



Munich Personal RePEc Archive

# **The Mediterranean Zone in front of Air pollution: an Econometric Investigation**

Sebri, Maamar

Institut Supérieur de Gestion de Sousse, Tunisie

January 2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32382/>  
MPRA Paper No. 32382, posted 01 Aug 2011 04:22 UTC

# La Zone Méditerranéenne Face à la Pollution de L'air : Une Investigation Econométrique

Présenté dans le Quatrième colloque International de l'ISG de Sousse, Tunisie

« Finance et Stratégie de Développement »

27 & 28 Mars 2009

**Maamar Sebri**

Institut Supérieur de Gestion de Sousse, Tunisie  
maamer.sebri@gmail.com

## Résumé

La dépollution de la Méditerranée constitue l'un des principaux chapitres portés par la coopération entre les deux rives nord et sud dans le cadre de l'Union Pour la Méditerranée (UPM). L'objectif de ce papier est d'examiner la relation existante entre l'évolution des émissions du dioxyde carbone ( $\text{CO}_2$ ) et la croissance économique dans les pays membres de l'UPM. Cette relation est décrite par la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK) qui postule une relation en U inversé entre la dégradation de l'environnement et la croissance économique. Le choix de la spécification économétrique et le problème des variables omises figurent parmi les controverses révélées autour de la CEK. Dans un premier temps, ce papier vise à sélectionner un modèle parmi trois proposés. Dans un second temps, il examine l'effet de la densité de la population et du commerce international sur l'évolution des émissions de  $\text{CO}_2$ . Trois résultats principaux sont attribués par ce travail. D'abord, les niveaux d'émissions de  $\text{CO}_2$  sont encore en augmentation dans le cas des pays MEDA alors qu'ils sont dans la phase de réduction dans le cas des pays UE. Ensuite, la forme de la CEK ainsi que la valeur du point de retournement dépendent du choix de la forme fonctionnelle. Enfin, la création d'une zone de libre-échange entre les deux rives méditerranéennes ne semble pas affecter la qualité de l'environnement.

**Mot clés :** Union Pour la Méditerranée ; Emissions de  $\text{CO}_2$  ; Courbe Environnementale de Kuznets ; libre-échange ; Données de panel ; Tests d'hypothèse non emboîtée.

**Classification JEL :** Q56 ; C12 ; C23.

## 1. Introduction

Depuis la première conférence des Nations unies sur l'environnement, tenue à Stockholm en 1972, une attention particulière a été attribuée à l'étude de la qualité de l'environnement et la surexploitation des ressources naturelles. En effet, la dégradation environnementale ne cesse de s'aggraver d'une manière alarmante à cause de plusieurs facteurs dont le recours abusif à l'extraction des ressources énergétiques fossiles (charbon, gaz naturel, pétrole, etc.) semble le plus agresseur. Cette pression continue sur la terre engendre deux phénomènes : d'une part, la réduction irréversible des stocks in situ, d'autre part, un accroissement continu des rejets polluants au sein de la biosphère, rejets qui contribuent aux changements climatiques. Ces changements se traduisent essentiellement par l'augmentation progressive de la température terrestre à cause du phénomène de l'effet de serre<sup>1</sup>. Les conséquences qui découlent du réchauffement climatique sont nombreuses ; il s'agit de l'augmentation des niveaux des sécheresses et des inondations, réduction de la glace et des neiges, renforcement des phénomènes météorologiques extrêmes et la montée des niveaux de la mer. La teneur atmosphérique en gaz à effet de serre, notamment en dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>), et ses conséquences sur le climat se trouve au cœur des débats politiques et économiques vu les chiffres alarmants enregistrés ces dernières années et les prévisions dangereuses qu'attend notre planète. Selon le dernier rapport d'évaluation du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (GIEC, 2007), les gaz à effet de serre ont augmenté d'à peu près 70% entre les années 1970 et 2004. Le CO<sub>2</sub> qui représente seul 77% de ces gaz a augmenté de 80% pour la même période. S'agissant du réchauffement climatique, la température de la terre pourrait augmenter de 1,8 à 4°C d'ici à 2020. Enfin, ce rapport évalue à 90% la probabilité que la responsabilité humaine soit déterminante dans ce processus, probabilité qui était estimée uniquement à 66% dans le rapport de 2001.

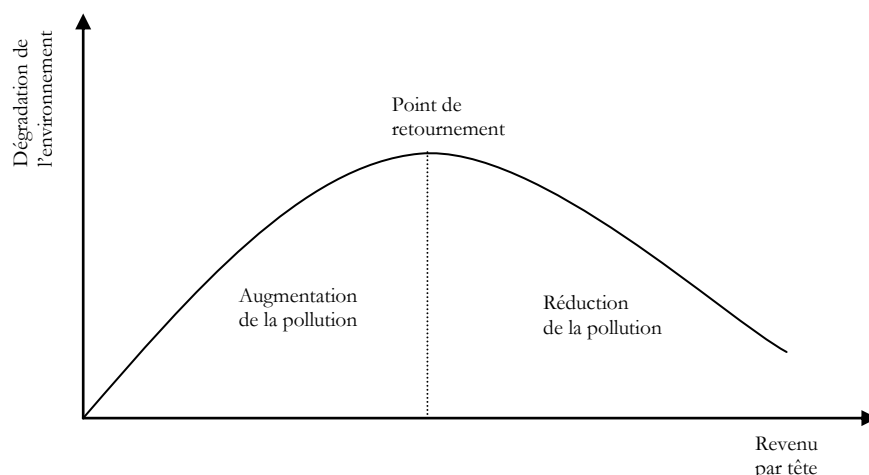
D'un point de vue économique, la relation qui existe entre la croissance économique<sup>2</sup> et la qualité de l'environnement constitue un grand débat et une vaste littérature a été consacrée à l'étude de cette relation (Georgescu-Roegen, 1971 ; Meadow et al., 1972 ; Cleveland et al., 1984). Ce débat s'est reposé essentiellement sur les discussions et les travaux purement théoriques jusqu'au début des années quatre-vingt-dix. A ce moment, la disponibilité des données sur l'état de l'environnement incite à l'investigation empirique de la relation croissance économique – qualité environnementale. Par ailleurs, des études empiriques (Voir entre autres, Shafik et Bandyopadhyay, 1992 ; Grossman et Krueger, 1993 ; Panayotou, 1993) ont révélé un résultat très important : une relation en cloche existe entre divers indices de pollution et le niveau du revenu par tête ! Le nom de la « courbe environnementale de Kuznets » (dorénavant CEK) a été attribué à cette relation.

L'hypothèse de la CEK postule une relation en U inversé entre la dégradation de l'environnement et la croissance économique. Cette courbe indique que durant la première phase de la croissance économique (augmentation du revenu), la détérioration de l'environnement augmente ; mais à partir d'un certain niveau de revenu (point de retournement), une amélioration de l'état de l'environnement se produit.

---

<sup>1</sup>Différents gaz présents dans l'atmosphère contribuent à la formation de ce phénomène dont le dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>) figure en deuxième rang après la vapeur d'eau.

<sup>2</sup> Les différents travaux relatifs au sujet de la CEK considèrent que la croissance économique est décrite par le revenu par tête exprimé à son tour en termes de PIB par tête.



**Fig.1 :** La courbe environnementale de Kuznets

Plusieurs formes de la CEK ont été prouvées en plus de la forme U inversé à savoir les formes U, N, N inversé, etc., selon l'indicateur environnemental, la base de données, le modèle à estimer, etc. Ainsi, la spécification économétrique de la CEK reste l'une des tâches les plus importantes et nécessite plus d'études approfondies. Par ailleurs, plusieurs modèles ont été proposés dans la littérature de la CEK. Au risque d'être incomplet, nous citons la fonction Weibull, la fonction Gamma ; le modèle à changement de régime, la régression kernel, etc. Mais la spécification polynomiale présentée sous forme linéaire, semi-log-linéaire ou log-linéaire reste la plus souvent utilisée (Shafik, 1994 ; Panayotou, 1995 ; Vincent, 1997 ; Bhattarai et Hamming, 2000 ; Zarzoso et Morancho, 2004 ; Dijkgraf et Vollebergh, 2005 ; Richmond et Kaufmann, 2006 ; Culas, 2007 ; Brajer et al., 2007 ; Huang et al., 2008 ; Managi et Jena, 2008 etc.). C'est sur cette spécification que ce travail focalise l'attention.

Ce papier cherche à choisir entre ces trois modèles à l'aide des tests d'hypothèse non emboîtée et les critères d'information. Pour ce faire, l'hypothèse de la CEK est mise en évidence en examinant la relation entre les niveaux d'émissions du CO<sub>2</sub> par tête et le PIB par tête pour trois groupes de pays (MEDA, UE et UPM). Dans une deuxième perspective, le modèle choisi sera augmenté par l'ajout de deux variables explicatives autres que le PIB/tête à savoir le commerce international et la densité de la population.

Le papier est organisé comme suit. Dans une deuxième section, nous passons brièvement en revue de la littérature relative à la CEK tout en focalisant l'attention sur les spécifications économétriques. Dans une troisième section, nous présentons une description des données utilisées dans notre étude empirique ainsi que les trois modèles économétriques proposés. Dans une quatrième section, nous discutons les résultats des estimations, des tests d'hypothèse non emboîtée et des critères d'information. Dans une cinquième section, nous examinons l'impact du commerce international et de l'augmentation de la population sur les niveaux des émissions de CO<sub>2</sub> dans la zone méditerranéenne. Dans une dernière section, nous terminons le chapitre par quelques conclusions et recommandations.

## 2. La CEK : l'état de l'art

La disponibilité des données relatives à la dégradation environnementale a permis de tester économétriquement l'hypothèse de la CEK sous forme réduite entre le niveau de revenu par tête et divers indicateurs de l'environnement ( $\text{CO}_2$ ,  $\text{SO}_2$ ,  $\text{NO}_x$ , SPM, déforestation, etc.). Dans cette section, nous passons en revue des études empiriques relatives à la CEK tout en les regroupant selon la méthodologie adoptée (données de panel, série temporelle ou coupe transversale).

### 2.1. Etudes effectuées sur des données de panel

Les travaux empiriques qui peuvent être considérés comme fondateurs du sujet de la CEK sont nombreux entre autres, Grossman et Kruger (1993, 1995), Shafik et Bandyopadhyay (1992), Cropper et Griffith (1994), Selden et Song (1994), Antle et Heidebrink (1995), Holtz-Eakin et Selden (1995), Tucker (1995), etc. Le dénominateur commun entre ces travaux est qu'ils ont utilisé un modèle de régression polynomial (en niveau ou en logarithme) pour étudier la relation existante entre certains indicateurs de la dégradation environnementale<sup>3</sup> et le revenu par tête.

Dans Shafik et Bandyopadhyay (1992), l'échantillon d'étude comporte 149 pays sur la période 1960–1990. Plusieurs indicateurs de l'environnement ont été considérés mais la forme en U inversé a été validée uniquement pour le  $\text{SO}_2$ , la déforestation et les émissions de carbone dont les points de retournement sont respectivement 3000, 2000 et 4000 (US\$ 1985). Grossman et Krueger (1993, 1995) ont analysé l'évolution d'une gamme d'indicateurs environnementaux pour plusieurs pays en utilisant le modèle à effets aléatoires. L'échantillon est constitué d'une variété de pays développés et en voie de développement et qui sont choisis sur la base de représenter les différentes caractéristiques géographiques du monde. Une forme en U inversé a été trouvée pour quelques indicateurs environnementaux (pollution de l'eau,  $\text{SO}_2$ , SPM) Les valeurs des points de retournements s'alternent entre 4000 et 5000 (en US\$1985).

Selden et Song (1994) ont considéré quatre polluants ( $\text{SO}_2$ , SPM,  $\text{NO}_x$  et CO). Les données sont extraites de la même source que Grossman et Krueger (1993, 1995). Une courbe en U inversé a été observée pour les quatre polluants. Toutefois, les points de retournement sont élevés et dépassent 8000 \$1985 dans le cas du  $\text{SO}_2$  et SPM. Cropper et Griffith (1994) ont focalisé l'attention sur la déforestation. Ils ont considéré un échantillon de 64 pays sur la période 1961–1991. Les résultats montrent une courbe en U inversé pour l'Afrique et l'Amérique latine avec des points de retournement évalués respectivement à (en US\$1985) 4760 et 5420. Toutefois, pour la plupart des pays, ces valeurs sont plus grandes que leurs revenus par tête. D'ici, on peut conclure que le profil de la courbe est notamment conduit par certains pays dont le revenu par tête est relativement élevé.

En considérant deux formes fonctionnelles paramétriques non linéaire (fonctions Gamma et Weibull) comme alternatives de la spécification standard (fonction polynomiale), Galeotti et Ianza (2005) ont analysé l'évolution des niveaux des émissions de  $\text{CO}_2$  en fonction de la croissance économique pour trois groupes de pays (OCDE, non-OCDE et les deux groupes ensemble) pour la période 1960-1995. Les résultats montrent qu'une courbe en U inversé (CEK) a été trouvée pour les trois groupes avec des points de retournement autour de 15000 US\$1990 pour le premier groupe, 17000 \$1990 pour le deuxième et 13000 \$1990 pour le troisième groupe. Dans le même esprit, Azomahou et VanPhu (2006) ont adopté une approche non paramétrique qui est la régression kernel en plus de l'approche standard (fonction polynomiale) afin d'analyser les

---

<sup>3</sup>  $\text{SO}_2$ ,  $\text{CO}_2$ , SPM,  $\text{NO}_x$ , pollution de l'eau, déchets municipaux, déforestation, etc.

émissions de CO<sub>2</sub> pour 100 pays durant 1960–1996. Par l’approche non paramétrique, une courbe croissante a été obtenue alors que l’approche paramétrique a donné une courbe en U inversé. Cependant, la comparaison de deux approches favorise la première.

En discutant le problème de la cointégration, de la racine unitaire, des variables omises<sup>4</sup> et de la spécification économétrique de la CEK, Richmond et Kaufmann (2006) ont analysé l’évolution de deux indicateurs environnementaux à savoir la consommation d’énergie et le CO<sub>2</sub> pour 36 (20 pays OCDE et 16 pays en voie de développement) sur la période 1973 et 1997. Les auteurs ont comparés trois modèles : le modèle à effets fixes, le modèle à effets aléatoire et le modèle à coefficients aléatoires ; ce dernier modèle a été privilégié. Les deux indicateurs environnementaux considérés vérifient la forme U inversé pour les pays OCDE et pour le panel dans son ensemble<sup>5</sup> mais pas pour les pays en voie de développement.

Huang et al. (2007) ont testé le problème de causalité entre la consommation de l’énergie par tête et le PIB par tête. Les données s’étalent entre 1972 et 2002 et concernent 82 pays<sup>6</sup>. Les auteurs ont utilisé le modèle VAR en données de panel. Ils ont abouti à l’absence d’une causalité entre la consommation de l’énergie par tête et le PIB par tête dans le cas des pays à bas revenu et la présence d’une causalité dans le cas des autres pays. Coondoo et Dinda (2008) ont analysé l’effet de l’inégalité des revenus inter-pays sur l’inégalité des émissions de CO<sub>2</sub> de ces derniers. En considérant un échantillon de 88 pays sur la période 1960–1990 et par la technique de l’analyse de la cointégration de Johansen, les auteurs ont prouvé que l’inégalité des revenus entre les pays de l’échantillon considéré a un effet significatif sur le niveau moyen des émissions et sur l’inégalité des émissions inter-pays. Aslanidis et Xepapadeas (2008) ont considéré les mêmes données que Harbaugh et al. (2002) en ce qui concerne le SO<sub>2</sub> et la fumée comme indicateurs de la dégradation environnementale. Les auteurs ont utilisé le modèle à changement de régime sur données de panel comme une alternative de la spécification polynomiale. Les résultats ont montré un fort soutien de l’hypothèse de la CEK avec des points de retournement raisonnables par rapport aux travaux antérieurs. Ils sont respectivement de (en US\$1985) 10345 et 7764 pour le SO<sub>2</sub> et la fumée.

## 2.2. Etudes effectuées sur des séries temporelles

Contrairement aux études réalisées à l’aide de la méthodologie des données de panel, les travaux effectués sur des séries temporelles sont rares<sup>7</sup>. Roca et Alcántara (2001) ont testé l’hypothèse de la CEK pour le cas de l’Espagne sur la période 1972-1997 tout en focalisant l’attention sur le rôle de l’énergie dans l’évolution des émissions de CO<sub>2</sub>. Les résultats ont montré que, malgré que l’Espagne soit un pays développé (revenu par tête élevé), l’hypothèse fondamentale de la CEK n’est pas vérifiée et que la relation entre les émissions de CO<sub>2</sub> et le PIB par tête est en augmentation.

---

<sup>4</sup> Entre autres, de Bruyn et al. (1998), Agras et Chapman (1999), Andreoni et Levinson (2001) Hamilton et Turton (2002), Friedl et Getzner (2003), Lantz et Feng (2006), Richmond et Kaufmann (2006).

<sup>5</sup> Pour la consommation de l’énergie, les points de retournement sont plus élevés que ceux pour le CO<sub>2</sub>. Ils sont de (en US\$1997) 52296 (tout le panel) et 32811 (pays OCDE). En ce qui concerne le CO<sub>2</sub>, ils sont de 29687 (tout le panel) et 25450 (pays OCDE).

<sup>6</sup> Les 82 pays étaient regroupés en quatre sous panels selon la classification de la Banque mondiale : les pays à bas revenu, les pays à revenu moins que le niveau moyen, les pays à revenu plus que le niveau moyen et les pays à haut revenu.

<sup>7</sup> “As most past research was focused on cross-sectional global data, there were relatively few studies on a single country. Most research on the EKC relationship in single countries was conducted after 1997 by researchers” (Huang et al., 2008).

Kriström et Lundgren (2005) ont analysé l'évolution des émissions de CO<sub>2</sub> en Suède depuis 1900 jusqu'à 1999 à fin de prévoir l'évolution de celles-ci entre 2000 et 2010. La période d'étude a été subdivisée en quatre sous périodes (1930-1999 ; 1950-1999 ; 1970-1999 ; 1900-1999). Les résultats ont montré que la relation entre les émissions de CO<sub>2</sub> et le PIB par tête présente des pics durant les années des deux guerres mondiales et les années des crises pétrolières. Concernant les projections des émissions pour 2000-2010, les auteurs ont prévu que ces dernières vont diminuer progressivement. Ce résultat était, en effet, contradictoire aux projections avancées par l'Etat et qui sont estimées à une augmentation de 5 à 15% par rapport au niveau de 1990.

Dans le même esprit, Soyta et al. (2007) ont considéré le cas des Etats-Unis sur la période 1960–2004 pour analyser le problème de causalité<sup>8</sup> entre le revenu, la consommation de l'énergie et les émissions de CO<sub>2</sub>. Certains problèmes statistiques ignorés dans la plupart des études précédentes relatives à la CEK ont été évoqués dans ce papier. En particulier, les auteurs ont utilisé plusieurs tests de racine unitaire et ont montré que les variables sont intégrées d'ordre 1. Les auteurs ont prouvé que pour les Etats-Unis, la croissance économique toute seule n'est pas une solution pour l'environnement puisque le revenu ne cause pas au sens de Granger les émissions de CO<sub>2</sub> alors qu'il existe une causalité entre la consommation de l'énergie et les émissions de CO<sub>2</sub>.

Focassi (2005) a considéré le cas du Brésil, la Chine et l'Inde pour analyser l'évolution de deux indicateurs environnementaux inter-reliés : l'intensité des émissions de CO<sub>2</sub> et l'intensité de l'énergie<sup>9</sup>. Pour le cas du Brésil et la Chine les données concernent la période 1969-1997 et pour l'Inde elles s'étalent sur la période 1960-1997. Trois résultats différents sont obtenus pour les trois pays. Une relation décroissante était trouvée pour la Chine, une relation croissante pour l'Inde et une relation croissante mais avec une pente très faible était obtenue pour le Brésil.

### 2.3. Etudes effectuées sur des séries en coupes

En plus des données de panel et les séries temporelles, d'autres travaux, entre autres ceux que nous venons juste de les présenter, ont été fondés sur des séries en coupe. Cette approche est généralement adoptée lorsque les données environnementales existent pour une seule année ou lorsqu'elles ne s'étalent pas sur une longue période. En adoptant la fonction Gamma généralisée comme alternative à la fonction polynomiale standard, Berrens et al. (1997) ont cherché à tester l'hypothèse de la CEK pour les Etats-Unis en considérant les déchets municipaux comme indicateur environnemental. L'avantage de la fonction Gamma est qu'elle est plus flexible et ses paramètres sont plus faciles à interpréter. Les auteurs ont trouvé une courbe en U inversé avec un point de retournement autour de 20000 \$.

Halkos et Tsonas (2001) ont adopté une approche non linéaire par l'utilisation du modèle à changement de régime pour tester l'existence de la CEK pour la déforestation et le CO<sub>2</sub>. L'échantillon considéré est composé de 61 pays développés et en voie de développement. Les résultats obtenus par les auteurs permettent de rejeter l'hypothèse de la CEK puisque une relation croissante a été observée pour les deux indicateurs d'environnement. Dans l'étude de Hill et Magnani (2002), l'apparition d'une CEK semble très sensible au choix du polluant, l'échantillon de pays et la période du temps. En particulier, pour le CO<sub>2</sub>, 156 pays ont été considérés sur trois années séparées (1970, 1980 et 1990) et les résultats sont comme suit : i) une courbe en U inversé

---

<sup>8</sup> Coondoo et Dinda (2002), Dinda et Coondoo (2006), Lise et Monfort (2007), etc.

<sup>9</sup> Pour un tel pays, l'intensité des émissions de CO<sub>2</sub> est mesurée par le ratio (total des émissions/PIB) tandis que l'intensité de l'énergie est mesurée par le ratio (consommation totale d'énergie/PIB).

est obtenue pour les trois années. ii) Les variables explicatives additionnelles à savoir l'éducation et l'inégalité sociale sont toutes significatives. iii) Les points de retournement sont très élevés et très proches de la plus grande valeur du revenu de la distribution.

Neumayer (2002) a étudié la signification économétrique des facteurs naturels à savoir les conditions climatiques, la disponibilité des ressources renouvelables et les ressources de combustibles fossiles. En utilisant les données de 148 pays et un modèle quadratique (logarithmique), l'auteur a trouvé une courbe en U inversé mais avec un point de retournement qui est supérieur aux valeurs des revenus de tous les pays. Il a aussi vérifié l'importance des facteurs naturels comme étant des variables explicatives en plus du revenu.

Dans une étude touchant les Etats-Unis pour l'année 1990, Roy et Van Kooten (2004) ont adopté une approche semi paramétrique pour analyser l'évolution de trois indicateurs environnementaux (CO<sub>2</sub>, Ozone et NO<sub>x</sub>). Deux conclusions ont été signalées par les auteurs. D'abord, l'hypothèse fondamentale de la CEK n'a pas été corroborée par cette étude. Ensuite, à l'aide des tests statistiques, la spécification quadratique paramétrique a été rejetée en faveur de celle non paramétrique. Bagliani et al. (2008), pour leur part, ont focalisé l'attention sur l'empreinte écologique (*ecological footprint*) comme indicateur environnemental. Ils ont considéré 141 pays pour l'année 2001. Les auteurs ont utilisé les moindres carrés ordinaires et les moindres carrés pondérés sur les spécifications linéaire, quadratique et cubique en niveau et en logarithme. Ils ont aussi adopté une approche non paramétrique, mais, dans aucun cas l'hypothèse de la CEK a été vérifiée.

### 3. Méthodologie

Ce papier cherche à examiner l'évolution des émissions de CO<sub>2</sub> en fonction de la croissance économique. Pour ce faire, nous avons considéré trois groupes de pays. Il s'agit de 16 pays de l'union européenne (UE), 7 pays sous Méditerranée (MEDA) et le total de ces deux groupes formant 23 pays de l'union pour la Méditerranée (UPM)<sup>10</sup>.

Il s'agit dans un premier temps, de tester l'existence d'une CEK pour les trois groupes de pays en utilisant trois spécifications économétriques à savoir le modèle linéaire, le modèle semi-log-linéaire et le modèle log-linéaire. Le choix entre ces différents modèles sera effectué par les tests de non emboîtement et les critères d'information. Il s'agit ensuite d'augmenter le modèle à l'aide de nouvelles variables à savoir le commerce international et la densité de la population comme variables de contrôle pour détecter leurs effets sur la qualité de l'environnement.

#### 3.1. Choix de l'échantillon et description des données

Le choix de l'échantillon est loin d'être arbitraire. En effet, l'UPM qui représente la continuité du processus du Barcelone initié en 1995, constitue le premier cercle qui couvre les deux rives méditerranéennes et assure la coopération entre elles. Parmi les chapitres sur lesquels porte cette coopération, la dépollution de la Méditerranée et la création d'une zone de libre-échange qui occupent une place prépondérante.

---

<sup>10</sup>Groupe UE : Allemagne, Autriche, Belgique, Chypre, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Malte, Pays bas, Portugal, Royaume-Uni et Suède.

Groupe MEDA : Algérie, Égypte, Jordanie, Maroc, Syrie, Tunisie et Turquie.

Groupe UPM : UE+MEDA.



Les données utilisées dans ce travail couvrent la période 1980-2005. La variable  $CO_2$  par tête est utilisée comme proxy pour la dégradation de l'environnement. Les données relatives au  $CO_2$  par tête sont obtenues du *Carbon Dioxide Information Analysis Center* (CDIAC) et sont exprimées en tonnes. Concernant les données de PIB par tête, elles sont extraites de la base de données de la Banque Mondiale (WDI) et sont exprimées en US\$2000. Finalement, les variables commerce international et densité de la population sont issues de la même source que le PIB. Le commerce international est exprimé par l'indice d'ouverture au commerce extérieur mesuré par le rapport  $\frac{\text{Exportations} + \text{Importations}}{\text{PIB}}$ . La densité de la population est exprimée par le nombre de personnes par  $km^2$ .

### 3.2. Modèles

La CEK est essentiellement un phénomène empirique<sup>11</sup>. La spécification de base pour examiner l'évolution de la dégradation environnementale en fonction de la croissance économique est présentée par une fonction polynomiale de degré deux ou trois<sup>12</sup>. Conformément aux objectifs précisés ci-dessus, dans un premier temps, nous allons examiner la relation directe entre l'évolution des émissions de  $CO_2$  par tête et le PIB par tête. Trois modèles sont proposés ; il s'agit du modèle linéaire, modèle semi-log-linéaire et modèle log-linéaire. Ils sont présentés comme suit<sup>13</sup> :

$$CO_{2it} = \alpha_i + \alpha_1 PIB_{it} + \alpha_2 PIB_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$CO_{2it} = \beta_i + \beta_1 \log PIB_{it} + \beta_2 (\log PIB_{it})^2 + u_{it} \quad (2)$$

$$\log CO_{2it} = \gamma_i + \gamma_1 \log PIB_{it} + \gamma_2 (\log PIB_{it})^2 + v_{it} \quad (3)$$

Où  $CO_2$  représente les émissions de  $CO_2$  par tête.  $PIB$  représente le revenu par tête.  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$  et  $\gamma_i$  représentent les effets individuels,  $\varepsilon_{it}$ ,  $u_{it}$  et  $v_{it}$  sont des termes d'erreurs bruits blancs.  $i = 1, \dots, N$  ( $N$  : nombre de pays) et  $t = 1, \dots, T$  ( $T$  : nombre d'années).

## 4. Résultats des estimations et tests d'hypothèse

Dans une première sous section, nous allons présenter pour chaque groupe de pays les résultats d'estimation sous les trois spécifications. Dans une deuxième sous section, les résultats des tests d'hypothèse non emboîtée seront exposés.<sup>14</sup>

<sup>11</sup> "The EKC is an essentially empirical phenomenon, but most of the EKC literature is econometrically weak. In particular, little or no attention has been paid to the statistical properties of the data used -such as serial dependence or stochastic trends in time series- and little consideration has been paid to issues of model adequacy such as the possibility of omitted variables bias." Stern (2004).

<sup>12</sup> Le choix entre la fonction quadratique ou cubique est généralement effectué selon la significativité individuelle du terme cubique. Mais la plupart des auteurs choisi directement une fonction quadratique afin de favoriser l'apparition d'une forme en U inversé de la CEK.

<sup>13</sup> Le modèle à effets fixes est utilisé ici. Les différences inter-pays (technologiques, climatiques, politiques, etc.) ne figurent pas dans les variables explicatives mais elles sont incluses dans le modèle comme effets spécifiques.

<sup>14</sup> Les estimations sont effectuées à l'aide du logiciel Stata.

## 4.1. Résultats et discussions

### 4.1.1. Pays UE

Avant de procéder à l'analyse des résultats d'estimation, nous présentons quelques statistiques descriptives relatives à ce groupe.

**Tableau 1 :** Statistiques descriptives relatives au groupe UE

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
CO <sub>2</sub> /tête	415	2,177	0,624	0,710	3,750
PIB/tête	415	17113,730	6088,719	4481,483	31596,770

Les pays UE présentent un revenu par tête moyen (17113,730 US\$2000) très élevé par rapport au pays MEDA (1753,892 US\$2000) ; c'est une indication préliminaire de l'obtention d'une courbe en U inversé pour ce groupe. Mais nous constatons aussi que les niveaux des émissions de CO<sub>2</sub> (moyen, min et max) sont plus élevés que ceux des pays MEDA.

**Tableau 2 :** Résultats d'estimation relatifs au groupe UE

	Modèle linéaire	Modèle semi-log-linéaire	Modèle log-linéaire
PIB	0,00025 (15,19)	15,73052 (11,00)	10,73344 (16,85)
PIB <sup>2</sup>	-6,08e-09 (-14,34)	-0,79190 (-10,58)	-0,54142 (-16,24)
Constante	-0,18322 (-1,18)	-75,75414 (-11,09)	-52,341 (-17,20)
R <sup>2</sup>	0,37	0,34	0,54
F	117,62	104,22	234,29
F (effets spécifiques = 0)	84,55	82,43	89,51
Point de retournement	20986	20579	20175
Nombre d'observations	415	415	415

Les résultats d'estimation sont reportés dans le tableau 2. La première constatation est que les trois modèles ajustent bien les données en se référant au test F de significativité globale et au  $R^2$ . En ce qui concerne les effets spécifiques, le test F rejette l'hypothèse d'absence de ces effets (même chose pour les groupes MEDA et UPM) ; ce qui confirme bien le recours à la méthodologie des données de panel.

Il ressort des résultats de l'estimation que pour les trois modèles, le signe du terme linéaire (PIB) est toujours positif et significatif tandis que le signe du terme quadratique (PIB<sup>2</sup>) est toujours négatif et significatif. C'est une condition nécessaire pour l'obtention d'une forme

concave ou en U inversé de la CEK. Par une représentation graphique, cette constatation est confirmée. En effet, trois courbes en U inversé sont obtenues en ajustant les données par les différents modèles. Les niveaux d'émission de CO<sub>2</sub> augmentent en fonction de la croissance économique jusqu'à un certain niveau du revenu par tête (le point de retournement) à partir duquel il y aura une amélioration de l'état de l'environnement. Les points de retournement pour les modèles linéaire, semi-loglinéaire et log-linéaire sont respectivement (en US\$2000) 20986, 20579 et 20175. Ces valeurs sont comparables aux points du retournement trouvés pour les pays riches dans plusieurs études (Dijkraaf et Vollebergh, 2005 ; Galeotti et al., 2006, etc.). Ces valeurs des points de retournement sont atteintes par la plupart des pays UE constituant notre échantillon. Autrement dit, les pays UE ont abouti à un niveau très élevé de croissance économique, traduit par l'augmentation des revenus par tête, qui leur permet de donner priorité à la protection de leur environnement à travers notamment la réduction des émissions de CO<sub>2</sub>.

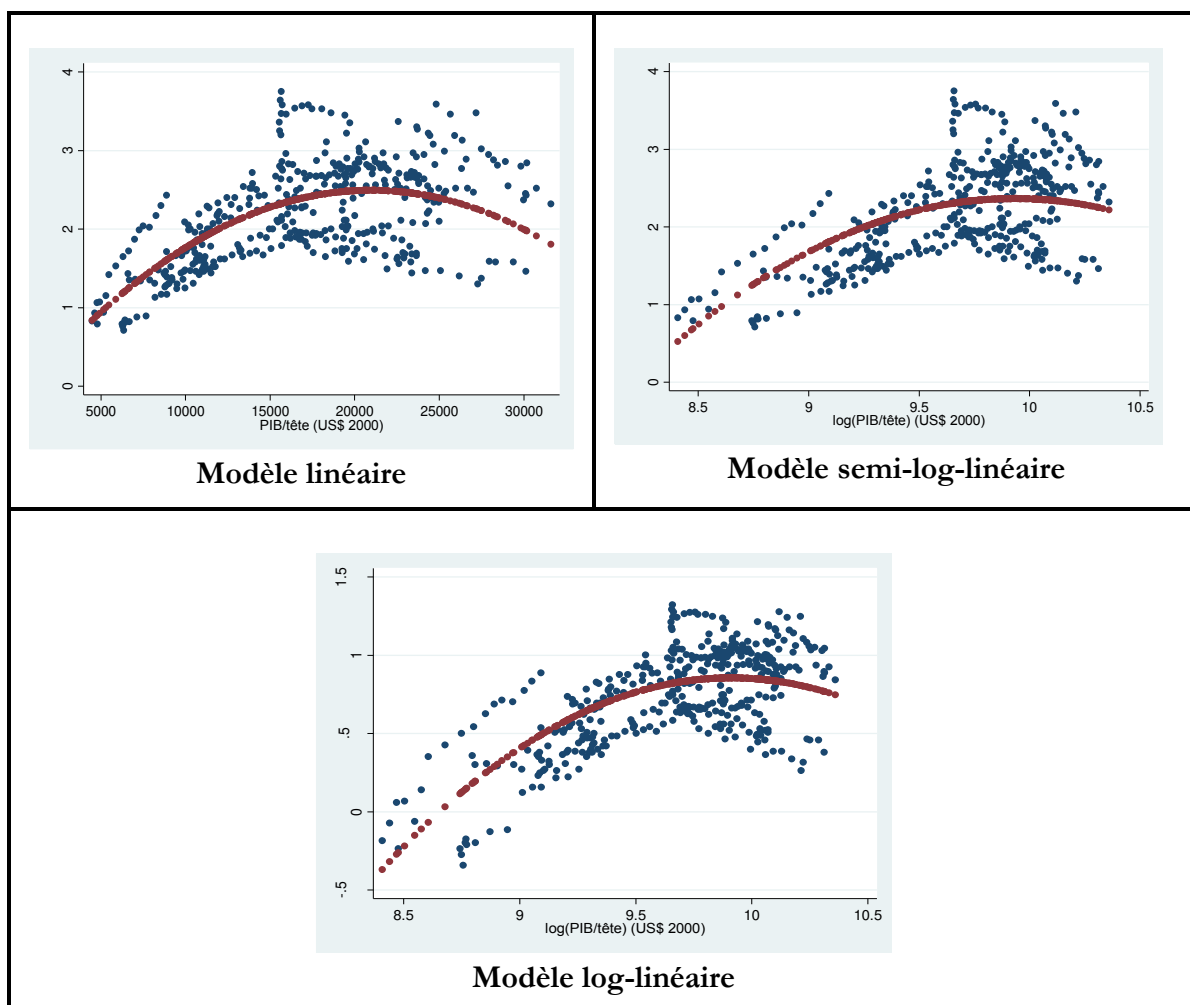


Fig.2 : La CEK relative au groupe UE

#### 4.1.2. Pays MEDA

A l'instar des pays du groupe UE, il convient tout d'abord de présenter les statistiques descriptives relatives aux pays du groupe MEDA. Ces dernières sont reportées dans le tableau 3 suivant.

**Tableau 3** : Statistiques descriptives relatives au groupe MEDA

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
CO <sub>2</sub> /tête	181	0,627	0,234	0,220	1,140
PIB/tête	181	1753,892	756,931	881,967	4328,444

Les statistiques descriptives relatives au pays MEDA montrent que ces derniers sont plus homogènes en termes des émissions de CO<sub>2</sub>/tête et le PIB/tête que les pays UE. En effet, les écarts-type obtenus sont très inférieurs à ceux du premier groupe surtout pour la variable PIB/tête. Nous remarquons aussi que le revenu par tête moyen représente environ le 1/10 de celui des pays UE. Cela implique qu'une courbe en U inversé est difficilement vraisemblable.

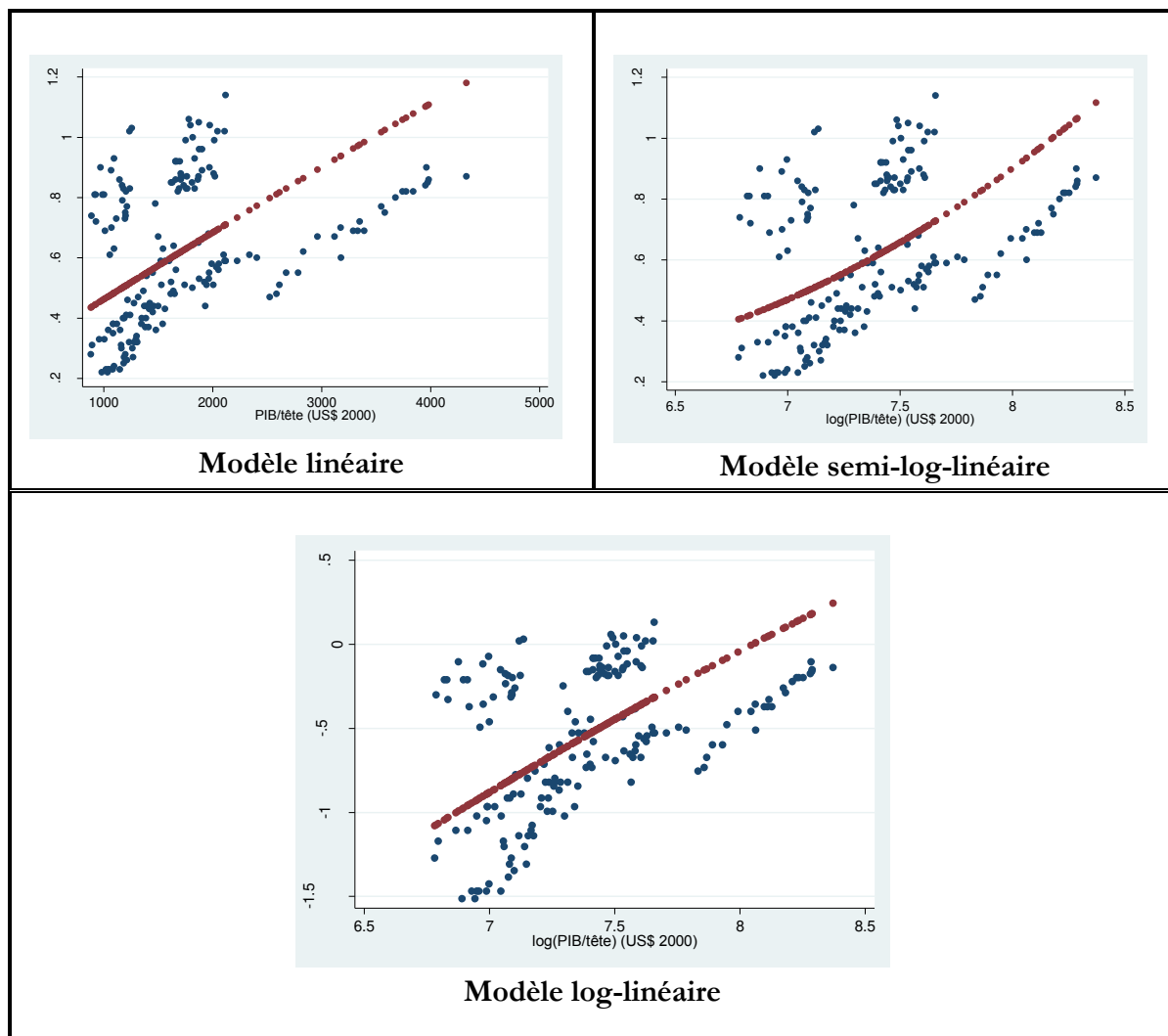
En examinant le tableau 4, nous remarquons qu'au contraire du groupe UE, les variables sont statistiquement non significatives individuellement, cela pourrait être dû essentiellement à la taille réduite d'individus (uniquement 7 pays). Mais l'ajustement global des trois modèles est acceptable.

**Tableau 4** : Résultats d'estimation relatifs au groupe MEDA

	Modèle linéaire	Modèle semi-log-linéaire	Modèle log-linéaire
PIB	0,00022 (2,69)	-1,21076 (-1,07)	1,65724 (0,97)
PIB <sup>2</sup>	-2,62e-09 (-0,16)	0,10940 (1,43)	-0,05444 (-0,47)
Constante	0,23452 (2,42)	3,58359 (0,85)	-9,81483 (-1,55)
R <sup>2</sup>	0,24	0,24	0,36
F	27,72	27,26	49,73
F (effets spécifiques = 0)	103,02	101,75	146,34
Point de retournement	—	—	—
Nombre d'observations	181	181	181

Bien que par le modèle linéaire et le modèle log-linéaire les signes des coefficients des variables explicatives semblent conformes à une courbe concave (terme linéaire positif et terme quadratique négatif), une relation croissante est observée entre les émissions de CO<sub>2</sub> et les niveaux de PIB/tête. En effet, ce résultat est attendu pour trois raisons. D'abord, le terme quadratique qui caractérise la concavité de la relation est négatif mais non statistiquement significatif. Ensuite, les résultats d'estimation relatifs au groupe UE donnent une idée sur l'intervalle des valeurs des points de retournement qui peuvent être calculées pour le cas du CO<sub>2</sub> ; mais les pays MEDA sont caractérisés par des revenus par tête très bas en comparaison avec ces

points de retournement. Enfin, les études antérieures de la CEK n'ont pas prouvé l'existence d'une relation en U inversé pour les pays en voie de développement à savoir les pays MEDA. Les courbes croissantes observées pour les pays MEDA indiquent que les niveaux d'émissions de CO<sub>2</sub> ne cessent pas d'augmenter davantage en fonction de la croissance économique. En effet, les pays MEDA à l'image de tous les pays en voie de développement procèdent par accélérer leurs croissances économiques sans tenir compte de plusieurs préoccupations telle que la dégradation environnementale. Par ailleurs, l'industrialisation qui caractérise plusieurs économies des pays MEDA et le recours abusif aux technologies polluantes contribuent certainement à l'augmentation des émissions de CO<sub>2</sub>.



**Fig.3 :** La CEK relative au groupe MEDA

#### 4.1.3. Pays UPM

L'UPM constitue le principal cadre qui englobe à la fois les pays UE et les pays MEDA. Parmi les projets de l'UPM, la dépollution de la Méditerranée. Cet objectif semble être difficile à réaliser vu les différences économiques, politiques, sociales et culturelles entre les deux rives méditerranéennes. Les statistiques descriptives relatives à ce groupe de pays sont reportées dans le tableau 5.

**Tableau 5** : Statistiques descriptives relatives groupe UPM

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
CO <sub>2</sub> /tête	598	1,706	0,892	0,220	3,750
PIB/tête	598	12439,290	8706,074	881,967	31596,770

Puisque ce panel rassemble les deux groupes de pays qui sont caractérisés par des différences significatives surtout au niveau de PIB/tête, alors les écarts-type observés sont très élevés. Le niveau du revenu moyen reste encore très inférieur aux valeurs calculées des points de retournement.

**Tableau 6** : Résultats d'estimation relatifs au groupe UPM

	Modèle linéaire	Modèle semi-log-linéaire	Modèle log-linéaire
PIB	0,00025 (18,13)	2,32678 (4,21)	3,77699 (11,90)
PIB <sup>2</sup>	-6,09e-09 (-17,06)	-0,09500 (-3,16)	-0,17974 (-10,43)
Constante	-0,06820 (-0,70)	-11,40773 (-4,51)	-18,85282 (-12,99)
R <sup>2</sup>	0,36	0,17	0,37
F	167,64	62,67	173,52
F (effets spécifiques = 0)	85,90	67,31	95,14
Point de retournement	20977	208073	36550
Nombre d'observations	598	598	598

La première constatation tirée à partir du tableau d'estimation est que la qualité d'ajustement des trois modèles est acceptable. Les paramètres estimés témoignent de la forme concave de la courbe ( $\beta_1 > 0$  et significatif ;  $\beta_2 < 0$  et significatif).

Par le modèle linéaire, la relation entre les niveaux d'émissions de CO<sub>2</sub> et la croissance économique est telle qu'une courbe en U inversé avec un point de retournement évalué à 20977 US\$2000 qui est très proche du point de retournement calculé pour les pays UE (20986 US\$2000). Ce niveau de PIB/tête est atteint uniquement par les pays européens ; donc la forme de la courbe obtenue semble être dictée par le choix de l'échantillon. Quant au modèle semi-log-linéaire, la courbe obtenue est pratiquement croissante par ce que la valeur calculée du point de retournement est très élevée (208073 US\$2000) tel qu'aucun pays ne puisse l'atteindre. Les émissions de CO<sub>2</sub> vont continuer alors à accroître dans la zone méditerranéenne. S'agissant du modèle log-linéaire, la fig.4 montre que la courbe est plutôt concave mais le point de retournement qui en découle reste encore en dehors de l'échantillon (36550 US\$2000). La fig4

montre que sauf quelques pays UE sont caractérisés par des revenus par tête proches de ce point de retournement.

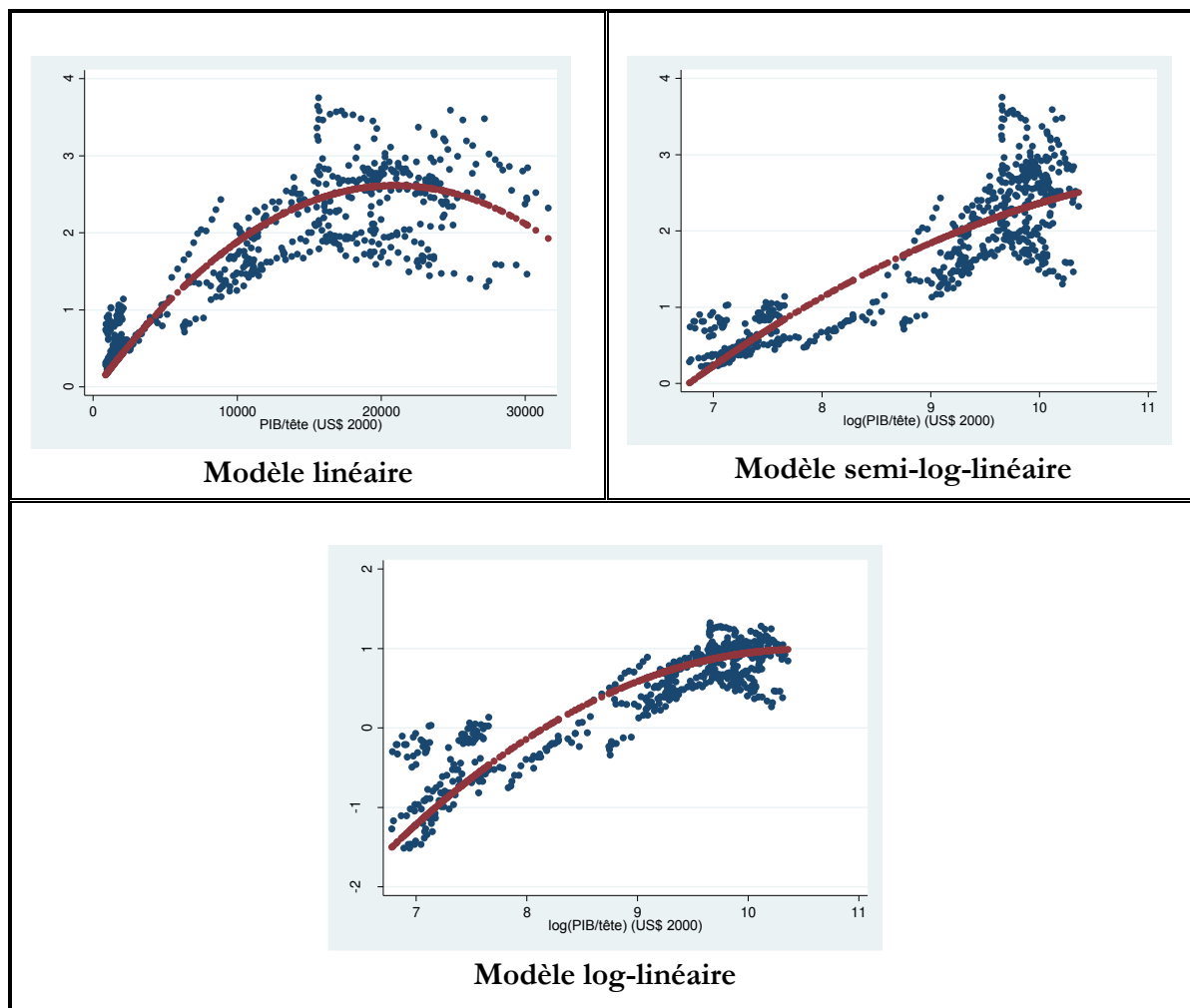


Fig.4 : La CEK relative au groupe UPM

#### 4.2. Tests d'hypothèse et choix du modèle

Après avoir présenté les résultats des estimations à l'aide des trois modèles, il convient de sélectionner celui qui offre le meilleur ajustement. Les modèles proposés sont comparés deux à deux par le biais des tests d'hypothèse non emboîtée et les critères d'information<sup>15</sup>. Une lecture superficielle des résultats empiriques relative à la comparaison du modèle linéaire et le modèle semi-log-linéaire montre que ces derniers ne sont pas similaires sauf dans le cas des pays UE où les valeurs des points de retournement sont très proches. Pour comparer ces deux modèles, on peut utiliser certains tests de non emboîtement dont le plus utilisé est le test J de Davidson et Mackinnon (1981). Les résultats sont présentés dans le tableau 7 suivant.

<sup>15</sup> Les différents tests et critères utilisés sont détaillés en annexes.

**Tableau 7** : Modèle linéaire contre modèle semi-log-linéaire

		Groupe UE	Groupe MEDA	Groupe UPM
H <sub>0</sub> : modèle linéaire				
Test J		2,50	2,97	0,90
H <sub>0</sub> : modèle semi-log-linéaire				
Test J		4,90	3,11	13,14
AIC	linéaire	-19,41	-312,13	-201,95
	semi-log-linéaire	0,56	-311,39	-42,78
BIC	linéaire	-11,36	-302,53	-193,16
	semi-log-linéaire	12,64	-301,79	-29,60

Note :

La valeur donnée par le test J représente le t-Student du paramètre  $\lambda$  dans le sur-modèle considéré par Davidson et Mackinnon (1981). Ce test est distribué asymptotiquement selon la loi Normale centrée réduite (voir annexes).

D'après le tableau 7, nous constatons que les valeurs calculées du tests J sont supérieures à la valeur critique d'une loi Normale centrée réduite ; donc à chaque fois l'hypothèse nulle est rejetée en faveur de l'alternative sauf dans le cas du groupe UPM où le modèle semi-log-linéaire est rejeté en faveur du modèle linéaire. Malheureusement, le rejet fréquent de l'hypothèse nulle représente le principal inconvénient des tests de non emboîtement dans le cas des échantillons à petites tailles. Cela est affirmé par Davidson et Mackinnon (2004): « *In general, nonnested tests based on asymptotic theory have poor finite –sample properties* ». Pour surmonter cette limite des tests d'hypothèse non emboîtée, nous faisons appel à certains critères d'information à savoir les critères AIC et BIC. Le choix entre deux modèles se base sur le minimum de ces deux critères. Dans notre cas, le modèle linéaire possède des valeurs d'AIC et BIC plus petites que celles du modèle semi-log-linéaire ; donc on peut conclure que le meilleur ajustement des données est exécuté par le modèle linéaire.

La discrimination entre le modèle linéaire et le modèle log-linéaire a fait l'objet de plusieurs contributions dans la littérature économétrique et plusieurs tests ont été proposés. Au risque d'être incomplet, nous citons le test PE de Mackinnon, White et Davidson (1983), le test GW de Godfrey et Wickens (1981) et le test BC de Box-Cox (1964). Les résultats de ces tests pour notre travail figurent dans le tableau 8.

Conformément à la comparaison des modèles linéaire et semi-log-linéaire, les deux test PE et GW rejettent chaque fois l'hypothèse nulle en faveur de l'alternative ; mais nous constatons que le modèle linéaire est fortement rejeté que le modèle log-linéaire. Pour confirmer cette constatation, on fait appel à la statistique BC basée sur la transformation de Box-Cox et qui examine l'hypothèse d'équivalence empirique des deux modèles. Dans le cas des groupes UE et MEDA, cette dernière hypothèse est rejetée ; c'est-à-dire que le modèle linéaire et le modèle log-linéaire ne sont pas empiriquement équivalents et que l'un est favorisé par rapport à l'autre. A ce niveau, la démarche de Box-Cox consiste à la comparaison des sommes des carrés des résidus



(SCR) des deux modèles : celui qui possède le minimum de la SCR sera le plus adéquat. Dans notre cas, c'est le modèle log-linéaire qui présente le meilleur ajustement des données. En ce qui concerne le groupe UPM, l'hypothèse d'équivalence empirique des deux modèles n'est pas rejetée ; mais globalement, nous pouvons conclure que le modèle linéaire est rejeté en faveur de le modèle log-linéaire.

**Tableau 8** : Modèle linéaire contre modèle log-linéaire

	Groupe UE	Groupe MEDA	Groupe UPM
H <sub>0</sub> : modèle linéaire			
Test P <sub>E</sub>	2,74	3,05	2,66
Test GW	26,24	-53,53	21,17
H <sub>0</sub> : modèle log-linéaire			
Test P <sub>E</sub>	2,50	3,43	9,28
Test GW	3,90	-3,16	10,05
H <sub>0</sub> : Les deux modèles sont empiriquement équivalents			
Test BC	24,43	24,27	2,18
SCR <sub>linéaire</sub>	18,76	32,33	60,64
SCR <sub>log-linéaire</sub>	16,68	24,76	59,62

Notes :

Les valeurs relatives aux tests PE et GW présentent les t-Student du paramètre  $\lambda$  dans les sur-modèles considérés respectivement par Mackinnon, White et Davidson (1983) et Godfrey et Wickens (1981). Ces tests sont distribués selon une loi Normale centré réduite (voir annexes).

Le test BC est la statistique considérée par Box et Cox (1964). Il est distribué selon une loi Khi-deux de degré un.

SCR<sub>linéaire</sub> est la somme des carrés des résidus du modèle linéaire divisée par le carré de la moyenne géométrique de la variable dépendante (CO<sub>2</sub>) pour être comparable avec la SCR du modèle log-linéaire.

Au terme de cette sous-section, les tests d'hypothèse non emboîtée et les critères d'information permettent de choisir un modèle parmi trois proposés. Le modèle log-linéaire est favorisé par rapport à le modèle linéaire qui est à son tour favorisé par rapport au modèle semi-log-linéaire. Nos résultats sont conformes aux ceux trouvés par Galeotti et Lanza (2005) qui ont comparé les deux modèles : linéaire et log-linéaire, et ont conclu que le modèle log-linéaire représente le meilleur ajustement des données.

Dans la section suivante, où il sera question d'inclure d'autres variables explicatives en plus de PIB/tête, nous allons ajuster les données directement par le modèle log-linéaire qui a été sélectionnée par les tests de non emboîtement et les critères d'information.

## 5. La CEK ajustée

Parmi les critiques qui sont adressées à l'endroit des études empiriques relatives à la CEK est l'omission de certaines variables susceptibles d'expliquer la dégradation environnementale

(Stern, 2004 ; Auci et Becchetti, 2006)<sup>16</sup>. Dans cette section, il sera question d'examiner l'impact de la croissance économique, de la densité de la population et de l'ouverture au commerce international sur la qualité de l'environnement.

La croissance de la population a un impact très important sur l'environnement et les ressources naturelles. La pression exercée par l'augmentation de la population se traduit essentiellement par la surexploitation et la réduction des ressources naturelles à savoir l'eau, l'énergie, etc. et l'accroissement des émissions polluantes, cela est affirmé par Nguyen Van et Azomahou (2007) qui stipulent que : *“Demographic variables require also a particular attention since population is recognized as one of the main causes of environmental pollution”*.

L'ouverture commerciale peut jouer un rôle important sur l'environnement (Nguyen Van et Azomahou, 2007 ; Dinda, 2004 ; Rothman, 1998)<sup>17</sup>. Elle a un double effet : d'un côté, elle peut causer la dégradation environnementale et d'un autre côté, elle est bénéfique pour l'amélioration de l'environnement. A travers un effet d'échelle, le commerce (principalement l'exportation) peut accélérer le processus de production d'une économie ce qui va engendrer plus de pollution. A travers un effet de composition et/ou un effet technique<sup>18</sup>, les pays développés vont délocaliser leurs productions industrielles polluantes vers les pays pauvres en passant par exemple par l'investissement direct étranger et alors la pollution va diminuer dans ces pays riches. Le commerce international peut aussi réduire la dégradation environnementale dans les pays du tiers monde à travers notamment l'importation des technologies propres.

Pour tester l'existence d'une CEK pour les trois groupes de pays considérés en présence des variables de contrôle (densité de la population et commerce international), le modèle log-linéaire choisi dans la section précédente est utilisé.

L'effet simultané du PIB, du commerce international et de la densité de la population sur les émissions de CO<sub>2</sub> se présente comme suit :

$$\log CO_{2it} = \gamma_i + \gamma_1 \log PIB_{it} + \gamma_2 (\log PIB_{it})^2 + \gamma_3 \log COM_{it} + \gamma_4 \log POP_{it} + v_{it} \quad (4)$$

Où CO<sub>2</sub> représente les émissions du dioxyde de carbone par tête ; PIB : le revenu par tête ; COM : l'indice d'ouverture au commerce international et POP : la densité de la population.  $\gamma_i$  représente l'effet individuel du pays  $i$ ,  $v_{it}$  est un terme d'erreurs bruit blanc.  $i = 1, \dots, N$  (N : nombre de pays) et  $t = 1, \dots, T$  (T : nombre d'années).

<sup>16</sup> “little consideration has been paid to issues of model adequacy such as the possibility of omitted variables bias.” Stern (2004).

“future empirical research should test the role of additional relevant variables in the Standard EKC specification.” Auci et Becchetti (2006).

<sup>17</sup> “Trade is one of the most important factors that can explain EKC.” Dinda (2004)

<sup>18</sup> Ces trois effets sont désignés par Grossman et Krueger (1993), fondateurs de l'hypothèse de la CEK.

-L'effet d'échelle : la croissance économique signifie une augmentation des quantités produites et donc, à technologie donnée, plus de pollution émise

-L'effet de composition : la croissance économique s'accompagne d'une modification des biens et services produits et des changements dans les structures économiques.

-L'effet technique : la croissance économique va de pair avec l'innovation technologique, ce qui réduira la pollution dégagée par les technologies anciennes et polluantes.

Les résultats d'estimation sont reportés dans le tableau 9.

**Tableau 9** : Effet du PIB, de la population et du commerce sur les émissions de CO<sub>2</sub>

	Groupe UE	Groupe MEDA	Groupe UPM
logPIB	10,92045 (16,69)	-1,55729 (-1,36)	2,42309 (7,58)
(logPIB) <sup>2</sup>	-0,55575 (-16,17)	0,12666 (1,65)	-0,11467 (-6,71)
logCOM	0,08514 (1,87)	-0,08971 (-2,80)	-0,03100 (-1,03)
logPOP	0,37343 (1,67)	0,76414 (16,12)	0,605295 (10,73)
Constante	-54,93858 (-16,86)	1,44886 (0,34)	-14,62297 (-10,34)
R <sup>2</sup>	0,54	0,75	0,48
F	119,18	127,91	132,88
F (effets spécifiques = 0)	69,94	383,91	11,92
Point de retournement	18490	—	38773
Nombre d'observations	415	181	598

La première constatation tirée après avoir intégré les deux variables COM et POP est que les variables explicatives de base (logPIB, (logPIB)<sup>2</sup>) ont gardé leurs signes et par la suite, les CEK relatives aux trois groupes de pays ont conservé les mêmes formes obtenues auparavant. D'abord, une courbe en U inversé reste valide pour les pays UE mais avec une baisse de la valeur du point de retournement qui était 20175 et est devenue 18490 US\$2000. Ensuite, pour les pays MEDA, les niveaux d'émission de CO<sub>2</sub> sont encore en augmentation (courbe croissante). Enfin, la CEK relative au groupe UPM garde la forme U inversé mais le point de retournement a augmenté, en passant du 36550 à 38773 US\$2000.

En ce qui concerne les variables de contrôle, la densité de la population exerce toujours un effet négatif sur la qualité environnementale. Certes, l'augmentation de la population engendre un accroissement des émissions de CO<sub>2</sub> dans les trois groupes de pays. Mais l'impact est plus accentué dans le cas des pays MEDA où règne une forte densité de population au contraire des pays UE. L'impact de la population a été examiné dans certains travaux entre autres Martinez-Zarzoso et al. (2006) où il a été démontré que la croissance de la population entraîne l'augmentation des émissions de CO<sub>2</sub> dans les pays de l'union européenne. Brajer et al. (2007) ont montré que la densité de la population en Chine contribue certainement à l'augmentation des niveaux de SO<sub>2</sub>. En utilisant un panel de 66 pays pour la période 1972-1991, Bhattarai et Hammig

(2001) ont prouvé que la densité de la population rurale et le taux de croissance de la population engendrent différents impacts sur la déforestation en Afrique et l'Amérique latine.

Les résultats relatifs à l'impact du commerce international sur les émissions de CO<sub>2</sub> dans les trois groupes de pays sont mitigés. Pour les pays UE, l'ouverture au commerce extérieur agit positivement sur les émissions de CO<sub>2</sub> ; plus que les pays UE sont ouverts à l'extérieur plus que leurs niveaux d'émissions de CO<sub>2</sub> augmentent. Cet effet peut se traduire par l'effet d'échelle expliqué au début de cette section, c'est-à-dire que l'élévation des niveaux d'exportations de l'union européenne vers le reste du monde nécessite plus de production de marchandises ce qui va engendrer plus d'émission de CO<sub>2</sub>. Les résultats confirment bien ceux signalés par Managi (2004) où la libéralisation du commerce dans les pays développés et en voie de développement engendre l'augmentation des niveaux de CO<sub>2</sub>. Ce résultat est contradictoire aux ceux adressés par Magnani et Tubb (2007) et Cole (2004) où le commerce affecte négativement les émissions de certains polluants (CO<sub>2</sub>, SO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub>, etc.) dans les pays OCDE. Pour les pays MEDA, l'ouverture à l'extérieur peut améliorer l'état de l'environnement. En effet, le commerce international agit négativement sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Cela pourrait être expliqué par la notion de l'effet technique décrite ci-dessus ; par l'ouverture à l'extérieur, les pays MEDA importent surtout les nouvelles technologies destinées pour l'industrie et le transport ce qui réduit effectivement les émissions de CO<sub>2</sub>. Autre explication de l'influence positive du commerce sur la qualité de l'environnement, est que l'accélération du commerce international contribue à l'augmentation des revenus par tête dans les pays en voie de développement et par la suite les gens vont s'intéresser davantage à la qualité de leur environnement qui devient parmi leurs priorités. En ce qui concerne le groupe UPM qui englobe les pays UE et les pays MEDA, la variable commerce international s'avère statistiquement non significative. Toutefois, le résultat implicite que porte cette non significativité est d'une importance cruciale. L'absence d'un impact du commerce sur les émissions de CO<sub>2</sub> implique automatiquement que les pays de l'UPM peuvent exercer leurs activités commerciales avec le reste du monde et spécifiquement entre eux. D'ici, la création d'une zone de libre-échange, signalé comme l'un des principaux chapitres de l'UPM, entre les deux rives méditerranéennes semble être le meilleur cadre.

## 6. Conclusion

L'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (CEK) postule une relation en U inversé entre la dégradation de l'environnement et la croissance économique. Cette courbe indique que durant la première phase de la croissance économique (augmentation du revenu), la détérioration de l'environnement augmente ; mais à partir d'un certain niveau de revenu (point de retournement), une amélioration de l'état de l'environnement se produit.

L'objectif de ce papier était de tester l'existence d'une CEK pour le cas du CO<sub>2</sub> dans la zone méditerranéenne tout en évoquant certains problèmes économétriques de la CEK à savoir le choix de la forme fonctionnelle et l'omission de certaines variables explicatives. Les résultats indiquent que la relation entre les émissions de CO<sub>2</sub> par tête et le PIB par tête présente une courbe en U inversé dans le cas des pays UE avec un point de retournement autour de 20000 (US\$2000). Toutefois les niveaux du CO<sub>2</sub> sont en cours d'augmenter dans le cas des pays MEDA. Dans une deuxième perspective, la création d'une zone de libre-échange entre les deux rives de la Méditerranée est bénéfique surtout pour l'état de l'environnement des pays MEDA. Toutefois une attention particulière doit être attribuée par les décideurs politiques à l'accroissement de la population vu la pression exercée par cette dernière sur la qualité de l'environnement.

## Bibliographic

- Agras, J., Chapman, D., 1999. A dynamic approach to the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics* 28, 267-277.
- Akaike, H., 1974. A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19, 716-723.
- Andreoni, J., Levinson, A., 2001. The simple analytics of the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Public Economics* 80 (2), 269-286.
- Antle, J.M., Heidebrink, G., 1995. Environment and Development: Theory and Internattional Evidence. *Economic Development and Culturel Change* 43, 603-625.
- Aslanidis, N., Xepapadeas, A., 2008. Regime switching and the shape of the emission–income relationship. *Economic Modelling*. Article in Press
- Auci, S., Becchetti, L., 2006. The instability of the adjusted and unadjusted Environmental Kuznets curves. *Ecological Economics* 60 (1), 282-298.
- Azomahou, T., Laisney, F., Van Phu, N., 2006. Economic Development and CO<sub>2</sub> emissions: a nonparametric panel approach. *Journal of Public Economics* 90, 1347-1363.
- Bagliani, M., Bravo, G., Dalmazzone, S., 2008. A consumption-based approach to environmental Kuznets curves using the ecological footprint indicator. *Ecological Economics*, in Press.
- Banque Mondiale 2008. Indicateurs du Développement mondial. Washington D.C.
- Berrens, R., Bohara, A., Gawande, K., Wang, P., 1997. Testing the inverted U-hypothesis for U.S. hazardous waste: an application of the generalised Gamma model. *Economic Letters* 55, 435-440.
- Box, G.E.P., Cox, D.R., 1964. An Analysis of Transformations. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 26, 211-252.
- Brajer, V., Mead, R.W., 2007. Health Benefits of Tunneling through the Chinese environmental Kuznets curve (EKC). *Ecological Economics*, in Press.
- CDIAC, 2008. <http://cdiac.ornl.gov/>
- Cleveland, C.J., Costanza, R., Hall, C.A.S., Kaufmann, R., 1984. Energy and the US economy: a biophysical perspective, *Science* 255, 890-897.
- Cole, M.A., 2004. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages, *Ecological Economics* 48 (1), 71–81.
- Copeland, B., Taylor, M.S., 2004. Trade, Growth an The Environment. *Journal of Economic Literature* 42 (1), 7-71.
- Coondoo, D., Dinda, S., 2002. Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis. *Ecological Economics* 40 (3), 351-367.
- Coondoo, D., Dinda, S., 2008. Carbon dioxyde emission and income: A temporal analysis of cross-country distributional patterns. *Ecological Economics* 65, 375-385.
- Cropper, M., Griffiths, C., 1994. The interaction of populations, growth and environmental quality. *American Economic Review* 84, 250-254.
- Culas, R.J., 2007. Deforestation and the environmental Kuznets curve: An institutional perspective. *Ecological Economics* 61, 429-437.
- Davidson, R., MacKinnon J.G., 1983. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica* 49, 781- 793.
- Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., Wheeler, D., 2002. Confronting the environmental Kuznets curve. *Journal of Economic Perspectives* 16, 147-168.
- Davidson, R., MacKinnon J.G., 1981. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica* 49, 781- 793.
- Davidson, R., MacKinnon, J.G., 2004. *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, New York.
- Dijkgraf, E., Vollebergh, H.R.J., 2005. A Note on Testing for Environmental Kuznets Curve with panel data. *Environmental and Resource Economics* 32, 229-239.
- Dinda, S., 2004. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics* 49, 431-455.
- Dinda, S., Coondoo, D., 2006. Income and emission: a panel data based cointegration analysis. *Ecological Economics* 57 (2), 167-181.

- de Bruyn, S.S., Van den Bergh, J.C.J.M., Opschoor, J.B., 1998. Economic growth and emission: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economic* 25, 880-889.
- Friedl, B., Getzner, M., 2003. Determinants of CO<sub>2</sub> emissions in a small open economy. *Ecological Economics* 45, 133-148.
- Galeotti, M., Lanza, A., 2005. Desperately seeking (Environmental) Kuznets. *Fondazione. Environmental Modelling & Software* 20, 1379-1388.
- Galeotti, M., Lanza, A., Pauli, F., 2006. Reassessing the environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions: A robustness exercise. *Ecological Economics* 57, 152-163.
- Georgescu-Roegen, N., 1971. *The Entropy law and the Economic Process*, Harvard University Press.
- GIEC 2007. *Climate Change 2007-Synthesis report, Fourth Assessment Report*.
- Godfrey, L.G., Wickens, M.R., 1981. Testing linear and loglinear regressions for functional form. *The Review of Economic Studies* 48, 487-496.
- Grossman, G.M. and Krueger, A.B., 1993. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In: Garber, P. (Ed.), *The U.S.-Mexico Free Trade Agreement*. MIT Press, Cambridge, pp. 13-56.
- Grossman, G.M. and Krueger, A.B., 1995. Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics* 110 (2), 253-377.
- Halkos, G.E., Tsionas, E.G., 2001. Environmental Kuznets curves: Bayesian evidence from switching regime models. *Energy Economics* 23, 191-201.
- Hamilton, C., Turton, H., 2002. Determinants of emissions growth in OECD countries. *Energy Policy* 30, 541-551.
- Harbaugh, W., Levinson, A., Wilson, D.M., 2002. Re-examining the empirical evidence for an environmental Kuznets Curve. *The Review of Economics and Statistics* 84 (3), 541-551.
- Hill, R.J., Magnani, E., 2002. An exploration of the conceptual and empirical basis of the environmental Kuznets curve. *Australian Economic Papers* 41, 239-254.
- Holtz-Eakin, D., Selden, T.M., 1995. Stoking the fires? CO<sub>2</sub> emissions and economic growth. *Journal of Public Economics* 57, 85-101.
- Huang, B., Hwang, M.J., Yang, C.W., 2007. Causal Relationship between energy consumption and GDP growth revisited: A dynamic panel data approach. *Ecological Economics*, in Press.
- Huang, W.M., Lee Grace, W.M., Wu, C.C., 2008. GHG emissions, GDP growth and the Kyoto Protocol: A revisit of Environmental Kuznets Curve hypothesis. *Energy Policy* 36, 239-247
- Kriström, B., Lundgren, T., 2005. Swedish CO<sub>2</sub>-emission 1900-2010: an exploratory note. *Energy Policy* 33, 1223-1230.
- Kuznets, S., 1955. Economic growth and income inequality. *American Economic Review* 49, 1-28
- Lantz, V., Feng, Q., 2006. Assessing income, population, and technology impacts on CO<sub>2</sub> emissions in Canada: where's the EKC? *Ecological Economics* 57, 229-238.
- Lise, W., Monfort, K.V., 2007. Energy consumption and GDP in Turkey : Is there a co-integration relationship ? *Energy Economics* 29, 1166-1178.
- MacKinnon, J.G., White, H., Davidson, R., 1983. Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses: Some Further Results. *Journal of Econometrics* 21, 53-70.
- Magnani, E., Tubb, A. 2007. *The Link Between Economic Growth and Environmental Quality: Does Population Ageing Matter?* School of Economics Discussion Paper: 2007/12
- Managi, S., 2004. Trade Liberalization and the Environment: Carbon Dioxide for 1960–1999. *Economics Bulletin* 17 (1), 1–5
- Managi, S., Jena, P.R., 2008. Environmental Productivity and Kuznets Curve in India. *Ecological Economics* 65, 432-440.
- Martinez- Zarzoso, I., Bengochea-Morancho, A., Morales-Lage, R., 2006. The Impact of Population on CO<sub>2</sub> Emissions: Evidence from European Countries. *Fondazione ENI Enrico Mattei, Nota di lavoro N.98*.
- Meadows, D.H., Meadows D.L., Randers, J., Behrens, W., 1972. *The Limits to Growth*. Universe Books, New York.
- Neumayer, E., 2002. Can natural factors explain any cross-country differences in carbon dioxide emissions? *Energy Policy* 30, 7-12.

- Nguyen Van, P., Azomahu, T., 2007. Non linearities and heterogeneity in Environmental Quality : An Empirical Analysis of Deforestation. *Journal of Development Economics* 84, 291-309.
- Panayotou, T., 1993. Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development. Working Paper WP238, Technology and Employment Programme, International Labour Office, Geneva.
- Panayotou, T., 1995. Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development. In *Beyond Rio : The Environmental Crisis and Sustainable livelihoods in the Third World*, ed. I. Ahmed and J.A. Doelman. ILO Studies Series. New York NY : St . Martin's Press.
- Richmond, A.K., Kaufmann, R.K., 2006. Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emission. *Ecological Economics* 56, 176-189.
- Roca, J., Alcántara, V., 2001. Energy intensity, CO<sub>2</sub> emissions and the environmental Kuznets curve. The Spanish case. *Energy Policy* 29, 553-556.
- Roy, N., van Kooten, G.C., 2004. Another look at the income elasticity of non-point source air pollutants: a semiparametric approach. *Economics Letters* 85, 17-22.
- Selden, T.M., Song, D., 1994. Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution? *Journal of Environmental Economics and Environmental Management* 27, 147-162.
- Shafik, N., 1994. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Oxford Economic Papers* 46, 757-73.
- Shafik, N. and Bandyopadhyay, S., 1992. Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. Background Paper for the World Development Report 1992, The World Bank, Washington DC.
- Schwarz, G., 1978. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics* 6, 461-464.
- Soytas, U., Sari, R., Ewing, B.T., Energy consumption, income and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics* 62, 482-489.
- Stern, D.I., 2004. The Rise and fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development* 32, 1419-1439.
- Tucker, M., 1995. Carbon dioxide emission and global GDP. *Ecological Economics* 15, 215-223.
- Vincent, J.R., 1997. Testing for environmental Kuznets curves within a developing country. *Environment and Development Economics* 2, 417-431.

## ANNEXES : les tests d'hypothèse non emboîtée et les critères d'information

Tester la validité des modèles économiques reste parmi les fonctions majeures de l'économétrie. Plusieurs procédures sont proposées pour tester la spécification d'un modèle économétrique en présence d'un ou plusieurs autres modèles qui expliquent le même phénomène. Parmi ces procédures on distingue les tests d'hypothèse non emboîtée<sup>19</sup>. Plusieurs contributions dans la littérature ont traité le problème de non emboîtement et ont produit des tests spécifiques dont les plus utilisés sont le test J de Davidson et Mackinnon (1981), test P<sub>E</sub> de Mackinnon, White et Davidson (1983), le test GW de Godfrey et Wickens (1981) et le test BC de Box-Cox (1964).

### 1. Test J de Davidson et Mackinnon (1981)

Dans le cas des régressions linéaires classiques, les deux auteurs cherchent à choisir entre deux modèles qui expliquent la même variable endogène  $y$ .

$$H_0 : y = X \beta + u_1 \quad (1)$$

$$H_1 : y = Z \gamma + u_2 \quad (2)$$

$y$  est le vecteur de la variable endogène de dimension  $(N \times 1)$ ,  $X$  et  $Z$  sont des matrices de variables explicatives de dimensions respectives  $(N \times k_1)$  et  $(N \times k_2)$ .  $\beta$  et  $\gamma$  sont des vecteurs de paramètres de dimensions respectives  $(k_1 \times 1)$  et  $(k_2 \times 1)$ .  $u_1$  et  $u_2$  sont des vecteurs d'erreurs de dimensions  $(N \times 1)$  tels que :  $E(u_1 u_1^T) = \sigma_1^2$  et  $E(u_2 u_2^T) = \sigma_2^2$ .

L'idée consiste à construire un modèle enveloppe qui contient les deux modèles précédents (1) et (2) pour pouvoir tester l'un ou l'autre contre le sur-modèle suivant :

$$y = (1 - \lambda) X \beta + \lambda Z \gamma + u \quad (3)$$

Où  $\lambda$  est un paramètre inconnu. Si  $\lambda = 0$ , le modèle (3) se réduit au modèle (1) et le modèle (2) est rejeté. En revanche, si  $\lambda = 1$ , il se réduit au modèle (2) et (1) est rejeté. L'idée est donc de développer le test  $\lambda = 0$ . Toutefois, les paramètres  $\lambda, \beta$  et  $\gamma$  du modèle (3) ne sont pas identifiables. La procédure du test va s'effectuer donc en deux étapes. D'abord,  $\gamma$  est estimé dans le modèle (2). On en déduit l'estimation  $\hat{\gamma}$ . Ensuite, Davidson et MacKinnon régressent  $y$  sur  $X$  et  $Z\hat{\gamma}$  à l'aide du modèle suivant :

$$y = (1 - \lambda) X \beta + \lambda Z \hat{\gamma} + u \quad (4)$$

---

<sup>19</sup> Deux modèles sont dits non emboîtés si aucun modèle entre eux ne peut pas être considéré comme un cas particulier de l'autre



Sous  $H_0$ , le t-Student associé au paramètre  $\lambda$ , dans le cadre du modèle (4), suit asymptotiquement une loi  $N(0,1)$  si  $X$  et  $Z$  sont telles que  $E(X^T Z) \neq 0$ . La statistique du test est notée par  $J$ . Si  $\lambda$  est significativement non nul donc le modèle (1) est à rejeter, sinon (2) est rejeté.

## 2. Test $P_E$ de Mackinnon, White et Davidson (1983)

MacKinnon, White et Davidson (1983) ont développé le test  $J$  étudié auparavant dans le cadre non linéaire afin d'aboutir à un test pour la linéarité contre la log-linéarité. Les deux modèles à tester sont donnés par :

$$H_0 : y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \varepsilon_{0t} \quad (5)$$

$$H_1 : \log y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \log x_{it} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

Le sur-modèle considéré par les auteurs pour tester  $H_1$  comme alternative est le suivant :

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \alpha_0 \left[ \log y_t - \log \hat{y}_t \right] + \varepsilon_t \quad (7)$$

Où  $\hat{y}_t$  et  $\log y_t$  sont les valeurs ajustées respectivement des modèles (5) et (6).

Il s'agit de tester la significativité de  $\hat{\alpha}_0$  dans le modèle (7). Si  $\hat{\alpha}_0$  est statistiquement significatif alors le modèle linéaire est rejeté en faveur du modèle log-linéaire. On peut aussi inverser la situation pour tester  $H_0$  comme alternative. Le modèle à considérer est alors :

$$\log y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \log x_{it} + \alpha_1 \left[ \hat{y}_t - \exp(\log y_t) \right] + \varepsilon_t \quad (8)$$

Même chose, il s'agit de tester la significativité de  $\hat{\alpha}_1$  dans le modèle (8). S'il est statistiquement significatif, le modèle log-linéaire est à rejeter.

### 3. Test BC de Box-Cox (1964)

La transformation de Box-Cox est donnée par la formule suivante :

$$y_t(\lambda) = \begin{cases} \frac{y_t^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \log y_t & \text{si } \lambda = 0 \end{cases} \quad (9)$$

Le modèle (9) se réduit au modèle linéaire (modèle (5)) si  $\lambda = 1$  et au modèle log-linéaire (modèle (6)) si  $\lambda = 0$ . Le test se pose sur la constatation suivante : si chaque observation est divisée par la moyenne géométrique<sup>20</sup>, alors la SCR du modèle (5) utilisant les  $y_t$  transformées est d'unité comparable avec la SCR obtenue du modèle (6). Notons par  $SCR_L$  la somme des carrés des résidus du modèle (5) et par  $SCR_{LL}$  la somme des carrés des résidus du modèle (6). On estime le modèle (5) avec  $\frac{y_t}{\bar{y}_g}$  comme variable endogène (variable transformée), on obtient

$\frac{SCR_L}{\bar{y}_g^2}$  qui est comparable avec  $SCR_{LL}$  puisqu'elles ont la même grandeur. Box et Cox proposent de tester si les deux quantités sont significativement différentes de zéro. L'hypothèse nulle de ce test est : les deux modèles sont empiriquement équivalents. Box et Cox ont montré que :

$$l = \frac{N}{2} \left| \log \left( \frac{SCR_L / \bar{y}_g^2}{SCR_{LL}} \right) \right| \sim \chi^2(1) \quad (10)$$

Ainsi, on rejette l'hypothèse nulle si  $l^c > \chi_{1-\alpha}^2(1)$  ; où  $l^c$  est la valeur calculée de  $l$ . Le modèle linéaire sera préféré à condition que  $SCR_L / \bar{y}_g^2 < SCR_{LL}$ .

### 4. Test GW de Godfrey et Wickens (1981)

Le test GW peut être considéré comme un cas particulier de la transformation de Box-Cox. La procédure du test consiste à tester (5) et (6) contre, respectivement, les modèles :

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + (1-\lambda) \left[ (\hat{y}_t \log \hat{y}_t - \hat{y}_t + 1) - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i (x_{it} \log x_{it} - x_{it} + 1) \right] + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\log y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \log x_{it} + \lambda \left[ \frac{-(\log \hat{y}_t)^2}{2} + \frac{\sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i (\log x_{it})^2}{2} \right] + \varepsilon_t \quad (12)$$

Où  $\hat{\beta}$  et  $\hat{\gamma}$  les coefficients estimés des modèles (5) et (6).

---

<sup>20</sup> La moyenne géométrique des  $y_i$  est égale à  $\bar{y}_g = (y_1 \cdot y_2 \dots y_N)^{\frac{1}{N}}$ , où  $N$  désigne la taille de l'échantillon.

Les t-Student de  $\lambda=1$  et  $\lambda=0$  sont asymptotiquement distribués selon la loi normale centrée réduite.

Malheureusement, les tests de non emboîtement ne donnent pas des bons résultats pour les échantillons à petites tailles. De nombreux auteurs à savoir Davidson et MacKinnon (2004) affirment que ces tests sont désignés pour tester la spécification des modèles et non pour choisir entre eux. Si nous voulons sélectionner un modèle parmi plusieurs alternatifs, nous pouvons utiliser quelques critères d'information. *“Because nonnested hypothesis tests are designed as specification tests, rather than as procedure for choosing among competing models, it is not at all surprising that they sometimes do not lead us to choose one model over the other. If we simply want to choose the “best” model out of some set of competing models, whether or not any of them is satisfactory, then we should use a completely different approach, based on what are called **information criteria.**”* (Davidson et MacKinnon, 2004, p.671).

## 5. Les critères d'information

Il existe plusieurs critères de sélection des modèles dont les plus populaires sont le critère AIC d'Akaike (1974) et le critère BIC de Schwarz (1978). Ils sont donnés respectivement par les deux formules suivantes :

$$AIC_i = \log \hat{\sigma}_i^2 + \frac{2k_i}{N} \quad (13)$$

Où  $k$  représente le nombre de paramètres de la régression,  $\hat{\sigma}_i^2$  est l'estimateur de la variance résiduelle du modèle  $i$

$$BIC_i = l_i - \frac{1}{2} k_i \log N \quad (14)$$

Où  $l_i$  désigne le log du maximum de la vraisemblance du modèle  $i$ ,  $k$  nombre de paramètre.

La sélection d'un modèle parmi plusieurs alternatifs est basée sur le minimum des valeurs de ces critères. Il est à noter que ces critères ne sont applicables que dans le cas où les modèles compétitifs présentent la même variable endogène. Ils ne peuvent pas être destinés par exemple à la comparaison des modèles linéaire et log-linéaire.