



UNIVERSITÉ  
DE NAMUR

University of Namur

# Institutional Repository - Research Portal

## Dépôt Institutionnel - Portail de la Recherche

[researchportal.unamur.be](http://researchportal.unamur.be)

## THESIS / THÈSE

### MASTER EN SCIENCES DE GESTION

#### Quel est l'impact du développement économique sur les émissions de dioxyde de carbone ?

Lambot, Damien

*Award date:*  
2020

*Awarding institution:*  
Universite de Namur

[Link to publication](#)

#### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

#### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Download date: 25. May. 2021



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2019-2020

**Quel est l'impact du développement économique sur les émissions  
de dioxyde de carbone ?**

LAMBOT Damien

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

## Remerciements

Nous remercions le Professeur Jean-Yves Gnabo et Messieurs Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroye et François-Xavier Ledru pour la qualité de leur enseignement, leur accompagnement et leurs conseils durant la réalisation de ce mémoire.

# Table des matières

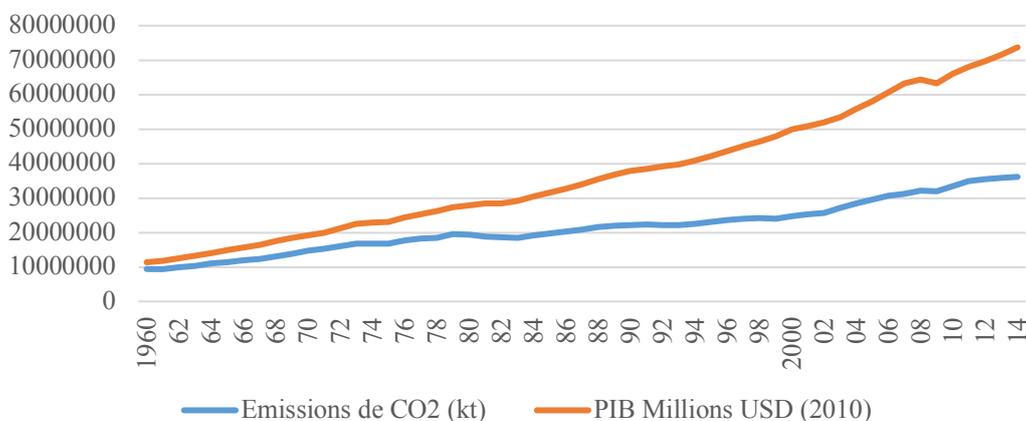
<b>1. INTRODUCTION</b> .....	<b>1</b>
<b>2. REVUE DE LA LITTERATURE</b> .....	<b>3</b>
2.1. LA COURBE ENVIRONNEMENTALE DE KUZNETS.....	3
2.2. UN INDICATEUR ALTERNATIF AU PIB : L'ÉPARGNE NETTE AJUSTEE .....	5
<b>3. DESCRIPTION ET EXPLICATION DES DONNEES</b> .....	<b>7</b>
3.1. SOURCES DES DONNEES.....	7
3.2. DESCRIPTION DES VARIABLES UTILISEES .....	7
3.2.1. <i>La variable expliquée</i> .....	7
3.2.2. <i>Les variables explicatives</i> .....	8
3.3. NETTOYAGE DES DONNEES ET CONSTRUCTION DES VARIABLES.....	8
3.4. STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET COEFFICIENTS DE CORRELATION .....	9
3.4.1. <i>Statistiques descriptives</i> .....	9
3.4.2. <i>Analyse des coefficients de corrélation</i> .....	12
<b>4. PRESENTATION DU MODELE ET DE LA METHODE</b> .....	<b>14</b>
4.1. LE MODELE DE LA COURBE ENVIRONNEMENTALE DE KUZNETS .....	14
4.2. TESTS PRELIMINAIRES SUR LES DONNEES .....	15
4.2.1. <i>Test de racine unitaire</i> .....	15
4.2.2. <i>Hétéroscédasticité et autocorrélation du terme d'erreur</i> .....	15
4.3. METHODE EMPLOYEE ET CHOIX DES ESTIMATEURS.....	16
<b>5. RESULTATS ET INTERPRETATIONS</b> .....	<b>17</b>
5.1. RESULTATS DES REGRESSIONS.....	17
5.2. INTERPRETATION DES RESULTATS.....	18
5.2.1. <i>Pouvoir explicatif du modèle</i> .....	18
5.2.2. <i>Interprétation des coefficients estimés des différentes variables et discussion critique</i> .....	19
5.2.3. <i>Comparaison des résultats obtenus avec le PIB comme variable explicative</i> .....	23
<b>6. CONCLUSION</b> .....	<b>24</b>
<b>7. BIBLIOGRAPHIE</b> .....	<b>26</b>
<b>8. ANNEXES</b> .....	<b>29</b>
8.1. ANNEXE I : REPARTITION DES PAYS DU PANEL PAR CATEGORIE DE REVENUS .....	29
8.2. ANNEXE II : STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET MATRICES DE CORRELATION .....	30
8.2.1. <i>Statistiques descriptives complètes</i> .....	30
8.2.2. <i>Matrices de corrélation</i> .....	33
8.3. ANNEXE III : TESTS PRELIMINAIRES.....	34
8.3.1. <i>Tests de stationnarité des données</i> .....	34
8.3.2. <i>Tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur</i> .....	35
8.3.3. <i>Diagnostic de panel</i> .....	37
8.4. ANNEXE IV : RESULTATS DETAILLES DES REGRESSIONS .....	38
8.4.1 : <i>Moindres Carrés Ordinaires empilés</i> .....	38
8.4.2 : <i>Effets Fixes avec variables temporelles</i> .....	40
8.4.3 : <i>Effets Fixes avec variables temporelles et PIB comme variable explicative principale</i> .....	44

# 1. Introduction

Le réchauffement climatique est l'un des défis majeurs auxquels l'humanité est confrontée actuellement. La possibilité d'une catastrophe environnementale et humanitaire causée par ce phénomène fait l'objet de nombreuses publications scientifiques. Un exemple notoire est le rapport publié en 2018 par le Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'Évolution du Climat (GIEC) qui expose les risques liés à un réchauffement global d'1,5°C au-dessus du niveau préindustriel<sup>1</sup>. Ses causes principales sont les émissions de gaz à effet de serre (GES) dues à l'activité humaine, principalement celles de dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>), responsables de 63% du réchauffement de la planète<sup>2</sup>.

Face à cette problématique, des engagements ont été pris par de nombreux États en vue de diminuer leurs émissions de CO<sub>2</sub>. Les Nations Unies ont notamment déterminé des seuils précis lors des Conventions des Parties (COP) de Kyoto (1997) ou de Paris (2015)<sup>3</sup>. Au niveau européen, le Cadre d'action en matière de climat et d'énergie fixe les objectifs clés à atteindre pour l'année 2030 : la réduction des émissions de gaz à effet de serre d'au moins 40% (par rapport aux niveaux de 1990), l'augmentation de la part des énergies renouvelables à au moins 32% et l'amélioration de l'efficacité énergétique d'au moins 32,5%<sup>4</sup>. Cependant, les émissions mondiales de CO<sub>2</sub> sont en constante augmentation depuis plusieurs décennies. A titre d'illustration celles-ci ont progressé d'environ 46% entre les années 2000 (24 689 911 kt) et 2014 (36 138 285 kt)<sup>5</sup>.

Figure 1 : Évolution du PIB et des émissions de CO<sub>2</sub> au niveau mondial, de 1960 à 2014.



Note : Le graphique ci-dessus indique les valeurs du Produit Intérieur Brut mondial exprimées en millions de dollars US constants (2010) et les émissions mondiales de CO<sub>2</sub> exprimées en kilotonnes entre 1960 et 2014. Graphique préparé par l'auteur. Source des données : Banque Mondiale.

De plus, les avis ne sont pas unanimes sur les mesures à adopter et sur le rôle de la croissance économique en vue d'une réduction des émissions de GES. Dès les années 70, un rapport d'experts du Massachusetts Institute of Technology (MIT) commandé par le Club de Rome

<sup>1</sup> <https://www.ipcc.ch/sr15/> (avril 2020).

<sup>2</sup> [https://ec.europa.eu/clima/change/causes\\_fr](https://ec.europa.eu/clima/change/causes_fr) (avril 2020).

<sup>3</sup> <https://unfccc.int/process/bodies/supreme-bodies/conference-of-the-parties-cop> (avril 2020)

<sup>4</sup> [https://ec.europa.eu/clima/policies/strategies/2030\\_fr](https://ec.europa.eu/clima/policies/strategies/2030_fr) (avril 2020)

<sup>5</sup> Calcul de l'auteur d'après les données de la Banque Mondiale

intitulé « Les Limites à la Croissance » (Meadows *et al.*, 1972) donnait l'alerte quant aux conséquences négatives d'une progression illimitée de la croissance.

Aujourd'hui encore des voix s'élèvent pour encourager une transformation radicale de nos habitudes, entre autres celle de l'économiste français Pierre Larroutourou qui plaide pour plus de sobriété dans nos modes de consommation<sup>6</sup>. A l'inverse, d'autres considèrent la croissance économique comme solution principale aux problématiques environnementales. C'est par exemple l'avis exprimé par Ferghane Azihari, président de l'Institut de Recherches Économiques et Fiscales (IREF), selon qui la richesse offre plus d'opportunités d'investir dans des technologies plus propres et des infrastructures plus efficaces<sup>7</sup>.

Notre étude propose d'analyser l'impact du développement économique d'un ensemble de pays sur leurs émissions de CO<sub>2</sub>. Celui-ci les augmente-t-il, ou permet-il de les réduire ? Quels sont les mécanismes qui jouent un rôle dans cette relation ? Et quelle mesure du développement économique utiliser ?

L'approche dominante dans la littérature scientifique sur ce sujet cherche à identifier la relation entre la croissance économique et divers indicateurs de dégradation environnementale au regard de l'hypothèse de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK) (Stern, 2017). Selon Stern (2004) : « cette hypothèse suppose que durant les premiers stades de croissance économique, la pollution augmente et qu'au-delà d'un certain seuil de revenu la tendance s'inverse, si bien qu'à un niveau élevé de revenu, la croissance économique conduit à une amélioration environnementale » (Stern, 2004, p. 1419). La CEK fait l'objet de nombreuses publications mais également de nombreuses critiques car les résultats obtenus sont très hétérogènes et varient en fonction des pays observés, de la période temporelle, du choix des variables et de la méthode économétrique employée (Shahbaz et Sinha, 2018)<sup>8</sup>. Certaines de ces critiques, notamment formulées par Stern (2004) à propos du traitement de l'hétéroscédasticité, de la relation de cointégration entre les variables, ou du biais de variables omises ont toutefois été solutionnées dans les études plus récentes (Neve et Hamaide, 2017).

L'indicateur de croissance économique le plus fréquemment employé est le Produit Intérieur Brut (PIB). Son adéquation pour ce type d'étude est cependant remise en question par certains auteurs car il ne tient pas compte du bien-être de la population, des dégradations environnementales ni de l'équité intergénérationnelle (Nève et Hamaide, 2017).

Suivant la démarche de Nève et Hamaide (2017), nous évaluerons la croissance économique par un indicateur de développement alternatif proposé par la Banque Mondiale : l'Épargne Nette Ajustée (ENA). En utilisant l'ENA, dont la valeur tient compte des investissements en capital humain et de l'exploitation des ressources naturelles, l'hypothèse de la CEK se vérifie dans leur étude qui emploie la méthode des Moindres Carrés Pondérés (MCP) sur un panel de 28 pays entre 1990 et 2010. Nous envisageons de reprendre un modèle similaire au leur et utiliserons des données issues de la Banque Mondiale pour 94 pays entre 2004 et 2014. Notre panel comportera donc plus de pays durant une période plus courte. Les paramètres inconnus du modèle seront estimés par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et un modèle à Effets Fixes (FEM) dont les résultats seront analysés comparativement.

---

<sup>6</sup> Hessel, A., Jouzel, J., Larroutourou, P. (2018), *Finance, Climat, Réveillez-vous !*, Indigène Éditions, Bouzigues, pp. 60-61.

<sup>7</sup> <https://fr.irefeurope.org/Publications/Articles/article/Environnement-les-pays-riches-sont-plus-propres-et-plus-surs-que-les-pays-pauvres> (juin 2020)

<sup>8</sup> L'article mentionné présente une revue détaillée de la littérature de 1991 à 2017.

Notre contribution à la littérature existante sera d'inclure dans le modèle de Nève et Hamaide (2017) des variables exprimant la consommation totale d'énergie primaire (Balsalobre-Lorente et Shahbaz, 2016) et la proportion d'énergies renouvelables dans le mix énergétique (Allard *et al.* 2018). Ces deux facteurs font partie des objectifs fixés par le Cadre d'action en matière de climat et d'énergie de l'Union Européenne, et ont produit des résultats statistiquement significatifs (respectivement positifs et négatifs) dans les études citées ci-dessus.

Notre étude débutera par une revue de la littérature qui présentera l'hypothèse de la CEK et l'Épargne Nette Ajustée. Ensuite, le panel et les variables choisies seront détaillés, puis nous proposerons une explication du modèle et de sa construction. Enfin les résultats des régressions seront présentés et interprétés. Nous formulerons quelques remarques sur les limites de notre méthode et sur les améliorations possibles avant de conclure par un bref récapitulatif de notre étude.

## **2. Revue de la littérature**

Dans cette section, nous présentons l'hypothèse de la Courbe Environnementale de Kuznets et les mécanismes à l'œuvre derrière cette relation. Nous relèverons différentes études et leurs résultats. Nous poursuivrons cette revue de la littérature par une discussion sur le choix de l'indicateur de développement économique et une description de l'Épargne Nette Ajustée.

### **2.1. La Courbe Environnementale de Kuznets**

La première étude analysant la relation entre croissance économique et dégradations environnementales est celle de Grossman et Krueger sur l'impact de l'Accord de Libre-Échange Nord-Américain (1991). La relation identifiée présentait une forme de U inversé, similaire à celle entre revenu par habitant et inégalités au sein d'un pays observée par Kuznets (1955).

Cette relation, nommée Courbe Environnementale de Kuznets (CEK), repose sur l'hypothèse suivante : les premiers stades de développement d'une économie sont associés à une augmentation des dégradations environnementales. Passé un certain niveau de développement, celles-ci commencent à décroître. Cette diminution peut s'expliquer par différents facteurs tels que l'évolution de l'économie vers des secteurs moins polluants, une modifications des préférences individuelles en faveur d'un environnement plus sain, ou l'adoption de réglementations environnementales plus contraignantes (Hamaide *et al.*, 2012). Grossman et Krueger (1991) identifient trois mécanismes dans la formation de la CEK : l'effet d'échelle, de composition et de technique.

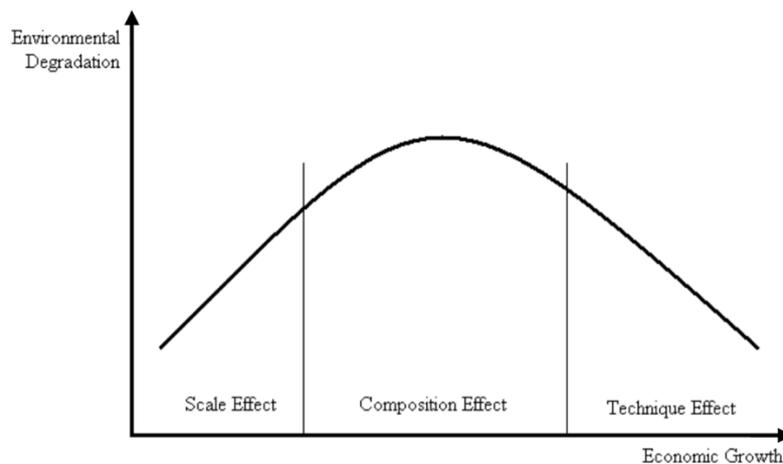
L'effet d'échelle exprime l'impact isolé de la croissance économique. Si l'on considère que la consommation d'énergie (principalement de sources fossiles) est la première cause des émissions de GES, et que l'augmentation de la croissance implique une consommation énergétique plus élevée, alors la croissance économique augmente directement les émissions de GES (Liobikienè et Butkus, 2019). L'effet d'échelle signifie donc qu'à tout autre facteur inchangé, l'augmentation de la croissance cause une augmentation de la pollution (Stern, 2004).

L'effet de composition reflète l'importance des secteurs primaire, secondaire et tertiaire dans l'économie et l'influence de la croissance sur la transition vers des secteurs d'activités moins polluants. Cette transition doit toutefois être nuancée par le fait qu'un pays (ou groupe de pays) peut délocaliser une partie de sa pollution en installant ses unités de production dans des pays

aux réglementations environnementales moins contraignantes, ou en recourant à l'importation de biens en provenance de ces pays. Ce phénomène est connu sous le nom de « havre de pollution » (Grossman et Krueger, 1995, Copeland et Taylor, 2004).

Enfin, l'effet de technique traduit les mesures mises en place en vue de réduire les émissions de GES. Ce sont par exemple, le recours à des énergies renouvelables, le renouvellement des infrastructures pour des solutions plus propres et plus efficaces, ou les investissements en recherche et développement (Liobikienė et Butkus, 2019). Des facteurs sociopolitiques apparaissent également pour compléter la description des pays analysés tels que les réglementations, le niveau d'éducation, la qualité des institutions ou les engagements environnementaux (Panayotou *et al.* 1997, Farzin et Bond, 2006, Dutt, 2009), avec des résultats montrant généralement un impact négatif de ces facteurs sur les émissions de CO<sub>2</sub> (Shahbaz et Sinha 2018).

Figure 2 : Illustration de la Courbe Environnementale de Kuznets



Note : Représentation simplifiée de la Courbe Environnementale de Kuznets et des mécanismes sous-jacents.  
Source : Shahbaz et Sinha (2018, p. 59).

La croissance économique seule n'explique donc pas une diminution des émissions de CO<sub>2</sub>. Lorsqu'une CEK apparaît, c'est que l'effet de technique (par exemple : les efforts de réduction des émissions) domine l'effet d'échelle lié à la croissance (Stern, 2004).

Le modèle CEK appliqué à des données de panel dans sa forme la plus répandue est le suivant :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 X_{it}^3 + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.1.1)$$

La variable expliquée  $Y$  correspond aux émissions de CO<sub>2</sub> d'un pays  $i$  durant une année  $t$ ,  $X$  représente les revenus, et  $Z$  correspond aux autres facteurs pouvant avoir un effet sur les émissions de CO<sub>2</sub>,  $\alpha$  étant la constante ou l'effet spécifique d'un pays selon la méthode employée et  $\varepsilon$  le terme d'erreur. Les valeurs des paramètres  $\beta$  détermineront la forme que prendra la relation. Celle-ci peut être inexistante, linéaire, en U inversé mais également en forme de N (Shahbaz et Sinha 2018). Cette dernière forme indique qu'après avoir diminué, les émissions polluantes repartent à la hausse au-delà d'un certain seuil de revenu, l'effet d'échelle reprenant le dessus sur les effets de composition et de technique (Torrás et Boyce, 1998).

Une revue exhaustive de la littérature sur le sujet entre 1991 et 2017 est proposée par Shahbaz et Sinha (2018). Nous citons ci-dessous quelques études qui montrent les diverses formes des

relations (linéaire, quadratique, cubique) afin d'illustrer le caractère hétérogène des résultats obtenus.

Parmi les études portant sur des données de panel qui identifient une relation linéaire entre croissance et émissions de CO<sub>2</sub>, nous pouvons citer l'article de Shafik et Bandyopadhyay (1992) portant sur un panel de 149 pays durant la période entre 1960 et 1990 ou celui de Magnani (2001) analysant 152 pays entre 1970 et 1990.

Une relation en forme de U inversé est observée dans l'étude de Grossman et Krueger (1991) en choisissant des polluants locaux (dioxyde de soufre et particules fines) comme variable expliquée et le PIB comme mesure du revenu aux USA entre 1960 et 1990. D'autres études utilisant les émissions de CO<sub>2</sub> comme variable expliquée produisent également une CEK. C'est le cas pour celle de Holtz-Eakin et Selden, (1995) qui analyse 130 pays entre 1951 et 1986, ou celle de Panayotou *et al.* (2000) où la relation est observée pour certains pays du panel seulement.

Focalisée sur l'Autriche, pays fortement industrialisé et à l'économie ouverte, une étude de Friedl et Getzner (2003), voit apparaître une relation entre les émissions de CO<sub>2</sub> et le PIB en forme de N. Après avoir observé une baisse des émissions, celles-ci sont donc reparties à la hausse. Cette relation cubique se retrouve aussi pour certains sous-groupes de l'échantillon dans une étude d'Allard *et al.* (2018) portant sur 74 pays entre 1994 et 2012 et utilisant une méthode de régression quantile.

L'identification d'une CEK pose également la question du seuil de revenus au-delà duquel les dégradations environnementales diminuent. Il est fréquent que celui-ci affiche une valeur bien au-delà des niveaux de revenus réels, ce qui diminue la force des conclusions des études concernées (Nève et Hamaide, 2017). Selon Shahbaz et Sinha (2018), la grande majorité des études se sont concentrées sur l'existence de la CEK et de sa forme, mais pas du niveau des émissions de CO<sub>2</sub> atteint au moment où la courbe entamerait sa phase décroissante. Ils se peut dès lors que celles-ci atteignent un point de non-retour et que les émissions continuent de croître de façon constante. Il est important, selon eux, d'analyser non pas si la CEK existe mais de déterminer les mesures qui permettront réellement de diminuer les émissions de CO<sub>2</sub> et d'aplatir la courbe.

## **2.2. Un indicateur alternatif au PIB : l'Épargne Nette Ajustée**

La majorité des études sur la CEK emploient le PIB comme indicateur de développement économique. S'il mesure la richesse et la croissance économique d'un pays, le PIB ne donne pas d'informations à propos du bien-être de la population, ni de la qualité de l'environnement (Stiglitz, Sen et Fitoussi, 2009, Neve et Hamaide, 2017). Selon certains auteurs, les impacts sociaux et environnementaux des dernières décennies nécessitent des indicateurs plus complets pour guider les décisions socioéconomiques : « le PIB n'est pas capable d'adresser des problématiques centrales en rapport avec la qualité et la durabilité des modes de vie du peuple et des sociétés » (Thiry et Cassiers, 2010, p. 2).

En recherche d'une alternative au PIB, de nouvelles variables explicatives ont été proposées dans différentes études sur la CEK. Par exemple, Hill et Magnani (2002) emploient l'Indice de Développement Humain (IDH) qui tient notamment compte de l'espérance de vie et du niveau d'éducation. Franklin et Ruth (2012) utilisent l'Indicateur de Progrès Véritable (GPI) qui complète le calcul du PIB avec des activités non monétaires (bénévolat, travail ménager) et en

déduit le coût estimé de facteurs socioéconomiques tels que la criminalité, les dégradations environnementales, les inégalités, etc.

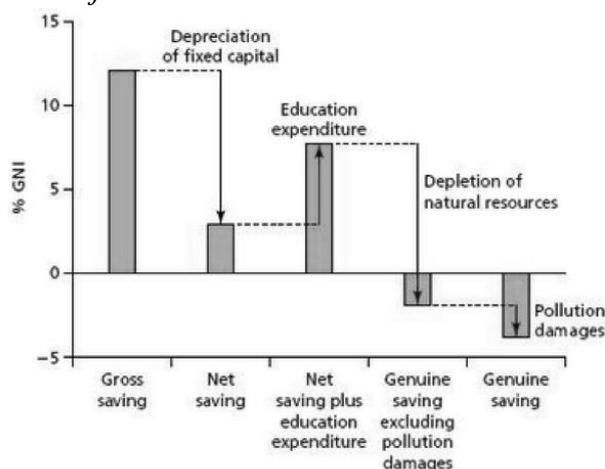
Développée par la Banque Mondiale, l'Épargne Nette Ajustée (ENA) indique le caractère durable du développement d'un pays. Elle considère une définition élargie du revenu représenté par l'Épargne Nette, augmentée des investissements en capital humain et diminuée de la consommation des ressources naturelles et du coût de la pollution (Thiry et Cassiers, 2010). « Comme elle représente une variation de la richesse, une valeur négative de l'ENA indique qu'il n'est pas tenable de maintenir les niveaux de consommation sur le long terme » (Thiry et Cassiers, 2010, p. 5).

La méthode de calcul de l'ENA est détaillée dans *The Changing Wealth of Nations* (Jarvis *et al.*, 2011). Elle se résume par l'équation (2.2.1) :

$$ENA = EN + ED - DE - DM - DFN - (CO2 + DP) \quad (2.2.1)$$

EN correspond à l'épargne nette, ED aux dépenses en éducation (hors investissements en infrastructure), DE représente la diminution des ressources énergétiques, DM celle des ressources minérales, DFN la déplétion forestière nette et (CO2+DP) indiquent le coût des dégradations environnementales liées aux émissions de CO2 et de particules fines (Nève et Hamaide, 2017).

Figure 3 : L'Épargne Nette Ajustée



Note : Représentation illustrant la méthode de calcul de l'Épargne Nette Ajustée en pourcentage du PIB.  
Source : Banque Mondiale, cité par Thiry et Cassiers (2010, p. 4)

Toujours selon Nève et Hamaide (2017), le fait que l'ENA tient compte de l'équité intergénérationnelle (via des facteurs de long terme comme les dépenses en éducation ou la diminution des ressources naturelles) la rend particulièrement adaptée pour étudier un phénomène aux effets durables tels que les émissions de CO2.

Bien que ses avantages soient reconnus, l'ENA fait toutefois l'objet de critiques méthodologiques relatives à sa construction. Nève et Hamaide (2017) mentionnent notamment : la remise en question par Thiry et Cassiers (2010) de la valorisation du capital humain par les dépenses en éducation et le mode de calcul du stock de ressources naturelles ; l'absence de certaines ressources comme l'eau, la qualité de l'air, la biodiversité, etc. (Arrow *et al.*, 2004). Ils jugent cependant qu'en dépit de ses limites, l'ENA reste un indicateur approprié comme alternative au PIB dans le cadre d'une analyse de la Courbe Environnementale de Kuznets.

### 3. Description et explication des données

#### 3.1. Sources des données

Sauf indication contraire, les données utilisées dans notre étude proviennent de deux bases de données de la Banque Mondiale : les Indicateurs du Développement dans le Monde (WDI)<sup>9</sup> et les Indicateurs de Gouvernance Mondiaux (WGI)<sup>10</sup>. Le panel est composé de 94 pays observés de 2004 à 2014 (11 années)<sup>11</sup>. Il est réparti en trois sous-catégories en fonction des seuils de Revenu National Brut (RNB) par habitant définis par la Banque Mondiale<sup>12</sup>:

Tableau 1: Sous-catégories identifiées dans le panel.

Catégories	RNB	Pays	% du PIB mondial	% des émissions de CO2 mondiales
HINC : revenu élevé	> 12 375 \$	36	62 %	33 %
MINC : revenu intermédiaire	entre 3 996 et 12 375 \$	31	25 %	43 %
LINC : revenu bas	< 3 996 \$	27	7 %	10 %
Total		94	94 %	87 %

Note : Répartition des pays du panel par catégorie de Revenu National Brut. Les pourcentages du PIB et des émissions de CO2 au niveau mondial ont été calculés par l'auteur pour l'année 2014.

Source des données : Banque Mondiale.

L'ensemble des pays sélectionnés représentait en 2014, 94 % du PIB mondial (exprimé en dollars constants de 2010) et 87 % des émissions de CO2 mondiales<sup>13</sup>.

#### 3.2. Description des variables utilisées

##### 3.2.1. La variable expliquée

Nous avons choisi les émissions annuelles de CO2 *per capita* exprimées en kilogrammes (kg) comme variable expliquée dans notre modèle. Les données fournies par la Banque Mondiale proviennent du *Carbon Dioxide Information Analysis Center (CDIAC)*<sup>14</sup>. Elles correspondent au gaz carbonique qui émane lors de la combustion de combustibles fossiles et de la fabrication de ciment et comprennent les émissions produites lors de la consommation de combustibles solides, liquides et gazeux et de torchage<sup>15</sup>. Elles ne sont pas disponibles dans cette base de donnée au-delà de 2014 pour la plupart des pays observés dans notre étude. C'est pourquoi les séries temporelles sont limitées à cette année.

<sup>9</sup> <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators> (juin 2020)

<sup>10</sup> <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/worldwide-governance-indicators> (juin 2020)

<sup>11</sup> Voir Annexe I, Tableau 1.

<sup>12</sup> <https://blogs.worldbank.org/fr/opendata/nouvelle-classification-des-pays-en-fonction-de-leur-revenu-actualisation-2019-2020> (juin 2020)

<sup>13</sup> Calculs de l'auteur. Source des données : Banque Mondiale.

<sup>14</sup> Centre d'analyse des informations relatives au dioxyde de carbone, division des sciences de l'environnement, Oak Ridge National Laboratory, Tennessee, États-Unis

<sup>15</sup> <https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/EN.ATM.CO2E.KT>

### 3.2.2. Les variables explicatives

Notre modèle contient sept variables explicatives qui illustrent les trois mécanismes sous-jacents à la CEK :

1. L'effet d'échelle, correspondant au développement économique est représenté par l'Épargne Nette Ajustée (ENA), exprimée en milliards de dollars US constants (2010)
2. La part de l'industrie dans l'économie nationale (IND) exprimée en pourcentage du PIB et la part des importations de biens et services dans l'économie nationale (IMP) exprimée en pourcentage du PIB traduisent l'effet de composition.
3. L'effet de technique est évalué par la consommation d'énergie renouvelable (REN), exprimée en pourcentage de la consommation totale d'énergie du pays et la consommation totale d'énergie primaire (ENUSE), exprimée en kilos de pétrole par tranche de 1000 dollars de PIB<sup>16</sup>.

Un indicateur de qualité des institutions et de la gouvernance (GOV) et une variable binaire indiquant l'adhésion du pays au protocole de Kyoto (KYO)<sup>17</sup> complètent notre modèle.

### 3.3. Nettoyage des données et construction des variables

La principale contrainte relative aux variables sélectionnées fût un grand nombre d'observations manquantes et d'interruptions dans les séries. Nous n'avons pas identifié de valeurs aberrantes. Les données ont été nettoyées afin de constituer un panel cylindré incluant le plus grand nombre de pays durant la période la plus étendue possible.

Le calcul de l'ENA soustrait de l'Épargne Nette les montants estimés des dégâts causés par les émissions de CO<sub>2</sub><sup>18</sup>. Nous avons suivi la méthode employée par Nève et Hamaide (2017) et supprimé la variable CO<sub>2</sub> de l'équation<sup>19</sup> afin d'éviter la présence des émissions de CO<sub>2</sub> dans les variables explicative et expliquée. Le montant a ensuite été converti en milliards de dollars constants de 2010.

Pour l'indicateur de la qualité des institutions, nous avons également suivi la méthode de Nève et Hamaide (2017). Les données sont extraites des six Indicateurs de Gouvernance Mondiaux dont les valeurs sont comprises entre -2,5 (mauvais) et 2,5 (excellent). Ils s'intitulent : *Voice and Accountability, Political Stability and Absence of Violence, Government Effectiveness, Regulatory Quality, Rule of Law, Control of Corruption*. Ces indicateurs étant fortement corrélés, ils sont synthétisés en leur valeur moyenne par pays afin d'éviter la présence de multicollinéarité dans nos variables. L'indicateur moyen est donc compris entre -2,5 et 2,5. Ces données ne sont présentées de manière continue qu'à partir de 2002, ce qui a fortement limité l'étendue de nos séries temporelles.

Deux observations étaient manquantes pour la variable exprimant la consommation totale d'énergie primaire (ENUSE) (Venezuela 2014 et Vietnam 2014). Afin de garantir l'équilibre du panel, celles-ci ont été extrapolées en calculant la moyenne des deux années précédentes. Cette manipulation n'a pas eu d'incidence notable sur les résultats des régressions.

---

<sup>16</sup> Le montant du PIB employé pour le calcul de cette variable est exprimé en Parité de Pouvoir d'Achat constante avec 2011 comme année de référence.

<sup>17</sup> [https://treaties.un.org/Pages/ViewDetails.aspx?src=TREATY&mtdsg\\_no=XXVII-7-a&chapter=27&clang=\\_en](https://treaties.un.org/Pages/ViewDetails.aspx?src=TREATY&mtdsg_no=XXVII-7-a&chapter=27&clang=_en) (juin 2020)

<sup>18</sup> Pour rappel :  $ENA = EN + ED - DE - DM - DFN - (CO_2 + DP)$

<sup>19</sup> Soit :  $ENA = EN + ED - DE - DM - DFN - DP$

### 3.4. Statistiques descriptives et coefficients de corrélation

#### 3.4.1. Statistiques descriptives

Tableau 2 : Statistiques descriptives pour l'ensemble du panel et les sous-groupes<sup>20</sup>

Panel complet (94 pays)					
Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Écart type
CO2	5105,30	3930,60	49,00	24825,00	4694,30
ENA	72,65	10,05	-29,60	2118,30	203,75
REN	27,04	19,58	0,01	91,73	23,38
ENUSE	120,86	109,42	47,60	270,00	45,13
IND	28,41	26,41	9,89	77,41	10,23
IMP	45,78	38,78	10,95	208,33	26,00
GOV	0,18	-0,07	-1,38	1,96	0,88
KYO	0,95	1,00	0,00	1,00	0,21
Groupe HINC (36 pays)					
Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Écart type
CO2	8882,80	8083,40	1689,20	24825,00	4595,20
ENA	102,82	45,28	-27,96	1377,80	175,68
REN	16,76	11,49	0,01	58,59	14,24
ENUSE	111,60	105,24	53,40	230,56	33,18
IND	25,40	24,13	9,89	66,76	8,30
IMP	50,29	39,08	10,95	208,33	33,62
GOV	1,11	1,17	-0,48	1,96	0,53
KYO	0,94	1,00	0,00	1,00	0,23
Groupe MINC (31 pays)					
Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Écart type
CO2	4167,10	3614,50	608,06	15646,00	3120,00
ENA	79,27	8,44	-6,14	2118,30	286,61
REN	21,31	16,12	1,15	68,82	17,47
ENUSE	118,38	101,70	47,60	270,00	51,90
IND	31,38	29,97	14,07	66,16	9,39
IMP	41,96	37,36	11,26	95,00	18,98
GOV	-0,24	-0,26	-1,38	0,85	0,47
KYO	0,96	1,00	0,00	1,00	0,21

<sup>20</sup> Les statistiques descriptives complètes sont présentées en Annexe II, 8.2.1, Tableau 10.

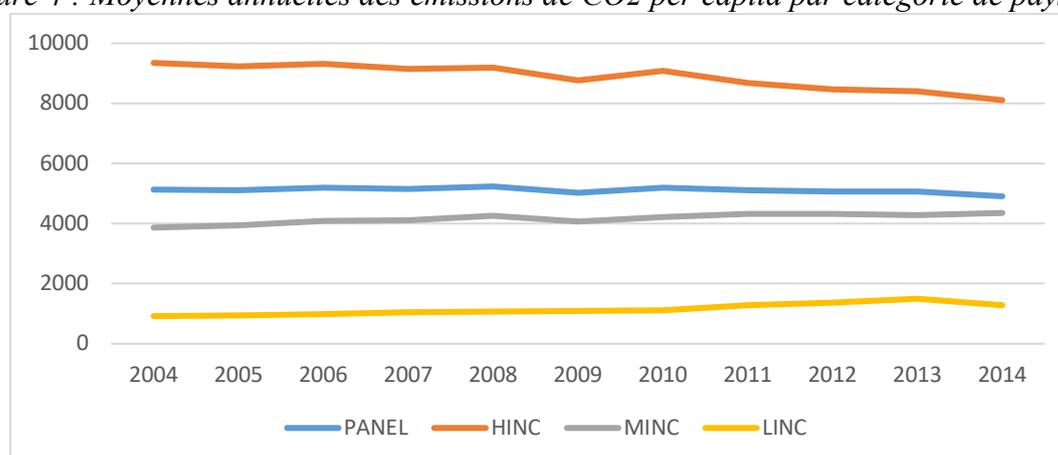
Groupe LINC (27 pays)					
Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Écart type
CO2	1145,8	904,92	49,00	13447,00	1306,80
ENA	24,82	1,95	-29,60	499,48	75,97
REN	47,31	47,48	2,85	91,73	26,36
ENUSE	136,07	127,29	61,37	257,18	46,80
IND	29,01	26,15	11,26	77,41	12,23
IMP	44,14	38,82	11,64	97,14	19,77
GOV	-0,60	-0,57	-1,29	0,12	0,34
KYO	0,97	1,00	0,00	1,00	0,18

Note : Ce tableau présente les statistiques descriptives du panel complet et des sous-groupes analysés. Tableau préparé par l'auteur avec le logiciel Gretl. Source des données : Banque Mondiale.

**Émissions de CO2 (CO2) :** les émissions de CO2 *per capita* sont comprises entre 49 kg (Niger, 2006) et 24 824 kg (Grand-Duché du Luxembourg, 2005) soit environ 500 fois plus. La moyenne du panel est de 5 105,30 kg avec un écart type de 4 694,30. En 2014, le Niger avait les émissions les plus faibles (110,54) et l'Arabie Saoudite les plus importantes (19 440 kg). Le Grand-Duché du Luxembourg est le deuxième pays du classement (17 362 kg, soit une diminution de 30% par rapport au pic observé en 2005) suivi des États-Unis (16 502 kg).

La moyenne des émissions du groupe des pays à haut revenu (8882,8 kg) est largement supérieure à celle des autres groupes. Elle est environ le double de celle du groupe des pays à revenu moyen (4167,10) et près de huit fois plus élevée que celle du groupe des pays à bas revenu (1145,8).

Figure 4 : Moyennes annuelles des émissions de CO2 *per capita* par catégorie de pays



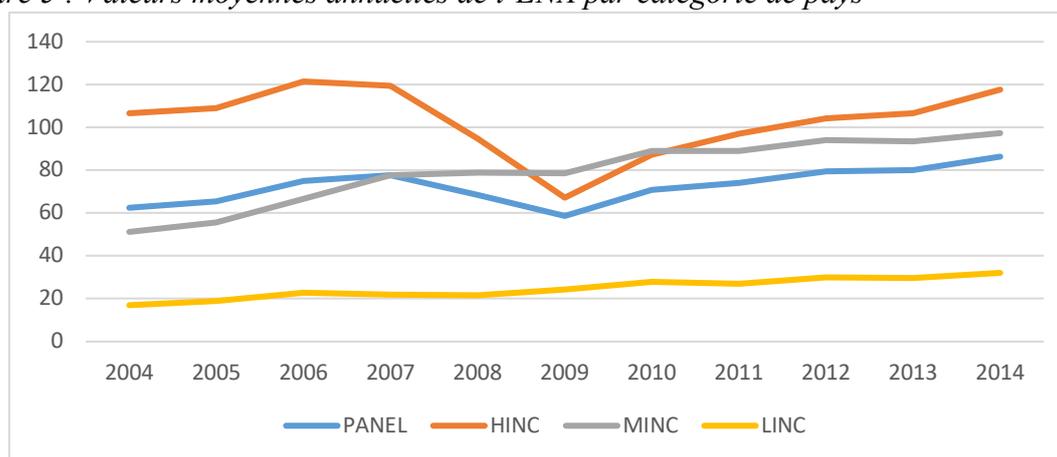
Note : le graphique indique valeurs moyennes annuelles des émissions de CO2 *per capita* par catégorie de pays. Graphique préparé par l'auteur. Source des données : Banque Mondiale.

A titre d'illustration, en 2014 les émissions totales de CO2 de la Chine représentaient 28% des émissions mondiales. Additionnées à celles des États-Unis (environ 15%), de l'Inde (environ 6%) et de la Russie (environ 5%), ces quatre pays ont émis plus de la moitié des émissions mondiales (environ 54 %) <sup>21</sup> durant cette année.

<sup>21</sup> Calculs de l'auteur. Source des données : Banque Mondiale.

**Épargne Nette Ajustée (ENA) :** Les valeurs de l'Épargne Nette Ajustée sont comprises entre -29,60 (Angola, 2009) et 2118,30 milliards de dollars (Chine, 2014). La valeur moyenne pour l'ensemble du panel est de 72,65 milliards de dollars avec un écart type de 203,750 milliards. La valeur moyenne pour le groupe HINC est de 102,82 milliards de dollars (écart type : 175,68 milliards), 79,27 milliards de dollars (écart type : 286,61 milliards) pour le groupe MINC et de 24,82 milliards (écart type : 75,97 milliards) pour le groupe LINC. Ces données soulignent les variations très importantes au sein du panel et des sous-groupes.

Figure 5 : Valeurs moyennes annuelles de l'ENA par catégorie de pays



Note : ce graphique indique les valeurs moyennes annuelles (en milliards de dollars US constants de 2010) de l'ENA par catégorie de pays. Graphique préparé par l'auteur. Source des données : Banque Mondiale.

En comparaison avec les données de 2014 relatives au CO<sub>2</sub> exposées ci-dessus, le Niger présente une ENA de 0,66 milliards de dollars (34,51 dollars *per capita*), 149,72 milliards de dollars pour l'Arabie Saoudite (4 842,76 dollars *per capita*), 6,61 milliards de dollars pour le Grand-Duché du Luxembourg (11 886 dollars *per capita*) et 1 377,81 milliards de dollars pour les États-Unis (4327,50 dollars *per capita*)<sup>22</sup>.

**Part des énergies renouvelables (REN) :** la proportion d'énergie en provenance de sources renouvelables par rapport à la consommation totale d'énergie oscille entre 0,006% (Arabie Saoudite) et 91,73% (Tanzanie) avec une moyenne de 27% (écart type : 23,37%) au sein du panel. Les sources mentionnées incluent les biocarburants solides naturels (notamment le bois, la bouse séchée, etc.) ce qui explique en partie que le pourcentage moyen soit plus élevé pour les pays du groupe LINC (47,30%) que pour les pays du groupe HINC (16,76%).

**Consommation d'énergie primaire (ENUSE) :** les valeurs pour la consommation d'énergie primaire sont comprises entre 47,60 et 270,00 kg de pétrole par tranche de 1 000 dollars de PIB avec une consommation moyenne de 120,86 kg (écart type : 45,13 kg). En 2014, on retrouve les ratios consommation/PIB les plus élevées dans des pays comme l'Afrique du Sud (217,58 kg) ou le Bénin (208,28 kg).

**Part du secteur industriel dans le PIB (IND) :** La part du secteur industriel dans le PIB des pays étudiés s'étend de 9,89% à 77,41% du PIB. Les valeurs moyennes sont de 28,40% (écart type : 8,30%) pour l'ensemble des pays, 25,40% (écart type : 8,29%) pour le groupe HINC, 31,38% (écart type : 9,39%) pour le groupe MINC et 29,00% (écart type : 12,22%) pour le groupe LINC.

<sup>22</sup> Valeurs *per capita* calculées par l'auteur. Source des données : Banque Mondiale.

**Importations de biens et services (IMP) :** Les économies des pays du panel présentent des proportions variables d'importations de biens et services. Celles-ci vont de 10,95% à 208,33% du PIB. Les taux supérieurs à 100% représentent des économies très ouvertes comme celles de Singapour ou du Grand-Duché du Luxembourg. La valeur moyenne pour le panel complet est de 45,77% (écart type : 26,00%), pour le groupe HINC de 50,28% (écart type : 33,62%), pour le groupe MINC de 41,96% (écart type : 18,97%) et pour le groupe LINC de 44,14% (écart type : 19,77%).

**Indice de qualité des institutions (GOV) :** l'indice de gouvernance pour la totalité de l'échantillon est compris entre -1,41 et 1,96. En 2014, la valeur la plus faible est observée pour le Venezuela (-1,38) et la plus élevée pour la Nouvelle-Zélande (1,85). La moyenne du groupe HINC est de 1,07 (écart type : 0,64), de -0,23 (écart type : 0,46) pour le groupe MINC et de -0,59 (écart type : 0,33) pour le groupe LINC. Ces données semblent indiquer une corrélation positive entre la richesse d'un pays et la qualité de ses institutions.

**Adhésion au protocole de Kyoto (KYO) :** S'agissant d'une variable binaire, KYO indique si durant l'année  $t$ , le pays  $i$  observé adhère au protocole de Kyoto. C'est le cas pour 95,36% des observations (écart type : 0,21%) dans le panel complet, 94,00% dans le groupe HINC (écart type : 0,23%), 96,00% dans le groupe MINC (écart type : 0,21%) et 97,00% dans le groupe LINC (écart type : 0,18%).

### 3.4.2. Analyse des coefficients de corrélation

Les coefficients de corrélation mesurent la dépendance linéaire entre deux variables aléatoires dans un modèle de régression linéaire multiple (Wooldridge *et al.* 2015). Bien qu'il n'existe pas de seuil critique défini, un coefficient de corrélation élevé entre plusieurs variables explicatives peut entraîner un problème de multicollinéarité. En présence de ce phénomène, les écarts types des paramètres estimés sont plus grands et les résultats des estimations sont moins précis. Une corrélation importante entre la variable expliquée et une variable explicative peut également perturber l'interprétation de la relation entre elles (par exemple en cas de relation fallacieuse ou de causalité inverse).

Tableau 3 : Matrice de corrélation pour l'ensemble du panel et les sous-groupes

Coefficients de corrélation : panel complet (94 pays)

CO2	1,00								
ENA	0,27	1,00							
REN	-0,58	-0,18	1,00						
ENUSE	0,20	0,16	0,08	1,00					
IND	0,00	0,12	-0,05	-0,02	1,00				
IMP	0,13	-0,21	-0,23	-0,01	-0,11	1,00			
GOV	0,61	0,11	-0,39	-0,18	-0,33	0,19	1,00		
KYO	-0,20	-0,17	0,05	-0,08	-0,07	0,06	-0,01	1,00	
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO	

Coefficients de corrélation : groupe HINC (36 pays)

CO2	1,00								
ENA	0,35	1,00							
REN	-0,40	-0,25	1,00						
ENUSE	0,51	0,16	-0,08	1,00					
IND	0,21	0,04	-0,02	0,32	1,00				
IMP	0,09	-0,29	-0,24	-0,16	-0,14	1,00			
GOV	0,21	0,14	0,19	0,09	-0,33	0,09	1,00		
KYO	-0,32	-0,51	0,11	-0,22	0,02	0,09	-0,03	1,00	
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO	

Coefficients de corrélation : groupe MINC (31 pays)

CO2	1,00								
ENA	0,18	1,00							
REN	-0,63	-0,09	1,00						
ENUSE	0,79	0,32	-0,44	1,00					
IND	0,21	0,28	-0,19	0,18	1,00				
IMP	-0,05	-0,24	-0,19	0,08	-0,18	1,00			
GOV	-0,14	-0,14	0,01	-0,19	-0,37	0,36	1,00		
KYO	-0,19	0,04	0,14	-0,13	0,02	0,03	0,09	1,00	
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO	

Coefficients de corrélation : groupe LINC (27 pays)

CO2	1,00								
ENA	0,04	1,00							
REN	-0,64	-0,07	1,00						
ENUSE	-0,03	-0,11	0,27	1,00					
IND	0,15	0,02	-0,12	-0,49	1,00				
IMP	0,23	-0,25	-0,35	0,18	0,06	1,00			
GOV	0,33	0,17	-0,43	0,05	-0,24	0,17	1,00		
KYO	0,06	0,06	-0,11	0,10	-0,29	0,04	0,24	1,00	
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO	

Note : Ce tableau présente les coefficients de corrélation entre les variables pour le panel complet et les différents sous-groupes. Tableau préparé par l'auteur avec le logiciel Gretl. Source des données : Banque Mondiale.

Dans l'ensemble, les données ne présentent pas de coefficients de corrélation élevés, la majorité de ceux-ci étant compris entre -0,5 et 0,5. La corrélation négative entre CO2 et REN est plus marquée dans certains sous-groupes : -0,58 pour le panel complet, -0,63 pour MINC et -0,64 pour LINC. Le coefficient le plus important (0,79) est observé entre ENUSE et CO2 dans le groupe MINC.

## 4. Présentation du modèle et de la méthode

### 4.1. Le modèle de la Courbe Environnementale de Kuznets

La majorité des études qui traitent de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK) en relation avec les émissions de CO2 utilisent un modèle similaire. Celui-ci, appliqué à des données de panel est généralement spécifié comme suit (Nève et Hamaide, 2017) :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 X_{it}^3 + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1.1)$$

- Y représente la variable expliquée, en l'occurrence les émissions de CO2 du pays  $i$  durant l'année  $t$ .
- X représente la variable explicative principale, l'ENA dans notre étude.
- Z symbolise les autres facteurs qui ont une influence sur Y.

La forme de la relation entre X et Y est exprimée en fonction des valeurs des coefficients  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  (Shahbaz et Sinha, 2018).

- Si  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ , la variable X n'a pas d'impact sur Y.
- Si  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 = \beta_3 = 0$ , la relation entre X et Y est linéaire croissante.
- Si  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$ ,  $\beta_3 = 0$ , la relation est en forme de U inversé.
- Si  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$ ,  $\beta_3 > 0$ , la relation est en forme de N.

L'hypothèse de base du modèle CEK correspond à la forme en U inversé. Le sommet de la courbe peut alors être déterminé par l'équation suivante :

$$Y = -\beta_1/2\beta_2 \quad (4.1.2)$$

En cas de relation en forme de N, les points d'inflexion sont donnés par l'équation suivante :

$$Y = \frac{-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \quad (4.1.3)$$

Dans notre étude, nous utilisons un modèle similaire à celui de Nève et Hamaide (2017) en y ajoutant deux variables exprimant la proportion d'énergies renouvelables dans le mix énergétique (REN) (Allard *et al.* 2018) et la consommation totale d'énergie primaire (ENUSE) (Balsalobre-Lorente et Shahbaz, 2016), deux facteurs concernés par le Cadre d'action en matière de climat et d'énergie de l'Union Européenne.

Tableau 4: Synthèse des variables explicatives utilisées et du signe attendu de leur coefficient estimé.

Variabiles	Description	Unités	Signe attendu
ENA	Épargne nette ajustée	Milliards de Dollars (2010)	+/-
REN	Utilisation d'énergie renouvelable	% de la consommation totale	-
ENUSE	Consommation d'énergie primaire	Kg de pétrole par tranche de 1000 dollars de PIB	+
IND	Part de l'industrie dans l'économie	% du PIB	+
IMP	Importations de biens et services	% du PIB	-
GOV	Qualité des institutions	Valeur bornée entre [-2,5 ; 2,5]	-
KYO	Adhésion au protocole de Kyoto	Variable binaire	-

Note : ce tableau résume les différentes variables explicatives que nous envisageons d'inclure dans notre modèle ainsi que nos hypothèses à propos du signe attendu de leur coefficient.

## 4.2. Tests préliminaires sur les données

### 4.2.1. Test de racine unitaire

Afin de déterminer le caractère stationnaire des données, chaque variable a été soumise au test de racine unitaire de Levin-Lin-Chu (LLC) dont les résultats peuvent être consultés en annexe<sup>23</sup>. La présence de variables non stationnaires dans le modèle implique l'emploi de méthodes économétriques adaptées, sans quoi les résultats obtenus risquent d'être inexacts. Les tests ont été effectués avec une constante et un retard d'ordre 1 et l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire est rejetée de manière significative dans tous les cas. Les données semblent donc stationnaires et peuvent être analysées par les méthodes économétriques classiques.

### 4.2.2. Hétéroscédasticité et autocorrélation du terme d'erreur.

Nous avons effectué une régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sur l'ensemble du panel. Les tests de White et de Wooldridge confirment respectivement la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur dans les données. Les résultats complets de ces tests sont disponibles en annexe<sup>24</sup>. S'ils ne sont pas traités, la présence de ces deux phénomènes dans les données analysées a un impact négatif sur la précision des estimateurs. En conséquence nous emploierons des écarts types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation (HAC) (Arellano, 2003) dans toutes nos estimations<sup>25</sup>.

<sup>23</sup> Voir Annexe III, 8.3.1. Tableau 11.

<sup>24</sup> Voir Annexe III, 8.3.2. Tableaux 12 et 13.

<sup>25</sup> A propos du choix des écarts types robustes et leur mode de calcul, voir Cottrell et Lucchetti (2019), pp. 181-182.

### 4.3. Méthode employée et choix des estimateurs

Le logiciel employé pour analyser les données, réaliser les tests et estimer les paramètres des modèles est Gretl version 2019d.

A l'instar de la méthode employée par Nève et Hamaide (2017) et Allard *et al.*(2018), nous envisageons une première série d'estimation des paramètres inconnus de chaque sous-groupe par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires appliquée à des données de panel (MCO empilés). Celle-ci permettra une première interprétation des résultats. Comme cette méthode ne tient pas compte des différences individuelles au sein du panel, nous l'avons divisé en sous-groupes qui feront l'objet d'une analyse distincte afin d'en atténuer l'hétérogénéité.

Tableau 5 : Répartition du nombre de pays et d'observations dans les différents sous-groupes

	Total	HINC	MINC	LINC
Observations	1034	396	340	296
Pays	94	36	31	27

Note : détail du nombre de pays et d'observations dans le panel et les sous-groupes.

Il est également probable que d'autres méthodes d'estimation soient mieux adaptées. Le diagnostic de panel proposé par Gretl indique qu'un Modèle à Effets Fixes (FEM) serait plus performant<sup>26</sup>. Selon Wooldridge : « dans un modèle de données de panel à effets non observés, l'estimateur à effets fixes est obtenu en empilant les données et en appliquant les MCO sur l'équation exprimée en écart aux valeurs moyennes temporelles » (Wooldridge *et al.*, 2015, p. 1175). Ce modèle permet, grâce à l'inclusion de variables muettes, d'isoler les variations non observées spécifiques à chaque pays et à chaque année. Cette méthode devrait produire une estimation plus juste des paramètres  $\beta$  et corriger un éventuel biais de variable omise. Nos modèles seront spécifiés comme suit :

Modèle 1 : Moindres Carrés Ordinaires empilés

$$CO2_{it} = \beta_0 + \beta_1 ENA_{it} + \beta_2 ENA_{it}^2 + \beta_3 ENA_{it}^3 + \beta_4 REN_{it} + \beta_5 ENUSE_{it} + \beta_6 IND_{it} + \beta_7 IMP_{it} + \beta_7 GOV_{it} + \beta_8 KYO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.3.1)$$

Modèle 2 : Effets Fixes avec variables temporelles

$$CO2_{it} = \beta_1 ENA_{it} + \beta_2 ENA_{it}^2 + \beta_3 ENA_{it}^3 + \beta_4 REN_{it} + \beta_5 ENUSE_{it} + \beta_6 IND_{it} + \beta_7 IMP_{it} + \beta_7 GOV_{it} + \beta_8 KYO_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3.2)$$

Dans le second modèle (4.3.2) les variations individuelles propres à chaque pays sont représentées par  $\alpha_i$  et celles propres à chaque année par  $\lambda_t$ . Nous comparerons les résultats obtenus par les deux méthodes ci-dessous.

<sup>26</sup> Voir Annexe III, 8.3.3. Tableau 14.

## 5. Résultats et interprétations

### 5.1. Résultats des régressions

Les tableaux suivants synthétisent les résultats obtenus pour chaque régression sur les différents sous-groupes par les méthodes des MCO empilés (Tableau 6) et du FEM (Tableau 7). Les détails complets de chaque estimation sont présentés en annexe et les régressions correspondantes sont indiquées entre parenthèses en haut de chaque colonne dans les tableaux 6 et 7<sup>27</sup>. Nous réaliserons ci-dessous une interprétation comparative des valeurs estimées des paramètres suivant ces deux méthodes.

Tableau 6 : Déterminants des émissions de CO2 estimés par les Moindres Carrés Ordinaires empilés

Variable	Description	Total (1)	HINC (2)	MINC (3)	LINC (4)
const		2917,87* (1661,57)	986,36 (2580,27)	1739,23 (1243,29)	1398,08** (566,49)
ENA	Épargne Nette Ajustée	9,85* (5,74)	-2,15 (10,48)	7,36 (7,48)	-0,68 (6,26)
ENA2	ENA <sup>2</sup>	-0,01 (0,01)	0,01 (0,02)	-0,02* (0,01)	0,00 (0,03)
ENA3	ENA <sup>3</sup>	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00** (0,00)	0,00 (0,00)
REN	Utilisation d'énergie renouvelable	-69,74*** (11,45)	-121,09*** (41,17)	-60,52*** (11,28)	-33,32*** (9,58)
ENUSE	Consommation d'énergie primaire	32,41*** (5,93)	49,66*** (13,06)	42,46*** (6,70)	7,47 (5,41)
IND	Part de l'industrie dans l'économie	69,72* (35,76)	122,13 (104,04)	19,04 (28,79)	24,89* (13,62)
IMP	Importations de biens et services	1,27 (22,41)	13,46 (29,88)	-29,31* (15,39)	-6,04 (5,42)
GOV	Qualité des institutions	2877,13*** (365,29)	2660,05** (1014,42)	508,71 (370,75)	367,41 (427,69)
KYO	Adhésion au protocole de Kyoto	-2905,41*** (952,88)	-2563,34 (1754,02)	-655,90 (708,10)	86,87 (146,72)
Observations		1034	396	340	296
Pays		94	36	31	27
R <sup>2</sup>		0,67	0,53	0,80	0,46
R <sup>2</sup> ajusté		0,67	0,52	0,79	0,44
F-Stat		26,73	11,29	18,61	5,75
P Valeur		0,00	0,00	0,00	0,00

Note : le tableau ci-dessus synthétise les valeurs estimées des paramètres par les MCO empilés pour les différents sous-groupes. Les symboles \*, \*\*, \*\*\*, représentent la significativité des variables aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. Les écarts types sont indiqués entre parenthèses.

Estimations réalisées par l'auteur avec le logiciel Gretl. Source des données : Banque Mondiale

<sup>27</sup> Voir 8.4. Annexe IV.

Tableau 7 : Déterminants des émissions de CO2 estimés par le modèle à Effets Fixes avec variables temporelles

Variable	Description	Total (5)	HINC (6)	MINC (7)	LINC (8)
const		4905,32*** (1034,37)	1796,59 (3291,75)	3539,28*** (696,04)	1033,15 (732,96)
ENA	Épargne Nette Ajustée	9,23*** (2,59)	9,73* (4,90)	5,49*** (1,76)	4,38* (0,00)
ENA2	ENA <sup>2</sup>	-0,01*** (0,00)	-0,01 (0,01)	0,00** (0,00)	-0,01 (0,01)
ENA3	ENA <sup>3</sup>	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00** (0,00)	0,00 (0,00)
REN	Utilisation d'énergie renouvelable	-67,90*** (14,38)	-94,04*** (25,80)	-52,44*** (13,40)	6,97 (9,46)
ENUSE	Consommation d'énergie primaire	14,07*** (4,15)	43,89*** (13,39)	13,18*** (4,77)	-1,10 (5,20)
IND	Part de l'industrie dans l'économie	10,82 (15,44)	54,67 (61,06)	-5,48 (11,17)	-27,90 (26,06)
IMP	Importations de biens et services	-21,64** (9,71)	-33,63 (26,96)	-19,39* (10,91)	3,48 (2,76)
GOV	Qualité des institutions	680,86* (364,24)	2281,29*** (735,50)	236,83 (378,06)	-535,17 (808,76)
KYO	Adhésion au protocole de Kyoto	396,73* (207,09)	351,43 (388,90)	651,85** (285,68)	-33,83 (112,48)
Observations		1034	396	340	296
Pays		94	36	31	27
R <sup>2</sup> LSDV		0,98	0,97	0,99	0,82
R <sup>2</sup> Intra		0,26	0,49	0,52	0,11
F-Stat		8,51	8,44	16,65	1,64
P Valeur		0,00	0,00	0,00	0,15

Note : le tableau ci-dessus synthétise les valeurs estimées des paramètres par le FEM avec variables temporelles pour les différents sous-groupes. Les symboles \*, \*\*, \*\*\*, représentent la significativité des variables aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. Les écarts types sont indiqués entre parenthèses.

Estimations réalisées par l'auteur avec le logiciel Gretl. Source des données : Banque Mondiale

## 5.2. Interprétation des résultats

### 5.2.1. Pouvoir explicatif du modèle

Lorsque l'hypothèse nulle de non significativité des variables peut être rejetée, le test de significativité conjointe (Fisher) permet d'affirmer qu'une ou plusieurs variables du modèle expliquent significativement la variation d'émissions de CO2 dans les différents groupes de pays observés. C'est le cas pour toutes les régressions MCO. Pour les FEM, la statistique (F-Stat) relative à la régression portant sur le groupe LINC ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de non significativité des variables prises conjointement. Les tests statistiques individuels (Student) concernant les paramètres dans ce sous-groupe confirment que les variables sont non significatives (à l'exception de ENA, voir ci-dessous).

Les  $R^2$  des régressions MCO sont compris entre 0,46 et 0,80 ce qui indique un pouvoir explicatif du modèle assez variable en fonction des sous-catégories analysées. Le résultat le plus faible est observé pour le groupe LINC et le plus élevé pour le groupe MINC. Les autres  $R^2$  sont toutefois supérieurs à 0,50.

Selon Cottrell et Luchetti (2019, pp 189-190), il existe différents moyens de calculer le  $R^2$  dans le cas d'un FEM. Dans le cadre de notre analyse, le  $R^2$  intra qui « capture la variation de la variable expliquée au sein de chaque pays »<sup>28</sup> semble le plus pertinent. Les valeurs de celui-ci sont comprises entre 0,11 et 0,52 ce qui montre un pouvoir explicatif du modèle peu élevé. A l'exception du  $R^2$  relatif au groupe HINC qui reste relativement similaire, les autres sont nettement inférieurs à ceux obtenus par la méthode MCO, le groupe MINC montrant toutefois le pouvoir explicatif le plus élevé et le groupe LINC le plus faible.

Les faibles résultats du  $R^2$  et des tests de significativité conjoints et individuels du sous-groupe LINC indiquent peut-être une spécification inadaptée du modèle pour réaliser une analyse juste de cette catégorie de pays en comparaison avec les pays à revenus plus élevés.

### 5.2.2. Interprétation des coefficients estimés des différentes variables et discussion critique

La constante présentée dans les tableaux 6 et 7 n'a pas de sens au point de vue économique et ne sera pas interprétée.

**Épargne Nette Ajustée (ENA) :** Les MCO n'identifient de CEK dans aucun groupe et les prédictions du modèle sont dans l'ensemble peu significatives. Une relation linéaire positive est prédite pour la totalité du panel avec une augmentation de 9,85 kg de CO<sub>2</sub> *per capita* pour une augmentation de l'ENA d'un milliard de dollars *ceteris paribus*.

Le modèle FEM donne des résultats différents. La valeur exacte d'ENA<sup>3</sup> pour l'ensemble du panel étant de 3,27e-06, une relation en N est prédite. D'après les valeurs des paramètres estimés, les points d'inflexion seraient atteints à 704,32 et 1334,41 milliards<sup>29</sup>. Ces valeurs se situent bien au-delà de la moyenne totale de notre échantillon (72,65 milliards) et ne sont dépassées que par deux pays du panel sur 94 (Chine et USA). La possibilité de voir la progression de l'ENA entraîner une baisse des émissions de CO<sub>2</sub> au niveau global n'apparaît donc pas à l'analyse de ce résultat.

Dans les trois sous-groupes, le modèle prédit une relation linéaire positive croissante avec des augmentations des émissions de CO<sub>2</sub> de 4,38 kg (LINC), 5,49 kg (MINC) et 9,73 kg (HINC) *per capita* pour une augmentation de l'ENA d'un milliard de dollars. Les formes quadratiques et cubiques de la variable ne sont significatives que pour le groupe MINC avec des coefficients extrêmement faibles qui éloignent peu la courbe d'une forme linéaire. Le coefficient du groupe HINC est 2,22 fois supérieur à celui du groupe LINC. En considérant l'ENA comme une expression du revenu, nous pouvons supposer qu'une augmentation de la richesse dans un pays à haut revenu est utilisée dans des activités plus polluantes (transport routier, construction, aviation, consommation de biens et services à haute utilisation énergétique) que dans un pays à faible revenu où la priorité est de subvenir aux besoins essentiels.

---

<sup>28</sup> <https://www.statalist.org/forums/forum/general-stata-discussion/general/1314121-r-squared-within-between-overall> (juin 2020).

<sup>29</sup> Calcul de l'auteur. Pour la formule de calcul des points d'inflexion, voir le chapitre 4.1, équation 3.

Si le but de la construction de l'ENA est d'intégrer une mesure de la durabilité du développement d'une économie, cet aspect ne transparait pas dans nos résultats concernant les émissions de CO2. Il convient cependant de rester critique par rapport aux prévisions de notre modèle.

Comme pour tout indicateur construit, des valeurs agrégées similaires peuvent parfois masquer des réalités fort différentes. Par exemple, un pays qui exploite fortement ses ressources naturelles mais qui investit également des sommes importantes dans son éducation pourrait avoir une ENA proche d'un pays possédant peu de ressources exploitables et réalisant peu de dépenses en éducation. Il serait dès lors opportun de décomposer l'ENA en ses différentes variables pour obtenir une idée plus précise de la situation en vigueur dans chaque pays du panel.

Contrairement à Neve et Hamaide (2017), notre analyse ne montre pas l'existence d'une CEK pour la relation entre ENA et CO2. En plus de l'utilisation de méthodes différentes, il est probable que la durée relativement courte de la période observée explique en partie cette différence de résultat. Les variations annuelles des deux indicateurs (ENA et CO2) étant généralement peu importantes, une analyse portant sur une période plus étendue pourrait révéler des résultats différents.

La crise financière de 2008-2009 a également eu un impact non négligeable sur les valeurs de l'ENA dans les pays du groupe HINC (voir Chapitre 3.4.1. Figure 5). Cet impact ne se remarque pas de la même façon sur les émissions de CO2 du groupe durant cette période et ce décalage entre les deux séries de données a probablement influencé les prédictions de notre modèle.

Une autre explication de cette différence de résultats provient peut-être de l'utilisation de valeurs de l'ENA *per capita* dans l'étude de Nève et Hamaide (2017) et de valeurs totales dans la nôtre. Les valeurs de CO2 et de l'ENA *per capita* étant fortement corrélées, avec des coefficients aux alentours de 0,9 dans les différents groupes, nous avons choisi d'employer l'ENA en valeur totale. Il se peut que ce choix ait eu un impact sur les prévisions du modèle car des pays avec des valeurs d'ENA similaires peuvent présenter des émissions de CO2 *per capita* très différentes.

Malgré nos classifications en sous-groupes, notre analyse des statistiques descriptives des valeurs de l'ENA révèle une certaine hétérogénéité dans les données avec des différences importantes entre les moyennes et les médianes ainsi que des écarts types élevés au sein de chaque groupe<sup>30</sup>. Celle-ci affecte probablement les valeurs des estimations de notre modèle qui pourraient être améliorées par une division du panel en sous-groupes plus homogènes. Notre classification initiale étant basée sur le Revenu National Brut, une répartition plus ciblée, basée sur les valeurs de l'ENA permettrait peut-être une meilleure identification de relations communes au sein de chaque groupe.

**Utilisation d'énergie renouvelable (REN) :** A l'exception du groupe LINC dans le tableau 7 (FEM) le modèle prédit un impact négatif d'une augmentation de la proportion d'énergie renouvelable sur les émissions de CO2 avec une significativité au seuil de 1%. Les coefficients indiquent qu'une augmentation de REN d'un point de pourcentage entraîne une diminution moyenne de CO2 comprise entre -33,32 kg et -121,09 kg (Tableau 6 : MCO) et entre -52,44 kg et -94,04 kg (Tableau 7 : FEM).

---

<sup>30</sup> Voir Chapitre 3.4.1. Statistiques descriptives

Nous observons également une nette différence entre les pays à revenu élevé et à revenu faible. Celle-ci pourrait traduire la présence de sources d'énergie renouvelable plus efficaces mais plus coûteuses à installer (photovoltaïque, éolien) dans les pays à haut revenu, ou encore l'utilisation de ressources renouvelables mais néanmoins génératrices de CO<sub>2</sub> (comme le bois par exemple) dans la production d'énergie des pays à revenu plus bas.

Cette variable est la plus significative dans toutes nos régressions, indépendamment de la méthode employée. Ces résultats appuient notre hypothèse en faveur de l'utilisation d'énergies renouvelables. Ils sont cohérents par rapport à ceux d'autres études (Balsalobre *et al.*, 2018, Allard *et al.*, 2018) et vont dans le sens des objectifs fixés par le Cadre d'action en matière de climat et d'énergie de l'Union Européenne.

Si l'utilisation d'énergie renouvelable semble entraîner une baisse des émissions de CO<sub>2</sub>, il convient toutefois d'éviter les conclusions hâtives et de n'orienter les efforts que dans cette direction. Comme le soulignent Allard *et al.* (2018), même dans l'hypothèse d'une utilisation maximale d'énergie renouvelable, d'autres facteurs contribuent à l'augmentation des émissions de CO<sub>2</sub> (comme l'extraction de ressources naturelles). De plus, un éventuel effet « rebond » dû à une consommation plus propre pourrait également se produire au détriment des bénéfices initialement obtenus. Elle ne constitue donc pas l'unique solution à la problématique du réchauffement climatique.

De plus, Balsalobre *et al.* (2018) prédisent, grâce à l'inclusion dans leur modèle d'une variable d'interaction, un impact négatif de la croissance sur la consommation d'énergie renouvelable. Si l'on admet l'hypothèse de l'effet d'échelle<sup>31</sup> qui veut que la croissance économique augmente la consommation d'énergie, leurs résultats indiquent que cette augmentation de la consommation énergétique s'oriente majoritairement vers des énergies fossiles, diminuant proportionnellement la part des énergies renouvelables. Il est donc nécessaire, selon eux de mettre en place, via des politiques adéquates, des incitants clairs à l'utilisation de ces dernières.

**Consommation d'énergie primaire (ENUSE) :** indépendamment de la méthode employée, une relation positive entre ENUSE et CO<sub>2</sub> est prédite par nos modèles dans la majorité des cas. Les valeurs moyennes des paramètres estimés sont comprises entre 32,41 kg et 49,66 kg (Tableau 6) et entre 13,18 kg et 43,89 kg (Tableau 7). Nous constatons également une différence importante de coefficient entre les groupes HINC et MINC dans le tableau 7 (FEM). Comme dans le cas de l'ENA, celle-ci pourrait indiquer une consommation d'énergie destinée à des activités plus polluantes dans les pays à haut revenu.

Ces valeurs illustrent également les efforts à entreprendre pour diminuer la consommation d'énergie totale ou investir dans des solutions plus efficaces afin d'atteindre les objectifs du Cadre d'action en matière de climat et d'énergie de l'Union Européenne. Balsalobre-Lorente et Shahbaz (2016) identifient une relation de nature équivalente mais les unités utilisées diffèrent et ne permettent pas une comparaison des coefficients.

**Part de l'industrie dans l'économie (IND) :** significative au seuil de 10% dans seulement deux cas (Tableau 6), la relation positive entre IND et CO<sub>2</sub> semble indiquer que l'augmentation d'un point de pourcentage de la proportion du secteur industriel dans le PIB d'un pays à tendance à augmenter ses émissions moyennes de CO<sub>2</sub> *per capita* entre 24,89 et 69,72 kg. Ce résultat est cohérent avec notre intuition initiale quant à l'influence de l'effet de composition

---

<sup>31</sup> voir ci-dessus chapitre 2.1.

sur les émissions de CO<sub>2</sub> et suggère qu'une économie qui repose principalement sur le secteur industriel émet plus de CO<sub>2</sub> comme mentionné par Nève et Hamaide (2017).

Cependant, la faible significativité de la variable implique une certaine prudence dans nos conclusions et une analyse reposant sur des données plus précises (différenciant les sous-secteurs de l'industrie) pourrait apporter des résultats plus concluants. La variable n'est pas significative dans le tableau 7 (FEM) et ne donne pas lieu à interprétation.

**Importations de biens et services (IMP) :** significative au seuil de 10% dans les régressions portant sur le groupe MINC (MCO et FEM) et à 5 % pour le panel complet (FEM), le signe négatif de la valeur estimée du paramètre semble corroborer l'hypothèse du « havre de pollution » (Copeland et Taylor, 2004) selon laquelle les importations d'un pays « délocalisent » une partie de ses émissions de CO<sub>2</sub> vers les pays producteurs des biens et services importés.

Des résultats similaires sont observés dans la littérature, notamment dans Friedl et Getzner (2003) ou Nève et Hamaide (2017). Inversement, Allard *et al.* (2018) observent des coefficients positifs. Shahbaz et Sinha (2018) ont souligné cette hétérogénéité dans les résultats de différentes études, en fonction du choix des données pour évaluer le degré d'ouverture de l'économie (imports de biens et services, uniquement de biens, imports et exports, etc.). La non significativité de cette variable pour les pays du groupe HINC nous paraît contre-intuitive et nécessiterait probablement des données plus précises quant au type de biens importés (matières premières, produits finis) pour obtenir des résultats plus éloquentes.

**Qualité des institutions (GOV) :** le modèle prédit un impact positif et relativement élevé de la qualité des institutions sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Il est cependant important de noter que ces coefficients sont modérés par le fait que les valeurs de la variable sont comprises entre -2,5 et 2,5 et ses variations observées en dixièmes d'unités.

Si notre intuition de départ était de voir une meilleure qualité des institutions diminuer les émissions de CO<sub>2</sub>, les résultats du modèle indiquent probablement que les pays qui ont les meilleures institutions sont généralement les plus riches et également ceux qui émettent le plus de CO<sub>2</sub> *per capita*. A indicateur identique, nos résultats diffèrent fortement de ceux de Nève et Hamaide (2017) qui obtiennent des coefficients différents en fonction des méthodes d'évaluation et des échantillons analysés. Allard *et al.*, (2018) obtiennent également des résultats non concluants. Cependant, Panayotou (1997) avait observé un impact négatif de la gouvernance sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Vu ces résultats mitigés, nous ne pouvons pas tirer de conclusions sur l'effet de la gouvernance sur les émissions de CO<sub>2</sub>.

**Adhésion au protocole de Kyoto (KYO) :** les résultats obtenus pour cette variable sont peu concluants et radicalement différents en fonction de la méthode employée. Le modèle MCO prédit un impact négatif de l'adhésion au Protocole de Kyoto sur les émissions de CO<sub>2</sub> uniquement pour l'ensemble du panel (-2 905,41 kg *per capita*). Il s'agit d'un résultat fréquemment rencontré dans la littérature (Nève et Hamaide, 2017) qui semble traduire les efforts consentis par certains pays pour réduire leurs émissions de CO<sub>2</sub>.

En revanche, le modèle FEM prédit un impact positif pour l'ensemble du panel et le groupe MINC. Ceci pourrait être expliqué par l'isolation des effets individuels et temporels. Si certains pays font effectivement des efforts, les émissions totales moyennes pour chaque groupe restent malgré tout en augmentation. Le fait que la variable soit positive pour plus de 95% des

observations, et le caractère peu volatile des variations annuelles des émissions de CO2 empêchent probablement le modèle d'identifier avec précision l'impact de l'adhésion au Protocole de Kyoto.

Nève et Hamaide (2017) interprètent la faible significativité des variables GOV et KYO par le fait qu'étant un indicateur de développement durable, l'ENA « incorpore déjà certains aspects de gouvernance et des institutions dans ses valeurs » (Neve et Hamaide, 2017, p. 54) et pourrait capter une partie des variations liées à ces deux indicateurs.

### 5.2.3. Comparaison des résultats obtenus avec le PIB comme variable explicative

Dans la majorité des articles de la littérature, le PIB est la variable choisie pour exprimer le revenu. Afin de mettre en perspective nos résultats, nous avons inclus un modèle FEM alternatif et réalisé une estimation des paramètres en utilisant le PIB (en milliards de dollars constants de 2010) à la place de l'ENA (Tableau 8)<sup>32</sup>.

Tableau 8 : Déterminants des émissions de CO2 estimés par un modèle à effets fixes avec variables temporelles et le PIB comme variable explicative principale (Modèle alternatif)

Variable	Description	Total (9)	HINC (10)	MINC(11)	LINC(12)
PIB	Produit Intérieur Brut	1,96* (1,12)	5,61* (3,09)	1,64 (1,41)	-7,03 (7,64)
PIB2	PIB <sup>2</sup>	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01 (0,01)
PIB3	PIB <sup>3</sup>	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
REN	Utilisation d'énergie renouvelable	-66,42*** (14,74)	-82,20*** (23,84)	-48,63*** (12,70)	8,24 (11,41)
ENUSE	Consommation d'énergie primaire	14,17*** (4,25)	45,30*** (14,54)	12,99** (4,83)	-2,01 (6,40)
IND	Part de l'industrie dans l'économie	16,53 (15,77)	58,40 (55,11)	-3,01 (10,80)	-33,15 (30,81)
IMP	Importations de biens et services	-22,54** (9,82)	-34,84 (26,57)	-20,16* (11,10)	1,92 (3,02)
GOV	Qualité des institutions	889,11** (366,50)	2175,69*** (790,70)	372,29 (379,29)	-328,33 (679,97)
KYO	Adhésion au protocole de Kyoto	451,29** (226,92)	462,48 (494,05)	656,22** (307,61)	-29,47 (91,12)
Observations		1034	396	340	296
Pays		94	36	31	27
R <sup>2</sup> LSDV		0,98	0,98	0,99	0,82
R <sup>2</sup> intra		0,26	0,51	0,53	0,12
F-Stat		6,73	7,03	4,61	0,84
P Valeur		0,00	0,00	0,001	0,59

Note : le tableau ci-dessus synthétise les valeurs estimées des paramètres par le FEM pour les différents sous-groupes. Les symboles \*, \*\*, \*\*\*, représentent la significativité des variables aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. Les écarts types sont indiqués entre parenthèses.

Estimations réalisées par l'auteur avec le logiciel Gretl. Source des données : Banque Mondiale

<sup>32</sup> Voir Annexe IV, 8.4.3 pour les résultats détaillés des régressions

Le pouvoir explicatif du FEM alternatif (Tableau 8) est relativement similaire à celui du FEM principal (Tableau 7). Les valeurs des  $R^2$  sont très proches. Les tests statistiques conjoints et individuels indiquent qu'aucune variable n'est significative pour le groupe LINC. Le choix de la variable explicative principale (ENA ou PIB) ne montre toutefois pas d'incidence majeure sur la qualité globale du modèle.

La relation prédite par le modèle entre PIB et émissions de CO<sub>2</sub> n'est significative qu'au seuil de 10% et uniquement dans deux cas : pour le panel complet avec un coefficient de 1,96 et pour le groupe HINC avec un coefficient de 5,61. Les valeurs quadratiques et cubiques du PIB ne sont significatives en aucun cas. Suivant ces résultats, la relation entre PIB et CO<sub>2</sub> serait linéaire et croissante, comme observé dans de nombreux articles scientifiques (Shahbaz et Sinha, 2018).

Il est surprenant de constater que les valeurs des coefficients pour le PIB sont inférieures à celles estimées pour l'ENA. L'ENA étant supposée traduire la dimension durable du développement, notre intuition était plutôt de voir une variation positive du PIB causer une augmentation des émissions de CO<sub>2</sub> plus importante qu'une augmentation de l'ENA. Les résultats obtenus pour le PIB dans notre étude sont cependant peu éloquentes et nous obtenons des résultats plus significatifs avec l'ENA comme variable principale.

Les seuils de significativité pour les autres variables et les valeurs des paramètres estimés sont globalement similaires dans les deux modèles. Ceux-ci confirment que sur base de nos données, les variables relatives à l'utilisation d'énergies renouvelables et la consommation d'énergie primaire produisent les résultats les plus concluants, indépendamment de la variable choisie comme indicateur du développement économique.

## 6. Conclusion

Le but de notre étude était d'analyser l'impact du développement économique sur les émissions de CO<sub>2</sub> de différents pays. Si la majorité des études consultées utilisent le PIB comme indicateur de développement, nous avons choisi de suivre la méthode proposée par Nève et Hamaide (2017) et d'utiliser l'Épargne Nette Ajustée (ENA) qui est un indicateur de développement durable. Nous souhaitons également déterminer l'influence de la consommation d'énergie et du recours aux énergies renouvelables sur les émissions de CO<sub>2</sub>, ces deux facteurs étant repris dans les objectifs du Cadre d'action en matière de climat et d'énergie de l'Union Européenne.

Pour ce faire, nous avons appliqué le modèle de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK) à un panel de 94 pays entre 2004 et 2014. Les valeurs des paramètres inconnus ont été estimées par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires et un Modèle à Effets Fixes.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus par les différentes méthodes d'estimation sont assez variables et ne permettent, au mieux, que d'envisager certaines hypothèses concernant l'impact du développement économique sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Si Nève et Hamaide (2017) identifient une CEK dans la relation entre ENA et CO<sub>2</sub>, notre étude ne produit pas de résultats similaires. Lorsqu'un impact de l'ENA est identifié, nos résultats indiquent dans la majeure partie des cas une relation linéaire positive et croissante. Des raisons probables de cette différence pourraient être la méthode employée, la période étudiée et la durée plus restreinte des séries temporelles analysées.

La catégorisation par classe de revenu des pays du panel s'est révélée fort hétérogène et joue probablement un rôle dans la capacité du modèle à identifier des relations communes au sein de chaque groupe de pays. L'introduction dans le modèle des composantes distinctes de l'ENA au lieu d'un montant agrégé et une classification basée sur ses valeurs permettraient peut-être une interprétation différente de la relation entre l'ENA et les émissions de CO<sub>2</sub>.

Les résultats les plus significatifs dans la majorité de nos régressions sont obtenus pour les variables liées à l'énergie. Les prédictions de nos différents modèles appuient l'importance des efforts à réaliser en termes de diminution de notre consommation énergétique et de la promotion des énergies renouvelables. Cependant, contrairement à d'autres recherches, notre étude ne traite pas de la question des énergies nucléaires. Il serait opportun de réaliser une analyse plus approfondie du rôle de toutes les sources d'énergie dans les émissions de CO<sub>2</sub> et autres formes de pollution, en détaillant plus précisément leurs origines.

Nos résultats prédisent que pour compenser l'impact de sa croissance, un État peut agir de façon directe sur ses émissions de CO<sub>2</sub> par l'adoption de politiques énergétiques adaptées. Cependant, les causes du réchauffement climatique ne se limitent pas à la consommation d'énergie et d'autres solutions restent à envisager. L'hypothèse de Balsalobre *et al.* (2018) selon laquelle la croissance entraîne une diminution de la proportion d'énergie renouvelable dans la consommation totale mérite d'être approfondie. Cette réflexion pourrait constituer un point de départ pour des recherches futures sur les déterminants de l'adoption de solutions énergétiques durables ou les facteurs dissuasifs quant à la consommation d'énergies fossiles (une « taxe carbone » par exemple) pour faciliter la mise en œuvre de ces mesures. Les réalités vécues au sein de chaque État ne permettant pas de généralisations, des études ciblées par pays, ou groupes de pays plus homogènes seraient, à notre avis, plus adaptées dans ce cadre de recherche.

Enfin, nous avons envisagé l'impact de la croissance sur les émissions de CO<sub>2</sub>, mais la question pourrait être inversée en analysant les effets du réchauffement climatique sur la croissance économique. Cet argument, notamment soulevé dans une publication récente de l'*Economic Prospective Club*<sup>33</sup>, apporterait d'autres pistes de réponses à notre question initiale.

---

<sup>33</sup> de Callataÿ, E., Cantillon, E., Defeyt, P., Lefèbvre, O., Leruth, L., Pestieau, P. (2020), Pistes et éclairages économiques. Pour une contribution active de l'économie aux défis climatiques et environnementaux, p. 10. [https://moneystore.be/wp-content/uploads/doc/manifeste\\_veille\\_climatique\\_2020.pdf](https://moneystore.be/wp-content/uploads/doc/manifeste_veille_climatique_2020.pdf) (juin 2020).

## 7. Bibliographie

Allard, A., Takman, J., Uddin, G. S., & Ahmed, A. (2018). The N-shaped environmental Kuznets curve: an empirical evaluation using a panel quantile regression approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(6), 5848-5861.

Arellano, M. (2003) *Panel Data Econometrics*, Oxford: Oxford University Press

Arrow, K.J., Dasgupta, P., Goulder, L., Daily, G., Ehrlich, P., Heal, G., Levin, S., Mäler, K.-G., Schneider, S., Starrett, D. and Walker, B. (2004), 'Are We Consuming Too Much?' *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, no. 3, pp. 147–172.

Balsalobre-Lorente, D., & Shahbaz, M. (2016). Energy consumption and trade openness in the correction of GHG levels in Spain. *Bull Energy Econ*, 4(4), 310-322.

Balsalobre-Lorente, D., Shahbaz, M., Roubaud, D., & Farhani, S. (2018). How economic growth, renewable electricity and natural resources contribute to CO2 emissions?. *Energy Policy*, 113, 356-367.

Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2004). Trade, growth, and the environment. *Journal of Economic literature*, 42(1), 7-71.

Cottrell, A., & Lucchetti, R. (2019) *Gretl User's Guide: GNU Regression, Econometrics and Time-Series Library*.

de Callatay, E., Cantillon, E., Defeyt, P., Lefèbvre, O., Leruth, L., Pestieau, P. (2020), Pistes et éclairages économiques. Pour une contribution active de l'économie aux défis climatiques et environnementaux.

Dutt, K. (2009). Governance, institutions and the environment-income relationship: a cross-country study. *Environment, Development and Sustainability*, 11(4), 705-723.

Farzin, Y.H., Bond, C.A. (2006). Democracy and environmental quality. *Journal of Development Economics*, 81(1), 213-235.

Franklin, R.S. and Ruth, M. 2012, 'Growing Up and Cleaning Up: The Environmental Kuznets Curve Redux', *Applied Geography*, vol. 32, no. 1, pp. 29–39.

Friedl, B., & Getzner, M. (2003). Determinants of CO2 emissions in a small open economy. *Ecological economics*, 45(1), 133-148.

Grossman, G. M. and Krueger, A. B. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement (No. w3914). National Bureau of Economic Research.

Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1995), Economic Growth and the Environment, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 353–377.

Hamaide, B., Faucheux, S., Neve, M., and O'Connor, M. (2012). Croissance et environnement : la pensée et les faits. *Reflets et perspectives de la vie économique*, 51(4), 9-24.

- Hessel, A., Jouzel, J., Larrouturou, P. (2018), *Finance, Climat, Réveillez-vous !*, Indigène Éditions, Bouzigues.
- Hill, R.J. and Magnani, E. (2002), ‘An Exploration of the Conceptual and Empirical Basis of the Environmental Kuznets Curve’, *Australian Economic Papers*, vol. 41, no. 2, pp. 239–254.
- Holtz-Eakin, D. and Selden, T.M. (1995), ‘Stoking the Fires? CO2 Emissions and Economic Growth’, *Journal of Public Economics*, vol. 57, no. 1, pp. 85–101.
- Jarvis, M., Lange, G. M., Hamilton, K., Desai, D., Fraumeni, B., Edens, B., ... & Ruta, G. (2011). *The changing wealth of nations: measuring sustainable development in the new millennium*.
- Kuznets, S. (1955), ‘Economic Growth and Income Inequality’, *The American Economic Review*, vol. 45, pp. 1–28.
- Liobikienė, G., & Butkus, M. (2019). Scale, composition, and technique effects through which the economic growth, foreign direct investment, urbanization, and trade affect greenhouse gas emissions. *Renewable Energy*, 132, 1310-1322.
- Magnani, E. (2001). The Environmental Kuznets Curve: development path or policy result?. *Environmental Modelling & Software*, 16(2), 157-165.
- Meadows, D. H., Meadows, D. L., Randers, J., & Behrens, W. W. (1972). *The limits to growth*. New York, 102, 27.
- Munasinghe, M. (1999), Is Environmental Degradation an Inevitable Consequence of Economic Growth: Tunneling Through the Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economics*, vol. 29, no. 1, pp. 89–109.
- Neve, M., & Hamaide, B. (2017). Environmental Kuznets curve with adjusted net savings as a trade-off between environment and development. *Australian Economic Papers*, 56(1), 39-58.
- Panayotou, T. (1997), Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool, *Environment and Development Economics*, vol. 2, no. 4, pp. 465–484.
- Panayotou, T., Peterson, A., & Sachs, J. (2000). Is the environmental Kuznets curve driven by structural change? *Center for International Development, Harvard University*.
- Shafik, N. and Bandyopadhyay, S. (1992), *Economic Growth and Environmental Quality: Time-Series and Cross-Country Evidence*, vol. 904, Washington, DC: World Bank Publications.
- Shahbaz, M., & Sinha, A. (2018). Environmental Kuznets curve for CO2 emissions: a literature survey. *Journal of Economic Studies*.
- Stern, D. I. (2004). The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World development*, 32(8), 1419-1439.

Stern, D. I. (2017). The environmental Kuznets curve after 25 years. *Journal of Bioeconomics*, 19(1), 7-28.

Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2009). Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress.

Thiry, G., & Cassiers, I. (2010). Alternative indicators to GDP: values behind numbers. Adjusted net savings in question. *Discussion papers IRES*, (2010-18).

Torras, M., & Boyce, J. K. (1998). Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. *Ecological economics*, 25(2), 147-160.

Wooldridge, J., André, P., Beine, M., Béreau, S., de la Rupelle, M., Durré, A., Gnabo, J.-Y., Heuchenne, C., Leturcq, M., Petitjean, M. (2015). *Introduction à l'économétrie : une approche moderne*. De Boeck Supérieur.

*Source et description des données (juin 2020) :*

CO2 : <https://data.worldbank.org/indicator/EN.ATM.CO2E.PC>

ENA : <https://data.worldbank.org/indicator/NY.ADJ.SVNG.CD>

REN : <https://data.worldbank.org/indicator/EG.FEC.RNEW.ZS>

ENUSE : <https://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.COMM.GD.PP.KD>

IND : <https://data.worldbank.org/indicator/NV.IND.TOTL.ZS>

IMP : <https://data.worldbank.org/indicator/NE.IMP.GNFS.ZS>

GOV : <https://info.worldbank.org/governance/wgi/>

KYO : [https://treaties.un.org/Pages/ViewDetails.aspx?src=TREATY&mtdsg\\_no=XXVII-7-a&chapter=27&clang=\\_fr](https://treaties.un.org/Pages/ViewDetails.aspx?src=TREATY&mtdsg_no=XXVII-7-a&chapter=27&clang=_fr)

## 8. Annexes

### 8.1. Annexe I : répartition des pays du panel par catégorie de revenus

Tableau 9 : Répartition des pays du panel par catégories de revenu

Revenu élevé	Revenu intermédiaire	Revenu bas
Allemagne	Afrique du Sud	Angola
Arabie Saoudite	Albanie	Bangladesh
Australie	Argentine	Benin
Belgique	Azerbaïdjan	Bolivie
Canada	Biélorussie	Cambodge
Chili	Botswana	Cameroun
Chypre	Brésil	Égypte
Croatie	Bulgarie	Ghana
Danemark	Chine	Honduras
Espagne	Colombie	Inde
Estonie	Équateur	Indonésie
États-Unis	Géorgie	Kenya
Finlande	Guatemala	Kirghizistan
France	Jamaïque	Maroc
Grèce	Jordanie	Moldavie
Hongrie	Kazakhstan	Mongolie
Israël	Liban	Népal
Italie	Macédoine du Nord	Nicaragua
Japon	Malaisie	Niger
Lettonie	Mexique	Nigeria
Luxembourg	Namibie	Pakistan
Norvège	Paraguay	Philippines
Nouvelle-Zélande	Pérou	Rép. du Congo
Panama	Rép. de Maurice	Salvador
Pays-Bas	Rép. Dominicaine	Tanzanie
Pologne	Roumanie	Tunisie
Portugal	Russie	Vietnam
Rép. de Corée	Sri Lanka	
Rép. Slovaque	Thaïlande	
Rép. Tchèque	Turquie	
Royaume-Uni	Venezuela	
Singapour		
Slovénie		
Suède		
Suisse		
Uruguay		

## 8.2. Annexe II : Statistiques descriptives et matrices de corrélation

### 8.2.1. Statistiques descriptives complètes

Tableau 10 : Statistiques descriptives complètes pour l'ensemble du panel et les sous-groupes.

Statistiques descriptives, utilisant les observations 1:01 - 94:11 (Panel)

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
CO2kg	5105,3	3930,6	49,001	24825,
ENA	72,652	10,051	-29,605	2118,3
ENA2	46750,	126,58	0,00074945	4,4874e+06
ENA3	6,1611e+07	1015,3	-25947,	9,5059e+09
REN	27,035	19,575	0,0060087	91,727
ENUSE	120,86	109,42	47,602	270,00
IND	28,409	26,406	9,8869	77,414
IMP	45,776	38,776	10,950	208,33
GOV	0,17652	-0,070183	-1,3823	1,9601
KYO	0,95358	1,0000	0,0000	1,0000
Variable	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
CO2kg	4694,3	0,91949	1,3183	1,6118
ENA	203,75	2,8044	6,1793	45,425
ENA2	3,1258e+05	6,6861	9,9666	109,43
ENA3	5,6057e+08	9,0985	12,052	159,51
REN	23,377	0,86469	1,0448	0,23445
ENUSE	45,128	0,37338	0,90377	0,12000
IND	10,231	0,36012	1,7825	4,5537
IMP	26,003	0,56805	2,3130	8,8884
GOV	0,88056	4,9884	0,39497	-1,0583
KYO	0,21050	0,22075	-4,3117	16,590
Variable	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
CO2kg	284,89	15482,	6353,2	0
ENA	-1,2728	296,37	64,269	0
ENA2	0,15977	87851,	4353,7	0
ENA3	-2,0628	2,6044e+07	2,8784e+05	0
REN	2,0939	78,824	31,559	0
ENUSE	64,450	211,44	57,397	0
IND	16,478	47,754	10,545	0
IMP	17,594	83,194	30,691	0
GOV	-1,0307	1,7231	1,4316	0
KYO	1,0000	1,0000	0,0000	0

Statistiques descriptives, utilisant les observations 1:01 - 36:11 (HINC)

<b>Variable</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Médiane</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
CO2kg	8882,8	8083,4	1689,2	24825,
ENA	102,82	45,286	-27,963	1377,8
ENA2	41356,	2051,0	0,0069274	1,8984e+06
ENA3	3,1231e+07	92895,	-21866,	2,6156e+09
REN	16,764	11,491	0,0060087	58,592
ENUSE	111,60	105,24	53,399	230,56
IND	25,401	24,127	9,8869	66,757
IMP	50,287	39,084	10,950	208,33
GOV	1,1132	1,1654	-0,48339	1,9601
KYO	0,94192	1,0000	0,0000	1,0000
<b>Variable</b>	<b>Écart type</b>	<b>C.V.</b>	<b>Asymétrie</b>	<b>Ex. aplatissement</b>
CO2kg	4595,2	0,51731	1,0520	0,85444
ENA	175,68	1,7086	3,8229	18,401
ENA2	1,7088e+05	4,1320	7,2490	59,380
ENA3	1,9709e+08	6,3106	9,2764	97,295
REN	14,240	0,84947	1,0570	0,47341
ENUSE	33,178	0,29730	0,70222	0,17415
IND	8,2980	0,32668	2,1349	7,4385
IMP	33,622	0,66860	2,3576	6,3601
GOV	0,52914	0,47535	-0,57814	-0,0046268
KYO	0,23419	0,24863	-3,7788	12,279
<b>Variable</b>	<b>Pourc. 5%</b>	<b>Pourc. 95%</b>	<b>Intervalle IQ</b>	<b>Obs. manquantes</b>
CO2kg	2665,8	18167,	4851,1	0
ENA	0,72596	456,55	114,72	0
ENA2	3,6294	2,0845e+05	14722,	0
ENA3	0,40802	9,5180e+07	1,7954e+06	0
REN	0,53460	46,948	19,350	0
ENUSE	63,721	174,85	43,239	0
IND	14,843	36,844	8,3906	0
IMP	17,379	136,93	33,073	0
GOV	0,12918	1,8291	0,84972	0
KYO	0,0000	1,0000	0,0000	0

Statistiques descriptives, utilisant les observations 1:01 - 31:11 (MINC)

<b>Variable</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Médiane</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
CO2kg	4167,1	3614,5	608,06	15646,
ENA	79,274	8,4424	-6,1421	2118,3
ENA2	88186,	71,275	0,00074945	4,4874e+06
ENA3	1,4842e+08	601,73	-231,71	9,5059e+09
REN	21,309	16,117	1,1538	68,824
ENUSE	118,38	101,70	47,602	270,00
IND	31,381	29,974	14,073	66,160
IMP	41,960	37,359	11,255	95,001
GOV	-0,23794	-0,26446	-1,3823	0,85050
KYO	0,95601	1,0000	0,0000	1,0000

Variable	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
CO2kg	3120,0	0,74873	1,5112	2,2572
ENA	286,61	3,6154	5,4797	30,100
ENA2	5,0880e+05	5,7696	6,4679	42,694
ENA3	9,4749e+08	6,3841	7,2224	54,706
REN	17,465	0,81958	1,1862	0,59233
ENUSE	51,905	0,43846	1,0294	0,048067
IND	9,3884	0,29917	0,96036	1,3982
IMP	18,976	0,45224	0,46115	-0,68695
GOV	0,46561	1,9568	0,18865	-0,30106
KYO	0,20537	0,21482	-4,4474	17,779
Variable	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
CO2kg	785,62	11672,	3522,9	0
ENA	-0,69717	211,36	40,262	0
ENA2	0,26326	44675,	1760,7	0
ENA3	-0,34282	9,4429e+06	74179,	0
REN	2,5477	62,141	20,057	0
ENUSE	59,339	229,63	56,260	0
IND	18,107	48,622	11,790	0
IMP	16,766	72,676	31,174	0
GOV	-0,94094	0,68676	0,65895	0
KYO	1,0000	1,0000	0,0000	0

Statistiques descriptives, utilisant les observations 1:01 - 27:11 (LINC)

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
CO2kg	1145,8	904,92	49,001	13447,
ENA	24,823	1,9537	-29,605	499,48
ENA2	6368,0	8,7574	0,00083987	2,4948e+05
ENA3	2,4532e+06	7,4576	-25947,	1,2461e+08
REN	47,305	47,483	2,8479	91,727
ENUSE	136,07	127,29	61,376	257,18
IND	29,006	26,154	11,264	77,414
IMP	44,142	38,823	11,642	97,140
GOV	-0,59645	-0,57214	-1,2874	0,11593
KYO	0,96633	1,0000	0,0000	1,0000
Variable	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
CO2kg	1306,8	1,1406	4,7276	33,504
ENA	75,969	3,0604	4,6068	21,571
ENA2	31573,	4,9581	5,7582	33,589
ENA3	1,3935e+07	5,6804	6,4669	43,614
REN	26,364	0,55730	0,035237	-1,0544
ENUSE	46,793	0,34388	0,50829	-0,81748
IND	12,227	0,42152	2,0740	4,7352
IMP	19,771	0,44790	0,64779	-0,43077
GOV	0,33508	0,56179	-0,019859	-0,90784
KYO	0,18068	0,18698	-5,1706	24,735

Variable	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
CO2kg	116,12	2564,7	1097,8	0
ENA	-4,6563	96,632	18,934	0
ENA2	0,028686	9338,9	405,38	0
ENA3	-102,50	9,0267e+05	7424,0	0
REN	4,9763	88,546	41,813	0
ENUSE	76,880	215,72	81,225	0
IND	16,039	58,324	9,3885	0
IMP	18,942	81,824	28,552	0
GOV	-1,1309	-0,076417	0,56814	0
KYO	1,0000	1,0000	0,0000	0

### 8.2.2. Matrices de corrélation

Tableau 11 : Matrices de corrélation

Coefficient de corrélation, utilisant les observations 1:01 - 94:11 (Total)

5% valeur critique (bilatéral) = 0,0610 pour n = 1034

CO2	1,00							
ENA	0,27	1,00						
REN	-0,58	-0,18	1,00					
ENUSE	0,20	0,16	0,08	1,00				
IND	0,00	0,12	-0,05	-0,02	1,00			
IMP	0,13	-0,21	-0,23	-0,01	-0,11	1,00		
GOV	0,61	0,11	-0,39	-0,18	-0,33	0,19	1,00	
KYO	-0,20	-0,17	0,05	-0,08	-0,07	0,06	-0,01	1,00
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO

Coefficient de corrélation, utilisant les observations 1:01 - 36:11 (HINC)

5% valeur critique (bilatéral) = 0,0986 pour n = 396

CO2	1,00							
ENA	0,35	1,00						
REN	-0,40	-0,25	1,00					
ENUSE	0,51	0,16	-0,08	1,00				
IND	0,21	0,04	-0,02	0,32	1,00			
IMP	0,09	-0,29	-0,24	-0,16	-0,14	1,00		
GOV	0,21	0,14	0,19	0,09	-0,33	0,09	1,00	
KYO	-0,32	-0,51	0,11	-0,22	0,02	0,09	-0,03	1,00
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO

Coefficient de corrélation, utilisant les observations 1:01 - 31:11 (MINC)

5% valeur critique (bilatéral) = 0,1062 pour n = 341

CO2	1,00								
ENA	0,18	1,00							
REN	-0,63	-0,09	1,00						
ENUSE	0,79	0,32	-0,44	1,00					
IND	0,21	0,28	-0,19	0,18	1,00				
IMP	-0,05	-0,24	-0,19	0,08	-0,18	1,00			
GOV	-0,14	-0,14	0,01	-0,19	-0,37	0,36	1,00		
KYO	-0,19	0,04	0,14	-0,13	0,02	0,03	0,09	1,00	
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO	

Coefficient de corrélation, utilisant les observations 1:01 - 27:11 (LINC)

5% valeur critique (bilatéral) = 0,1138 pour n = 297

CO2	1,00								
ENA	0,04	1,00							
REN	-0,64	-0,07	1,00						
ENUSE	-0,03	-0,11	0,27	1,00					
IND	0,15	0,02	-0,12	-0,49	1,00				
IMP	0,23	-0,25	-0,35	0,18	0,06	1,00			
GOV	0,33	0,17	-0,43	0,05	-0,24	0,17	1,00		
KYO	0,06	0,06	-0,11	0,10	-0,29	0,04	0,24	1,00	
	CO2	ENA	REN	ENUSE	IND	IMP	GOV	KYO	

### 8.3. Annexe III : Tests préliminaires

#### 8.3.1. Tests de stationnarité des données

Tableau 12 : Résultats des tests de racine unitaire de Levin-Lin-Chu

Test ADF empilé de Levin-Li-Chu

test avec constante avec un retard de (1-L)

Retard du paramètre de troncation de Bartlett : 6

N,T = (94,11), utilisant les 846 observations

$\mu^* = -0,554$ ,  $s^* = 0,919$

		Coefficient	t de Student	z-score	
CO2	S N = 0,776948,	-0,18	-8,95	-3,75	[0,0001]
ENA	S N = 0,843374,	-0,34	-14,98	-9,46	[0,0000]
ENA2	S N = 0,840926,	-0,30	-11,51	-4,80	[0,0000]
ENA3	S N = 0,909057	-0,29	-9,84	-1,37	[0,0860]
REN	S N = 0,963269,	-0,18	-13,34	-9,80	[0,0000]
ENUSE	S N = 0,953068,	-0,27	-14,63	-9,32	[0,0000]
IND	S N = 0,869453,	-0,31	-13,31	-6,49	[0,0000]
IMP	S N = 0,825197,	-0,58	-19,59	-11,30	[0,0000]

GOV	S_N = 1,04213,	-0,41	-17,12	-9,27	[0,0000]
-----	----------------	-------	--------	-------	----------

### 8.3.2. Tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur

Tableau 13 : Test de White pour l'hétéroscédasticité

Test de White pour l'hétéroscédasticité

MCO, utilisant les 1034 observations

Variable dépendante: uhat^2

Omis pour cause de multicollinéarité parfaite : sq\_ENA

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	32782300,00	16542800,00	1,98	0,05	**
ENA	4807,74	120344,00	0,04	0,97	
ENA2	-309,27	461,97	-0,67	0,50	
ENA3	-686005000000,00	5799330000000,00	-0,12	0,91	
REN	121863,00	204459,00	0,60	0,55	
ENUSE	-248943,00	111003,00	-2,24	0,03	**
IND	-1033960,00	396214,00	-2,61	0,01	***
IMP	263774,00	196764,00	1,34	0,18	
GOV	-9003470,00	5730680,00	-1,57	0,12	
KYO	-27191300,00	11050400,00	-2,46	0,01	**
X2_X3	686045000000,00	5799410000000,00	0,12	0,91	
X2_X4	-414232000,00	3075940000,00	-0,13	0,89	
X2_X5	-3733,88	1353,03	-2,76	0,01	***
X2_X6	-190,59	436,75	-0,44	0,66	
X2_X7	13083,70	2400,65	5,45	0,00	***
X2_X8	-11054,10	933,75	-11,84	0,00	***
X2_X9	129079,00	31765,60	4,06	0,00	***
X2_X10	105967,00	90072,50	1,18	0,24	
sq_ENA2	414232000,00	3075940000,00	0,13	0,89	
X3_X4	0,00	0,00	1,34	0,18	
X3_X5	15,62	6,57	2,38	0,02	**
X3_X6	0,50	2,06	0,24	0,81	
X3_X7	-29,44	11,72	-2,51	0,01	**
X3_X8	24,02	4,03	5,96	0,00	***
X3_X9	-370,14	159,02	-2,33	0,02	**
X3_X10	-467,50	288,80	-1,62	0,11	
sq_ENA3	0,00	0,00	-1,27	0,20	
X4_X5	-0,01	0,00	-2,57	0,01	**
X4_X6	0,00	0,00	0,32	0,75	
X4_X7	0,01	0,01	1,13	0,26	
X4_X8	-0,01	0,00	-3,23	0,00	***
X4_X9	0,31	0,14	2,26	0,02	**

X4_X10	0,54	0,29	1,83	0,07	*
sq_REN	1825,52	1302,49	1,40	0,16	
X5_X6	-1626,53	568,05	-2,86	0,00	***
X5_X7	2895,13	2488,28	1,16	0,24	
X5_X8	-1738,01	1646,03	-1,06	0,29	
X5_X9	-15549,30	41705,50	-0,37	0,71	
X5_X10	-7744,26	107703,00	-0,07	0,94	
sq_ENUSE	183,82	219,29	0,84	0,40	
X6_X7	4904,52	1730,57	2,83	0,00	***
X6_X8	1703,16	615,65	2,77	0,01	***
X6_X9	-14895,40	16587,50	-0,90	0,37	
X6_X10	96783,70	43762,30	2,21	0,03	**
sq_IND	11958,30	3661,57	3,27	0,00	***
X7_X8	-18203,50	3008,67	-6,05	0,00	***
X7_X9	-68933,00	106290,00	-0,65	0,52	
X7_X10	254290,00	188325,00	1,35	0,18	
sq_IMP	1513,12	503,98	3,00	0,00	***
X8_X9	336678,00	43035,30	7,82	0,00	***
X8_X10	117458,00	81634,60	1,44	0,15	
sq_GOV	824619,00	937537,00	0,88	0,38	
X9_X10	-273297,00	4140050,00	-0,07	0,95	

AVERTISSEMENT : la matrice des données est proche d'une matrice singulière!

R2 non-ajusté = 0,608655

Statistique de test:  $TR^2 = 629,349758$ ,

avec p. critique =  $P(\text{Chi-deux}(52) > 629,349758) = 0,000000$

Tableau 14 : Test de Wooldridge pour autocorrélation du terme d'erreur

Auxiliary regression including lagged residual:

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	2578,94	167,69	15,38	0,00	***
ENA	9,31	0,49	19,05	0,00	***
ENA2	-0,01	0,00	-14,15	0,00	***
ENA3	0,00	0,00	10,83	0,00	***
REN	-71,95	1,15	-62,65	0,00	***
ENUSE	33,87	0,66	51,41	0,00	***
IND	75,25	2,61	28,82	0,00	***
IMP	2,56	1,85	1,38	0,17	
GOV	2798,91	33,41	83,79	0,00	***
KYO	-2777,09	146,04	-19,02	0,00	***
uhat(-1)	0,95	0,01	75,82	0,00	***

n = 940, R-squared = 0,9794

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

Hypothèse nulle : No first-order autocorrelation ( $\rho = 0$ )

Statistique de test:  $t(93) = 75,8171$

avec p. critique =  $P(|t| > 75,8171) = 2,0509e-85$

### 8.3.3. Diagnostic de panel

Tableau 15 : Diagnostic de panel

Diagnostics: using n = 94 cross-sectional units

Fixed effects estimator allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	4849,23	490,43	9,89	0,00	***
ENA	9,47	1,49	6,38	0,00	***
ENA2	-0,01	0,00	-5,84	0,00	***
ENA3	0,00	0,00	5,93	0,00	***
REN	-69,37	7,34	-9,46	0,00	***
ENUSE	12,41	1,76	7,06	0,00	***
IND	16,02	9,84	1,63	0,10	
IMP	-17,44	3,54	-4,93	0,00	***
GOV	660,94	260,84	2,53	0,01	**
KYO	456,19	126,40	3,61	0,00	***

AVERTISSEMENT : la matrice des données est proche d'une matrice singulière!

Residual variance:  $3,86928e+08/(1034 - 103) = 415605$

Significativité conjointe des différences de moyennes par groupe :

$F(93, 931) = 183,144$  avec p. critique 0

(Une valeur faible de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle les MCO empilés sont aussi performants que les effets fixes.)

Variance estimators:

between = 6396830

within = 415605

theta used for quasi-demeaning = 0,923373

Random effects estimator allows for a unit-specific component to the error term

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	4509,41	544,19	8,29	0,00	***
ENA	9,28	1,45	6,40	0,00	***
ENA2	-0,01	0,00	-5,72	0,00	***
ENA3	0,00	0,00	5,77	0,00	***
REN	-72,39	6,49	-11,15	0,00	***
ENUSE	14,09	1,72	8,17	0,00	***
IND	16,06	9,51	1,69	0,09	*
IMP	-15,09	3,45	-4,37	0,00	***

GOV	1474,41	210,57	7,00	0,00	***
KYO	429,23	129,22	3,32	0,00	***

Breusch-Pagan test statistic:

LM = 3908,83 with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 3908,83) = 0$

(Une valeur faible de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle MCO empilé est adéquat, au contraire de l'alternative des effets aléatoires.)

Hausman test statistic:

H = 66,7401 with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(9) > 66,7401) = 0,0000000000661$

(Une valeur faible de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle à effets aléatoires est consistant, en faveur d'un modèle à effets fixes.)

## 8.4. Annexe IV : Résultats détaillés des régressions

### 8.4.1 : Moindres Carrés Ordinaires empilés

*Régression 1 : MCO empilés, utilisant les 1034 observations (panel complet)*

94 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	2917,87	1681,03	1,736	0,0859	*
ENA	9,85487	5,73911	1,717	0,0893	*
ENA2	-0,0118319	0,00978324	-1,209	0,2296	
ENA3	3,51388e-06	3,78281e-06	0,9289	0,3553	
REN	-69,7433	11,4149	-6,110	<0,0001	***
ENUSE	32,4117	5,93187	5,464	<0,0001	***
IND	69,7243	35,9170	1,941	0,0553	*
IMP	1,26938	22,3799	0,05672	0,9549	
GOV	2877,13	363,114	7,923	<0,0001	***
KYO	-2905,41	952,881	-3,049	0,0030	***

Moy. var. dép.	5105,295	Éc. type var. dép.	4694,259
Somme carrés résidus	7,47e+09	Éc. type de régression	2700,127
R2	0,672030	R2 ajusté	0,669148
F(9, 93)	26,72972	p. critique (F)	3,66e-22
Log de vraisemblance	-9631,848	Critère d'Akaike	19283,70
Critère de Schwarz	19333,11	Hannan-Quinn	19302,45
rho	0,948327	Durbin-Watson	0,062535

*Régression 2 : MCO empilés, utilisant les 396 observations (HINC)*

36 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robuste (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	986,359	2580,27	0,3823	0,7046	
ENA	-2,14567	10,4828	-0,2047	0,8390	
ENA2	0,00965209	0,0223388	0,4321	0,6683	
ENA3	-3,85023e-06	1,20598e-05	-0,3193	0,7514	
REN	-121,091	41,2242	-2,937	0,0058	***
ENUSE	49,6647	13,0962	3,792	0,0006	***
IND	122,129	104,098	1,173	0,2486	
IMP	13,4622	29,8733	0,4506	0,6550	
GOV	2660,05	1014,42	2,622	0,0128	**
KYO	-2563,34	1754,02	-1,461	0,1528	

Moy. var. dép.	8882,834	Éc. type var. dép.	4595,178
Somme carrés résidus	3,91e+09	Éc. type de régression	3184,665
R2	0,530632	R2 ajusté	0,519689
F(9, 35)	11,29996	p. critique (F)	4,91e-08
Log de vraisemblance	-3751,012	Critère d'Akaike	7522,024
Critère de Schwarz	7561,838	Hannan-Quinn	7537,797
rho	0,940628	Durbin-Watson	0,047735

Régression 3 : MCO empilés, utilisant les 341 observations (MINC)

31 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robuste (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	1739,23	1243,29	1,399	0,1721	
ENA	7,35874	7,48488	0,9831	0,3334	
ENA2	-0,0167231	0,00840701	-1,989	0,0559	*
ENA3	6,48425e-06	2,45823e-06	2,638	0,0131	**
REN	-60,5246	11,2852	-5,363	<0,0001	***
ENUSE	42,4649	6,69916	6,339	<0,0001	***
IND	19,0363	28,7817	0,6614	0,5134	
IMP	-29,3071	15,3967	-1,903	0,0666	*
GOV	508,708	370,766	1,372	0,1802	
KYO	-655,901	708,069	-0,9263	0,3617	

Moy. var. dép.	4167,093	Éc. type var. dép.	3120,025
Somme carrés résidus	6,53e+08	Éc. type de régression	1404,907
R2	0,802609	R2 ajusté	0,797242
F(9, 30)	18,61594	p. critique (F)	5,61e-10
Log de vraisemblance	-2950,258	Critère d'Akaike	5920,516
Critère de Schwarz	5958,835	Hannan-Quinn	5935,783
rho	0,901655	Durbin-Watson	0,114915

*Régression 4 : MCO empilés, utilisant les 297 observations*

27 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	1398,08	566,488	2,468	0,0205	**
ENA	-0,684850	6,25561	-0,1095	0,9137	
ENA2	-0,00373789	0,0293774	-0,1272	0,8997	
ENA3	1,11122e-05	3,65719e-05	0,3038	0,7637	
REN	-33,3170	9,58070	-3,478	0,0018	***
ENUSE	7,47475	5,40695	1,382	0,1786	
IND	24,8940	13,6207	1,828	0,0791	*
IMP	-6,04156	5,41601	-1,116	0,2748	
GOV	367,412	427,688	0,8591	0,3982	
KYO	86,8667	146,719	0,5921	0,5589	

Moy. var. dép.	1145,771	Éc. type var. dép.	1306,832
Somme carrés résidus	2,71e+08	Éc. type de régression	971,4384
R2	0,464226	R2 ajusté	0,447425
F(9, 26)	5,752725	p. critique (F)	0,000211
Log de vraisemblance	-2459,336	Critère d'Akaike	4938,671
Critère de Schwarz	4975,609	Hannan-Quinn	4953,459
rho	0,881515	Durbin-Watson	0,272572

### 8.4.2 : Effets Fixes avec variables temporelles

*Régression 5 : Effets fixes, utilisant les 1034 observations (panel complet)*

94 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	4905,32	1034,37	4,742	<0,0001	***
ENA	9,22714	2,59393	3,557	0,0006	***
ENA2	-0,00981552	0,00312949	-3,136	0,0023	***
ENA3	3,26654e-06	9,72006e-07	3,361	0,0011	***
REN	-67,9022	14,3766	-4,723	<0,0001	***
ENUSE	14,0677	4,14960	3,390	0,0010	***
IND	10,8196	15,4399	0,7008	0,4852	
IMP	-21,6398	9,70869	-2,229	0,0282	**
GOV	680,857	364,238	1,869	0,0647	*
KYO	396,732	207,090	1,916	0,0585	*
dt_2	23,3727	48,0629	0,4863	0,6279	
dt_3	126,257	62,4837	2,021	0,0462	**

dt_4	111,012	88,3381	1,257	0,2120	
dt_5	287,880	111,191	2,589	0,0112	**
dt_6	14,1072	94,0971	0,1499	0,8812	
dt_7	158,612	106,674	1,487	0,1404	
dt_8	161,051	112,757	1,428	0,1566	
dt_9	120,548	116,376	1,036	0,3030	
dt_10	173,467	145,492	1,192	0,2362	
dt_11	5,35317	130,683	0,04096	0,9674	

Moy. var. dép.	5105,295	Éc. type var. dép.	4694,259
Somme carrés résidus	3,80e+08	Éc. type de régression	642,7274
R2 - LSDV	0,983286	R2 intra	0,261780
Log de vraisemblance	-8092,905	Critère d'Akaike	16411,81
Critère de Schwarz	16970,16	Hannan-Quinn	16623,68
rho	0,593988	Durbin-Watson	0,740944

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 93) = 8,51656$

avec p. critique =  $P(F(9, 93) > 8,51656) = 3,42073e-09$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(93, 320,0) = 183,976$

avec p. critique =  $P(F(93, 320,0) > 183,976) = 7,07929e-233$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 24,0147

avec p. critique = 0,00756144

*Régression 6 : Effets fixes, utilisant les 396 observations (HINC)*

36 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écarts type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	1796,59	3291,75	0,5458	0,5887	
ENA	9,73231	4,89732	1,987	0,0548	*
ENA2	-0,0110499	0,00769879	-1,435	0,1601	
ENA3	3,66201e-06	3,66247e-06	0,9999	0,3242	
REN	-94,0372	25,8011	-3,645	0,0009	***
ENUSE	43,8945	13,3863	3,279	0,0024	***
IND	54,6711	61,0565	0,8954	0,3767	
IMP	-33,6346	26,9589	-1,248	0,2205	
GOV	2281,29	735,497	3,102	0,0038	***
KYO	351,430	388,899	0,9037	0,3724	

Moy. var. dép.	8882,834	Éc. type var. dép.	4595,178
----------------	----------	--------------------	----------

Somme carrés résidus	1,71e+08	Éc. type de régression	707,9989
R2 - LSDV	0,979506	R2 intra	0,497600
Log de vraisemblance	-3131,020	Critère d'Akaike	6372,039
Critère de Schwarz	6591,017	Hannan-Quinn	6458,792
rho	0,521746	Durbin-Watson	0,848113

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 35) = 8,44546$

avec p. critique =  $P(F(9, 35) > 8,44546) = 1,4358e-06$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(35, 126,5) = 190,92$

avec p. critique =  $P(F(35, 126,5) > 190,92) = 1,23466e-93$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 25,4641

avec p. critique = 0,00453195

*Régression 7 : Effets fixes, utilisant les 341 observations (MINC)*

31 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	3539,28	696,040	5,085	<0,0001	***
ENA	5,48702	1,75718	3,123	0,0039	***
ENA2	-0,00251115	0,00117903	-2,130	0,0415	**
ENA3	7,22287e-07	2,72550e-07	2,650	0,0127	**
REN	-52,4381	13,4016	-3,913	0,0005	***
ENUSE	13,1787	4,77472	2,760	0,0098	***
IND	-5,48112	11,1657	-0,4909	0,6271	
IMP	-19,3926	10,9089	-1,778	0,0856	*
GOV	236,833	378,062	0,6264	0,5358	
KYO	651,851	285,681	2,282	0,0298	**

Moy. var. dép.	4167,093	Éc. type var. dép.	3120,025
Somme carrés résidus	35362892	Éc. type de régression	348,6000
R2 - LSDV	0,989316	R2 intra	0,526369
Log de vraisemblance	-2453,012	Critère d'Akaike	5006,024
Critère de Schwarz	5197,618	Hannan-Quinn	5082,358
rho	0,450940	Durbin-Watson	0,911021

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 30) = 16,6555$

avec p. critique =  $P(F(9, 30) > 16,6555) = 2,15744e-09$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(30, 110,1) = 46,1685$

avec p. critique =  $P(F(30, 110,1) > 46,1685) = 2,32383e-49$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 29,6164

avec p. critique = 0,000989519

Régression 8 : Effets fixes, utilisant les 297 observations (LINC)

27 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	1033,15	732,956	1,410	0,1705	
ENA	4,37826	2,55030	1,717	0,0979	*
ENA2	-0,00958471	0,0124391	-0,7705	0,4479	
ENA3	7,35214e-06	1,68688e-05	0,4358	0,6665	
REN	6,96650	9,45702	0,7366	0,4679	
ENUSE	-1,10307	5,19910	-0,2122	0,8336	
IND	-27,9038	26,0624	-1,071	0,2942	
IMP	3,48206	2,75812	1,262	0,2180	
GOV	-535,170	808,757	-0,6617	0,5140	
KYO	-33,8267	112,476	-0,3007	0,7660	

Moy. var. dép.	1145,771	Éc. type var. dép.	1306,832
Somme carrés résidus	88930120	Éc. type de régression	595,2338
R2 - LSDV	0,824079	R2 intra	0,115025
Log de vraisemblance	-2293,955	Critère d'Akaike	4679,909
Critère de Schwarz	4849,821	Hannan-Quinn	4747,931
rho	0,578102	Durbin-Watson	0,763517

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 26) = 1,64002$

avec p. critique =  $P(F(9, 26) > 1,64002) = 0,155693$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(26, 96,8) = 100,186$

avec p. critique =  $P(F(26, 96,8) > 100,186) = 1,02276e-58$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 12,7734

avec p. critique = 0,236621

### 8.4.3 : Effets Fixes avec variables temporelles et PIB comme variable explicative principale

Régression 9 : Effets fixes, utilisant les 1034 observations (Panel)

94 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	Coefficient	Erreur Std	t de Student	p. critique	
const	4232,29	1222,67	3,462	0,0008	***
PIB	1,96150	1,12118	1,750	0,0835	*
PIB2	-0,000104992	0,000135200	-0,7766	0,4394	
PIB3	3,12527e-11	4,40988e-09	0,007087	0,9944	
REN	-66,4196	14,7357	-4,507	<0,0001	***
ENUSE	14,1711	4,24848	3,336	0,0012	***
IND	16,5289	15,7733	1,048	0,2974	
IMP	-22,5392	9,82236	-2,295	0,0240	**
GOV	889,107	366,495	2,426	0,0172	**
KYO	451,288	226,918	1,989	0,0497	**
dt_2	13,1404	49,0015	0,2682	0,7892	
dt_3	115,133	61,9103	1,860	0,0661	*
dt_4	85,2924	92,6899	0,9202	0,3599	
dt_5	217,006	116,413	1,864	0,0655	*
dt_6	-106,769	98,1175	-1,088	0,2793	
dt_7	74,5981	110,641	0,6742	0,5018	
dt_8	62,2969	123,829	0,5031	0,6161	
dt_9	24,4760	131,893	0,1856	0,8532	
dt_10	64,0844	169,154	0,3789	0,7057	
dt_11	-89,8429	145,408	-0,6179	0,5382	

Moy. var. dép.	5105,295	Éc. type var. dép.	4694,259
Somme carrés résidus	3,79e+08	Éc. type de régression	641,2435
R2 - LSDV	0,983363	R2 intra	0,265185
Log de vraisemblance	-8090,515	Critère d'Akaike	16407,03
Critère de Schwarz	16965,38	Hannan-Quinn	16618,90
rho	0,594557	Durbin-Watson	0,737320

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 93) = 6,73009$

avec p. critique =  $P(F(9, 93) > 6,73009) = 2,23412e-07$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(93, 320,0) = 191,13$

avec p. critique =  $P(F(93, 320,0) > 191,13) = 1,80704e-235$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 28,0981  
avec p. critique = 0,00174112

*Régression 10 : Effets fixes, utilisant les 396 observations (HINC)*

36 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	-876,614	3426,72	-0,2558	0,7996	
PIB	5,60783	3,08534	1,818	0,0777	*
PIB2	-0,000688952	0,000452417	-1,523	0,1368	
PIB3	2,09759e-08	1,61435e-08	1,299	0,2023	
REN	-82,1978	23,8422	-3,448	0,0015	***
ENUSE	45,2973	14,5445	3,114	0,0037	***
IND	58,4016	55,1113	1,060	0,2965	
IMP	-34,8391	26,5739	-1,311	0,1984	
GOV	2175,69	790,696	2,752	0,0093	***
KYO	462,476	494,050	0,9361	0,3556	

Moy. var. dép.	8882,834	Éc. type var. dép.	4595,178
Somme carrés résidus	1,66e+08	Éc. type de régression	698,5128
R2 - LSDV	0,980052	R2 intra	0,510972
Log de vraisemblance	-3125,678	Critère d'Akaike	6361,356
Critère de Schwarz	6580,334	Hannan-Quinn	6448,108
rho	0,507837	Durbin-Watson	0,860218

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 35) = 7,03118$

avec p. critique =  $P(F(9, 35) > 7,03118) = 9,93282e-06$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(35, 126,7) = 215,286$

avec p. critique =  $P(F(35, 126,7) > 215,286) = 5,20507e-97$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 20,0196

avec p. critique = 0,0290682

*Régression 11 : Effets fixes, utilisant les 340 observations (MINC)*

31 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
--	--------------------	-------------------	---------------------	--------------------	--

const	3227,15	739,990	4,361	0,0001	***
PIB	1,63981	1,41000	1,163	0,2540	
PIB2	-0,000134430	0,000251104	-0,5354	0,5964	
PIB3	6,05297e-09	1,45746e-08	0,4153	0,6809	
REN	-48,6337	12,7037	-3,828	0,0006	***
ENUSE	12,9876	4,83000	2,689	0,0116	**
IND	-3,01357	10,8027	-0,2790	0,7822	
IMP	-20,1629	11,0988	-1,817	0,0793	*
GOV	372,290	379,289	0,9815	0,3342	
KYO	656,221	307,607	2,133	0,0412	**

Moy. var. dép.	4167,093	Éc. type var. dép.	3120,025
Somme carrés résidus	34691387	Éc. type de régression	345,2744
R2 - LSDV	0,989518	R2 intra	0,535363
Log de vraisemblance	-2449,743	Critère d'Akaike	4999,487
Critère de Schwarz	5191,081	Hannan-Quinn	5075,821
rho	0,458253	Durbin-Watson	0,898357

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 30) = 4,61154$

avec p. critique =  $P(F(9, 30) > 4,61154) = 0,000701684$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(30, 110,1) = 46,6769$

avec p. critique =  $P(F(30, 110,1) > 46,6769) = 1,33414e-49$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 35,922

avec p. critique =  $8,68137e-05$

*Régression 12 : Effets fixes, utilisant les 296 observations (LINC)*

27 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 11

Variable dépendante: CO2kg

Écart type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	1964,47	1537,42	1,278	0,2126	
PIB	-7,02938	7,63513	-0,9207	0,3657	
PIB2	0,00568865	0,00559385	1,017	0,3185	
PIB3	-1,41962e-06	1,38189e-06	-1,027	0,3137	
REN	8,24396	11,4120	0,7224	0,4765	
ENUSE	-2,00711	6,39676	-0,3138	0,7562	
IND	-33,1456	30,8089	-1,076	0,2919	
IMP	1,91580	3,01989	0,6344	0,5314	
GOV	-328,325	679,972	-0,4829	0,6332	
KYO	-29,4697	91,1238	-0,3234	0,7490	

Moy. var. dép.	1145,771	Éc. type var. dép.	1306,832
Somme carrés résidus	88081047	Éc. type de régression	592,3854
R2 - LSDV	0,825759	R2 intra	0,123475
Log de vraisemblance	-2292,530	Critère d'Akaike	4677,060
Critère de Schwarz	4846,972	Hannan-Quinn	4745,082
rho	0,567951	Durbin-Watson	0,779954

Test conjoint des régresseurs spécifiés -

Statistique de test:  $F(9, 26) = 0,836911$

avec p. critique =  $P(F(9, 26) > 0,836911) = 0,589503$

Robust test for differing group intercepts -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: Welch  $F(26, 96,9) = 91,8368$

avec p. critique =  $P(F(26, 96,9) > 91,8368) = 5,46952e-57$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : Chi-deux(10) = 7,63374

avec p. critique = 0,664563