



**ANNALES
DE
L'UNIVERSITE
MARIEN NGOUABI**

Sciences Economiques et de Gestion

VOL. 18 – N° 2 – ANNEE 2018

ISSN : 1815 – 4433

www.annalesumng.org

**ANNALES
DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI
SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION**



VOLUME 18, NUMERO 2, ANNEE 2018

www.annalesumng.org

SOMMAIRE

Directeur de la publication :
J. R. IBARA

Rédacteur en chef :
J. GOMA-TCHIMBAKALA

Rédacteur en chef adjoint :
M. M. A. NDINGA

Comité de Lecture :
F.V. AMOUSSOUGA (Cotonou)
B. BEKOLO-EBE (Douala)
A. BIAO (Parakou)
N. BIGOU LARE (Lomé)
H. DIATA (Brazzaville)
J. ISSA SAYEGH (Dakar)
M. KASSE (Dakar)
S. LENGA (Brazzaville)
B. MAKOSSO (Brazzaville)
G. Aké N'GBO (Abidjan)
A. ONDO-OSSA (Libreville)
YAO NDRE (Abidjan)

Comité de Rédaction :
F. DZAKA KIKOUTA (Brazzaville)
J.A. MAMPASSI (Brazzaville)

Webmaster :
R. D. ANKY

Administration – Rédaction :
Université Marien NGOUABI
Direction de la Recherche
B.P. 69, Brazzaville – Congo
E-mail : annales@umng.cg

ISSN : 1815 - 4433

- 1 **Réflexion sur la construction des territoires économiques, solution alternative à la diversification économique du Congo**
F. NGANGOUE, J. J. M. BAZABANA
- 19 **Effets des chocs pétroliers sur les variables macroéconomiques en république du Congo**
A. F. AKOUELE
- 32 **Effets du déclassement sur le salaire chez les jeunes au Congo**
T. C. NGASSA
- 45 **Les déterminants de la déforestation : cas du bassin du Congo**
J. C. BOZONGO
- 57 **Relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC.**
H. LEKANA
- 72 **La fécondité affecte-t-elle la pauvreté au Niger ?**
A. B. MAHAMAN YAOU, M. N. MALAM MAMAN
- 84 **Financement de l'offre agricole au Congo : banques ou État ?**
R. F. D. BANY
- 101 **Effets de l'annulation de la dette et de la qualité des institutions sur la croissance économique dans les pays de la CEMAC**
P. G. BATILA NGOUALA KOMBO
- 114 **Accès au crédit agricole et performance agricole dans la zone office du Niger : cas de la culture du riz**
A. K. DIAMOUTENE

- 126 **Déterminants de l'acceptation du paiement mobile à Brazzaville**
A F. EPOLA, J. A. GANGA-ZANDZOU,
- 139 **Investissements publics en infrastructures de transport et croissance économique : analyse des effets de seuil au Congo**
S. ETSIBA,
- 154 **Déterminants de l'accès au financement public des PME en république du Congo**
U. J. A GANGA-ZANDZOU
- 168 **Libéralisation commerciale et sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne**
Y. N. GOLO
- 187 **L'industrialisation peut-elle constituer une solution au problème d'emplois dans les pays d'Afrique subsaharienne ?**
M. M. A. NDINGA,
NGAKALA AKYLANGONGO,
M. A. ITOUA
- 203 **Problématique de la diversification de l'économie congolaise : Analyse par l'approche multidimensionnelle**
F. C. MAMPOUYA-M'BAMA
- 218 **Effets du développement financier sur la croissance économique par le canal de l'instabilité financière en Union économique et monétaire : cas de l'UEMOA**
M. MARONE
- 238 **Corruption et investissement privé dans les pays de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC)**
D. B. LOUBELO
- 252 **Les déterminants de la croissance économique : cas de la république du Congo**
I. F. OKOMBI
- 269 **Déterminants de la croissance économique dans les pays de la CEEAC**
J. G. MOUANDA MAKONDA
- 283 **Effets de l'intégration financière sur la synchronisation des cycles économiques : cas de la CEMAC**
G. S. MBOU LIKIBI
- 300 **Déterminants de l'accès au crédit-bail dans le secteur agricole en république du Congo**
B. S. IKIEMI

- 313 Effets de débordement des politiques budgétaires dans la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC)**
J. R. F. KOUIKA BOUANZA
- 334 Pauvreté, travail et réussite scolaire au secondaire au Congo**
S. B. MBOKO IBARA
- 347 Effets de l'éducation sur le bonheur au Congo**
O. E. NGAKALA AKYLANGONGO
- 358 Effets de la dette sur la cyclicité de la politique budgétaire : cas de la CEMAC**
M. OKIEMY
- 370 Effets de la consommation des produits agricoles sur la sécurité alimentaire au Congo : cas de la farine de manioc (foufou)**
M. R. SAH, D.D. ONOUNGA
- 385 Valorisation des produits forestiers non ligneux sur le revenu des ménages au Congo : cas des marantacées**
M. R. SAH



RELATION ENTRE LA CONSOMMATION D'ENERGIE ET LA CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LES PAYS DE LA CEMAC.

LEKANA H. .

Faculté des Sciences Économiques
Université Marien N'Gouabi

Laboratoire de Recherches et d'Etudes Economiques et Sociales (LARES)

Brazzaville – République du Congo

Email : lhermannclachel@yahoo.fr

RESUME

Ce papier a double objectif, il examine l'effet de la consommation d'énergie sur la croissance économique et vérifie la nature de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC dans la période de 1990-2015. Les données mobilisées sont ceux de la Banque Mondiale. Pour atteindre l'objectif général, nous avons utilisé trois modèles à correction d'erreur en donnée de panel (MG, PMG et DFE) et deux approches de causalités (Engel et Granger, Dumitrescu et Hurlin). Il en ressort que la consommation d'énergie influe positivement à long terme et négativement à court terme dans les pays de la CEMAC et qu'il n'y a pas de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Suite à ces résultats, deux implications de politiques économiques ont été formulées.

Mots-clés : Consommation d'énergie, croissance économique, panel, CEMAC
Classification JEL : C33, O13, C23, O55

ABSTRACT

This paper has double objectives. It examines the effects of energy consumption on economic growth, and verify the relationship nature between the economics growth and the energy consumption of CAEMC countries from 1990 to 2015. The data used are from world bank. To achieve this objective, three MCE (MG, PMG and DFE) models on panel data, and two tests of causality (Engel and Granger, Dumitrescu and Hurlin) have been used. The results show that, the energy consumption has positive effect on the long time, but it has positive effect during the short time on the economic growth in the CAEMC countries. In addition, there is no causality between energy consumption and economic growth. From these results, two implications of economic policy were formulated.

Keywords: energy consumption, economic growth, panel, CAEMC
Classification : JEL C33, O13, C23, O55

INTRODUCTION

Depuis quelques années, des travaux en sciences économiques ne cessent de s'interroger sur les facteurs pouvant favoriser la croissance économique d'un pays ou d'une zone économique (Solow, 1956 ; Romer, 1989 ; Barro, 1996). Dans cette optique, Kraft et Kraft (1978) proposent la consommation d'énergie comme un facteur indispensable à la croissance des Etats Unis. Actuellement, la consommation d'énergie joue un rôle très capital dans le développement économique et social des pays développés qu'en développement (World Bank Report, 2007; Isma'il et al., 2012; Mallick, 2009; Vlahinic-Dizdarevic et al., 2010; Baek et al., 2011; Atif et al. 2010; Masuduzzaman, 2013).

L'analyse du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique a fait l'objet de plusieurs controverses sur le plan théorique et empirique. Pour les uns, la consommation d'énergie ne peut pas avoir de relation avec la croissance économique (Solow, Barro, Romer,), à contrario d'après Lékana et al. (2018), Stern (2012), Georgescu-Roegen (1979), la consommation d'énergie est un facteur indispensable dans la croissance économique. Du point de vu empirique, la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique se résume souvent sur la question de sens de causalité entre les facteurs. Pour Aspergis et Payne (2009), on distingue quatre relations hypothétiques entre la consommation d'énergie et la croissance économique : il s'agit de l'hypothèse de la croissance (Ambapour et Massamba 2005), de la conservation (Okonkwo and Gbadebo 2009, Sarkar et. al.,2010), de la neutralité (Yu and Choi 1985, Ouedraogo 2013), et de la rétroaction ou feedback (Loganathan et al.2010, Kahsaia et al. 2011). Bien que la littérature empirique semble ambiguë, la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique parait prédéfinie dans la vie active suite au rôle que joue l'énergie comme input dans la production et dans la consommation (Esso, 2010).

En effet, pour les environnementalistes, le développement que connaît le monde est basé actuellement sur une forte consommation d'énergie ; on parle d'un développement énergivore. L'énergie parait

être l'un des facteurs qui contribue le plus à la croissance du monde. Cette lecture environnementaliste est actuellement épousée par plusieurs institutions mondiales qui, depuis quelques années, semblent mettre une action particulière sur la place l'énergie dans la réduction de la pauvreté (les Objectifs Durable de Développement, la Banque Africaine de Développement : la non accès à l'énergie comme facteur de pauvreté).

Le continent africain détient un fort potentiel en matière de sources d'énergie renouvelable ou non renouvelable. Cependant, l'Afrique, en générale et l'Afrique Sub-saharienne, en particulier, présentent un niveau de consommation d'énergie relativement faible, en tenant compte du poids démographique. En effet, en Afrique subsaharienne, la consommation d'énergie par habitant et par an (hors Afrique du Sud) est de l'ordre de 100 kilos d'équivalent pétrole contre 8000 aux États-Unis et 4000 dans les pays OCDE (Deschamps, 2008). Cette situation est à la fois cause et conséquence du faible développement économique. Plus de 60 % de la population africaine vit avec moins de 2 dollars par jour et plus de 60 % de la population africaine n'a pas accès à l'énergie commerciale et doit se contenter de bois de chauffe. A terme, l'augmentation prévisible de la population et l'amélioration du niveau de vie entraîneront des besoins accrus en énergie. Cette situation est paradoxale dans la mesure où l'Afrique est riche en ressources naturelles, et tout particulièrement en pétrole, gaz et charbon. L'Afrique au niveau planétaire produit 12,4 % du pétrole, 7 % du gaz, 4,3 % du charbon, mais ne représente que 3,4 % du pétrole, 3,1 % du gaz, 0,5 % du charbon consommés.

En Afrique Centrale, par exemple, plus particulièrement les pays membres de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), ne sont notamment pas en marge. En effet, cinq des six pays de la zone CEMAC s'attèlent à être présents au rendez-vous de l'émergence économique. Parmi, les pays qui ont fixé leurs échéances, nous avons : le Cameroun qui a officiellement exprimé ses ambitions et s'est déclaré émergent en 2035, le Tchad en 2030, le Congo et le Gabon en 2025, et la Guinée Équatoriale en 2020.

Au vu de ce qui précède, on peut formuler la question centrale suivante : Existe-t-il une

relation entre la croissance économique et la consommation d'énergie des pays de la CEMAC ? Mais aujourd'hui suite au rôle grandissant de l'énergie comme input dans les activités de production et de consommation (Esso 2010 et Kpemoua, 2016) peut-on prétendre que le niveau de consommation d'énergie a des effets sur la croissance économique des pays de la CEMAC ?

L'objectif de cet article est d'examiner l'effet de la consommation d'énergie sur la croissance économique et de vérifier la nature de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC. L'hypothèse défendue est celle d'un effet positif de la consommation d'énergie sur la croissance économique et de l'existence d'une relation univariée entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC.

Le présent article est structuré en cinq sections. La première section est l'introduction, la deuxième est la revue de la littérature, la troisième section est consacrée à la méthodologie, la présentation et l'interprétation des résultats font l'objet de la quatrième section. Enfin la cinquième section consiste à présenter la conclusion et les implications de politiques économiques.

REVUE DE LITTÉRATURE

La littérature sur la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique propose quatre hypothèses qui font aussi bien l'objet de fondement théorique qu'empirique tel que discutés par Belke et al (2010) et Dantama et Inuwa (2012). Pour Lékana (2018) ses hypothèses peuvent être résumées en deux approches : l'approche orthodoxe, celle qui admet que la consommation d'énergie n'est pas un facteur indispensable à la croissance économique, soutenue par l'hypothèse de la conservation et l'hypothèse de la neutralité. Alors que, la seconde approche est celle dite hétérodoxe, qui admet que la consommation d'énergie est un facteur indispensable à la croissance économique et s'appuie sur l'hypothèse du feedback et l'hypothèse de la croissance.

En ce qui concerne l'approche orthodoxe, elle prend appui à la pensée libérale de la croissance admet les facteurs tels le stock de capital, le progrès technique. En effet, pour les tenants de cette approche, l'hypothèse de la conservation soutient que la croissance économique est la source dynamique qui provoque l'augmentation de la consommation de l'énergie. Par

conséquent, toutes les politiques orientées vers la réduction de la consommation d'énergie pourraient avoir peu ou pas d'effets négatifs sur la croissance économique. L'hypothèse est valable s'il existe une causalité unidirectionnelle de la croissance économique à la consommation d'énergie (Belke et al, 2010) et (Apergis et Payne, 2009). Ils se fondent également sur l'hypothèse de la neutralité en sens que la consommation d'énergie n'a pas d'incidence sur la croissance économique (Belke et al, 2010). Cette hypothèse se vérifie, lorsqu'il n'y a pas de preuve de la causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Ainsi, la politique axée sur la conservation de l'énergie n'a pas d'effet sur le réel PIB ou la croissance économique retard (George et Nickoloas, 2011).

Par opposition à la première, l'approche hétérodoxe s'appuie sur la vision environnementaliste ou écologique, pour ces auteurs (Stern 2012), l'énergie est un facteur indispensable voire même primaire à la croissance économique. Pour expliquer ces propos, il y a deux hypothèses. Pour les tenants de cette approche, l'hypothèse de croissance suggère que la consommation d'énergie est une composante importante de la croissance économique. Celle-ci est traitée en tant que facteur d'input de production directement ou en complément de capital et le travail. Cette hypothèse n'est soutenable que s'il existe une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie vers la croissance économique. Par conséquent, Belke et al (2010) font valoir que, dans cette hypothèse une diminution de la consommation de l'énergie entraîne une diminution du PIB réel, dans ce cas l'économie est dépendante de l'énergie. Donc, les politiques de conservation d'énergie auront un effet négatif sur la croissance économique. S'agissant de leur seconde hypothèse, celle dite du feedback, elle indique que la consommation d'énergie et la croissance économique s'affecte mutuellement. Ainsi, cette hypothèse est validée, lorsqu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Les politiques de conservation de l'énergie peuvent diminuer la croissance économique et des changements dans la performance économique sont répercutés sur la consommation d'énergie (Belke et al, 2010). Cette approche est également soutenue par Dantama et Inuwa, (2012) qui évoquent l'existence d'une complémentarité entre la consommation d'énergie et la croissance économique.

Sur le plan empirique, on retrouve également la même structuration. Ainsi, dans l'approche orthodoxe, les résultats recensés sont ceux de l'hypothèse de la conservation et l'hypothèse de la neutralité. A titre illustratif, on peut citer le travail séminal de Kraft et Kraft (1978) qui ont utilisé la technique de causalité de Sims, et ont trouvé une causalité unidirectionnelle entre le PIB et la consommation d'énergie aux USA sur la période 1947- 1974. Cette étude a été remise en cause par Akarca et Long (1980). Ces derniers montrent que la période choisie était instable, puisqu'elle comprenait le premier choc pétrolier. En réduisant la période d'étude de deux périodes, ils ont repris l'analyse avec la même technique, de 1950 à 1968. Le test a révélé l'absence de causalité entre le PIB et la consommation d'énergie. Pour Cheng et Lai (1997), ils appliquent l'approche de Co-intégration de Hsiao et la méthode de la causalité Granger pour examiner le lien de causalité entre l'énergie et le PNB, et de l'énergie et l'emploi de données taiwanaises pour la période 1955-1993. Les tests Phillips-Perron révèlent que la série à l'exception du PNB n'est pas fixe et donc de la différenciation est effectuée pour garantir la stationnarité. L'étude montre une relation de causalité unidirectionnelle du PIB à la consommation d'énergie à Taiwan. Il est également constaté que la causalité va du PIB à l'énergie, mais pas vice versa. Ambapour et Massamba (2005) ont testé le sens de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique du Congo de la période allant de 1960 à 1999. 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. Dantama, Umar Abdullahi, et Nasiru (2012) ont examiné l'impact de la consommation d'énergie sur la croissance économique au Nigeria au cours de la période 1980-2010 en utilisant l'approche de décalage autorégressif (ARDL) distribuée à analyse de co-intégration. Les résultats indiquent, à long terme, une relation entre la croissance économique et les variables de consommation d'énergie (pétrole et électricité). Mais la consommation de charbon est statistiquement insignifiante. En outre, la vitesse de l'ajustement dans le modèle estimé est relativement élevée et rejette le signe significatif et négatif attendu. Enfin, plus récemment, Faisal et al (2017), dans leur étude portant sur la relation entre la consommation d'énergie et la croissance

économique en Belgique ont utilisé la méthode ARDL et la causalité de Toda Yamamoto et trouvent que l'on soit à court terme comme à long terme la consommation d'énergie influent sur la croissance économique. Mais il existe une relation univariée allant du PIB vers la consommation d'énergie.

Pour l'approche hétérodoxe, ces résultats s'opposent à celle de l'approche orthodoxe. On parle plutôt de l'hypothèse de la croissance et l'hypothèse de feedback. On peut citer quelques travaux de Stoytas et Sari (2003) sur un échantillon des dix premiers marchés émergents (hors chine) et les pays du G7. Ils ont étudié les propriétés des séries chronologiques de la consommation d'énergie et le PIB et réexaminé la relation de causalité entre les deux séries dans les 10 marchés émergents (hors Chine) et les pays du G7. Ils trouvent une causalité bidirectionnelle en Argentine ; la causalité allant du PIB à la consommation d'énergie en Italie et en Corée, et de la consommation d'énergie au PIB en Turquie, la France, l'Allemagne et Japon. Par conséquent, la conservation de l'énergie peut nuire à la croissance économique dans les quatre derniers pays mentionnés.

Shiu et Lam (2004) appliquent le modèle de correction d'erreur pour examiner la relation de causalité entre la consommation d'électricité et le PIB réel de la Chine au cours de 1971-2000. Leurs résultats de l'estimation indiquent que le PIB réel et la consommation d'électricité pour la Chine sont co-intégrés, et qu'il existe une causalité unidirectionnelle au sens de Granger allant de la consommation d'électricité au PIB réel, mais pas vice-versa.

Pour des études menées en Afrique, on peut citer les travaux Wolde-Rufael (2005) qui a examiné la relation de long terme entre la consommation d'énergie par habitant et le produit intérieur brut (PIB) réel par habitant pour 19 pays africains pour la période 1971-2001 en utilisant la Co-intégration et les régressions vectoriels autorégressifs. Les résultats montrent qu'il y avait une relation à long terme entre les deux séries de huit pays et de la causalité pour seulement 10 pays. Akinlo (2008) dans son étude sur la relation entre la consommation d'énergie et croissance économique pour onze pays d'Afrique subsaharienne a utilisé l'approche ARDL. L'étude conclut que la consommation d'énergie est Co-intégrée avec la croissance économique au Cameroun, en Côte d'Ivoire, la Gambie, le Ghana, le Sénégal, le Soudan et Zimbabwe. De plus, ce test suggère que la consommation

d'énergie a un effet positif significatif de long terme sur la croissance économique au Ghana, au Kenya, au Sénégal et au Soudan. Le test de causalité Granger basé sur le modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM) montre une relation bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour la Gambie, le Ghana et le Sénégal. Toutefois, le test de causalité de Granger montre une relation unidirectionnelle entre la croissance économique et consommation d'énergie au Soudan et au Zimbabwe. L'hypothèse de la neutralité est confirmée à l'égard de Cameroun et la Côte d'Ivoire, le Nigeria, le Kenya et le Togo. S'agissant du Cameroun, Ongono (2009), a analysé l'impact de la consommation d'énergie sur la croissance. Les résultats montrent globalement, qu'il n'existe pas de relation de causalité directe, mais au plan sectoriel, les résultats sont différents. Dans le secteur primaire, le test de Granger rejette également l'existence d'une causalité entre la production nette (valeur ajoutée du secteur agricole) et la consommation d'énergie. La causalité n'apparaît que dans les secteurs secondaire et tertiaire. Cependant alors que dans le secteur secondaire c'est la production (valeur ajoutée du secteur industriel) qui cause la consommation d'énergie, dans le secteur tertiaire, la causalité va en sens inverse puisque c'est la consommation d'énergie qui cause la production (valeur ajoutée du secteur des services).

Orhewere et Machame (2011) ont examiné la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique au Nigeria (1970 à 2005). Ils ont utilisé un modèle à correction d'erreur en se basant sur le test de causalité de Granger. Il ressort de leur résultat qu'il y a une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'électricité au PIB à court terme et à long terme. Tandis que pour la relation consommation du gaz et du PIB réel, il y a l'existence de deux relations de causalité l'une unidirectionnelle à court terme et l'autre bidirectionnelle à long terme. Ils ont trouvé un lien de causalité unidirectionnelle entre la consommation de pétrole et le PIB réel à long terme. De même, Akomolafe et al (2014), étudient la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique au Nigeria de la période de 1990 à 2011. Il ressort de ce travail qu'il existe une relation univariée allant dans le sens de la consommation d'électricité et la croissance économique.

Il ressort que la prise en compte des ressources naturelles dans les modèles de croissances de types Solow ou endogènes peuvent entraîner une croissance illimitée, mais cela est possible que lorsque les capitaux dits naturelles et non renouvelables bénéficient d'une parfaite substitution avec les capitaux physiques. Alors que les non prise en compte de ces dernières assurent aussi la croissance illimitée. Ainsi, nous pouvons dire que les ressources naturelles non renouvelables comme l'énergie sont des facteurs intermédiaires à la croissance.

Cette approche a mené à un foyer dans la théorie traditionnelle de croissance sur les inputs primaires, et en particulier, capital et de travail, et l'attribution et d'un rôle quelque peu indirect à l'énergie. Les inputs d'énergie primaire sont les ressources courantes telles que des gisements de pétrole. Par conséquent, la quantité d'énergie disponible à l'économie, dans n'importe quelle période, est endogène, cependant limitée par des contraintes biophysiques telles que la pression dans des réservoirs de pétrole et des contraintes économiques telles que la quantité d'extraction installée, de raffinage, et de produire de la capacité, et des vitesses et des efficacités possibles par lesquelles ces processus peuvent se poursuivre (Stern, 2000). Mais ceux-ci ne sont pas donnés un rôle explicite dans les théories macro-économiques standard de croissance qui se concentrent sur le travail et le capital.

Par conséquent, la compréhension du rôle de l'énergie, dans la théorie traditionnelle de croissance, n'est pas aussi claire et le rôle de l'énergie comme conducteur de croissance économique et de production est jusque-là toujours faible. Le choix entre ces théories, les modèles de concurrence et les données pourrait justifier l'évidence empirique. Sur le plan empirique, par compte nous remarquons que, le débat a évolué avec les méthodes ou/et modèle économétrique et que la majeure partie des travaux mobilisés ont tendances à associer deux approches. Celle d'une relation de causalité et celle des effets.

METHODOLOGIE

La prise en compte de l'énergie, dans la fonction de production ne nous permet pas de trancher de manière claire sur les élasticités. Ainsi, nous allons dans le cadre de cet article, nous appuyer sur des modèles Top down. Ces modèles décrivent à priori le système énergétique à partir des fonctions de production (cette fonction de production présente un

coefficient exogène) où l'énergie figure de façon plus ou moins détaillée, comme facteur de production substituable ou complémentaire avec d'autres facteurs comme le travail et les autres produits intermédiaires (P. Zagamé, 2008)¹.

Ainsi, le modèle formalise se présente comme suit :

$$y_{it} = f(KLE) = A_0 K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} E_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

Où Y_{it} , K_{it} , L_{it} et E_{it} Représentent respectivement le PIB réel, le stock du capital physique, l'effectif total de la main d'œuvre, relatifs au secteur et la d'énergie, i : correspond au nombre de pays de la CEMAC et t : à l'année de l'étude qui part de 1990 à 2015; quant aux α , β , γ , ils renvoient directement aux rendements d'échelle.

Après linéarisation de l'équation (1) nous obtenons le modèle à des fins d'estimation se présente comme suit :

$$\ln Y_{it} = \ln A_0 + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec ε_{it} le terme d'erreurs du modèle.

Sources et description des données

Cette étude utilise des données annuelles de 1990 à 2015 pour 6 pays de CEMAC. Ce sont le Cameroun, la République Centrafricaine, Tchad Congo Guinée Equatoriale et Gabon. Le choix de cette période est essentiellement dicté par la disponibilité des données. Le tableau ci-dessous résume sur la présentation des variables et leur source.

Tableau n° :1 présentation des variables et source

variable		auteur	Signe attendu	source
Y	PIB réel en dollars constants de 2005	Esso (2010), Lékana et al. (2018)		WDI (2016)
K	formation brute de capital fixe	Ahammad et Rezitis (2015),	+	
L	population active	Ahammad et Rezitis (2015)	+	
E	La consommation d'énergie en joules	Esso (2010), Lékana et al. (2018)	+	

Source : Auteurs à partir de la littérature.

Les statistiques descriptives des différentes variables sont résumées dans le tableau suivant :

Tableau n°2 : Statistiques descriptives

Variabes	Moyenne	Ecart Type	Minimum	Maximum	Observation
Consommation d'Energie	68527,38	78914,89	4289,884	276109,6	156
Formation Brut de Capital Fixe	31,79856	35,62341	4,622169	219,0694	156
Produit Intérieur Brut (constant)	3,78e+12	2,87e+12	5,34e+11	1,18e+13	156
Total Population Active	73,62839	8,387559	60,6	89,5	156

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale (2017)

¹ Auteur cité par Percebois et Hansen(2011)

La lecture du tableau ci-dessus révèle une grande dispersion² sur la série de la population active, ce qui s'explique par la taille des populations des pays de la CEMAC. Celle-ci, compte six pays dont à peine deux dépassent la grille de 15.000.000 d'habitants (le Cameroun et le Tchad). En ce qui concerne les séries sur le produit intérieur brut, la consommation d'énergie, et la formation brute de capitale fixe on observe aussi une forte dispersion (écarts-types important) des valeurs autour de la valeur moyenne. L'importance de cet écart-type se justifie par le fait que l'échantillon de pays tous exportateurs des ressources naturelles et que la période de l'étude, ces pays ont connu une forte exploitation. Ce qui justifie également la série sur les investissements. Enfin, pour le niveau de la consommation d'énergie, cela s'explique par la nature importatrice des pays de l'énergie. Par conséquent, l'écart type doit présenter un comportement gravitant autour de sa moyenne.

Procédure d'exécution du modèle

Le nombre de séries temporelles est relativement grand que la section transversale ($T > N$), Pour les grands T , Pesaran et Smith (1995) montrent que les techniques de panel traditionnels (FE, variables instrumentales, estimateurs GMM) peuvent produire des estimations incohérentes et potentiellement très trompeuses des valeurs moyennes des paramètres dans le modèle de données de panel dynamique à moins que les coefficients de pente sont en fait identiques. Ainsi, on a affaire à un panel macro qui s'exécute de la même manière qu'une étude en donnée temporelle. Ainsi, On va d'abord présenter les tests de stationnarité, suivis des tests de Co-intégration et enfin finir par les modèles de MCE3 en panel macro.

- Les tests de stationnarités

Les tests de racines unitaires en données de panel ont connu des avancées spectaculaires, dans les ensembles on retrouve deux types de tests : d'un côté ceux qui admettent l'hypothèse nulle selon laquelle tous les panels contiennent une racine unitaire, (Levin-Lin-Chu 2002, Harris-Tzavalis 1999, Breitung 2000; Breitung et Das 2005, Im-Pesaran-Shin 2003 et Fisher-type Choi 2001) et de l'autre des tests basés sur le test multiplicateur Lagrange (LM) qui

² le coefficient de variation qui est le rapport entre la moyenne générale et l'écart type est largement supérieure à 1,5

admettent l'hypothèse nulle selon laquelle les données de panel sont (tendance) stationnaires comme Hadri (2000).

Comme souligné dans les travaux de Okey (2009), le traditionnel test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) souffre d'un problème de faible pouvoir de rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité des séries, surtout pour les données de courte période, Ainsi la littérature récente montre que les tests de stationnarité sur panel sont plus puissants que ceux basés sur les séries temporelles individuelles Al-Iriani (2006), Parmi les tests récemment développés, nous avons, le test de racine unitaire LLC de Levin et al (2002) ; IPS de Im et al (2003), Hardi (2000), et Beitung (2000), Narayan et Smyth (2009) ont utilisé le test Breitung (2000) car ce test est généralement plus robuste que n'importe quel test de la première génération des tests de racine unitaire en panel. Ainsi, dans le cadre de ce travail nous allons retenir des tests d'IPS, LLC et Hadri.

- Les tests de Co-intégration

Le concept de Co-intégration peut être définie comme un co-mouvement systématique à long terme entre deux ou plusieurs variables économiques Yoo (2006), les tests de Granger (1981) et Johansen (1988), sont indiqués pour les séries temporelles et ne traitent pas les données de panel. Dans le cadre des données de panel plusieurs tests de Co-intégration sont proposés par Pedroni (1995, 1997, 1999, 2004), Kao (1999) et Bai et Ng (2001). Ces tests sont des tests résiduels analogues aux tests proposés par Engel et Granger (1987) dans le cadre des séries temporelles. Depuis 2007, on compte un nouveau test de Co-intégration en données de panel proposé par Westerlund. Dans la suite de ce travail nous allons utiliser les tests Pedroni et Westerlund. Le test de Kao n'est pas retenu car, la puissance du temps domine sur le panel (voir Mignon et Hurlin : test de Co-intégration).

Le test de Pedroni (1995, 1997) a la particularité de proposer divers tests de Co-intégration en deux étapes visant à appréhender l'hypothèse nulle d'absence de Co-intégration intra-individuelle à la fois pour des panels homogènes et hétérogènes en présence d'un seul régresseur dans les relations de Co-intégration. Ce test propose une extension au cas où les

³ Le modèle MCE en économétrie des séries temporelles est simple alors pour les données de panels selon Pesaran il existe trois types. Les modèles PMG, MG et DFE.

relations de Co-intégration comprennent plus de deux variables et il développe à cet effet sept (7) tests basés sur l'estimation du résidu du modèle de long terme. Les tests de Pedroni prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent différer entre les individus. Ainsi, sous l'hypothèse alternative, il existe une relation de Co-intégration pour chaque individu, et les paramètres de cette relation de Co-intégration ne sont pas nécessairement les mêmes pour chacun des individus du panel (Hurlin et Mignon, 2007).

Le test de Co-intégration de Westerlund, met en œuvre les quatre tests de Co-intégration en panel développés par Westerlund (2007). L'idée sous-jacente est de tester l'absence de Co-intégration en déterminant si les membres du panel individuels corrigent les erreurs. Selon Ndinga et al (2017), ce test a ces quatre tests sont repartis en deux groupes « P » et « G ». Les tests « P », qui sont deux (Pt et Pa), au total, permettent de tester l'hypothèse nulle d'absence d'une relation de Co-intégration dans le panel dans son ensemble contre l'hypothèse alternative de l'existence d'une relation de Co-intégration. Les tests « G » qui, sont aussi au nombre de deux (Gt et Ga) testent l'hypothèse d'absence de relation de Co-intégration pour tous les individus du panel contre l'hypothèse alternative de l'existence d'au moins une relation au niveau d'un individu, pour lequel les variables sont Co-intégrées.

- Modèle à des fins d'application

Le présent article s'inscrit dans la vision de l'article de Yuan-Ming Lee et Kuan-Min Wang (2015). Pour ces auteurs, la distinction entre un panel hétérogène ou homogène semble cruciale pour élaborer des politiques de qualité. Ainsi, en se mettant selon l'approche de Pesaran (1999), ils vont retenir trois modèles : PMG, MG et DFE. L'estimation par le PMG proposée par Pesaran, Shin et Smith (1999) contraint les coefficients de long terme à être identique à celle du modèle à correction d'erreur mais les coefficients de long terme peuvent différer des variances des erreurs, Cet estimateur est construit sous l'hypothèse d'une hétérogénéité des coefficients de court terme et une homogénéité des coefficients de pente de long terme (Pesaran et al, 1999), Les conditions initiales sont traitées comme fixes ou aléatoires et les coefficients de long terme sont une combinaison non-linéaire des coefficients de

court terme. Le fondement du Pooled-Mean Group fait appel à l'estimation du modèle ARDL (autoregressive distributed lag) d'ordre (pi, qi),

$$\Delta y_{it} = \theta_i y_{it-1} + \beta_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p_j-1} \Psi_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^{q_j-1} \delta_{ij} \Delta y_{it-j} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Où y_{it} est la variable dépendante, x_{it} les vecteurs des variables explicatives, α_i est coefficient qui capte la spécificité-pays, Ψ_{ij} et δ_{ij} représentent les coefficients de la dynamique de court terme relatifs à chaque pays et ε_{it} est le terme d'erreur du modèle, Les coefficients de long terme sont supposés identiques à tous les pays, Ainsi, si θ_i est significativement négatif, on peut alors conclure qu'il existe une relation de long terme entre la variable indépendante et les variables explicatives. L'approche PMG est essentiellement une version de la procédure en panel du modèle ARDL et consiste à l'estimation du modèle ARDL par le maximum de vraisemblance, lequel peut être réécrit comme un modèle à correction d'erreur (ECM), L'estimation de ce modèle évoque simultanément les dimensions intra et inter, Pesaran, Shin et Smith (1999) n'ont pas proposé un test formel de cointégration mais ont dérivé des propriétés asymptotiques tant pour l'estimation des régresseurs des séries stationnaires que non stationnaires. Cette étude a utilisé la méthode PMG proposée par Pesaran et al, (1999) pour considérer un degré d'hétérogénéité inférieur, car il impose une homogénéité dans les coefficients à long terme tout en permettant une hétérogénéité dans les coefficients à court terme et les écarts d'erreur,

RESULTAT ET INTERPRETATION

Dans cette section nous allons dans un premier temps présenter les résultats et dans le second interpréter les résultats.

Le tableau suivant présente les résultats des trois tests de stationnarité.

Tableau n°3: Résultats des tests de stationnarité

Variables	LLC	IPS	HADRI
		NIVEAU	
Ln_PIB	-0,97002(b)	2,96481	9,00133
Ln_FBCF	-1,30539*	-1,13851	5,89683
Ln_PA	-1,66763**(b)	0,64654	7,75414
Ln_EC	-1,12064	0,79472	6,88308
		DIFFERENCE	
Ln_PIB	-3,98938***(1)	-3,46033***(1)	0,98025**
Ln_FBCF	-6,77698***(1)	-5,96869***(1)	0,5407**
Ln_PA	-2,61615***(1)	-4,09850***(1)	0,4978***(2)
Ln_EC	-4,60403***(1)	-4,02095***(1)	1,19415*

Source : Estimation de l'auteur à partir de Stata 15.

A l'exception de la variable de mesure de la population active et l'investissement les tests LLC, IPS et Hardi acceptent l'hypothèse nulle de non stationnarité en niveau. L'existence de séries non stationnaires à niveau ne permet pas l'utilisation des méthodes classiques

d'estimation en panel. Les tests de Co-intégration sont donc nécessaires pour examiner l'existence d'une relation de long terme entre les variables mobilisées.

Tableau n°4 : Test de Co-intégration de Pedroni

Type de tests	t-stat
Modified variance ratio	-5.3809***
Modified Phillips-Perron t	3.1373***
Phillips-Perron t	38.2178***
Augmented Dickey-Fuller t	77.7587***
Modified Phillips-Perron t	7.0997***
Phillips-Perron t	-0.6078
Augmented Dickey-Fuller t	-9.2681***

Source : Auteur a partir des données de WDI (2017)

Tableau n°5 : Test de Co-intégration de Westerlund

	Statistic	p-value
Variance ratio	7.9339	0.0000
AR parameter: Panel specific		
	Statistic	p-value
Variance ratio	590.3014	0.0000

Source : Auteur a partir des données de WDI (2017)

Comme dans les deux tests il existe une relation de Co-intégration on peut prétendre alors à l'existence d'une relation de long terme entre la croissance économiques et les variables explicatives. Pour Chali et Mulugeta (2009),

cela laisse prévoir une causalité de long terme. Ainsi, après avoir estimé un modèle à correction d'erreur nous allons effectuer un test de causalité pour trouver le sens de causalité entre

la consommation d'énergie et la croissance économique des pays de la CEMAC.

Présentation des résultats

Après estimation des trois modèles nous avons résumé ces résultats dans le tableau ci-après :

Tableau n°6 : résultat des estimations

	Variables	MG (1)	PMG (2)	DFE(3)
Long terme	Ln_FBCF	0,23	0,39*	0,31
	Ln_PA	-11,75	18,10** *	15,01**
	Ln_EC	0,52	0,49**	0,82**
Force de rappel		-0,11***	-0,07***	0,05***
Court terme	Ln_FBCF	0,02	-0,03	0,005
	Ln_PA	-1,23	-2,23	-2,01
	Ln_EC	0,03	-0,07	-0,068*
constante		8,33	-3,99***	-2,68
Probabilité associée Hausman (1)		14,96***		
Probabilité associée Hausman (2)		1,00		

(1) Test réalisé entre PMG et MG

(2) Test réalisé entre PMG et DFE ; ***, **, et * représentent respectivement les seuils de 10%, 5% et 1%.

Le modèle à correction d'erreur hétérogène, proposé par Persean (1999), montre que la force de rappel est significative et présente le signe attendu. Pour ce qui est de la significativité des paramètres, on remarque que toutes les variables à long terme sont au moins significatives au seuil de 10%. Alors que la lecture de court terme révèle une absence de significativité et on constate une influence négative de la population active et de la consommation d'énergie sur les pays de la CEMAC, alors que, la corrélation est positive entre les investissements et la croissance de ces pays.

A l'exception du modèle MG, les autres présentent au moins une variable significative à long terme. La lecture du test de Hausman montre une préférence sur des résultats du modèle PMG au modèle MG, puisque l'hypothèse alternative est celle retenue dans ce cas en fonction de la probabilité qui est inférieure à 5%, ainsi, le modèle à retenir est le modèle PMG.

Le modèle DFE valide l'existence d'une relation convergente dans le long terme des variables retenues (-0,057). Concernant la significativité, il présente à court terme une relation significative négative entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans l'ensemble des pays de la CEMAC. Le long terme de ce modèle montre

deux relations positives et significatives entre la population active et PIB, et le PIB et la consommation d'énergie. On remarque que le DFE présente plus d'équilibre en termes de résultats. Comme réalisé précédemment, on procède à l'exécution du test de Hausman. La probabilité associée à la statistique de Chi2 est largement supérieure au seuil de 10%, ainsi nous ne pouvons guère décider de préférence entre DFE et PMG.

Test de Causalité

La significativité positive, dans le cadre des résultats à long terme des deux modèles retenus dans cet article ou la significativité négative dans le court terme de DFE, pousse à connaître le sens de causalité entre le proxy de la croissance économique et la consommation d'énergie des pays de la CEMAC. Vu la particularité des deux résultats, on va présenter le test de Dumitrescu et Hurlin (2012), pour le cas d'une hypothèse d'hétérogénéité et Granger (2003), pour l'homogénéité des séries

Tableau n°7 : Test de causalité

Pairwise Dumitrescu Hurlin Panel Causality Tests				Granger Panel Causality Tests			
Null Hypothesis:	W-Stat.	Zbar-Stat.	Prob.	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LN_FBCF ne Cause pas LN_EC	4,612	2,314	0,0206	LN_FBCF ne Cause pas LN_EC	144	0,56921	0,5673
LN_EC ne Cause pas LN_FBCF	5,982	3,648	0,0003	LN_EC ne Cause pas LN_FBCF		0,4199	0,87313
LN_PA ne Cause pas LN_EC	5,983	3,649	0,0003	LN_PA ne Cause pas LN_EC	144	0,77898	0,4609
LN_EC ne Cause pas LN_PA	7,496	5,122	3,E-07	LN ne Cause pas LN_PA		0,8791	0,12893
LN_PIB ne Cause pas cause LN_EC	2,273	0,036	0,9707	LN_PIB ne Cause pas LN_EC	144	0,78307	0,4590
LN_EC ne Cause pas LN_PIB	1,931	-0,296	0,7672	LN_EC ne Cause pas LN_PIB		0,3443	1,07442
LN_PA ne Cause pas LN_FBCF	6,380	4,036	5,E-05	LN_PA ne Cause pas LN_FBCF	144	0,04217	0,9587
LN_FBCF ne Cause pas LN_PA	1,552	-0,665	0,5059	LN_FBCF ne Cause pas LN_PA		0,7573	0,27851
LN_PIB ne Cause pas LN_FBCF	5,664	3,338	0,0008	LN_PIB ne Cause pas LN_FBCF	144	0,08043	0,9228
LN_FBCF ne Cause pas LN_PIB	4,958	2,651	0,0080	LN_FBCF ne Cause pas LN_PIB		0,4004	0,92144
LN_PIB ne Cause pas LN_PA	3,127	0,868	0,3853	LN_PIB ne Cause pas LN_PA	144	0,55682	0,5743
LN_PA ne Cause pas e LN_PIB	4,868	2,563	0,0104	LN_PA ne Cause pas LN_PIB		0,8326	0,18347

Les tableaux ci-dessus nous montrent que l'on soit du côté de la consommation d'énergie que celui des pays PIB dans les pays de la CEMAC, il n'y a pas d'influence directe entre les deux variables. Mais on note

Interprétation

La lecture du tableau PMG montre un significativité positive entre la consommation d'énergie et la croissance économique à long terme ainsi, une augmentation de 1% du niveau de la consommation d'énergie dans les pays de la CEMAC entrainerai une augmentation de près de 0,5%, du niveau de croissance économique, Alors qu'à court terme deux variable semble évoluent en sens opposées. Cette lecture est presque similaire au résultat obtenu avec le modèle DFE, Puisque dans celui-ci la consommation d'énergie impacte positivement le niveau de la croissance économique à long terme et négativement à court terme, Par conséquent, une augmentation de 1% du niveau de la consommation d'énergie entrainerait une augmentation de 0,81% de la croissance économique à long terme et une diminution de celle-ci à hauteur de 0,06%. Ces résultats corroborent avec les travaux de Dantama, Umar Abdullahi, et Nasiru (2012), Faisal et al (2017) et sous-tend l'approche hétérodoxe. Puisque pour ces auteurs, la consommation d'énergie influence sur la croissance économique. Toutefois cette

approche semble être nuance par l'absence de causalité infirmant ainsi l'hypothèse de neutralité.

Cette absence de causalité vient également affirmer les travaux de qui confirment la vision de Alaali et al. (2015), Pokrovski (2003) et Beaudreau (1995) dans le caractère complémentaire de la consommation d'énergie sur les facteurs travail et capital. En effet pour ces auteurs l'effet de la consommation d'énergie se transmet à travers des facteurs travail et capital et par conséquent influe sur la croissance économique. Cette situation peut s'expliquer dans le cadre de la CEMAC dans la mesure où, la plus forte consommation d'énergie est constatée dans le secteur tertiaire. En effet, l'intensité du secteur tertiaire est largement supérieure aux autres formes d'intensités.

CONCLUSION ET IMPLICATIONS

L'objectif de cet article était d'analyser la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour les pays de la CEMAC. Pour atteindre cet objectif, il a fallu procéder par une approche économétrique. Au vu de la représentation des données, nous avons procédé par une étude en panel macro qui a sélection trois modèles (PMG, MG et DFE). Après application des trois modèle et test de Hausman, il est apparu une préférence du modèle PMG au model MG et le choix des deux

autres nous a semblé indécis. Pour finir en utilisant cette méthodologie, nous avons procédé aux tests de causalités de Granger et de Dumitrescu Hurlin. Il en ressort que l'on utilise le PMG ou le DFE, la consommation d'énergie impacte positivement sur la croissance économique et négativement à court terme dans le cadre du second modèle. Concernant les tests de causalités, ni l'énergie ni la consommation d'énergie cause l'autre, Au vu de ces résultats, nous sommes en mesure d'affirmer l'hypothèse retenue dans ce papier que la consommation d'énergie impacte sur la croissance économique des pays de la CEMAC,

Au vu de ces résultats, deux principales recommandations peuvent être formulées à l'égard des autorités des pays de la CEMAC.

La première est que toute politique énergétique de façons individuelle (chaque pays) impacterait positivement sur le niveau de la croissance. Ainsi, il paraît plus judicieux pour ces derniers de plus investir sur le secteur des infrastructures énergétiques. La seconde est que, l'existence d'une relation positive dans le cadre d'homogénéité nous pousse à proposer des recommandations d'ordre communautaire. En passant, l'existence du plan blanc de l'énergie dans la zone CEEAC est primordiale pour la croissance de la zone et de la CEMAC en particulier. L'absence de causalité de la consommation l'énergie et de la croissance économique, nous pousse à s'interroger s'il n'existe pas un niveau optimal d'énergie capable d'influencer la croissance économique.

BIBLIOGRAPHIE

- Akarca, A. and Long, T. (1980). On the Relationship between Energy and GNP: A Re-examination. *Journal of Energy and Economics*, vol. 5, pp: 326-331.
- Akinlo, A. E. (2008). Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from 11 African Countries, *Energy Economics*, vol. 30, pp. 2391 – 2400.
- Akomolafe, K.J., and Danladi, J.D. (2014). Electricity Consumption and Economic Growth in Nigeria: A Multivariate Investigation. *International Journal of Economics, Finance and Management*, vol. 3, No. 1; pp. 28 – 33.
- Alaali, F. Roberts, J. Taylor, K. (2015). The Effect of Energy Consumption and Human Capital on Economic Growth: An Exploration of Oil Exporting and Developed Countries. *Department of Economics*, University of Sheffield, UK.
- ISSN 1749-8368 SERPS no. 2015015. pp. 1-24.
- Ambapour et Massampa (2005). Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité. *Document de travail* n°12.
- Apergis, N., Payne, J.E., (2009a). Energy consumption and economic growth in Central America: evidence from a panel cointegration and error correction model. *Energy Econ.* 31 (2),
- Atif, S. M., and Siddiqi, M.W. (2010). The Electricity Consumption and Economic Growth Nexus in Pakistan: A New Evidence. *The Open Access Publication Server of the ZBW*.<http://hdl.handle.net/10419/65688>.
- Baek, J. and Kim, H. S. (2011). Trade Liberalization, Economic Growth, Energy Consumption and the Environment: Time Series Evidence from G-20 Economies. *Journal of East Asian Economic Integration*, vol. 15, No. 1, pp: 3 – 30.
- Barro, R. J. (1996). *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study. NBER Working Paper* (w5698).
- Beaudreau, B. C. (1995). The impact of electric power on productivity: a study of US manufacturing 1950–1984. *Energy Economics* 17 (3), 231–236.
- Belke, A., Dreger, C., de Haan, F. (2010). Energy consumption and economic growth new insights into the cointegration relationship. *Ruhr Economic Papers* No. 190, pp. 1-22.
- Dantama, Y.U., Y. Umar, Y.Z., Abdullahi, I. and Nasiru (2012). Energy Consumption - Economic Growth Nexus in Nigeria: An Empirical Assessment Based on ARDL Bound Test Approach. *European Scientific Journal*, 8 (12), 141-157. doi.org/10.1016/j.eneco.2010.08.003.
- Esso, L.J. (2010). Threshold cointegration and causality relationship between energy use and growth in seven African countries. *Energy Economics* 30, 2391–2400
- George, E.H. and Nickoloas, G.T. (2011). The Effect of Energy Consumption on Economic Growth on countries Economic Efficiency: A Conditional Non-parametric Approach. *MPRA Paper* No. 28692
- Georgescu-Roegen, N. (1979). Energy and matter in mankind's technological circuit. *Journal of Business Administration* 10: 107-127.

- Hadri, K., (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel application", *Econometric Journal*, vol. 3, pp 148–161.
- Hausmann, R., Hwang, J. et Rodrik, D. (2007), "What you export matters", *Journal of Economic Growth*, Vol. 12 (1), pp 1–25.
- Kraft, J., and Kraft, A. (1978). On the Relationship between Energy and GNP. *Journal of Energy and Development*.
- Kpemoua, P. (2016). Consommation d'énergie électrique et croissance économique au Togo. *Munich Personal Repec Archiv*. <hal-01333659> pp : 1-28
- Lékana, H. C., Kane, C. S., et Ndinga, M. M. A., (2018). *Effet de seuil de la consommation d'énergie sur la croissance économique des pays de la Communauté Économique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC)*. éd Harmattan. Paris. Encours d'apparitions.
- Mallick, H. (2009). Examining the Linkage between Energy Consumption and Economic Growth in India. *The Journal of Development Areas*, vol. 43, No. 1, pp: 249 – 280.
- Masuduzzaman, M. (2013). Electricity Consumption and Economic Growth in Bangladesh: Cointegration Analysis. *Research Study Series No. – FDRS 02/2013*.
- Ndinga M.M.A, Akouele F. A., et Lékana H. C. (2017). Effets de savoir et des connaissances sur la diversification des économies de la CEMAC. *REVUE CEDRES-ETUDES - N°64 Séries économie – 2ie Semestre 2017-ISSN 1021-3236. pp :1-19*.
- Okonkwo, C. and Gbadebo, O.,(2009). Does Energy Consumption Contribute to Economic Performance? Empirical Evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Business*, 12(2)
- Ongono P. (2009). Energy consumption and economic performance in Cameroon. *University of Yaounde II, Faculty of economics and management/ MPRA Paper No. 23525*, Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/23525> posted 27. June 2010 10:13 UTC.
- Ouedraogo N. S., (2013). Energy consumption and economic growth: Evidence from the economic community of West African States (ECOWAS). *Energy Economics*, 36, 637 647
- Pokrovski, V. N. (2003). Energy in the theory of production. *Energy* 28 (8), 769–788.
- Romer, P. M. (1986): Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Shaari, M.S., Hussain, N.E., and Ismail, M.S. (2012). Relationship between Energy Consumption and Economic growth: Empirical Evidence for Malaysia. *Business Systems Review*, vol. 2, Issue 1, pp. 17 – 28.
- Sarkar, M., Rashid, A., and Alam, K., (2010), Nexus between electricity generation and economic growth in Bangladesh. *Asian Social Science*, 6 (12), 16-22
- Solow, R. (1956), «A contribution to the theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, Vol.Xpp 319-365, July.
- Soytas, U. and Sari, R., (2003). Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics* 25, 33–37
- Stern, D. I. (2000). A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy. *Energy Economics* 22 (2), 267–283.
- Stern, D. I. (2012). Modeling international trends in energy efficiency. *Energy Economics*, 34, 2200–2208.
- Vlahinic-Dizdarevic, N., and Zikovic, S. (2010). The Role of Energy in Economic Growth: the case of Croatia. *Zb. Rad. Ekon. Fak. Rij.*, vol. 28, sv. 1, pp: 35 – 60.
- Westerlund, J. 2007. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69: 709-748.
- Neufchâteau, Belgique : Weyrich.

ANNEXE

Annexe 1

```
. xtpmg d.ln_PIB d.ln_FBCF d.ln_PA d.ln_EC, lf(1.ln_PIB ln_PA ln_FBCF ln_EC) ec(ec) replace pmg
Iteration 0: log likelihood = 309.10966 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = 310.13387 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = 311.20117 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = 312.005 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = 315.46655 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = 316.26818 (not concave)
Iteration 6: log likelihood = 318.47082 (not concave)
Iteration 7: log likelihood = 319.51284
Iteration 8: log likelihood = 319.53818
Iteration 9: log likelihood = 319.53821
Iteration 10: log likelihood = 319.53821
```

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): code Number of obs = 150
Time Variable (t): time Number of groups = 6
Obs per group: min = 25
avg = 25.0
max = 25
Log Likelihood = -319.5382

D.ln_PIB	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ec						
ln_PA	18.10744	2.966116	6.10	0.000	12.29396	23.92093
ln_FBCF	.3973894	.2018187	1.97	0.049	-.00832	.7929467
ln_EC	.4961114	.2841533	1.75	0.081	-.0608188	1.053042
SR						
ec	-.0725364	.0242954	-2.99	0.003	-.1201545	-.0249182
ln_FBCF						
DI.	.0269088	.0524237	0.51	0.608	-.0758398	.1296574
ln_PA						
DI.	-2.225456	5.936715	-0.37	0.708	-13.8612	9.410292
ln_EC						
DI.	-.0662303	.0765861	-0.86	0.387	-.2163362	.0838756
_cons	-3.992119	1.336234	-2.99	0.003	-6.61109	-1.373148

Annexe 2

```
. xtpmg d.ln_PIB d.ln_FBCF d.ln_PA d.ln_EC, lf(1.ln_PIB ln_PA ln_FBCF ln_EC) ec(ec) replace mg
```

Mean Group Estimation: Error Correction Form
(Estimate results saved as mg)

D.ln_PIB	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ec						
ln_PA	-11.74915	22.42665	-0.52	0.600	-55.70457	32.20627
ln_FBCF	.2319655	.2224171	1.04	0.297	-.203964	.667895
ln_EC	.5159089	.3949394	1.31	0.191	-.2581582	1.289976
SR						
ec	-.1168225	.0256159	-4.56	0.000	-.1670288	-.0666162
ln_FBCF						
DI.	.0197978	.0568216	0.35	0.728	-.0915704	.1311661
ln_PA						
DI.	-1.324475	6.244571	-0.21	0.832	-13.56361	10.91466
ln_EC						
DI.	-.0292893	.0573501	-0.51	0.610	-.1416934	.0831147
_cons	8.332278	9.374049	0.89	0.374	-10.04052	26.70508

Annexe 3

```
. hausman pmg mg, sigmamore
```

	Coefficients			
	(b) pmg	(B) mg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ln_PA	18.10744	-11.74915	29.85659	.
ln_FBCF	.3973894	.2319655	.1654238	.
ln_EC	.4961114	.5159089	-.0197975	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(3) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 14.96 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0018 \\ (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

Annexe 4

```
. xtpmg d.ln_PIB d.ln_FBCF d.ln_PA d.ln_EC, lr(1.ln_PIB ln_PA ln_FBCF ln_EC) ec(ec) replace dfe
```

Dynamic Fixed Effects Regression: Estimated Error Correction Form
(Estimate results saved as DFE)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ec						
ln_PA	15.01587	7.474929	2.01	0.045	.3652817	29.66646
ln_FBCF	.3134107	.2315267	1.35	0.176	-.1403733	.7671948
ln_EC	.8188216	.2692458	3.04	0.002	.2911095	1.346534
SR						
ec	-.0579669	.0227838	-2.54	0.011	-.1026223	-.0133116
ln_FBCF						
D1.	.005773	.0199966	0.29	0.773	-.0334196	.0449656
ln_PA						
D1.	-2.011415	2.090466	-0.96	0.336	-6.108654	2.085823
ln_EC						
D1.	-.0683903	.0373163	-1.83	0.067	-.1415289	.0047483
_cons	-2.607896	1.608401	-1.62	0.105	-5.760305	.5445126

Annexe 5

```
. hausman pmg dfe, sigmamore
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) pmg	(B) dfe		
ln_PA	18.10744	15.01587	3.091572	183.365
ln_FBCF	.3973894	.3134107	.0839786	12.48462
ln_EC	.4961114	.8188216	-.3227102	17.57885

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 0.00
Prob>chi2 = 1.0000
```