dans le cas de la procédure de Maddala-Wu nous retenons les cas avec 0 puis 2 retards respectivement. La spécification sans tendance est retenue pour toutes les variables.

**Tableau 2 : Test de dépendance inter-individuelle par variables**

| Variables       | Pesaran CD statistique | p-Value |
|-----------------|------------------------|---------|
| Part des EnR    | 26,924                 | 0,000   |
| Solaire         | 51,356                 | 0,000   |
| Consommation    | 57,007                 | 0,000   |
| PIB             | 56,394                 | 0,000   |
| Importations    | 66,707                 | 0,000   |
| CO2             | 56,667                 | 0,000   |
| Part du pétrole | 20,688                 | 0,000   |

Note: Le test est distribué comme une loi gaussienne sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre unités individuelles. Il est valable pour N et T convergeant vers l'infini.

Bien que le test LLC conduise à des résultats contradictoires pour ce qui concerne la consommation énergétique et le PIB, l'ensemble des tests sont en faveur assez nette du non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire.

Puisque nous supposons l'existence d'une certaine contagion entre pays européens dans la politique économique de déploiement des EnR, ne serait-ce que parce qu'elles s'appuient, au moins en partie, sur des impulsions communes (accords de Kyoto, de Paris sur le climat par exemple), nous procédons à des tests de dépendance entre unités individuelles en nous référant au travail de Pesaran (2004)<sup>1</sup> lequel a développé un test appelé CD. Comme le montre le tableau 2, nous trouvons une dépendance significative pour toutes les variables qui peut s'expliquer par les politiques publiques européennes communes, les accords sur le climat ou encore

<sup>1</sup> Moscone et Tosetti (2009) ont recours à d'autres tests pour évaluer la dépendance inter-individuelle mais aucun ne présente de meilleures performances que le test de Pesaran (2004).

une certaine synchronisation des indicateurs et performances macroéconomiques (concordance des cycles économiques par exemple).

A la lumière des tests de dépendance entre unités individuelles, nous confrontons les résultats des tests de racine unitaire en panel de première génération avec ceux issus de la seconde génération comme celui développé par Pesaran (2007). Ce test prend en compte des facteurs communs et s'avère robuste aux effets "taille" rencontrés par les tests de première génération en présence d'une forte corrélation entre les unités. Plus précisément, le test de Pesaran (2007) est basé sur des extensions du test de Maddala-Wu (CP et CZ tilt) et du test IPS (CADF) et se base sur un modèle incluant un facteur commun inobservé stationnaire<sup>2</sup>. Par exemple, dans la lignée de la procédure IPS, la statistique CADF est calculée à partir de la moyenne des statistiques ADF (t-statistiques) individuelles. Dans ce type d'approche, le facteur commun est approximé par une moyenne des unités à la fois en niveau et en première différence.

**Tableau 3 : Tests de racine unitaire en panel avec dépendance inter-individuelle**

| PURT                      | Part totale des EnR | Emissions de CO <sub>2</sub> | Consommation énergétique | PIB <i>per capita</i> | Dépendance     | Prix du pétrole | Solaire       |
|---------------------------|---------------------|------------------------------|--------------------------|-----------------------|----------------|-----------------|---------------|
| Pesaran CADF Ztbar 0 lag  | 53,925 (0,000)      | -2,184 (0,014)               | -2,831 (0,002)           | 2,675 (0,996)         | -5,410 (0,000) | 26,886 (0,944)  | 6,050 (1,00)  |
| Pesaran CADF Ztbar 1 lags | 26,371 (0,952)      | -2,075 (0,019)               | -1,245 (0,107)           | 0,338 (0,651)         | -2,826 (0,000) | 21,727 (0,992)  | 4,527 (1,00)  |
| Pesaran CADF Ztbar 2 lags | 18,486 (0,999)      | -0,618 (0,268)               | -0,233 (0,408)           | 0,235 (0,593)         | -3,120 (0,001) | 19,327 (0,998)  | 6,372 (1,000) |

### 3.3. Tests de cointégration

A l'aune des résultats des tests de racine unitaire précédents, il semble raisonnable de considérer que les variables sont I(1) ou quasi I(1), ce qui confirme par ailleurs que le problème de non stationnarité a été clairement sous-estimé dans la littérature. Nous analysons finalement l'existence d'une relation de cointégration (hypothèse nulle de non cointégration) *via* le recours au test de Pedroni (1999, 2004) de même que *via* le test de Westerlund (2007). Le test de Pedroni est un test dit de première génération qui a été construit dans la lignée de la méthodologie de Engle et Granger (1987) développée initialement en séries temporelles et qui est construite à partir de l'analyse de la stationnarité du résidu issu de la relation de cointégration potentielle spécifiée. Pedroni a introduit une dose d'hétérogénéité dans les vecteurs de cointégration et développé des tests "poolés" et des tests dits hétérogènes et basés sur les moyennes de groupe.

Les résultats du tableau 5 montrent que cinq statistiques sur les sept programmées par Pedroni conduisent à rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration dans

<sup>2</sup> Dans la même veine, il convient de mentionner l'extension du test de Pesaran incluant plusieurs facteurs communs stationnaires que l'on doit à Pesaran, Smith et Yamagata (2013).

le cas de l'énergie solaire mais seulement quatre dans le cas de la part totale des EnR. Pris globalement, les résultats sont cependant assez clairement en faveur d'une relation de cointégration dans les deux cas de figure.

**Tableau 5 : Test de cointégration de Pedroni**

| Dimension             | Statistique                 | Solaire<br>Valeurs standardisées et<br>p-values | Part totale des EnR<br>Valeurs standardisées et<br>p-values |
|-----------------------|-----------------------------|---|---|
| Panel (Pooled)        | $Z_{vN,T}$                  | 3,301 (0,001)                                   | 0,442 (0,329)   |
|                       | $Z_{\rho N,T^{-1}}$         | 0,965 (0,83)                                    | 0,318 (0,625)   |
|                       | $Z_{tN,T}$                  | -2,525 (0,01)                                   | -7,190 (0,000)  |
|                       | $Z^*_{tN,T}$                | -2,776 (0,00)                                   | -7,648 (0,000)  |
| Group (Heterogeneous) | $\tilde{Z}_{\rho N,T^{-1}}$ | 2,31 (0,99)                                     | 2,166 (0,985)   |
|                       | $\tilde{Z}_{tN,T}$          | -2,44 (0,01)                                    | -8,955 (0,000)  |
|                       | $\tilde{Z}_{tN,T}$          | -2,33 (0,01)                                    | -7,313 (0,000)  |

Remarques: Les 7 statistiques suivent une loi  $N(0,1)$  sous l'hypothèse nulle de non cointégration (Pedroni 1999, 2004). La spécification retenue implique une constante mais pas de trend. Les statistiques affichées se basent sur la statistique pondérée.

Cependant, comme dans le cas des tests de racine unitaire, les résultats du test peuvent s'avérer biaisés par la présence éventuelle de dépendance inter-individuelle. En utilisant le test de Pesaran (2004) sur la base des résidus d'une régression avec effets fixes dans le cas des énergies renouvelables (en part totale) ou de la seule part des capacités productrices d'énergie solaire, il ressort que la présence de corrélation entre pays n'est pas avérée puisque l'hypothèse nulle d'indépendance entre unités ne peut être rejetée. Hlouskova et Wagner (2006) expliquent que la dépendance est importante lorsque les coefficients de corrélations dépassent 0,6 en valeur absolue, ce qui est ici légèrement le cas pour l'énergie solaire seulement.

**Tableau 6 : Test de dépendance inter-individuelle (basée sur la régression FE)**

| Pesaran CD statistique | p-Value | Corrélation (en valeur absolue) | Modèle                          |
|------------------------|---------|---------------------------------|---------------------------------|
| 11.223                 | 0,000   | 0,619                           | Solaire                         |
| 9.790                  | 0,000   | 0,359                           | Part du total des renouvelables |

Remarque: Le test CD de Pesaran (2004) suit une distribution gaussienne standard sous l'hypothèse nulle de non dépendance des unités et est basé sur une moyenne des coefficients de corrélation pris deux à deux. Il est valable pour  $N$  et  $T$  infinis et est robuste à la présence de ruptures structurelles. La régression FE désigne la régression estimée par effets fixes.

Bien que le tableau 6 n'y appelle pas forcément, mais dans un souci de tester la robustesse des précédents résultats basés sur le seul test de Pedroni, lequel ne prend pas en considération la corrélation inter-individuelle potentielle entre les pays dans la dynamique de production des EnR, nous procédons également au test de Westerlund (2007) pour l'énergie solaire. Ce test repose sur un modèle à correction d'erreur (ECM) visant à tester la significativité du paramètre à correction d'erreur ( $\lambda$ ) et sur des valeurs critiques robustes obtenues par *bootstrap* qui en fait un test robuste à la dépendance entre unités individuelles. Westerlund (2007) a spécifié deux classes de tests pour tester sous l'hypothèse nulle la non cointégration: un test basé sur les moyennes des unités (*group-mean*) et un test basé sur le panel tout entier (*panel test*) conduisant à quatre statistiques (Ga, Gt, Pa, Pt): le test *group-mean* est basé sur des moyennes pondérées du coefficient  $\lambda$  estimé pour les pays individuellement alors que les tests dit de « panel » reposent sur une estimation d'un  $\lambda$  commun à toutes les unités du panel prises dans leur ensemble (ce qui apparaît naturellement moins restrictif).

Gt et Pt sont calculées avec des écarts-types du coefficient d'ajustement à la relation de long terme ( $\lambda$ ) estimés classiquement. Ga et Pa sont basés sur des écarts-types corrigés dans la lignée de Newey et West (1994) c'est-à-dire qu'ils sont ajustés de l'hétéroscédaticité et de l'autocorrélation. Si on se borne au cas de trois variables explicatives c'est-à-dire de trois déterminants des capacités solaires (PIB,  $\text{CO}_2$  et importations énergétiques que nous notons ci-après « M »), le modèle de Westerlund est donc spécifié comme suit:

$$\begin{aligned} \Delta RE_{i,t} &= \alpha_{RE} + \lambda_i^{RE} (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^{RE} PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^{RE} CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^{RE} M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k a_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k b_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + \varepsilon_{i,t} \\ \Delta PIB_{i,t} &= \alpha_G + \lambda_i^{GDP} (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^{GDP} PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^{GDP} CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^{GDP} M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k e_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k f_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + u_{i,t} \\ \Delta CO2_{i,t} &= \alpha_C + \lambda_i^{CO2} (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^{CO2} PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^{CO2} CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^{CO2} M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k i_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k j_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + e_{i,t} \\ \Delta M_{i,t} &= \alpha_D + \lambda_i^D (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^D PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^D CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^D M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k m_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k n_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + v_{i,t} \end{aligned}$$

Les résultats du test de Westerlund (2007) sont reportés dans le tableau 7. Seuls les deux statistiques de "panel" Pt et Pa sont en faveur de la cointégration alors que les statistiques Gt et Ga ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration. Par ailleurs, nous n'avons pas d'indications statistiques allant dans le sens de la présence de *breaks* structurels dans la dynamique de production des énergies renouvelables et par conséquent, nous n'avons pas eu recours aux tests de cointégration en panel dits de « 3<sup>e</sup> génération » intégrant la présence de ruptures de tendance potentielles dans la dynamique du processus des séries.

**Tableau 7 : Test de cointégration de Westerlund avec dépendance inter-individuelle (énergie solaire)**

|                            |    |                |
|----------------------------|----|----------------|
| Westerlund (2007) ECM test | Gt | 3,373 (1,000)  |
|                            | Ga | 3,455 (1,000)  |
|                            | Pt | -2,385 (0,009) |
|                            | Pa | -2,532 (0,006) |

Notes: Les valeurs Z et les p-valeurs sont calculées à partir de 0 retards conformément au critère d'Akaike. Ajouter un retard ne modifie pas qualitativement les résultats.

## 4. Estimations et discussion des résultats

### 4.1. Estimations classiques

Avant de procéder au cœur de nos estimations qui exploitent la dimension non stationnaire des variables, nous procédons à des estimations classiques dans la littérature par effets fixes (pays puis à la fois temporels et pays) de manière à vérifier si notre échantillon, nonobstant les différences de taille, de dimension ou d'indicateurs, produit des résultats convergents à ceux identifiés dans la littérature pour les EnR. De manière plus originale, nous appliquons également cette méthodologie aux capacités solaires, ce qui n'a jamais été fait hormis dans le seul travail de Polzin et al. (2015). Concernant la part totale des EnR, il ressort que le PIB affecte de manière positive la production pour la part totale des EnR conformément à Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) qui s'intéressent également aux pays de l'UE. Ceci s'avère cependant en contradiction avec d'autres travaux de Marques et Fuinhas (2011, 2012) et Marques, Fuinhas et Manso (2010). Ici, les pays riches augmentent plus facilement la part des énergies renouvelables dans l'offre énergétique, ce qui suppose implicitement que les pays disposent des ressources pour développer et promouvoir les EnR et investir dans les infrastructures nécessaires. L'effet de la qualité environnementale (CO<sub>2</sub>) est négatif et totalement en conformité avec la littérature existante et le fait qu'il n'existe pas de motif environnemental dans le déploiement des EnR. La dépendance énergétique, davantage que la consommation, semble être un déterminant

important du développement des Enr : plus les importations sont élevées et plus la part des EnR est forte.

Enfin, la part du pétrole est associée à un signe significativement négatif ce qui suggère l'existence d'un effet de substitution entre les sources énergétiques fossiles et renouvelables, de même que la possibilité d'effets de lobbys des sources énergétiques déjà utilisées afin de dissuader d'éventuels nouveaux entrants sur le marché énergétique de développer de nouvelles sources alternatives.

Dans le cas des énergies solaires, on retrouve l'effet de la dépendance énergétique de manière assez nette, de même que l'effet « part du pétrole ». En revanche, le revenu, conformément à la maigre littérature sur le sujet, n'est pas un déterminant pour l'énergie solaire ce qui est à mettre en relation avec son prix compétitif au regard d'autres technologies renouvelables. L'effet opposé de la préférence environnementale disparaît quasiment totalement, de même que celui de la consommation énergétique.

**Tableau 8. Estimations par effets fixes (benchmark)**

| Variables                | Solaire             |                      | Part totale des Enr                |                                    |
|--------------------------|---------------------|----------------------|------------------------------------|------------------------------------|
|                          | (1)                 | (2)                  | effets fixes pays                  | effets fixes pays et temporels     |
| CO <sub>2</sub>          | -246,437<br>(-0,65) | -952,507*<br>(-1,65) | -14,013***<br>(-5,20)              | -10,719***<br>(-3,11)              |
| PIB                      | -12,678<br>(-0,85)  | 31,804<br>(1,11)     | 0,175*<br>(1,90)                   | 0,377**<br>(2,22)                  |
| Dépendance énergétique   | 0,029<br>(12,57)    | 0,034***<br>(10,97)  | 9,03 <sup>E</sup> -05***<br>(5,76) | 4,93 <sup>E</sup> -05***<br>(2,70) |
| Part du pétrole          | -23,847<br>(-1,83)  | -51,14**<br>(-2,53)  | -0,393*<br>(-4,52)                 | -0,190*<br>(-1,67)                 |
| Consommation énergétique | 30,427<br>(0,95)    | 33,34<br>(0,85)      | -0,738***<br>(-3,72)               | -0,100<br>(-0,46)                  |

## 4.2. Estimations cointégrantes

Les tests de cointégration que nous avons mené dans la section précédente ont confirmé l'existence d'une relation de cointégration entre la part des renouvelables et ses déterminants, de même, que pour la relation qui unit les capacités solaires et leurs déterminants. Il existe donc potentiellement une relation d'équilibre en panel qui nécessite l'usage d'estimateurs que nous avons discuté en section 3 et qui nécessite de réévaluer les résultats du tableau 8 à l'aide d'estimateurs adéquats : l'estimateur FMOLS de Pedroni (2000) d'une part, qui corrige les moindres carrés sur données poolées par le biais d'une correction semi-paramétrique des matrices de covariance de long terme ; l'estimateur DOLS (Kao et Chiang, 2000) d'autre part, qui a fait preuve de très bonnes performances en échantillon fini dans la dimension temporelle. L'estimateur DOLS, au contraire de l'estimateur FMOLS, utilise



des ajustements paramétriques par l'inclusion de *leads* et de *lags* des régresseurs transformés en différence première:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 T_t + \beta_2 X'_{i,t} + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij} \Delta X_{i,t+j} + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

avec les vecteurs identiques à la régression (1) présentée précédemment.

**Tableau 9 : Estimations par estimateurs DOLS et FMOLS**

| Variables                   | DOLS                |                                  | FMOLS               |                                    |
|-----------------------------|---------------------|----------------------------------|---------------------|------------------------------------|
|                             | Solaire             | EnR                              | Solaire             | EnR                                |
| CO <sub>2</sub>             | -157,234<br>(-0,15) | -11,479<br>(-1,44)               | -38,698<br>(-0,06)  | -13,859***<br>(-3,43)              |
| PIB                         | -1,668<br>(-0,05)   | -0,292<br>(-1,25)                | -14,693<br>(-0,60)  | 0,163<br>(1,18)                    |
| Dépendance<br>énergétique   | 0,054***<br>(7,17)  | 9,66 <sup>E</sup> -05*<br>(1,76) | 0,033***<br>(9,114) | 9,11 <sup>E</sup> -05***<br>(4,06) |
| Part du pétrole             | -11,399<br>(-0,29)  | 0,078<br>(0,304)                 | -26,37<br>(-1,27)   | -0,332***<br>(-2,63)               |
| Consommation<br>énergétique | -5,229<br>(-0,07)   | 0,500<br>(0,90)                  | 40,057<br>(0,76)    | -0,690**<br>(-2,35)                |

Le tableau 9 synthétise les résultats issus de l'estimation par FMOLS et DOLS. Concernant la part totale des EnR comme variable expliquée, les résultats des estimations par FMOLS semblent parvenir aux mêmes conclusions que celles précédemment basées sur les régressions à effets fixes. Elles montrent que la dépendance énergétique apparaît comme le seul déterminant dans la production d'énergie solaire parmi les indicateurs couramment retenus parmi les déterminants macroéconomiques principaux identifiés dans la littérature. En revanche, les estimations par l'estimateur DOLS font ressortir peu d'effets hormis celui, positif, de la dépendance énergétique. L'estimateur de Kao et Chiang (2000) utilisé ici, repose sur une homogénéisation des relations du panel, qui pourrait, en partie expliquer ces résultats. Une autre explication possible serait que la présence de non stationnarité et de relations cointégrantes, comme montré par les différents tests utilisés précédemment, aurait été négligée dans la littérature existante, laquelle aurait eu tendance à sur-estimer les effets des principaux déterminants macroéconomiques de la production des EnR. Le fait que les estimations FMOLS soient relativement convergentes avec la littérature ne permet pas de trancher réellement cette question.

### 4.3. Discussion

De ces différentes estimations, il en ressort plusieurs enseignements. Tout d'abord, les estimations à effets fixes pour déterminer les incitations à développer les EnR dans

leur globalité semblent relativement convergentes avec la littérature. Les émissions de CO<sub>2</sub> ont un effet négatif sur le déploiement des EnR, ce qui tend à montrer que l'effet d'aliénation des pays européens aux énergies fossiles l'emporte sur l'effet de conscience environnementale et de volonté de combattre la transition énergétique. Cet effet semble robuste lorsqu'on prend en compte les problèmes éventuels de régression fallacieuse dans le cadre de l'estimateur FMOLS mais disparaît dans le cadre des estimations DOLS. Cet effet semble cependant non robuste lorsqu'on s'intéresse uniquement au déploiement des infrastructures de production d'énergie solaire.

Le revenu national, capté par le PIB per capita, a également un effet robuste sur la croissance des EnR. Des revenus plus élevés permettent de mobiliser plus de ressources et d'investissement au déploiement des EnR. Mais cet effet est à relier à celui généré par la consommation énergétique : un revenu national élevé est associé à une consommation énergétique élevée et donc à la volonté pour les populations de maintenir une qualité de vie élevée avec des niveaux de production élevés. Ici, il existe en effet une relation négative entre consommation énergétique et déploiement des EnR ; on ne peut donc pas dire que des hauts niveaux de consommation favorisent la production d'EnR, bien au contraire, ce qui semble aller de pair avec l'effet du PIB et de pair avec l'effet de notre proxy « émissions de CO<sub>2</sub> ». Ces variables semblent en revanche avoir peu d'effet sur la production d'énergie solaire, dont la faible part dans la production totale d'Enr, la singularité (faibles coûts de production) semblent en faire un type de renouvelables dont la dynamique s'écarte des déterminants usuels.

La dépendance énergétique, que nous captons par les importations, semble finalement un déterminant important à la fois pour la production des EnR et à la fois pour la production d'énergie solaire. On peut penser qu'un haut niveau de dépendance énergétique vis à vis de l'extérieur est une incitation à développer ses propres infrastructures de production énergétique, notamment les énergies « vertes ». La dépendance nationale aux ressources fossiles et d'éventuels effets de compétitivité des EnR par rapport aux énergies fossiles comme le pétrole va en revanche aller à l'encontre de cet effet. Plus la part du pétrole dans la production d'électricité domestique est forte, moins le déploiement des EnR s'avère important, ce qui laisse suggérer l'existence d'une volonté de bénéficier d'un standard de vie élevé, de maintenir le schéma usuel de consommation énergétique ou encore l'existence d'effets de lobbying de la part des producteurs d'énergies fossiles qui freinent la croissance des EnR.

## Conclusion

Cet article s'est intéressé à l'étude des déterminants de la production des énergies renouvelables en Europe et plus précisément aux déterminants de la part de cette dernière dans un premier temps, toutes EnR confondues, puis à la part de l'énergie

solaire dans un second temps, mesurée par les capacités installées. Il ressort de cet article que nous montrons, pour la première fois, que le problème de non stationnarité, de régression fallacieuse et de cointégration a été probablement sous-estimé dans la littérature. A la lumière de ce résultat, nous avons réévalué les déterminants par le biais d'estimateurs déjà utilisés, puis par des estimateurs adaptés à ces caractéristiques. Le recours aux techniques usuelles des panels « statiques » telles que les estimations en effets fixes font globalement ressortir des effets convergents avec ceux de la littérature récente et nous permettent de nous appuyer sur une régression « benchmark ». Nous montrons également, de manière plus originale, que les déterminants usuels ont peu d'effet sur la production d'énergie solaire, qui semble répondre à des déterminants plus restreints du fait probablement de son faible coût de production au regard des autres sources de renouvelables.

A partir de notre estimation de référence, nous réévaluons ensuite les relations entre la production des EnR et leurs déterminants par le biais d'estimateurs adaptés à la cointégration et aux problèmes de non stationnarité. Les résultats semblent confirmer dans le cas des estimations FMOLS la présence et les effets des principaux déterminants de la part totale des EnR, de même que l'absence d'effets significatifs, autres que celui de la dépendance énergétique, dans le cas des énergies solaires. Les estimations en DOLS font en revanche ressortir peu de déterminants de manière significative et nécessiteraient d'être réévaluées et approfondies à l'avenir. Dès lors, on peut se demander si la littérature n'aurait pas précédemment sur-estimé les effets des principaux déterminants macroéconomiques de la production des EnR en négligeant les effets de la non stationnarité. Le fait que les estimations FMOLS soient relativement convergentes avec la littérature ne permet pas de trancher réellement cette question mais appelle, pour l'avenir, à tester à nouveau ces effets avec des méthodes adaptées aux panels non stationnaires ou quasi stationnaires (PMG, estimateurs à facteurs communs, DOLS avec hétérogénéité...).

## Annexe : Statistiques descriptives

| Variables                 | Moyenne   | Médiane   | Max        | Min    | Ecart-type | Observations |
|---------------------------|-----------|-----------|------------|--------|------------|--------------|
| EnR                       | 19,32     | 13,91     | 73,73      | 0,54   | 18,66      | 399          |
| Solaire                   | 757,99    | 177,16    | 12590,90   | 0,00   | 1621,93    | 399          |
| CO <sub>2</sub>           | 0,34      | 0,27      | 2,14       | 0,08   | 3,83       | 399          |
| PIB per capita            | 24,14     | 25,43     | 43,35      | 3,547  | 9,40       | 399          |
| Importations énergétiques | 24 510,88 | 11 800,87 | 167 992,70 | 992,52 | 32 663,66  | 399          |
| Part du pétrole           | 38,88     | 37,98     | 68,46      | 12,97  | 10,99      | 399          |
| Consommation énergétique  | 15,18     | 8,50      | 45,79      | 1,02   | 13,84      | 399          |

## Bibliographie

- Aguirre, M., Ibikunle, G., 2014, *Determinants of Renewable Energy Growth: a Global Sample Analysis*, Energy Policy, vol. 69: 374–384.
- Carley, S., 2009, *State Renewable Energy Electricity Policies: an Empirical Evaluation of Effectiveness*, Energy Policy, vol. 37, pp. 3071–3081.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Barrio-Castro, T.D., Lopez-Bazo, E., 2005, *Breaking the Panels: an Application to the GDP Per Capita*, Econometrics Journal, vol. 8, pp. 159–75.
- Eberhardt, M., 2012, *Estimating Panel Time-series Models with Heterogeneous Slopes*, The Stata Journal, vol. 12(1), pp. 61–71.
- Eberhardt, M., Presbitero, A.F., 2015, *Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-linearity*, Journal of International Economics, vol. 97 (1), pp. 45–58.
- Engle, R.F., Granger, C.W. J., 1987, *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica, vol. 55(2), pp. 251–276.
- Gan, L., Eskeland, G., Kolshus, H., 2007, *Green Electricity Market Development : Lessons from Europe and the US*, Energy Policy, vol. 35, pp. 144–155.
- Harmelink, M., Voogt, M., Cremer, C., 2006, *Analysing the Effectiveness of Renewable Energy Supporting Policies in the European Union*, Energy Policy, vol. 34, no. 3, pp. 343–3351.
- Hlouskova, J., Wagner, M., 2006, *The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study*, Econometric Reviews, vol. 25 (1), pp. 85–116.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., 2003, *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels*, Journal of Econometrics, vol. 115 (1), pp. 53–74.
- Johnstone N., Hascic I., Popp D., 2010, *Renewable Energy Policies and Technological Innovation : Evidence Based on Patents Counts*, Environmental and Resource Economics, vol. 45, pp. 133–155.
- Kao, C., Chiang, M.H., 2000, *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*, Advances in Econometrics, vol. 15, pp. 179–222.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C., 2002, *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, Journal of Econometrics, vol. 108, pp. 1–25.
- Maddala, G.S., Wu, S., 1999, *A comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a new Simple Test*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 61, pp. 631–652.
- Marques A.C., Fuinhas J.A., Manso J.R., 2010, *Motivations Driving Renewable Energy in European Countries : a Panel Data Approach*, Energy Policy, vol. 38, pp. 6877–6885.
- Marques A.C., Fuinhas J.A., 2011, *Drivers Promoting Renewable Energy: a Dynamic Panel Approach*, Renewable and Sustainable Energy Reviews, vol. 15(3), pp. 1601–1608
- Marques A.C. Fuinhas J.A., 2012, *Are Public Policies Towards Renewables Successful? Evidence from European Countries*, Renewable Energy, vol. 44, pp. 109–118.
- Menz F., Vachon, S., 2006, *The Effectiveness of Different Policy Regimes for Promoting Wind Power: Experiences from the States*, Energy Policy, vol. 34, pp. 1786–1796.
- Moscone, F., Tosetti, E., 2009, *A Review And Comparison of Tests of Cross-Section Independence in Panels*, Journal of Economic Surveys, vol. 23(3): 528–561.
- Omri, A., Nguyen, D.K., 2014, *On the Determinants of Renewable Energy Consumption: International Evidence*, Energy, vol. 72, pp. 554–560.

- Orsal, D.K., 2008, *Comparisons of Panel Cointegration Tests*, Economics Bulletin, vol. 3(6), pp. 1–20.
- Pedroni, P., 1999, *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 61, pp. 631–652.
- Pedroni, P., 2000, *Fully Modified ols for Heterogeneous Cointegrated Panels*, Advances in Econometrics, vol. 15, pp. 93–130.
- Pedroni, P., 2004, *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the Ppp Hypothesis*, Econometric Theory, vol. 20(3), pp. 597–625.
- Pesaran, M.H., 2004, *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics no. 0435.
- Pesaran, M.H., 2006, *Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure*, Econometrica, vol. 74, pp. 967–1012.
- Pesaran, M.H., 2007, *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence*, Journal of Applied Econometrics, vol. 22(2), pp. 265–312.
- Pesaran, M.H., Smith, V.L., Takashi, Y., 2013, *Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure*, Journal of Econometrics, vol. 175(2), pp. 94–115.
- Polzin, F., Migendt, M., Täube, F.A., von Flotow, P., 2015, *Public Policy Influence on Renewable Energy Investments*, A panel data study across OECD countries. Energy Policy, vol. 80, pp. 98–111.
- Popp, D., Hascic, I., Medhi, N., 2011, *Technology and the Diffusion of Renewable Energy*, Energy Economics, vol. 33 (4), pp. 648–662.
- Ringel, M., 2006, *Fostering the Use of Renewable Energies in the European Union: The Race between Feed-in Tariffs and Green Certificates*, Renewable Energy, vol. 31, pp. 11–17.
- Romano A.A., Scandurra G., Carfora A., Fodor M., 2017, *Renewable Investments: The impact of Green Policies in Developing and Developed Countries*, Renewable and Sustainable Energy Reviews, vol. 68, pp. 738–747.
- Valdès Lucas J.N., Escribano Francés G., Gonzalez San Martin E., 2016, *Energy Security and Renewable Energy Deployment in the EU: Liaisons Dangereuses or Virtuous Circle?*, Renewable and Sustainable Energy Reviews, vol. 62, pp. 1032–1046.
- Van Ruijven B., Van Vuuren D., 2009, *Oil and Natural Gas Prices and Greenhouse Gas Emissions Mitigation*, Energy Policy, vol. 37, pp. 4797–4808.
- Van Rooijen S., Van Wees M., 2006, *Green Electricity Policies in the Netherlands: an Analysis of Policy Decisions*, Energy Policy, vol. 34, pp. 60–71.
- Westerlund, J., 2007, *Testing for Error Correction in Panel Data*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 68, pp. 101–132.