



Munich Personal RePEc Archive

Economic growth and environmental pollution: the case of china (1960-2008)

Kapnang, Herrman Brice

Institut Sous-Régional de Statistique et d'Economie Appliquée de Yaoundé

12 March 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39965/>
MPRA Paper No. 39965, posted 18 Jul 2012 23:54 UTC

**ARBITRAGE CROISSANCE ECONOMIQUE ET POLLUTION
ENVIRONNEMENTALE : CAS DE LA CHINE (1960-2008)**

Herrman Brice KAPNANG*

Juin 2012

* Élève Ingénieur Statisticien, Institut Sous-Régional de Statistique et d'Économie Appliquée de Yaoundé ;
djkapnang@yahoo.fr tel : (237) 96 31 40 74

RESUME

Cette étude emploie la cointégration de Johansen et la causalité de Granger pour analyser la relation entre la pollution atmosphérique et la croissance économique en Chine. Elle permet de tirer des enseignements et déduire des implications sur les liens de causalité entre ces deux variables. Les résultats montrent que ces deux variables sont cointégrées et qu'au seuil de 15%, il existe un lien de causalité unidirectionnelle entre elles. D'autre part, il existe une relation de long terme positive entre la croissance économique et la pollution atmosphérique. Autrement dit, l'idée d'une courbe environnementale de Kuznets échoue à s'appliquer à la Chine. Ces résultats suggèrent des recommandations qui peuvent aider les autorités chinoises en matière de gestion environnementale en vue de jeter les bases d'une croissance soutenable.

This study employs the Johansen cointegration and Granger causality to analyze the relationship between air pollution and economic growth in China. It allows to draw lessons and derive implications for the causal links between these two variables. The results show that these two variables are cointegrated and that 15% threshold, there is a unidirectional causal relationship between them. On the other hand, there is a positive long-term relationship between economic growth and air pollution. In other words, the idea of an environmental Kuznets curve fails to apply to China. These results suggest recommendations that can help the Chinese authorities in environmental management in order to lay the foundations for sustainable growth.

Entrées d'index

Mots-clés : pollution, Croissance économique, courbe environnementale de Kuznets, Causalité, cointégration

I NTRODUCTION

Les hommes se sont toujours représentés la Terre comme une géante sur l'épiderme de laquelle ils s'agitaient, passants éphémères vivant d'elle mais incapables d'affecter sa vie. Pour la première fois dans l'histoire de l'humanité, la terre nous paraît petite. Et non seulement petite, mais fragile (Bertrand de Jouvenel, 1959). Les effets quantitatifs de la croissance économique, produire et consommer toujours plus, et leur corollaire, prélever des quantités croissantes de ressources naturelles et rejeter toujours plus de résidus, se sont accompagnés de modifications qualitatives aggravantes dans les pays industrialisés.

L'industrialisation accélère l'urbanisation et la concentration des populations sur des espaces réduits où le milieu naturel reçoit des masses croissantes et concentrées de résidus engendrant des pollutions urbaines. Ainsi, Comme le fait remarquer Georges Bordes¹ « il est maintenant évident que la croissance n'a pas que des aspects positifs : au passif de la croissance, il faut bien sûr mettre l'environnement naturel qui subit de nombreuses détériorations et devient le terrain de multiples pollutions ».

Face à l'ampleur et l'échelle des phénomènes, les pays occidentaux ont depuis 1970 fait de la lutte contre le réchauffement planétaire un enjeu pour la survie de l'humanité. Pour ce faire, un groupe intergouvernemental d'experts pour l'étude du climat et le lancement de la négociation internationale a été créé. Dans quelle mesure les retombés de la croissance peuvent-elles jouer un rôle dans la lutte contre la pollution atmosphérique ?

En 1992, la Banque Mondiale axe son rapport annuel sur le développement soutenable et, en particulier, sur l'hypothèse de la « croissance durable ». Elle s'appuie sur un article empirique qui avance l'idée selon laquelle il n'y a pas de relation indéfiniment positive entre l'augmentation du revenu par tête et la dégradation de l'environnement, mais que le sens de ce lien dépend du niveau de développement atteint. En matière de croissance durable, la transition vers l'équilibre de long terme prend la forme d'une courbe en U inversé, ce qui implique que la dégradation environnementale imputable au développement industriel n'est qu'un phénomène transitoire. En prenant la Chine comme étude de cas, cette hypothèse théorique trouve-t-elle sa confirmation d'un point de vue empirique ? Si c'est le cas, la stratégie de soutenabilité se résumerait alors à trouver les politiques économiques aptes à conduire les pays en développement le plus rapidement possible au-delà de ce point de retournement.

Quelques auteurs ont peu ou prou analysé cette relation : Simon Kuznets (1955), Gene Grossman et Alan Krueger en 1990.

¹ Assistants au Laboratoire d'Analyse et de Recherche économiques de l'université de Bordeaux I

Notre principal objectif est précisément de permettre une meilleure compréhension de ce lien. Plus spécifiquement, cette étude vise à :

- déterminer la relation de long terme entre les deux variables;
- déterminer la direction de la causalité entre les variables ;
- déduire les implications en termes de lutte contre le réchauffement planétaire

Pour atteindre cet objectif, nous utiliserons les développements récents de l'économétrie des séries temporelles. La méthodologie adoptée est une approche en trois étapes : tests de racine unitaire, tests de cointégration de Johansen, tests de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs.

La présente étude est organisée de la manière suivante: dans la première partie nous procéderons à un diagnostic d'ensemble des émissions du dioxyde de carbone (CO₂) par habitant en Chine de 1960 à 2008. La deuxième section sera consacrée à la méthodologie d'analyse, la troisième section présentera les résultats empiriques. Enfin, nous terminerons cette étude en soulignant les implications.

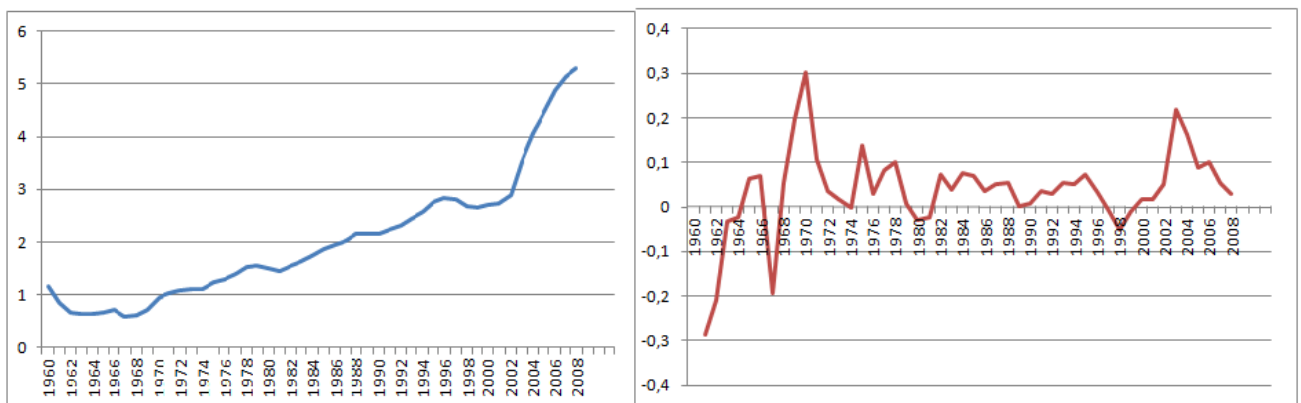
I-) La pollution environnementale en Chine : Diagnostic d'ensemble

A travers ce diagnostic, nous tenterons d'analyser les principaux stades d'évolution de la pollution atmosphérique en Chine.

A partir des années 1990, l'économie chinoise entre dans une phase d'expansion inédite dans son ampleur et dans son intensité en accroissant à long terme et de façon soutenue sa production annuelle. Aujourd'hui, la croissance chinoise fascine autant qu'elle fait peur.

I-1) Analyse descriptive de l'évolution de la pollution en Chine

L'industrialisation rapide, la surpopulation, l'exploitation des ressources en dehors de tout contrôle, entraînent des conséquences dommageables partout : tout ceci contribue à un accroissement quasi exponentiel des émissions de gaz à effet de serre en l'occurrence le CO2 comme l'illustre le graphique ci-dessus.



Graphique 1: Émissions de CO2 (KT) et taux de croissance des émissions

Source: *construction des auteurs, données BM*

Au regard de ce graphique, quatre régimes de pollution peuvent être identifiés en Chine depuis 1960.

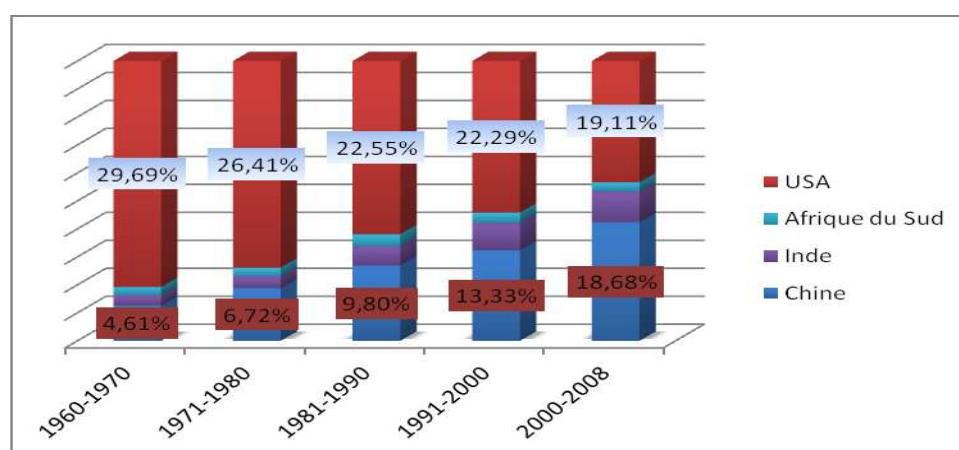
- Le premier correspondant à la période 1960-1968 se caractérise par une évolution décroissante des émissions de CO2 par habitant;
- le second régime commence une année plus tard, marqué par une croissance modérée mais équilibrée. ceci inaugure une nouvelle phase de l'économie chinoise caractérisée par une forte émission de CO2 qui court jusqu'en 1997.

- Cette évolution va en 1997 connaître un ralentissement. On le doit certainement à la tenue en 1997 de la conférence mondiale sur l'environnement à Kyoto. En effet, au cours de la troisième conférence des parties à Kyoto, les pays industrialisés adoptent le Protocole dit de Kyoto qui fixe des objectifs précis juridiquement contraignants de réduction des émissions de six gaz à effet de serre.
- Depuis 2002, l'économie chinoise entre dans une phase de très forte croissance différente des précédentes ceci s'est malheureusement accompagnée de l'augmentation considérable de ses émissions de CO2.

Par ailleurs, le graphique de droite qui retrace l'évolution du taux de croissance des émissions de CO2 chinoise sur la période 1961-2008 est caractérisée par une évolution irrégulière, marquant des hauts et des bas. En effet, de 1961 à 2008, les émissions sont tombées 11 fois en dessous de zéro et elle n'a dépassé que quelques fois les 10 %. L'amplitude des fluctuations des émissions varie entre -28% et 30%. Le taux moyen entre 1969 et 1997 est d'environ 5.13% contre -3.97% sur la période d'avant. En conséquence, l'évolution de la croissance est caractérisée par une forte volatilité. Cela semble gêner le bon fonctionnement des politiques environnementales mises en place afin d'amenuiser comparativement l'évolution des émissions chinoises.

I-2) Analyse comparative de la pollution chinoise

La dégradation de l'environnement constitue l'une des menaces les plus sérieuses à la pérennité de la croissance et du développement. La Chine est devenue depuis 2008 le premier pays émetteur de gaz à effet de serre devant les États-Unis. En dessous de 5% dans les années 60, la Chine contribue aujourd'hui à plus de 18% dans les émissions totales de CO2.



Graphique 1: Évolution comparative de la Part des émissions de CO2 chinoise

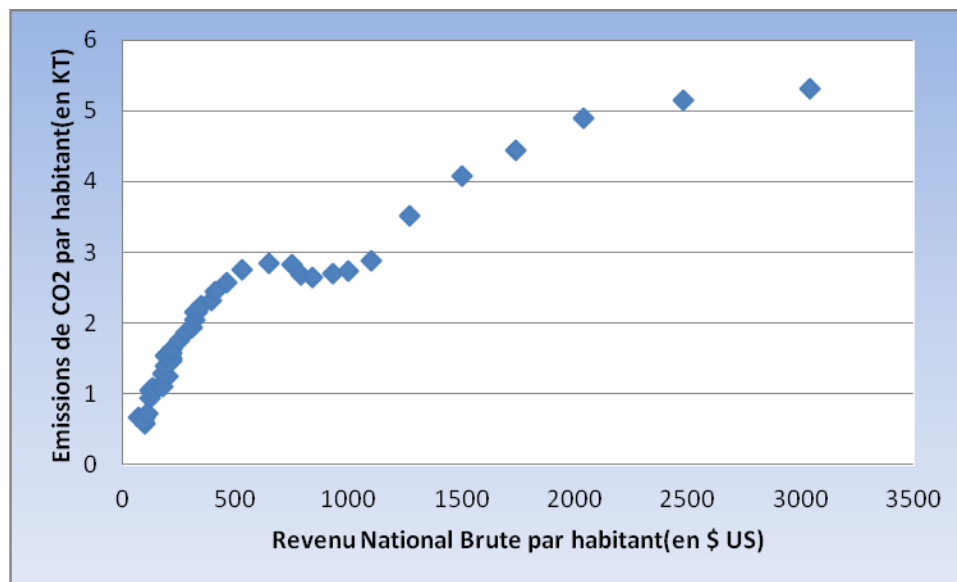
Source: construction des auteurs, données BM

Cette dégradation de l'environnement s'explique avant tout par la production et la consommation d'énergie, l'industrialisation, l'agriculture de plus en plus intensive. En effet, l'agriculture a fait partie des « quatre modernisations » annoncées par Deng Xiaoping après

son accession au pouvoir en 1978. La modernisation s'est traduite par une volonté d'intensification de la production dans le cadre de la révolution agricole (Alain JOYEUX, 2005).

I-3) Lien entre la croissance économique et la pollution

Le manque d'énergie est l'un des principaux goulets d'étranglement de la croissance économique chinoise. Les pannes récurrentes d'électricité qui gêne régulièrement l'activité économique se sont aggravées. Or la structure énergétique chinoise est marquée par le profil de ses dotations en énergies primaires. La Chine détient les troisièmes réserves mondiales de charbon, derrière les États-Unis et la Russie. Cette domination écrasante du charbon est pour la soutenabilité de la croissance un handicap lourd. Il est donc question d'un arbitrage optimal entre croissance et pollution atmosphérique car comme le montre le graphique ci-dessus, il y a effectivement une relation fonctionnelle positive entre eux de 1960 à 2008.



Graphique 3: Courbe de Kuznets environnementale chinoise (1960- 2008)

Source: *construction des auteurs, données Banque mondiale*

De façon générale, la rationalisation énergétique est donc une condition nécessaire de la soutenabilité de la croissance économique chinoise. Mais la recherche d'une telle rationalité implique un ralentissement du rythme d'accumulation des richesses. Les autorités chinoises sont ainsi prises en tenaille : d'un côté, ils doivent encourager au maximum la croissance économique mais de l'autre, celle-ci est à l'origine de problèmes environnementaux préoccupants qui nécessiteraient une maîtrise du rythme de cette croissance pour mieux en réguler les conséquences écologiques. Cependant, si l'hypothèse théorique s'avère exact, à mesure que s'amélioreront les conditions de vie matérielles, les individus seront en mesure de sacrifier une partie de leurs revenus monétaires en faveur de l'environnement (Gene Grossman, 1990). Autrement dit, à long terme les émissions de CO2 et le revenu par habitant évolueront en sens inverse selon Kuznets.

II-) METHODOLOGIE D'ANALYSE

Une étude des propriétés stochastiques des variables qui rentreront dans les estimations est indispensable. En effet, les propriétés des variables déterminent les propriétés des estimateurs obtenus après une modélisation. Avant d'étudier le comportement des données empiriques à notre disposition, il importe de présenter les outils théoriques.

II-1) A propos de la stationnarité

Un processus $(X_t)_{(t \in T)}$ est dit strictement stationnaire si $\forall t_1, \dots, t_n$ et $\forall r \in Z$

$$\Pr[(x_{t_1}, \dots, x_{t_n}) \in A] = \Pr[(x_{t_1+r}, \dots, x_{t_n+r}) \in A], \text{ pour tout ensemble } A \text{ mesurable de } R^n.$$

Cependant pratiquement c'est la stationnarité au sens faible qui est utilisée. Un processus X_t est faiblement stationnaire ou stationnaire au second ordre s'il possède des moments de second ordre finis, avec une moyenne et une auto covariance indépendante du temps. Une série chronologique est donc stationnaire si elle est la réalisation d'un processus stationnaire. Ceci implique que la série ne comporte ni tendance, ni saisonnalité et plus généralement aucun facteur n'évoluant avec le temps. En l'absence de stationnarité, les procédures de régressions débouchent sur des résultats dits fallacieux.

Pour vérifier la stationnarité des séries, en plus de l'observation des corrélogrammes il faut pratiquer des tests de stationnarité ou des tests de racine unitaire (Unit Root Test). Ces tests permettent d'accepter ou de rejeter avec une certaine probabilité l'hypothèse de non stationnarité d'une série. La littérature économétrique nous offre des tests de non stationnarité (DF et ADF, Philips-perron,...). Les tests de racine unitaire de Dickey et Fuller seront utilisés dans le cadre de cette étude.

II-2) Tests de racine unitaire

Les tests de racine unitaire permettent d'identifier la présence de racine unitaire dans une série. Le test de Dickey-Fuller Augmenté sera employé à cette fin. Dans ce test, on cherchera à vérifier l'hypothèse nulle contre l'hypothèse alternative. Le test de Dickey-Fuller est basé sur la régression des 3 modèles suivants :

$$[1] \quad \Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + \mu_t$$

$$[2] \quad \Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + c + \mu_t$$

$$[3] \quad \Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + c + bt + \mu_t$$

II-3) Test de cointégration de Johansen

L'étude de la cointégration permet de tester l'existence d'une relation stable de long terme entre deux variables non stationnaires. La présence d'une relation d'équilibre entre des variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988,1991). Ce dernier propose des estimateurs du maximum de vraisemblance pour tester la cointégration des séries. Il effectue un test de rang de cointégration.

II-4) Modèle à correction d'erreur et causalité au sens de Granger

Au niveau théorique, la mise en évidence des relations causales entre des variables économiques fournit des éléments de réflexion propices à une meilleure compréhension des phénomènes économiques. Le modèle à correction d'erreur présente une propriété remarquable qui a été démontrée par Granger en 1983 (Doucouré, 2004). Un ensemble de variables cointégrées peut être mis sous forme d'un modèle à correction d'erreur dont toutes les variables sont stationnaires. Cette relation causale peut être analysée grâce au test de causalité de Granger qui s'appuie sur le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM).

Ainsi, selon le théorème de représentation de Granger, tout système co-intégré implique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme.

III-) Résultats empiriques

III-1) Présentation générale des séries

Les séries utilisées sont : le revenu par habitant et les émissions de CO₂ par habitant. La période d'étude va de 1960 à 2008. Dans la suite, nous utiliserons le logarithme de la série « revenu par habitant ». En effet, l'allure du graphe reliant les deux variables nous a laissé présager un lien logarithmique entre elles.

co2	émissions de co2 par habitant
Lnrev	Logarithme du revenu par habitant

Après avoir fait une analyse descriptive de ces séries, il est important de procéder à une analyse plus approfondie pour voir si son évolution suit une tendance donnée. Ceci permettra de prédire quel est son comportement dans l'avenir. Le filtre HP (Figure 3 & 4, en annexe) est utilisé pour extraire de la série une composante tendancielle et une composante cyclique.

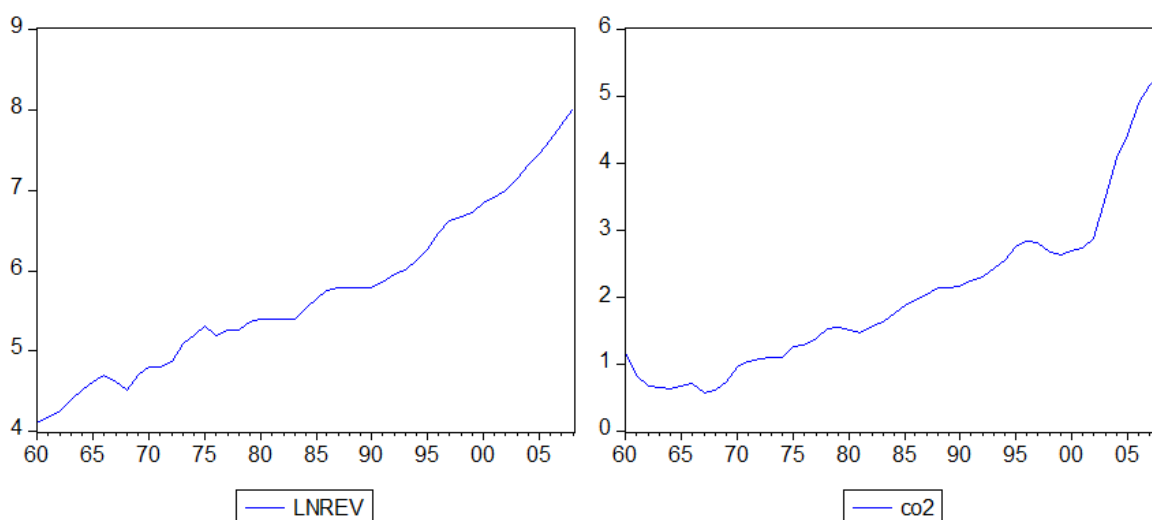
Il ressort que les fluctuations de ces variables autour de la droite horizontale d'origine (cycle) semblent décrire des cycles de moins en moins volatile au fur et à mesure que l'on avance dans le temps ; en effet, l'amplitude des fluctuations est en réduction.

L'analyse visuelle des fonctions d'auto corrélation simple et partielle (Figure 1& 2, en annexe) des deux séries semble nous dire qu'elles ne sont pas stationnaires. La décroissance lente du graphe de la fonction d'auto corrélation obtenu met clairement en évidence la non-stationnarité de la série.

Cependant, il est important de confirmer ce résultat en utilisant des outils statistiques, en général des tests.

III-2) Test de racine unitaire

Avant toute chose, une analyse graphique (voir figure ci-dessous) donne de bonne raisons de croire que les séries étudiées sont a priori non stationnaires. En effet, ces séries ne semblent mettre en la condition d'invariance de l'espérance, et il en est de même pour la variance. Pour ce faire une idée plus précise sur la stationnarité de ces chroniques nous allons mettre en application la stratégie de test de Dikey- Fuller.



Le cadre pratique de cette section s'appuie sur la « Stratégie de Tests » élaborée par Christophe HURLIN. La mise en œuvre des tests est réalisée à partir du logiciel R et plus particulièrement grâce au package urca.

Le choix du nombre de retards optimal (celui qui rend les résidus « blancs ») s'est fait par l'approche dite de minimisation des critères d'information. Une fois ce nombre obtenu (P=2) la stratégie de Dickey-Fuller mise en place pour ces deux séries a donné les résultats suivants :

EN NIVEAU			
serie	t-Statistic	Prob.*	include in test equation
co2	2.193084	0.9924	none
lnrev	2.544210	1.0000	intercep
EN DIFFERENCE PREMIERE			
co2	-3.425280	0.0149	none
lnrev	-2.533304	0.0124	none

Tableau 1: TEST de Dickey-Fuller , sortie du logiciel R

Il ressort de ce tableau que ces deux variables n'ont pas stagné de 1960 à 2008, elles sont dites non stationnaires et intégrées d'ordre 1. C'est-à-dire qu'elles sont stationnaires en différences premières.

En effet, Dans une économie en croissance ou soumise à l'inflation, la plupart des séries macroéconomiques possèdent un trend temporel. Elles sont dites « non stationnaires » car leur moyenne n'est pas constante dans le temps, d'où la nécessité de procéder à leur « stationnarité » (LOUIS DUPONT, 2009).

Dans ces conditions, il importe de savoir s'il existe au moins une relation d'équilibre de long terme entre elles. Ce qui revient à tester l'hypothèse de cointégration.

III-3) Test de Cointégration de Johansen

Il existe plusieurs tests de la cointégration, le plus général étant celui de Johansen. L'analyse de la cointégration permet d'identifier clairement la relation véritable entre deux variables, en recherchant l'existence d'un vecteur de cointégration et en éliminant son effet le cas échéant.

Le nombre r de relations de cointégration entre les variables du modèle, à savoir les émissions de CO2 par habitant et le logarithme du revenu par habitant, est déterminé par la procédure de Johansen. Son approche consiste en un test de cointégration basée sur l'analyse de cinq modèles auxquels font référence des valeurs tabulées par Johansen. En testant ces différents modèles, on obtient un rang de cointégration égal à 1 (cf tableau ci-dessous), on accepte donc l'hypothèse de cointégration.

Date: 06/27/12 Time: 09:58
 Sample: 1960 2008
 Included observations: 47
 Series: CO2 LNREV
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tableau 2: Test de cointégration de Johansen

Les variables émissions de CO2 par habitant et revenu par habitant sont cointégrées au seuil de 5%. Le test de cointégration nous a permis d'identifier une relation de long terme :

$$CO2 = -4.52 + 1.14 \ln rev$$

Ce résultat indique qu'à long terme, il existe une relation positive entre le revenu par habitant et les émissions de CO2 par habitant en Chine. L'augmentation de 10 % des revenus par habitant s'accompagnera d'un accroissement de leurs émissions de CO2 d'environ 0.11 unité.

III-4) Estimation du modèle à correction d'erreur

III-4-1) Spécification du modèle

Toutes les variables du modèle sont intégrées d'ordre 1 et également cointégrées. Nous proposons le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta(CO2_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta(\ln rev_t) + \beta_2 \Delta CO2_{t-1} + \beta_3 \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où Δ est l'opérateur de différence première. Les coefficients β_1 et β_2 représentent la dynamique de court terme. Le coefficient β_3 est le coefficient de correction d'erreur, il doit être significatif et négatif de sorte que si à la date t-1, la variable CO2 est au dessus de la relation d'équilibre de long terme, alors à la date t, elle décroît vers cette relation pour corriger cette équilibre : elle indique ainsi la vitesse d'ajustement des émissions de CO2 et du revenu par habitant pour retourner à l'équilibre de long terme suite à un choc. Le coefficient

β_0 représente la constante du modèle et μ_{t-1} constitue le terme d'erreur correspondant à l'équation de long terme [1] avec :

$$\widehat{\mu}_t = \alpha + \beta \ln rev_t + 4.52 - 1.14 \ln rev_t \quad \text{Et } \widehat{\mu}_{t-1} = \text{RED}(-1)$$

III-4-2) Estimation du modèle à correction d'erreur

Les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur par les moindres carrés sont consignés dans le tableau ci-dessous.

Dependent Variable: D(CO2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/27/12 Time: 18:11
 Sample (adjusted): 1962 2008
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006547	0.022885	-0.286104	0.7762
D(CO2(-1))	0.648205	0.094846	6.834286	0.0000
D(LNREV)	0.509992	0.212141	2.404029	0.0206
RED(-1)	-0.142315	0.054970	-2.588942	0.0131
R-squared	0.612465	Mean dependent var		0.095158
Adjusted R-squared	0.585427	S.D. dependent var		0.155194
S.E. of regression	0.099926	Akaike info criterion		-1.687518
Sum squared resid	0.429360	Schwarz criterion		-1.530059
Log likelihood	43.65667	F-statistic		22.65255
Durbin-Watson stat	1.783708	Prob(F-statistic)		0.000000

Tableau 3: Estimation du MCE par les MCO

Les tests de diagnostic économétriques ne révèlent aucun problème majeur, hormis la violation de l'hypothèse de normalité des erreurs. Plus précisément, toutes les variables du modèle à correction d'erreur sont réellement explicatives, le modèle à correction d'erreur est globalement significatif, les erreurs sont homocédastiques (ARCH LM Test) et le test de Breusch-Godfrey exécuté sur les résidus du modèle à correction d'erreur n'a pas mis en évidence des problèmes d'autocorrélation. De plus, les tests de spécification de Ramsey et CUSUM de stabilité nous révèlent que notre modèle est bien spécifié et structurellement stable.

Le coefficient associé à la force de rappel est négatif et significatif au seuil de 5%. Il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur.

III-5) Test de causalité de granger

Le sens de la causalité économique est un élément essentiel pour élaborer une politique économique ou pour effectuer des prévisions. En conséquence, afin de tirer les enseignements qui s'imposent dans le cas de la Chine, la cointégration avérée des deux variables nous conduit à faire l'analyse du test de causalité de Granger par une estimation économétrique de cette causalité, estimation dont les résultats figurent dans le tableau ci-dessous.

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/12 Time: 19:36
Sample: 1960 2008
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(LNREV) does not Granger Cause D(CO2)	47	0.67504	0.41573
D(CO2) does not Granger Cause D(LNREV)		2.75152	0.10428

Tableau 4: Test de causalité de Granger

Le test indique une causalité acceptable à un seuil compris entre 10 % et 15 %. Il ressort ainsi que le revenu par habitant est causé par les émissions de dioxyde de carbone et non l'inverse. En effet, en s'appuyant sur la méthodologie de Toda et Yamamoto qui donne des seuils plus faibles par conséquent des probabilités critiques plus explicites (Tableau 1 en annexe) le poids de l'évidence nous confortent davantage sur le sens de ladite causalité.

III-6) Analyse générale des résultats

Les résultats indiquent que les fluctuations des émissions de dioxyde de carbone (CO2) par habitant sont expliquées à environ 61% par le revenu par habitant. Le coefficient associé à la force de rappel indique qu'en cas de déséquilibre de court terme, l'ajustement ce fait à environ 14%. Autrement dit, à long terme, on arrive à ajuster 14% du déséquilibre entre le niveau désiré et le niveau attendu.

La semi-élasticité du revenu par habitant sur les émissions de CO2 est positive. La hausse du revenu par habitant semble amener les habitants à augmenter leurs émissions de dioxyde de carbone. Ainsi, les résultats théoriques de Kuznets semblent ne pas être vérifiés empiriquement par l'économie chinoise.

Ce résultat pourrait s'expliquer pour l'essentiel par la spécificité même de l'économie chinoise en proie à une forte demande énergétique. Ainsi, La tendance de fond à la domination écrasante du charbon est pour la soutenabilité de la croissance un handicap lourd.

Ainsi, Il semble qu'il y ait effectivement un arbitrage des autorités chinoises entre la croissance et la préservation environnemental, et que celui-ci se fait en faveur de la croissance. La Chine dit pourtant vouloir prendre le tournant du développement durable. Le bilan de ses efforts est difficile à établir. La transition post-charbon s'avère très lente. Les transports et la production d'électricité constituent les leviers puissants pour l'objectif de soutenabilité de la croissance chinoise (F. Lemoine, 2003). La stratégie des autorités centrales est avant tout de limiter la dépendance croissante vis-à-vis du pétrole. Le gouvernement se doit impérativement de promouvoir des sources d'énergie alternatives à l'essence et au diesel. Pour plusieurs auteurs, seul le marché peut orienter la Chine vers un modèle de croissance soucieux de l'environnement.

CONCLUSION

Ce travail s'est attaché à analyser l'arbitrage fait en Chine entre la croissance économique et la pollution atmosphérique. Ce pays a constitué un excellent cas pour une telle problématique car il a connu ces dernières années une forte croissance économique et parallèlement revendique la première place des pays émetteurs de gaz à effet de serre.

Deux questions furent posées à cette effet afin d'identifier les relations entre les deux variables. Pour ce faire, trois tests ont été utilisés : le test de stationnarité, le test de cointégration de Johansen, et les tests de causalité de Granger. Les résultats ont montré que: Les séries des variables émissions de co2 par habitant et logarithme du revenu par habitant utilisé respectivement comme proxy de la pollution atmosphérique et de la croissance économique sont stationnaires en différence première.

Les deux variables sont cointégrées, elles évoluent ensemble et affichent par conséquent une relation de long terme positive. Il existe au seuil de 15% un lien de causalité unidirectionnel entre la croissance économique et la pollution atmosphérique. Autrement dit, au sens de Granger, le revenu par habitant en Chine est engendré par la pollution atmosphérique et non l'inverse.

Au plan politique, ces résultats montrent que des mesures d'expansion économique doivent être accompagnées de celles favorisant une meilleure gestion de l'environnement. En effet, si l'environnement a longtemps été sacrifié à la croissance, il ne peut plus l'être aujourd'hui. Les autorités chinoises se doivent d'intégrer désormais le développement durable dans les objectifs des politiques publiques.

Globalement, il apparaît que le gouvernement chinois devra à court terme mieux maîtriser le rythme de sa croissance s'il veut remplir les conditions d'un développement soutenable. Car l'idée d'une courbe environnementale de Kuznets échoue à s'appliquer à la chine. La solution la plus efficace consisterait à limiter le plus possible la consommation d'énergie (fossile)

pour permettre aux énergies renouvelables d'augmenter significativement leur proportion dans la fourniture globale. Ce scénario de rationalité suppose de la part de la Chine une réelle maîtrise de son processus de croissance économique et davantage d'investissements en recherche et développement (R&D).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

[1] **Annie VALLEE**, « Économie de l'environnement », 2002

[2] **Andrée Grimaud**, « Taxe sur la pollution, permis négociables, et arbitrages de long terme », Mars 2001

[3] **Alain JOYEUX**, « en Chine, l'environnement est-il encore sacrifié à la croissance ? », Agrégé de géographie, professeur de géographie et géopolitique en classes préparatoires aux grandes écoles de commerce, lycée Joffre, 2011

[4] **DOUCOURE**, « Méthodes économétriques », 2005

[5] **F.Lemoine**, « L'économie chinoise », Repères, 2003

[6] **Louis DUPONT**, « Cointégration et causalité entre développement touristique, croissance économique et réduction de la pauvreté : cas de Haïti », Décembre 2009

ANNEXES

Figure 1: correlogram of co2

Date: 05/09/12 Time: 13:47
 Sample: 1960 2008
 Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.762	0.762	30.230	0.000
		2 0.560	-0.049	46.908	0.000
		3 0.427	0.040	56.817	0.000
		4 0.372	0.106	64.493	0.000
		5 0.328	0.017	70.617	0.000
		6 0.287	0.016	75.418	0.000
		7 0.249	0.015	79.116	0.000
		8 0.216	0.005	81.953	0.000
		9 0.187	0.003	84.129	0.000
		10 0.161	0.000	85.785	0.000
		11 0.138	-0.000	87.040	0.000
		12 0.120	0.003	88.014	0.000
		13 0.106	0.005	88.801	0.000
		14 0.095	0.004	89.451	0.000
		15 0.083	-0.003	89.956	0.000
		16 0.072	0.001	90.344	0.000
		17 0.061	-0.001	90.638	0.000
		18 0.053	-0.000	90.865	0.000
		19 0.045	-0.002	91.034	0.000
		20 0.037	-0.003	91.155	0.000

Figure 2: correlogram of lnrev

Date: 05/11/12 Time: 08:07
 Sample: 1960 2008
 Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.819	0.819	34.937	0.000
		2 0.674	0.010	59.125	0.000
		3 0.558	0.010	76.067	0.000
		4 0.467	0.015	88.192	0.000
		5 0.391	-0.001	96.855	0.000
		6 0.326	-0.002	103.02	0.000
		7 0.278	0.019	107.60	0.000
		8 0.240	0.012	111.11	0.000
		9 0.205	-0.008	113.73	0.000
		10 0.179	0.014	115.77	0.000
		11 0.153	-0.008	117.30	0.000
		12 0.127	-0.010	118.39	0.000
		13 0.109	0.010	119.22	0.000
		14 0.098	0.011	119.90	0.000
		15 0.088	0.004	120.47	0.000
		16 0.081	0.009	120.96	0.000
		17 0.070	-0.013	121.34	0.000
		18 0.059	-0.003	121.62	0.000
		19 0.049	-0.004	121.82	0.000
		20 0.041	0.002	121.96	0.000

Figure 3: Filtre de Hodrick- Prescott Filter co2

Hodrick-Prescott Filter (lambda=100)

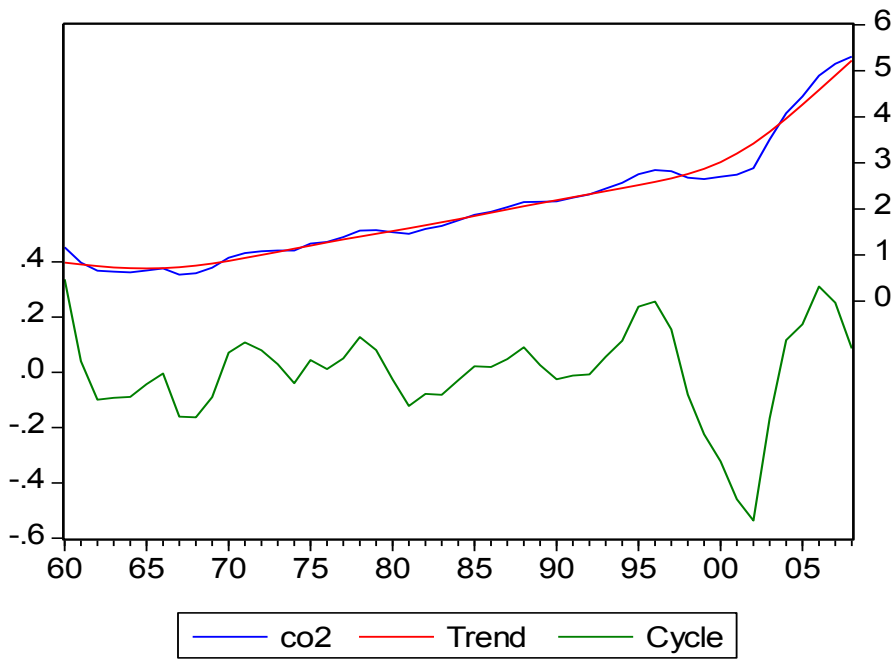


Figure 4: Filtre d'Hodrick-Prescott du Lnrev

Hodrick-Prescott Filter (lambda=100)

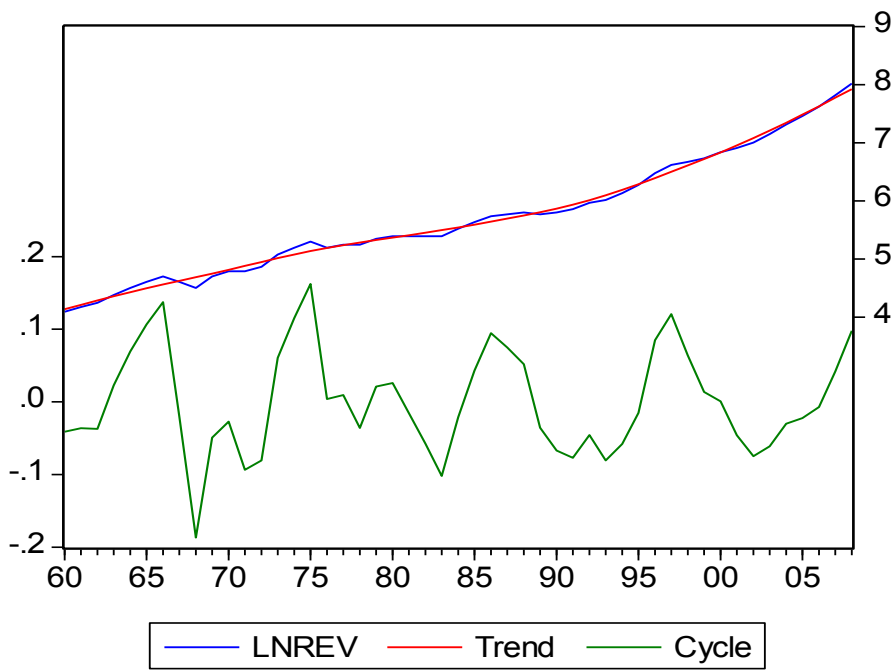


Tableau 1 : Test de Toda et Yamamoto

```
. test[co2]1.lnrev=0
( 1)  [co2]L.lnrev = 0
      chi2( 1) =    0.03
      Prob > chi2 =  0.8667

. test[lnrev]1.co2=0
( 1)  [lnrev]L.co2 = 0
      chi2( 1) =    3.04
      Prob > chi2 =  0.0814
```