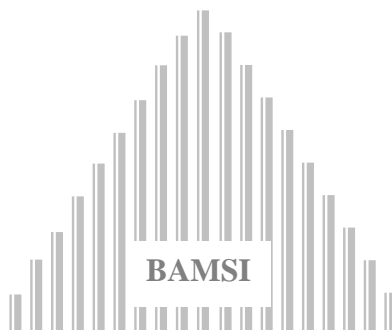


**BUREAU D'APPLICATION DES METHODES  
STATISTIQUES ET INFORMATIQUES**

DT 12/2005

**Croissance économique et consommation d'énergie  
au Congo : une analyse en termes de causalité**

*Samuel AMBAPOUR  
Christophe MASSAMBA*



**BAMSI B.P. 13734 Brazzaville**

**D  
o  
c  
u  
m  
e  
n  
t  
  
e  
d  
  
T  
r  
a  
v  
a  
i  
l**

DT 12/2005

## **Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité**

*Samuel AMBAPOUR\**

*Christophe MASSAMBA\*\**

**Résumé :** Dans ce texte, on utilise la cointégration et le modèle à correction d'erreur pour étudier la relation de cause à effet entre la croissance économique et la consommation d'énergie au Congo. La méthodologie adoptée est une approche en trois étapes. La première étape consiste à vérifier les propriétés des séries chronologiques (stationnarité et ordre d'intégration) de la croissance économique et de la consommation d'énergie à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller et Phillips-Perron. La deuxième utilise la théorie de la cointégration développée par Engle et Granger pour examiner les relations à long terme entre la croissance économique et la consommation d'énergie. Cet examen est fait en adoptant l'approche multivariée de Johansen fondée sur le maximum de vraisemblance. Enfin dans la troisième étape, le test de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur est effectué pour déterminer la direction de la causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie. Les résultats montrent un ordre d'intégration d'ordre un (I(1)) pour chacune des séries. Quant au test de cointégration, le résultat indique qu'il existe une relation à long terme entre la croissance économique et la consommation d'énergie. Le test de causalité de Granger révèle l'existence d'une causalité unidirectionnelle du PIB vers la consommation d'énergie.

**Mots clés :** Croissance économique, Consommation d'énergie, Causalité, Cointégration, Modèle à correction d'erreur

\*CNSEE BP 2031 Brazzaville. E-mail: [ambapour\\_samuel@yahoo.fr](mailto:ambapour_samuel@yahoo.fr)

\*\*Ingénieur Statisticien Economiste, Stagiaire au CNSEE. E-mail : [cmassamba@yahoo.fr](mailto:cmassamba@yahoo.fr)

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position du BAMSI, mais n'engagent que ses auteurs.*

*These working papers don't reflect the position of BAMSI but only their authors view*

## Introduction

Pour un pays donné, existe-t-il une relation entre la croissance de l'activité économique et la consommation d'énergie ? On peut répondre par l'affirmative à cette question car, a priori, il y a une corrélation évidente entre ces deux phénomènes, parce que l'énergie est indispensable à la réalisation de tout processus de production et donc au développement économique et social. Le rôle que joue ou qu'a joué l'énergie dans la croissance économique n'est plus à démontrer. Pour preuve, la révolution industrielle n'aurait pas été possible sans la disponibilité de sources d'énergie abondantes. L'utilisation de l'énergie contribue donc à l'amélioration des conditions de vie et de la qualité de travail ; elle est au même titre que les technologies de l'information, un bien vital de la société d'aujourd'hui (Ph. Busquin, Commissaire européen). En revanche, l'environnement socio-économique en général, et l'économie nationale en particulier, exerce une influence certaine sur le secteur énergétique. Ils déterminent par leur évolution, les besoins en énergie finale, et donc de la production de ce secteur (Spierer, 1982).

L'analyse du lien entre économie et énergie peut se faire selon des approches différentes (Antille, 1984):

- en se concentrant sur l'étude des relations qui existent entre la demande d'énergie et divers agrégats macroéconomiques, au premier rang desquels le PIB (cf. Prevot, 1951 ; Berrah, 1983 ; Matly, 1983 ; Meallier et alii, 1986 ; Hourcade et Ben Chaabane, 1991). L'interprétation se fait ici (Martin, 1992), soit en termes d'élasticité constante (comment évolue la consommation d'énergie lorsque s'élève le niveau du PIB ?), soit en termes de comparaison et d'explication des intensités énergétiques de l'activité économique (quelle quantité d'énergie un pays doit se procurer pour produire 1000 \$ de PIB ?). C'est dans le premier cas, qu'on a pu observer la loi dite de l'élasticité unitaire dans les pays développés avant la décennie 70, laissant croire aux spécialistes du domaine, que consommation primaire d'énergie et PIB évoluaient au même rythme. Dans le deuxième cas l'on a constaté que l'intensité énergétique augmentait avec l'industrialisation et diminuait avec l'apparition de nouveaux progrès techniques et la tertiarisation de la production ;

- en privilégiant l'étude de l'offre d'énergie, offre liée notamment aux investissements réalisés dans les branches d'activités productrices (Destais, 1989). Ici, l'idée qui prévaut est celle de l'optimisation des ressources ;

- en se basant sur la construction de modèles macroéconomiques couplés avec des modèles du secteur énergétique. On peut à cet effet avancer deux arguments. Premièrement, ce sont tout d'abord les conséquences des chocs pétroliers qui ont conduit à accorder une attention accrue aux interactions entre évolutions macroéconomiques globales et décisions dans le domaine énergétique. La croissance étant dans ce cas limitée par la contrainte extérieure dans laquelle la facture énergétique joue un rôle de premier plan (cf. Mouttet et alii, 1983). Deuxièmement, et en conséquence de ce qui précède, si la disponibilité d'une source d'énergie est

considérée comme une condition « permissive » de la croissance économique, il apparaît raisonnable d'intégrer « le facteur énergie » dans la fonction de production au même titre que le capital, le travail et les matières premières (Girod et Percebois, 1986) ;

- en utilisant les tableaux entrées-sorties (Antille, op. cité). Cette analyse permet d'isoler les facteurs technologiques et les facteurs structurels permettant ainsi de mieux appréhender les marges de manœuvre pour la politique économique (Percebois, 1998) ;

Ce texte utilise une autre approche dans l'analyse des interdépendances entre croissance économique et consommation énergétique. Elle se base sur les récents progrès de la recherche économétrique dans l'étude des séries temporelles non stationnaires, qui ont permis de développer une nouvelle méthodologie autour des concepts clefs de cointégration, de modèle à correction d'erreurs et de causalité. Si le concept de cointégration introduit par Granger (1981), Granger et Weiss (1983) puis Engle et Granger\* (1987) permet de préciser la réalité et la nature des divergences entre deux séries théoriquement liées entre elles et à modéliser le comportement de ces variables, le modèle à correction d'erreur (Sargan, 1964 ; Davidson, Hendry et ali, 1978 ; Salmon, 1982) permet d'en expliquer et d'en déduire le mécanisme (Njiki, 1998). Quant à la notion de causalité (Granger, 1969 ; Sims, 1972, 1980), associée à la cointégration et au modèle à correction d'erreurs, elle offre aujourd'hui un cadre assez rigoureux pour étudier la direction de la causalité (unidirectionnelle ou bidirectionnelle) entre deux variables, qu'elle soit de long ou de court terme. Depuis quelques années déjà, dans l'étude des relations entre énergie et croissance, ces techniques sont largement utilisées.

Historiquement, dans la littérature concernant notre champ d'étude, on distingue trois générations de modèles (Guttormsen, 2004). Les études de la première génération sont basées sur le traditionnel modèle VAR de Sims et le test causalité classique de Granger ; elles supposent que les séries sont stationnaires. La deuxième et la troisième génération d'études traitent des séries non stationnaires et la cointégration apparaît comme la technique la plus appropriée. Dans la deuxième, la cointégration entre deux variables une fois testée, on estime le modèle à correction d'erreurs et on calcule le test de causalité de Granger. Dans la troisième génération d'études, on utilise l'approche multivariée de la cointégration basée sur la méthode du maximum de vraisemblance (Johansen, 1988).

Le travail pionnier de la première génération est celui de Kraft et Kraft (1978). Utilisant la technique de Sims, ces deux auteurs ont trouvé une causalité unidirectionnelle entre le PIB et la consommation d'énergie aux USA sur la période 1947-1974. Le papier de Kraft et Kraft a été critiqué par Akarca et Long (1980). Ces derniers ont noté que la période choisie était instable, car elle incluait le premier choc pétrolier. Ils ont souligné que les résultats obtenus ne seraient pas les mêmes si cette

---

\* Ces deux auteurs ont obtenu le Prix Nobel d'Economie 2003

période était écourtée de deux ans. Ils ont donc repris l'analyse avec la même technique, sur une période plus homogène allant de 1950 à 1968. Le test a révélé le manque de causalité entre le PIB et la consommation d'énergie. Pratiquement, tous les articles qui ont suivi ont été consacrés aux séries américaines avec des résultats très variés (cf. par exemple Yu et Hwang (1984), Yu et Choi (1985)).

Le premier texte de la deuxième génération semble être celui de Nachane, Nadkani et Karnik (1988). Adoptant l'approche de Engle et Granger de la cointégration, ils ont trouvé une relation de long terme entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour onze pays en développement et cinq pays développés. La méthodologie d'Engle et Granger a été ensuite appliquée par de nombreux auteurs à différents pays avec des résultats parfois ambigus. L'étude de H.Yang (2000) sur la province chinoise de Taiwan a conduit à une causalité bidirectionnelle entre croissance et consommation d'énergie sur la période 1954-1997. L'analyse de A. Aqueel et M. Butt (2001) en ce qui concerne le Pakistan, en intégrant l'emploi comme variable additionnelle et en appliquant une version du test de Granger proposé par Hsiao, infère que la croissance économique cause la consommation totale d'énergie.

Masih et Masih (1996) sont parmi les premiers auteurs à utiliser la méthodologie de Johansen dans la recherche des relations entre énergie et croissance. Ainsi, dans une série d'articles concernant six pays asiatiques (L'Inde, le Pakistan, l'Indonésie, la Malaisie, Singapour et les Philippines), leurs études ont abouti aux conclusions suivantes :

- qu'il existe une relation de long terme entre les deux variables dans le cas de l'Inde, le Pakistan et l'Indonésie ;
- que la consommation d'énergie « cause » le PIB en Inde ;
- que le PIB « cause » la consommation d'énergie en Indonésie ;
- qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et le PIB au Pakistan ;
- que pour les trois pays restants (Malaisie, Singapour et Philippines), l'utilisation d'un VAR ordinaire a révélé l'inexistence de relation causale entre le PIB et la consommation d'énergie.

Le cas de la Turquie a été testé sur la période 1960-1995 par U. Stoytas et ali (2001). Le résultat indique une causalité unidirectionnelle de la consommation d'énergie vers le PIB : la consommation d'énergie affecte positivement le PIB ; et cela suggère qu'il est possible, qu'à long terme, le programme d'économie de l'énergie puisse influencer la croissance économique. La relation entre l'énergie et la croissance économique a été étudiée, toujours dans le cadre d'un modèle multivarié incluant le capital, le travail, l'énergie et le PIB, par W. OK et K. Lee (2003) pour la Corée sur la période 1970-1999. Le modèle à correction d'erreur indique une causalité bidirectionnelle de long terme entre l'énergie et la croissance économique, et unidirectionnelle de court terme

de l'énergie vers la croissance économique. Depuis les travaux de ce type abondent combinant cointégration, modèle à correction d'erreurs et causalité. On pourra consulter A. Guttormsen (op. cité) et P. Mozumber (2005) pour une revue assez complète sur ces travaux. Enfin, signalons deux études concernant l'Afrique subsaharienne. La première est celle de O. Ebohon (1996) sur la Tanzanie et le Nigeria. Utilisant le test classique de Granger, cet auteur trouve une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour ces deux pays. La deuxième étude plus récente concerne le Malawi et a été réalisée par C. Jumbe (2004). S'appuyant sur la méthodologie de Engle et Granger de la cointégration et la causalité au sens de Granger, son analyse a abouti à la conclusion selon laquelle, d'une part, qu'il y a une causalité bidirectionnelle entre les consommations d'électricité et le PIB et d'autre part, qu'il existe une causalité unidirectionnelle du PIB non agricole vers les consommations d'électricité.

Cela étant dit, dans la suite de ce texte, nous présentons dans la première partie, la méthodologie adoptée. On précise dans un premier temps, la notion de causalité utilisée. Elle repose sur la définition de Granger qui considère qu'une variable est causée par une autre dès lors qu'il existe des informations dans le passé de l'une qui soient utiles dans la prévision de l'autre, et qui ne sont pas déjà contenues dans son passé. Loin d'être exhaustive, cette définition est donc une étape essentielle d'une étude statistique. Elle s'inscrit dans le cadre théorique complet qui donne corps à la définition de la causalité au sens de Feigl (Bruneau et Nicolai, 1989) : « confirmed predictability according to law or set of laws ». Dans un deuxième temps, la causalité est étudiée dans le cadre des variables cointégrées en optant pour une approche en trois étapes (Stoytas, Sari et Ozdemir, 2001). Dans la première étape, on vérifie la stationnarité des séries, ainsi que leur ordre d'intégration à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller (1979) et Phillips-Perron (1988). Cela est nécessaire parce que d'une part, les tests de causalité sont très sensibles à la stationnarité des séries (Stock et Watson, 1989) et d'autre part, il a été constaté que la plupart des séries macroéconomiques ne sont pas stationnaires (Nelson et Plosser, 1982). Dans l'étape suivante, on introduit la théorie de la cointégration qui est en fait la version multivariée du concept de racine unitaire. Celle-ci permet de spécifier les relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables considérées. Dans la troisième et dernière étape, on décrit très brièvement le modèle à correction d'erreur qui, selon Engle et Granger, permet de représenter les séries cointégrées : c'est un mécanisme qui force la déviation de court terme par rapport à l'équilibre à une période donnée à revenir à la période suivante. Enfin, on boucle cet exposé méthodologique par la présentation du test de Granger dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur. L'objectif essentiel visé est celui de savoir si les deux séries étudiées sont dynamiquement interdépendantes ou si au contraire la liaison dynamique est unidirectionnelle. La deuxième partie du texte est consacrée aux résultats empiriques obtenus dans le cas du Congo suivant la méthodologie adoptée ci-dessus.

# 1. Méthodologie

## 1.1. Causalité au sens de Granger

### 1.1.1. Définition

En économétrie, la causalité entre deux chroniques est généralement étudiée en termes d'amélioration de la prévision selon la caractérisation de Granger, ou en termes d'analyse impulsionnelle, selon les principes de Sims. Au sens de Granger, une série « cause » une autre série si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde. Selon Sims, une série peut être reconnue comme causale pour une autre série, si les innovations de la première contribuent à la variance d'erreur de prévision de la seconde. Entre ces deux principaux modes de caractérisation statistique de la causalité, l'approche de Granger est certainement celle qui a eu le plus d'échos chez les économètres ; elle sera donc retenue dans le cadre de cette étude.

Le fondement de la définition de Granger est la relation dynamique entre les variables. Comme indiqué, elle est énoncée en termes d'amélioration de la prédictabilité d'une variable. Chez Granger, la succession temporelle est centrale et on ne peut discuter de la causalité sans prendre en considération le temps (Sekkat, 1989). On peut formaliser la causalité au sens de Granger comme suit : si l'on note par  $x_t$  et  $y_t$  deux séries stationnaires ; en effectuant la régression linéaire de  $y_t$  sur les valeurs passées  $y_s, s < t$ , et sur les valeurs passées  $x_s, s < t$  ; si l'on obtient des coefficients significatifs, alors la connaissance de leurs valeurs peut améliorer la prévision de  $y_t$  : on dit que  $x_t$  cause  $y_t$  *unidirectionnellement*. Il y a causalité *instantanée*, lorsque la valeur courante  $x_t$  apparaît comme une variable explicative supplémentaire dans la régression précédente.

Ce qui précède s'écrit (Gourieroux et Monfort, 1990 ; Lardic et Mignon 2002) :

-  $x_t$  cause unidirectionnellement  $y_t$  à la date  $t$  si

$$E\left[\underline{y}_t \mid \underline{y}_{t-1}, \underline{x}_{t-1}\right] \neq E\left[\underline{y}_t \mid \underline{y}_{t-1}\right] \quad (1)$$

-  $x_t$  cause instantanément  $y_t$  à la date  $t$  si :

$$E\left[\underline{y}_t \mid \underline{y}_{t-1}, \underline{x}_t\right] \neq E\left[\underline{y}_t \mid \underline{y}_{t-1}, \underline{x}_{t-1}\right] \quad (2)$$

-  $x_t$  ne cause pas  $y_t$  à la date  $t$  si :

$$V(\varepsilon)\left[\underline{y}_t \mid \underline{y}_{t-1}, \underline{x}_{t-1}\right] = V(\varepsilon)\left[\underline{y}_t \mid \underline{y}_{t-1}\right] \quad (3)$$

Où  $V(\varepsilon)$  désigne la matrice de variance covariance de l'erreur de prévision.

A partir de la définition ci-dessus, on définit les mesures de causalité suivantes :

- Mesure de causalité de  $x_t$  vers  $y_t$  :

$$C_{x \rightarrow y} = \log \frac{\det V(\varepsilon) \left[ y_t \mid \underline{y}_{t-1} \right]}{\det V(\varepsilon) \left[ y_t \mid \underline{y}_{t-1}, \underline{x}_{t-1} \right]} \quad (4)$$

- Mesure de causalité instantanée de  $x_t$  vers  $y_t$  :

$$C_{x \rightarrow y} = \log \frac{\det V(\varepsilon) \left[ y_t \mid \underline{y}_{t-1} \right]}{\det V(\varepsilon) \left[ y_t \mid \underline{y}_{t-1}, x_t \right]} \quad (5)$$

### 1.1.2. Une présentation alternative

Pour que la définition de la causalité proposée ci-dessus soit opérationnelle, il faudrait (Pizzaro Rios, 1993) que:

- $x_t$  et  $y_t$  soient des variables pertinentes. Dans le cas contraire, on obtiendrait des régressions fallacieuses (spurious regressions) selon la terminologie de Granger et Newbold (1974) ;
- le prédicteur optimal doit être un prédicteur linéaire ;
- les séries soient stationnaires ou rendues stationnaires par transformation linéaire (variables intégrées) ou non linéaire (transformation de Box-Cox).

L'hypothèse de la stationnarité est très importante. Selon le théorème de Wold, tout processus stationnaire satisfait une représentation MA (moving average). Si  $W_t$  est un vecteur de  $n$  variables stationnaires, cette représentation MA s'écrit :

$$W_t = C(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

Où :

$C(L)$  est une matrice inversible ( $n, n$ ) des polynômes retards ;

$\varepsilon_t$  est un bruit blanc ;  $E(\varepsilon_t) = 0$  ;  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$  ;

Sur cette base et si  $C(L)$  est une matrice inversible, on obtient la représentation autorégressive suivante :

$$\varepsilon_t = C(L)^{-1}W_t \quad (7)$$

Dans le cas de deux variables  $x_t$  et  $y_t$ , on a :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} \quad (8)$$

Où les éléments  $\Phi_{ij}(L)$  de  $\Phi(L)$  sont des polynômes dans l'opérateur retard  $L$  :

$$\Phi_{ij}(L)x_t = \Phi_{ij}^0 x_t + \Phi_{ij}^1 x_{t-1} + \Phi_{ij}^2 x_{t-2} + \dots$$

Ainsi, Granger a indiqué que  $x_t$  ne cause pas  $y_t$  si  $\Phi_{12}(L) = 0$

### 1.1.3. Tests de causalité de Granger

Une version du test de Granger issue directement de la représentation autorégressive précédente, propose d'estimer par la méthode des moindres carrés les deux équations suivantes :

$$x_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$y_t = \psi + \sum_{i=1}^k \chi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \nu_t \quad (10)$$

Un test d'hypothèses jointes permet de conclure sur le sens de la causalité. Ainsi  $x_t$  cause  $y_t$  au sens de Granger (équation (10)) si l'hypothèse nulle définie ci-dessous peut être rejetée au profit de l'hypothèse alternative :

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 \dots = \gamma_k = 0$$

$$H_1 : \text{au moins un des } \gamma_i \neq 0$$

De façon analogue,  $y_t$  cause  $x_t$  au sens de Granger (équation (9)) si l'hypothèse nulle définie ci-dessous peut être rejetée au profit de l'hypothèse alternative :

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 \dots = \varphi_k = 0$$

$$H_1 : \text{au moins un des } \varphi_i \neq 0$$

Ce sont donc des tests de Fisher classiques. Par ailleurs, si l'on est amené à rejeter les deux hypothèses nulles, on a une causalité bidirectionnelle, on parle de boucle rétroactive (feedback effect).

Considérons maintenant deux autres spécifications : la première reprend l'équation (10) ; la deuxième est construite à partir de (10) en supposant que  $x$  ne « cause » pas  $y$ . Soit :

$$y_t = \psi + \sum_{i=1}^k \chi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \nu_t$$

$$y_t = \psi + \sum_{i=1}^k \chi_i y_{t-i} + \nu_t^* \quad (10')$$

A partir de ces deux équations, Geweke (1983) a proposé des tests de causalité de Granger basés sur le principe de Wald, du ratio de vraisemblance et du multiplicateur de Lagrange, en supposant que :  $x_t$  et  $y_t$  sont stationnaires, les erreurs sont normalement distribuées et une paramétrisation optimale du nombre de retards. Ces statistiques sont les suivantes :

$$T^{GW} = T \frac{s_*^2 - s^2}{s^2} \quad (11)$$

$$T^{GR} = T \log \left( \frac{s^2}{s_*^2} \right) \quad (12)$$

$$T^{GL} = T \frac{s_*^2 - s^2}{s_*^2} \quad (13)$$

Où :  $T$  est le nombre d'observations ;  $s^2$  l'estimation du maximum de vraisemblance de  $V(\nu_t)$  et  $s_*^2$  celle de  $V(\nu_t^*)$ .  $T^{GW}$ ,  $T^{GR}$  et  $T^{GL}$  sont respectivement les statistiques du test de Wald, du ratio de vraisemblance et du multiplicateur de Lagrange, qui dans

l'hypothèse de causalité de  $x_t$  vers  $y_t$  tendent vers zéro ; chaque distribution suivant une loi chi deux à k degrés de liberté.

## 1.2. Causalité dans le cas des variables cointégrées

Jusqu'à présent, nous sommes limités à l'analyse causale dans des systèmes stationnaires. Or, depuis plus d'une vingtaine d'années, de nombreux articles révèlent que la majorité des séries macroéconomiques sont non stationnaires, en particulier l'article de Nelson et Plosser (1982). Ceci suppose qu'avant d'appliquer une quelconque méthode d'estimation, une analyse approfondie des propriétés des séries est indispensable. L'objectif principal visé est celui de repérer l'éventuelle non stationnarité des séries. C'est en quelque sorte, l'étape de la détermination de leur ordre.

### 1.2.1. Ordre d'intégration des séries

Ici, on veut déterminer le type de processus suivi par chacune des variables soumises à l'analyse. On distingue deux types principaux de processus temporels :

#### a) *Les processus stationnaires*

Ils sont caractérisés par des espérances, variances, autocorrélations et les covariances indépendantes du temps. Un tel processus stationnaire est dit intégré d'ordre 0 (I(0)). L'exemple le plus immédiat de variable I(0) est un bruit blanc :

$$x_t = \varepsilon_t. \quad (14)$$

Un second exemple est celui d'un processus autorégressif d'ordre un (AR (1)) :

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t ; |\rho| < 1 \quad (15)$$

#### b) *Les processus non stationnaires*

A la suite de Nelson et Plosser, on peut donner deux contre exemples des séries stationnaires. Le premier est celui où la valeur  $x_t$  est une fonction explicative de la date  $t$ . La série est dite alors TS (Trend-Stationary). Le deuxième cas est celui d'une série DS (Difference Stationary) : la variable est stationnaire en différence. Le meilleur exemple dans ce cas est la marche aléatoire :

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

De façon générale, les processus DS et TS peuvent être décrits sous la forme :

$$x_t - \rho x_{t-1} = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (17)$$

On a :

$\rho = 1$  si le processus est DS

$|\rho| < 1$  si le processus est TS

$|\rho| > 1$  correspond à des processus explosifs

Une série non stationnaire  $x_t$  est dite intégrée d'ordre  $d$  ( $x_t \sim I(d)$ ) si, après avoir été différenciée  $d$  fois, elle est stationnaire. En d'autres termes,  $x_t \sim I(d)$  si et seulement si  $(1-L)^d x_t \sim I(0)$ . La plupart des séries macroéconomiques sont intégrées d'ordre 1 ; elles possèdent une racine unitaire. Une différenciation unique suffit pour les rendre stationnaires. L'exemple le plus simple de variable  $I(1)$  est la marche aléatoire (équation (16)). La méthode la plus performante pour déterminer l'ordre d'intégration d'une série est basée sur les tests de racine unitaire.

### 1.2.2. Tests de racine unitaire

Les tests de racine unitaire permettent de détecter la présence de racine unitaire dans une série. Deux tests de racine unitaire sont usuellement utilisés, à savoir le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et celui de Phillips-Perron (PP).

#### a) *Le test de Dickey-Fuller Augmenté*

Il consiste à vérifier l'hypothèse nulle  $H_0 : \rho = 1$  contre l'hypothèse alternative  $H_1 : |\rho| < 1$ . Il est basé sur l'estimation des moindres carrés des trois modèles suivants :

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \theta_j \Delta_{t-j+1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et sans constante} \quad (18)$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \theta_j \Delta_{t-j+1} + \alpha + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et avec constante} \quad (19)$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \theta_j \Delta_{t-j+1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t : \text{processus avec trend et avec constante} \quad (20)$$

#### b) *Le test de Phillips-Perron*

Ce test propose une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller Augmenté en présence d'une autocorrélation de forme inconnue (AR(p), MA(q) et ARMA(p,q)). On a les trois modèles suivants :

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et sans constante} \quad (21)$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et avec constante} \quad (22)$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t : \text{processus avec trend et avec constante} \quad (23)$$

Comme dans le cas du test de Dickey-Fuller, les hypothèses à vérifier restent les mêmes

### 1.2.3. Cointégration

C'est l'étape qui suit les tests préalables de vérification de non stationnarité des séries.

#### a) *Notion de cointégration*

On considère deux séries  $x_t$  et  $y_t$  dont les processus sont intégrés d'ordre un ( $I(1)$ ). Elles sont dites cointégrées, s'il existe une combinaison linéaire unique des deux variables qui se révèle intégrée d'ordre 0 ( $I(0)$ ). Une telle combinaison linéaire peut s'écrire sous la forme suivante :

$$z_t = x_t - a - by_t \quad (24)$$

Où  $a$  et  $b$  ont deux constantes telles que la variable  $z_t$  soit une variable stationnaire.  $z_t$  étant stationnaire,  $x_t$  et  $y_t$  vont tendre à varier ensemble dans le temps et peuvent subir des déviations momentanées, mais ne peuvent diverger sans limites. La relation (24) est par conséquent une relation de long terme ou d'équilibre et  $z_t$  mesure la déviation par rapport à la valeur d'équilibre.

Pour tester l'hypothèse nulle de cointégration, deux approches sont souvent utilisées, la méthodologie en deux étapes d'Engle et Granger et l'approche multivariée de Johansen.

### ***b) Test de cointégration de Engle et Granger***

Selon Engle et Granger, tester la cointégration, revient à opérer un test de racine unitaire sur les résidus de l'équation de cointégration. Concrètement, il s'agit dans un premier temps d'estimer par la méthode des MCO la relation de long terme entre  $x_t$  et  $y_t$ . On note par  $\hat{z}_t$  le résidu d'estimation. Dans un deuxième temps, d'appliquer la méthodologie des tests de Dickey-Fuller et de Phillips et Perron à ce résidu:

$$\hat{z}_t = \omega \hat{z}_{t-1} + \eta_t \quad (25)$$

$|\omega|=1$  : la série  $\hat{z}_t$  possède une racine unitaire et  $x_t$  et  $y_t$  ne sont pas cointégrées.

$|\omega|<1$  : la série  $\hat{z}_t$  est stationnaire et l'hypothèse de cointégration est acceptée.

### ***c) Test de cointégration de Johansen***

L'approche en deux étapes d'Engle et Granger est très restrictive. En effet, cette approche n'est applicable que dans le cas d'une seule et unique relation de cointégration (donc un seul vecteur cointégrant). En outre, elle pose un problème de normalisation ; elle peut conduire à des résultats différents selon que l'on considère la combinaison  $z_t = x_t - a - by_t$  ou  $z_t = y_t - a - bx_t$ .

Comme alternative à l'approche de Engle et Granger, on utilise plutôt le test de cointégration de Johansen. Ce test permet de déterminer le nombre de relation d'équilibre de long terme entre des variables intégrées de même ordre quelle que soit la normalisation utilisée.

Soit  $X_t$  un vecteur de variables  $I(1)$  de dimension  $p$ . La représentation VAR d'ordre  $k$  est donnée par :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (26)$$

où,  $\Pi_1, \dots, \Pi_k$  sont des matrices de coefficient de dimension  $p \times p$  ;  $\varepsilon_t$  représente le vecteur de termes d'erreurs de dimension  $p \times 1$ , supposé normal et indépendant, de moyenne nulle et de matrice de variances-covariances non singulière  $\Omega$  ;  $\mu_0$  et  $\mu_1$  représentent respectivement le vecteur de constantes et de tendances de dimension  $p \times 1$ . On peut reparamétriser (26) sous la forme dite à correction d'erreur suivante :

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad (27)$$

où

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \quad i = 1, \dots, k-1$$

et

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

La représentation (27) est appropriée pour tester l'hypothèse de cointégration en utilisant le rang de la matrice d'impact  $\Pi$  qui contient les informations au sujet de la relation de long terme pouvant exister entre les composantes du vecteur  $X_t$ . On peut observer trois cas possibles :

- si le rang de la matrice  $\Pi$  est zéro ( $rg(\Pi) = 0$ ) alors toutes les variables dans  $X_t$  sont intégrées d'ordre 1 et le modèle n'a aucune propriété de long terme ;
- si  $\Pi$  est de rang plein ( $rg(\Pi) = p$ ) alors les variables dans  $X_t$  sont stationnaires ;
- si  $rg(\Pi) = r$  ( $0 < r < p$ ), alors on a  $r$  relations de cointégration. Dans ce cas,  $\Pi$  peut se décomposer sous la forme :

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (28)$$

Où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des matrices de plein rang d'ordre  $p \times r$  représentant respectivement la matrice des coefficients de la relation de cointégration et celle des paramètres d'ajustement.

Sous l'hypothèse (28), la relation entre  $\alpha$  et la composante déterministe  $\mu_i$  est importante dans la détermination des propriétés de  $X_t$  et des différentes situations qu'elle peut engendrer. En effet, si l'on décompose  $\mu_0$  et  $\mu_1$  selon les directions de  $\alpha$  et  $\alpha_\perp$ , où  $\alpha_\perp$  est une matrice  $p \times (p-r)$  orthogonale à  $\alpha$ , on peut écrire que :

$$\mu_i = \alpha \rho_i + \alpha_\perp \delta_i, \quad i = 0, 1, \quad (29)$$

$$\text{Où } \rho_i = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu_i \text{ et } \delta_i = (\alpha_\perp' \alpha_\perp)^{-1} \alpha_\perp' \mu_i$$

Les différentes restrictions imposées sur  $\mu_0$  et  $\mu_1$  donnent lieu à différents sous-modèles du modèle général (27). Suivant Osterwald-Lenum (1992), cinq sous-modèles peuvent être testés pour déterminer le nombre  $r$  de relations de cointégration :

- $H_1(r)$ :  $\mu_t = 0$
- $H_2(r)$ :  $\mu_t = \alpha \rho_0$
- $H_3(r)$ :  $\mu_t = \mu_0$
- $H_4(r)$ :  $\mu_t = \mu_0 + \alpha \rho_1 t$
- $H_5(r)$ :  $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$

Le test de cointégration de Johansen utilise deux statistiques pour déterminer le nombre de vecteurs de cointégration  $r$  :

- test de la trace pour l'hypothèse d'existence d'au plus  $r$  vecteurs de cointégration donné par :

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (30)$$

- test de la valeur propre maximale pour l'hypothèse d'existence d'exactly  $r$  vecteurs de cointégration :

$$\lambda_{\max} = T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (31)$$

Les distributions asymptotiques de ces deux statistiques sont non standard. Les valeurs critiques asymptotiques ont été tabulées par Osterwald-Lenum (op. cité).

#### 1.2.4. Le modèle à correction d'erreur

Accepter la cointégration, c'est accepter le fait qu'il existe une relation d'état stationnaire entre les deux séries de variables qui ont une tendance commune à évoluer dans le même sens. Tout écart momentané par rapport à l'équilibre est considéré comme aléatoire. D'après le théorème de représentation de Granger, tout système cointégré, implique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme. Si la cointégration permet de préciser la réalité et la nature des divergences entre deux séries théoriquement liées entre elles et à modéliser le comportement de ces variables, le modèle à correction d'erreurs permet d'en expliquer et d'en déduire le mécanisme. De façon générale, on peut de façon simple écrire le modèle à correction d'erreur comme suit :

$$\Delta x_t = \alpha_1 z_{t-1} + lagged(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_t \quad (32)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 z_{t-1} + lagged(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{2t} \quad (33)$$

Où  $z_{t-1}$  est le terme à correction d'erreur issu de l'estimation de la relation de la cointégration,  $\varepsilon$  est un terme d'erreur stationnaire ;  $|\alpha_1| + |\alpha_2| \neq 0$

#### 1.2.5. Test de causalité

Engle et Granger (1991) ont montré que si les variables sont intégrées, le test classique de Granger, basé sur le VAR, n'est plus approprié. Ils recommandent pour ce faire d'utiliser le modèle à correction d'erreur. En outre, le test de causalité basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur présente l'avantage de fournir une relation causale même si aucun coefficient estimé des variables d'intérêt décalées n'est significatif. Tenant compte des relations (32) et (33), on peut donc réécrire les équations (9) et (10) de la manière suivante :

$$\Delta x_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i y_{t-i} + \tau z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

$$\Delta y_t = \psi + \sum_{i=1}^k \chi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \lambda z_{t-1} + \nu_t \quad (35)$$

En utilisant le modèle vectoriel à correction d'erreur (équation (34) et (35)),  $x_t$  ne cause pas  $y_t$  au sens de Granger si  $\gamma_i = \lambda = 0$  ;  $y_t$  ne cause pas  $x_t$  si  $\phi_i = \tau = 0$

## 2. Interprétation des résultats dans le cas du Congo

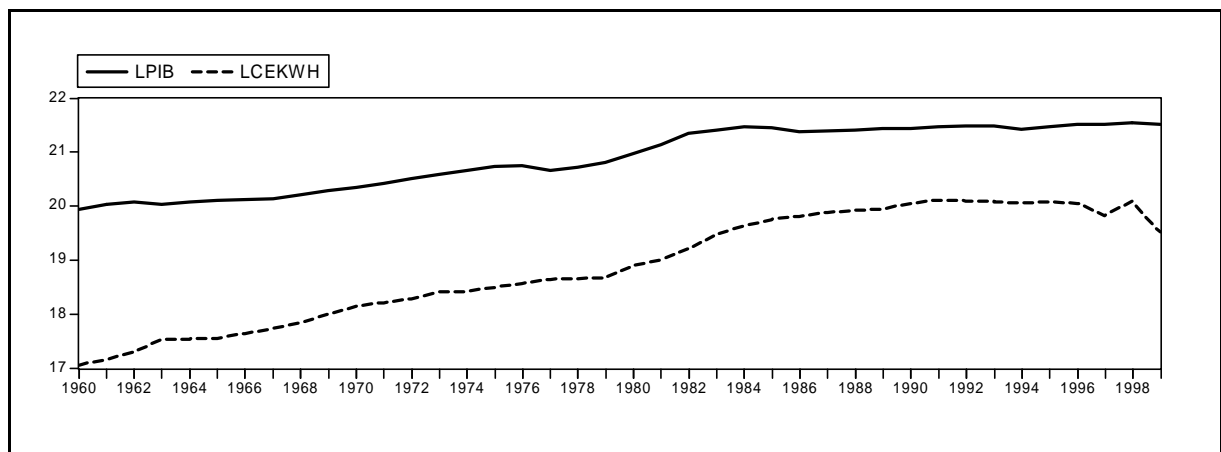
### 2.1. Les données

Dans de nombreuses études concernant le sujet traité ici, les termes de croissance économique et de consommation d'énergie ne sont généralement pas clairement définis. Un certain nombre de variables sont souvent utilisées pour les représenter. Comme proxy de la croissance économique, on utilise le plus souvent soit le PIB, soit le PNB ; et dans certains cas, le revenu national ou la production industrielle. En ce qui concerne la consommation d'énergie, on considère habituellement soit les différentes formes d'énergie (électricité, pétrole, gaz...), soit la consommation totale ou encore un indice agrégé, pondéré par les différentes sources d'énergie. En ce qui nous concerne, étant donné la difficulté d'obtenir des données fiables sur la consommation totale d'énergie et faute d'une longue série sur le pétrole, la variable consommation d'électricité a été utilisée comme proxy de la consommation d'énergie. On a considéré par ailleurs le PIB comme proxy de la croissance économique.

Nos données sont annuelles et couvrent la période allant de 1960 à 1999. Elles ont été extraites respectivement du cédérom de la Banque Mondiale 2004 et du Rapport national sur le Développement humain du PNUD au Congo (2002). La consommation d'électricité est mesurée en KWh et le PIB en dollars US de 1995. Dans ce type d'étude, les données sont soit utilisées comme telles, soit transformées de différentes manières. Il arrive souvent de considérer le PIB et la consommation d'énergie par tête. Pour des raisons d'échelle, nous utilisons le logarithme de ces variables. LPIB est le logarithme du PIB, LKWh celui de la consommation d'électricité.

### 2.2. Examen graphique

Fig1 : Evolution du PIB et de la consommation d'électricité.



La figure ci-dessus décrit l'évolution du Produit Intérieur Brut et de la consommation d'électricité du Congo de 1960 à 1999. On peut observer que ces deux variables présentent des évolutions de long terme semblables et sont caractérisées par un trend général à la hausse. Cela semble bien traduire qu'il existe une relation d'équilibre ou de cointégration entre ces deux séries. La corrélation entre ces deux variables est de 0,94. Cette valeur proche de 1 montre les deux séries sont fortement corrélées. Cependant, il faut noter la baisse de la consommation d'électricité en 1997 et en 1999. Cette décreue en 1997, s'explique par les effets de la guerre civile que la capitale Brazzaville a connue pendant cinq mois. Il en est de même de la baisse de 1999 ; elle est consécutive à une autre guerre civile qui a débuté dans la capitale en décembre 1998 et qui s'est poursuivie pratiquement durant toute l'année 1999.

### 2.3. Tests de racine unitaire

Les tests de Phillips-Perron et de Dickey-Fuller Augmenté supposent la connaissance a priori du modèle structurant la chronique alors que dans la réalité on ne le connaît pas. Plusieurs combinaisons sont alors possibles et ont donné naissance aux stratégies de test de racine unitaire. Une stratégie de test comprend le choix du modèle de régression et des statistiques appropriées. Il en existe plusieurs dans la littérature économétrique (cf. par exemple Dickey-Fuller (1979) ; Enders (2004) ; Ertur (1998), Jobert (1992), Perron (1993), etc.) Dans cette étude, c'est la stratégie de Jobert qui sera utilisée car elle est facile à mettre en œuvre dans le logiciel Eviews que nous avons utilisé. Quant au paramètre de troncature du test de Dickey-Fuller, il sera déterminé par la procédure séquentielle de Campbell et Perron (1991) et Perron (1993). Elle consiste à fixer a priori une borne supérieure pour  $k$ , notée  $k_{\max} = \text{Ent} \left( 12 \left( \frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right)$ , qui dépend du nombre d'observation  $T$  et à effectuer ensuite la régression jusqu'à l'ordre  $k_{\max}$ . Si le coefficient du dernier retard en différences premières est jugé significatif d'après les procédures d'inférence classiques fondées sur la loi normale, alors  $k = k_{\max}$  ; sinon, on réduit  $k_{\max}$  d'une unité et on effectue la régression jusqu'à l'ordre  $k_{\max} - 1$  et ce jusqu'à ce que le coefficient associé au dernier retard en différences premières soit significatif. Si aucun coefficient n'est significatif, on sélectionne  $k = 0$ .

**Tableau 1 : Tests de racine unitaire**

Variable	Test de Dickey-Fuller			Test de Phillips-Perron		
	Modèle	Retard k	ADF t-Stat	Modèle	Largeur de bande	PP Adj. t-Stat
En niveau						
LCEKWH	(19)	2	-1,75	(22)	4	-2,11
LPIB	(18)	1	1,56	(21)	3	2,87
En différence première						
LCEKWH	(18)	1	-1,68*	(23)	4	-7,16***
LPIB	(18)	0	-2,79***	(21)	2	-2,81***

\*\*\*, \*\* et \* dénotent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés dans le tableau ci-dessus. Ils montrent que les deux séries étudiées, à savoir la consommation d'électricité (LCKWh) et la croissance économique (LPIB) sont intégrées d'ordre 1. En effet l'hypothèse de racine unitaire testée dans l'équation (20) avec les deux séries LCKWh et LPIB en niveau est acceptée au seuil de 5%. Si l'on admet que  $\rho=1$  dans cette équation (20), alors le coefficient  $\beta$  est significativement nul. On teste à nouveau la racine unitaire dans l'équation (19) où  $\beta$  a disparu. On accepte une fois de plus l'hypothèse de racine unitaire. La nullité de la constante  $\alpha$  étant rejetée, lorsque l'on suppose que  $\rho=1$  dans l'équation (19), cas de la consommation d'électricité (LCKWh), on retient alors pour cette variable le modèle (19) pour le test de Dickey-Fuller augmenté. En revanche dans le cas de la variable croissance économique (LPIB), c'est modèle (18) qui a été retenu pour le test de Dickey-Fuller. On conclut que les deux séries sont intégrées d'ordre 1 en niveau. En effectuant le test de Dickey-Fuller augmenté sur les séries en différence première, avec la même procédure, on retient le modèle (18) pour les deux séries. L'hypothèse de racine unitaire est dans ce cas rejetée (à 10% ADF, t-stat= -1.68 pour LCKWh et à 1% ADF, t-stat= - 2.79 pour LPIB)

Le test de Phillips-Perron appliqué avec la même stratégie sur les deux séries confirme cette caractérisation au seuil de 1% avec les modèles (21), (22) et (23).

Les tests de racine unitaire confirment l'impossibilité de rejeter l'hypothèse selon laquelle les deux variables LCEKWh et LPIB sont intégrées d'ordre 1 (I(1)). Il est donc possible qu'elles soient cointégrées.

## 2.4. Test de cointégration de Johansen

On rappelle que les différents sous-modèles du modèle général testés sont les suivants :

- modèle 1 : il n'existe pas de constantes et de tendances linéaires dans le VAR et la relation de cointégration ne comprend pas non plus de constante et de tendance linéaire ;
  - modèle 2 : il n'existe pas de constantes et de tendance linéaire dans le VAR, mais la relation de cointégration comprend une constante (pas de tendance linéaire) ;
  - modèle 3 : il existe de constantes (pas de tendances linéaires) dans le VAR et la relation de cointégration comprend une constante (pas une tendance linéaire) ;
  - Modèle 4 : il existe de constantes (pas de tendances linéaires) dans le VAR et la relation de cointégration comprend une constante linéaire ;
  - Modèle 5 : il existe de constantes et de tendances dans le VAR et la relation de cointégration comprend une constante et une tendance linéaire.
- En testant ces différents sous-modèles pour différentes valeurs de k, le critère d'information d'Akaike se trouve optimisé pour le modèle 5, r=1 et k=2. Ce modèle indique l'existence d'un trend quadratique dans chacune des composantes du système pris en niveau, puis que le système est écrit en différences premières.

**Tableau 2 : Choix du sous-modèle et du nombre de retards k**

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
r=0	-4.425612	-4.425612	-4.355606	-4.355606	-4.387798
r=1	-4.342891	-4.339958	-4.319882	-4.668539	-4.703857*
r=2	-4.153406	-4.192547	-4.192547	-4.489024	-4.489024

Signalons que ce cas est rarement rencontré en économie. Dans le cas du Congo, cela peut se justifier par le fait que les deux séries ont été très fortement perturbées par les guerres successives qu'a connu ce pays ; ce qui pousse à penser qu'il existe des ruptures de tendance dans les deux séries.

Le test de Johansen sera donc mené à partir du sous-modèle 5 avec un retard  $k=2$ . Les résultats du test sont présentés dans le tableau ci-après.

**Tableau 3 : Test de cointégration de Johansen**

Test de la trace				Test de la valeur propre maximale			
Hypothèse nulle	Hypothèse alternative	trace	1%	Hypothèse nulle	Hypothèse alternative	max	1%
r=0	$r \geq 1$	34,38	24,60	r=0	r=1	21,87	20,20
$r \leq 1$	$r \geq 2$	12,51	12,97	r=1	r=2	12,51	12,97

Ce tableau montre que l'hypothèse nulle (d'au plus)  $r=0$  (pour le test de la trace) ou exactement  $r=0$  (pour le test de la valeur propre maximale) est rejetée au seuil de 1%. Cela découle du fait que les valeurs calculées à partir de ces deux statistiques (34,38 pour la statistique de la trace et 21,87 pour la statistique de la valeur propre maximale) sont supérieures aux valeurs critiques qui leur sont associées (24,60 et 20,20 respectivement). Par contre, l'hypothèse nulle  $r \leq 1$  (pour le test de la trace) ou  $r=1$  (pour le test de la valeur propre maximale) ne peut être rejeter au seuil de 1% car les deux statistiques du test de Johansen sont inférieures aux valeurs critiques qui leur sont associées.

Les deux tests de cointégration de Johansen confirment donc l'existence d'une seule relation de cointégration.

## 2.5. Estimation du modèle à correction d'erreur

Le théorème de représentation de Engle et Granger, nous l'avons dit, démontre que les séries non-stationnaires, plus particulièrement celles qui possèdent une racine unitaire, doivent être représentées sous forme de modèle à correction d'erreur si elles sont cointégrées, c'est-à-dire s'il existe une combinaison linéaire stationnaire entre elles. L'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur passe par la détermination de la relation de long terme ci-dessous où la variable LCEKWh est normalisée :

$$\text{LCEKWh} = 9,82203 \text{ LPIB} - 0,39445 \text{ trend} - 178,2669.$$

[-5,139]

La valeur entre parenthèse représente la statistique de Student associée au coefficient estimé de LPIB. D'après cette relation, à long terme, le PIB et la consommation d'électricité vont de pair car le coefficient du PIB est positif. Ainsi, à long terme, une augmentation de 1% du PIB entraîne une augmentation de la consommation d'électricité de près 10%. L'estimation du modèle à correction d'erreur est donnée dans le tableau ci-dessous.

**Tableau 4 : Modèle vectoriel à correction d'erreur**

Variable	$\Delta\text{LPIB}_t$		$\Delta\text{LCEKWh}_t$	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
$z_{t-1}$	0,023980	[0,0294]	-0,051034	[0,0128]
$\Delta\text{LPIB}_{t-1}$	0,615314	[ 0,0011]	0,256042	[ 0,4211]
$\Delta\text{LPIB}_{t-2}$	0,059695	[ 0,7584]	0,618025	[ 0,0906]
$\Delta\text{LCEKWh}_{t-1}$	0,023873	[ 0,8305]	-0,958659	[0,0001]
$\Delta\text{LCEKWh}_{t-2}$	0,291620	[ 0,0571]	0,018011	[ 0,9474]
Constante	-0,023624	[0,5314]	0,235887	[ 0,0017]
Tendance	0,000525	[ 0,6234]	-0,006533	[0,0022]
Analyse des résidus au cas univarié				
R-squared	0,416717		R-squared	0,636820
F-statistic	3,572162		F-statistic	8,767261
Jarque-Bera	0,13		Jarque-Bera	2,1
P-value	0,93		P-value	0,34
Analyse des résidus au cas multivarié				
	Jarque-Bera (joint)		5,446	
	P-value		0,24	

La qualité de l'estimation de ce modèle semble bonne au regard de la statistique de Fisher, du coefficient de détermination et de la statistique de Jarque-Bera (cas multivarié). La statistique de Jarque-Bera indique en effet que les résidus du modèle à correction d'erreur sont normalement distribués.

De plus, le paramètre du terme à correction d'erreur  $z_{t-1}$  est négatif et significatif dans l'équation du PIB, confirmant ainsi l'existence d'une relation de long terme entre la consommation d'électricité et la croissance. La valeur de ce paramètre indique, en outre, qu'en cas de déséquilibre de court terme, la consommation d'électricité semble

revenir plus lentement de son sentier d'équilibre (la vitesse de convergence est estimée à près de 5% seulement).

On remarque également qu'à court terme, le PIB dépend de sa valeur décalée d'une période au seuil de 5% et de la consommation d'électricité décalée de deux périodes au seuil de 10%. De même, la consommation d'électricité dépend également de sa valeur décalée d'une période au seuil de 1% et du PIB décalée de deux périodes au seuil de 10%.

## 2.5. Test de causalité de Granger

La plupart d'études concernant notre champ d'application ont eu pour objet principal de répondre à la question posée par Masih et Masih (1998) : « Does economic growth take precedence over energy use, or can energy use itself be a stimulus for economic growth via the indirect channels of effective aggregate demand and human capital, improved efficiency and technological progress ? ». En d'autres termes :

- le PIB est-il la cause de la consommation d'énergie :  $LCKWh = f(LPIB)$  ?
- La consommation d'énergie est-elle la cause du PIB :  $LPIB = f(LCKWh)$  ?

A ces deux cas, on peut ajouter deux autres situations souvent rencontrées :

- l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre le PIB et la consommation d'énergie ;
- les deux variables sont indépendantes.

Cette relation entre la croissance économique et la consommation d'énergie est aujourd'hui bien établie dans les différentes études. Cependant, la direction de la causalité reste un sujet très controversé. La détermination du sens de cette causalité est importante et a des implications en matière de politique économique.

Nous avons vu que l'existence d'une relation de cointégration entre ces deux variables entraînait l'existence d'une relation causale entre celles-ci dans au moins une direction. Cette relation de causalité est examinée ici à l'aide du test de causalité de Granger basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau 5 suivant.

**Tableau 5: Test de causalité de Granger**

Hypothèse nulle	Statistique de Fisher	Statistique du $\chi^2$
LPIB ne cause pas LCEKWh	6,84***	20,50***
LCEKWh ne cause pas LPIB	2,08	6,24

\*\*\* dénote le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%

Ils ont été obtenus en réalité à l'aide du test de restriction des coefficients de Wald basé sur chaque équation du modèle à correction d'erreur. En effet, le test de Wald donne la possibilité d'intégrer dans l'hypothèse nulle le coefficient du terme à correction d'erreur.

Le test de causalité de Granger révèle l'existence d'une causalité unidirectionnelle de la croissance du PIB vers la consommation d'électricité. Dans un article à paraître (dans *Energy policy*), Y. Wolde-Rufael note que la causalité unidirectionnelle du PIB vers la consommation d'électricité pourrait statistiquement signifier que les mesures permettant d'économiser l'électricité peuvent être prises sans compromettre le développement économique. Cependant, il souligne que réduire la consommation de l'électricité chez les populations qui ont un accès difficile à cette ressource, n'est pas une option envisageable : les pays africains n'ont pas encore atteint un niveau d'autonomie d'électricité pour se permettre une réduction de leur consommation ; cependant, ils peuvent prévenir les conséquences néfastes liées à la consommation accrue de l'électricité. Au contraire en rendant l'électricité accessible à tous, cela pourrait contribuer à réduire non seulement la pauvreté, mais aussi à améliorer la qualité de vie des populations.

## Conclusion

L'objectif de la présente étude était d'utiliser certains développements récents de l'économétrie des séries temporelles non stationnaires, notamment la théorie de la cointégration, pour explorer la liaison causale entre la croissance économique et la consommation d'énergie au Congo. Empiriquement, l'application de cette théorie nécessite la démarche suivante (Jacquinot, 1989):

- de tester l'ordre d'intégration des séries (tests de racine unitaire) pour s'assurer qu'elles suivent une marche aléatoire (seul domaine d'application du théorème de représentation de Granger) ;
- de tester la cointégration pour déterminer l'existence d'une relation d'état stationnaire entre les variables ;
- d'estimer le modèle à correction d'erreur qui vise à rendre compte dans une même équation d'un écart éventuel par rapport à un équilibre de long terme et du processus d'ajustement à court terme de cet équilibre.

L'étude a montré que les deux séries étudiées sont cointégrées, et le test de causalité dans le cadre du modèle à correction d'erreur, révèle que la croissance économique « cause » au sens de Granger la consommation d'énergie.

## Bibliographie

- Akarca, A.T., Long, T.V.,** (1979). On the relationship between Energy and GNP: a re-examination, *Journal of Energy and Development*, Vol 5, n° 2, pp 326-331
- Aqeel, A., Butt M.S.,** (2001). The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan. *Asia-Pacific Development Journal*. Vol. 8, December pp 101-110.
- Antille, G.,** (1984). Utilisation des tableaux entrées-sorties pour l'analyse des interdépendances entre économie et énergie. *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*. Vol 120, n° 3, pp 261-279.
- Berrah, N.E.,** (1983). Energie et développement: « l'effet tunnel ». *Revue de l'Energie*, n° 356, août-septembre, pp 409-415.
- Bruneau, C.,** (1996). Analyse économétrique de la causalité: un bilan de la littérature. *Revue d'Economie Politique*. Vol 106, n° 3, mai-juin, pp 325-353
- Bruneau, C., Nicolaï, J-P.,** (1989). Une étude de causalité. Concepts et applications. L'exemple du marché pétrolier. *Document de travail* n° 1989-21. Banque de France.
- Campbell, J.Y., Perron, P.,** (1991). Pitfalls and opportunities : what maceoeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol 6 pp 141-201.
- Darne, O., Terraza, M.,** (2002). Les tests de non-stationnarité des séries temporelles non saisonnières en économie : une revue de littérature. *Document de Travail* n° 2002-05. Laboratoire Montpelliérain d'Economie Théorique et Appliquée. Université de Montpellier I
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F., Yeo, S.,** (1978). Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumer's expenditure in the U.K. *Economic Journal*. Vol 88, pp 661-692.
- Destais, G.,** (1989). La modélisation des interactions énergie-économie. Thèse de Doctorat. IEPE, Grenoble.
- Dickey, D., Fuller, W.,** (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, n° 366, Part 1, June, pp 427-43.
- Dickey, D., Fuller, W.,** (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. Vol 49, pp 1057-1072
- Ebohon, O.J.,** (1996). Energy, economic growth and causality in developing countries. A case study of Tanzania and Nigeria. *Energy Policy*. Vol. 24, pp 447-453
- Enders, W.,** (2004). *Applied Econometric Time Series*. Wiley

- Engle, R.F., Granger, C.W.J.**, (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol 55, n° 2, March, pp 251-276.
- Engle, R.F., Yoo, B.S.**, (1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*. Vol. 35, pp 143-159
- Ertur, K.C.**, (1998). Méthodologie des tests de racine unitaire. *Document de Travail* n°9813, LATEC, Université de Bourgogne.
- Fatai, K., Oxley, L., Scrimgeour F.**, (2002). Energy consumption and employment in New Zealand: searching for causality. Paper presented at NZAE Conference, Wellington, 26-28 June
- Geweke, J., Meese, R., Dent, W.**, (1983). Comparing alternative tests of causality in temporal systems: analytic results and experimental evidence. *Journal of Econometrics*. Vol 21, pp 161-194.
- Girod, J., Percebois, J.**, (1985). Energie: Fonctions de production et modèles de demande. Dans « *Energie : Modélisation et Econométrie*. Economica.
- Glasure, Y.U.**, (2002). Energy and national income in Korea: further evidence on the role of omitted variables. *Energy Economics*. Vol. 24, n° 4, pp 355-365.
- Gourieroux, C., Monfort, A.**, (1990). *Séries temporelles et modèles dynamiques*. Economica
- Granger, C.W.J.**, (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*. Vol 37, n° 3, July, pp 424-438.
- Granger, C.W.J.**, (1986). Developments in the study of cointegrated variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol 48. pp 213-228.
- Granger, C.W.J.**, (1991), Developments in the study of cointegrated economic variables. In *Long-run economic relation/Readings in cointegration* (Eds.) Engle RF, Granger C.W.J., Oxford University Press, Oxford, 65-80.
- Granger, C.W.J., Newbold, P.**, (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometric*, Vol 2. pp 111-120
- Granger, C.W.J., Weiss, A.A.**, (1983). Time series analysis of error correcting models. *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, New York: Academic Press, pp 255-278.
- Guttormsen, A.G.**, (2004). Causality between energy consumption and economic growth. *Discussion Paper D-24/2004*. Department of Economics and Resource Management. Agricultural University of Norway.
- Hendry, D.F.**, (1986). Econometric modelling with cointegrated variables: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol 48. pp 201-212.

- Hondroyannis, G., Lolos, S., Papapetrou, E.**, (2002). Energy consumption and economic growth: assessing the evidence from Greece. *Energy Economics*. Vol. 24. pp 319-336.
- Houcarde, J.Ch., Ben Chaabane, N.**, (1991). Les liens énergie croissance dans les pays en développement (1960-1985): propositions méthodologiques pour une formalisation des liens énergie-modes de développement. Dans « *Politiques Economiques et Marchés internationaux de matières premières*. Economica.
- Jacquino, P.**, (1989). Une approche économétrique à la mode : la cointégration. *S.E.E.R. 89-4/1* Direction Générale des Etudes, Banque de France.
- Jobert, T.**, (1992). Test de racine unitaire : une stratégie et sa mise en œuvre. *Cahiers Eco & Maths* n° 92.44, MAD Université de Paris I, Pantheon-Sorbonne.
- Johansen, S.**, (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and control*. Vol 12. pp 231-254.
- Johansen, S.**, (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vectors autoregressive models. *Econometrica*. Vol 59, pp 1551-1580.
- Johansen, S.**, (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
- Johansen, S., Juselius, K.**, (1990). Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol 52, pp 160-210.
- Jumbe, C.B.L.**, (2004). Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi. *Energy Economics*. Vol 26, pp 61-68.
- Kraft, J., Kraft, A.**, (1978). On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*. pp 401-403.
- Lardic, S., Mignon, V.**, (2002). *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Economica.
- Martin, J-M.**, (1992). *Economie et politique de l'énergie*. Armand Colin
- Masih, A.M.M., Masih, R.**, (1996). Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modeling techniques. *Energy Economics*. Vol 18, pp 165-183.
- Masih, A.M.M., Masih, R.**, (1997). On the temporal causal relationship between energy consumption, real income and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs based on a multivariate cointegration/vector error correction approach. *Journal of Policy Modeling*. Vol 19, pp 417-440.
- Masih, A.M.M., Masih, R.**, (1998). A multivariate cointegrate modeling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCs. *Applied Economics*. Vol 30, pp 1287-1298.

- Matly, M.**, (1983). Demande d'énergie et produit intérieur brut : vers une approche patrimoniale. *Revue de l'Énergie*, n° 356, pp 416-425.
- Meallier, A., Chouard., Passeron H.**, (1986). Énergie et économie dans l'OCDE. Une approche économétrique. *Revue de l'énergie*, n° 383, pp 205-213.
- Mouttet, F., Plateau, C., Brillet, J.L., Morand, J.P.**, (1983). Mini-DMS-énergie. Modèle des interactions économie-énergie. *Archives et Documents* n° 74, INSEE
- Mozumber, P., Marathe, A.**, (2005). Causality relationship between energy consumption and GDP in Bangladesh. *Discussion Paper* Department of Economics, University of New Mexico
- Nachane, D.M., Nadkarni, R.M., Karnik, A.V.**, (1988). Co-integration and causality testing of the energy-GDP relationship: a cross-country study. *Applied Economics*. Vol 20, pp 1511-1531.
- Nelson, C.R., Plosser, C.I.**, (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*. Vol 10, pp 139-162.
- Njiki, R.P.**, (1998). Cointégration et test d'efficacité sur les marchés dérivés. *Journal de la Société Statistique de Paris*, Vol 139, pp 35-59.
- Oh, W., Lee, K.**, (2004). Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999. *Energy Economics*. Vol 26, pp 51-59.
- Osterwald-Lenum, M.**, (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Vol 54, pp 461-471.
- Percebois, J.**, (1997). *Énergie et théorie économique*. À propos des débats contemporains. Editions Cujas.
- Percebois, J.**, (1998). L'apport de la théorie économique aux débats énergétiques. Creden, *Cahier n° 99.11.15*. Université de Montpellier I.
- Perron, P.**, (1993). Racines unitaires en macroéconomie : le cas d'une variable. In *Macroéconomie : développements récents*, Malgrange P. et Salvas-Bronsard L. eds., pp 327-358, Economica.
- Perron, P., Campbell, J.Y.**, (1992). Racines unitaires en macroéconomie : le cas multidimensionnel. *Annales d'Économie et de Statistique*. Vol 27, pp 1-50.
- Phillips, P., Perron, P.**, (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Vol 75, pp 335-346.
- Pizzaro Rios, J.V.**, (1993). The links between money and prices. Causality tests for the Peruvian and Chilean cases. *Cahiers du Département d'Économétrie* n° 93.11. Faculté des sciences économiques et sociales. Université de Genève.
- Prevot, J.f.**, (1951). Les variations concomitantes de l'énergie consommée et du produit national. *Journal de la Société Statistique de Paris*, janvier-mars ; pp 23-41.

- Salmon, M.**, (1982). Error correction mechanisms. *The Economic Journal*, Vol 92, pp 615-629.
- Sekkat, K.**, (1989). L'analyse de causalité comme méthode de détermination des filières industrielles. *Annales d'Economie et de Statistique*, Vol 14, pp 191-224.
- Sims, C.A.**, (1972). Money, income and causality. *American Economic Review*. Vol 62, pp 540-552.
- Sims, C.A.**, (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, Vol 48, pp 1-48
- Stock, J.H., Watson, M.W.**, (1989). Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*. Vol 40. pp 161-182
- Soytas, U., Sari, R.**, (2003). Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics*. Vol 26, pp 33-37
- Soytas, U., Sari, R., Ozdemir, O.**, (2001). Energy consumption and GDP relations in Turkey: cointegration and vector error correction analysis. *Economies and Business in transition: Facilitating Competitiveness and Change in the Global Environment Proceedings*, pp 838-844.
- Spierer, C.**, (1982). *La demande d'énergie en Suisse*. Droz, Genève.
- Yu, E., Choi, J.**, (1985). The causal relationship between energy and GDP, an international comparison. *Journal of Energy and Development*. Vol 10, pp 249-272.
- Yu, E., Wang, B.**, (1984). The relationship between energy and GNP. Further results. *Energy Economics*. Vol 6, pp 186-190

## **SERIE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU BAMSI**

**01/2001** « STATIS : une méthode d'analyse conjointe de plusieurs tableaux de données »

**Samuel AMBAPOUR**

**02/2001** « Estimation des frontières de production et mesures de l'efficacité technique »

**Samuel AMBAPOUR**

**03/2001** « Estimation d'un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel »

**Samuel AMBAPOUR**

**04/2001** « Note sur la mortalité infantile »

**Samuel AMBAPOUR**

**05/2001** « Dix ans d'ajustement en Afrique : application d'un modèle de comptage »

**Samuel AMBAPOUR**

**06/2001** « Mesure des attentes de la clientèle et évaluation du niveau de satisfaction »

**Samuel AMBAPOUR, Diana Lyse MAPOUATA**

**07/2002** « Ressources humaines et libéralisation : une approche stratégique »

**Samuel AMBAPOUR**

**08/2002** « Le paradoxe de Todaro. Un test économétrique sur les données du Congo »

**Samuel AMBAPOUR**

**09/2003** « Incidence des migrations internes sur la structure par âge : une exploration par le modèle de population stable »

**Samuel AMBAPOUR**

**10/2004** « Efficacité technique comparée des systèmes de santé en Afrique subsaharienne : une application de la méthode de DEA »

**Samuel AMBAPOUR**

**11/2005** « Prévision des indices des prix à la consommation des ménages au Congo »

**Christophe MASSAMBA**

**12/2005** « Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité »

**Samuel AMBAPOUR et Christophe MASSAMBA**

---

*Ces documents de travail peuvent être obtenus gratuitement. Les demandes correspondantes doivent être adressées à Monsieur Bassissila Théophile, Immeuble du Plan, CNSEE, Porte 501, Cellulaire : 666 62 94, E-mail : bass\_theo@yahoo.fr. Ces documents peuvent également être téléchargés sur le site Web du CNSEE ([www.cnsee.org](http://www.cnsee.org)).*