



Munich Personal RePEc Archive

Electricity consumption and economic performance in the SADC region : an empirical analysis

masudi, Patrick

université de Kinshasa, département de sciences économiques

14 October 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/63492/>

MPRA Paper No. 63492, posted 18 May 2015 22:29 UTC

Consommation d'énergie électrique et performance économique dans la zone SADC : une analyse empirique

Patrick Masudi Wakenge
Université de Kinshasa

Faculté de Sciences Économiques et de Gestion
Phone : +243814256569, Email : papej23@gmail.com

Février 2015

Résumé

Pour un pays donné ou un groupe des pays, existe-t-il une relation entre la croissance de l'activité économique et la consommation de l'énergie ? dans cet article l'objectif était de vérifier empiriquement l'existence de cette relation pour les 7 pays membres de la Zone SADC pour une période de (1990-2012) . nous avons utilisés les techniques ressentie de la cointegration en panel proposé par Pedroni (2007) et les estimation ont été réalise grâce la méthode de moindre carré généralisé. nos estimation ont ressortie qu'il existe une relation de long terme entre la consommation d'électricité et d'autre variable du modèle, en plus, cette dernier a un impacte positive et statistiquement significatif sur le produit intérieure brut qui était pris comme proxy de la performance économique dans la zone SADC.

Mots-clés : énergie électrique, croissance économique, cointegration en panel.

JEL Code : C23, Q43,O55, O13

Abstract

For a given country or a group of the countries, there exists a relationship between the growth of the economic activity and the consumption of energy ? in this article the aim was to empirically check the existence of this relationship for the 7 members countries of SADC zone for period of 1990-2012.we used the techniques feels panel cointegration proposed by Pedroni (2007) and the estimate were carries out by the method of least square generalized our results suggest that there is a long run relationship between the electricity consumption and of another variable of the model, moreover, this last, impacts positive and statistically significant on the GDP per capita which was taken as proxy economic performance in SADC zone.

Keys-words : electric power, economic growth, cointegration in panel.

JEL Code : C23, Q43,O55, O13

1 introduction

Pour un pays donné ou un groupe des pays donnés, existe-t-il une relation entre la croissance de l'activité économique et la consommation d'énergie? On peut répondre par l'affirmatif 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 (Ambapour et al, 2005).

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'économie des pays d'Afrique ne cessant de croître, il est légitime de se soucier des défis énergétiques, qui constituent un obstacle à la croissance globale du continent, notamment la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Même si elle est dotée d'importantes sources d'énergies, qui restent très souvent inexploitées, le continent est marqué par la faiblesse de ses services énergétiques.

En ce qui concerne les pays de la SADC (Communauté des Etats de l'Afrique Australe), le mouvement des réformes du secteur de l'électricité a commencé dans les années 1990 à la suite des programmes d'ajustement structurel imposés par les bailleurs de fonds internationaux (FMI, Banque mondiale). Généralement, les réformes se composent d'une restructuration, d'une privatisation et de l'introduction de nouveaux acteurs dans le secteur de l'électricité. Elles ont pour but d'améliorer les performances de gestion et de lever la contrainte financière qui empêche l'extension de l'électrification dans les agglomérations et surtout dans les zones rurales. L'Afrique du sud reste pionnière dans l'adoption des réformes dans la zone.

En 2012 l'Agence Internationale de l'Energie (AIE) avait démontré que les pays comme les USA et la Chine consomment plus de 40% de la production mondiale de l'électricité. Les pays de l'Afrique subsaharienne sont toujours à la traîne, considérant cette situation certain pays de la SADC projettent déjà un déficit énergétique d'ici 2025. Les ambitions économiques et hégémoniques de ces pays visionnaires de la sous régions les poussent à chercher de l'énergie de parts et d'autres pour combler ce déficit énergétique avenir. La consommation par habitant dans la zone SADC reste très faible par rapport à d'autres régions du monde.

La consommation moyenne d'électricité par habitant est admise comme un indicateur de développement pour les PVD, raison pour laquelle, Hassan (1997) en analysant les contraintes de développement des systèmes électriques africains, souligne que la faible consommation d'énergie dans ces pays constitue un facteur explicatif des conditions difficiles de vie qui y prévalent.

Par contre, les augmentations substantielles des prix mondiaux du pétrole (suite aux chocs pétroliers), et d'autres problèmes comme la réduction des gaz a effets de serre, l'analyse de la consommation d'énergie électrique est devenue une question politique importante. C'est dans ce cadre que les élasticités de la demande d'énergie ont constitué une solution dans les études de l'énergie dans les années 1970 et 1980. Ainsi, des études comme celles de Fatai et al. (2004), Lee (2005), Al Ariani (2006), Mahadevan et Asafu (2006) ont mis cela en évidence.

La sévérité des crises de l'énergie (1973, 1979-1980), était à l'origine des nombreux travaux empiriques portant sur la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique (Erol et Yu, 1987; Masih et Masih, 1996; Asafu-Adjaye, 2000; Morimoto et Hope, 2004; Lee, 2006; Lee et Chang 2007). Cette relation a été saisie sous deux angles différents : celui de la fonction de demande d'énergie et celui de la fonction de production globale. Les travaux du premier groupe, dont notamment Masih et Masih (1998), Asafu-Adjaye (2000), Fatai et al. (2004) et Oh et Lee (2004) ont utilisé la fonction de demande d'énergie, avec trois variables, l'énergie, le PIB et le prix de l'énergie, mesuré par l'indice des prix à la consommation. Alors que le modèle utilisant la fonction de production prend en compte l'énergie, au même titre que les facteurs de production, capital et travail, révolutionnant par là, le modèle de croissance traditionnel de Solow (Yu et Choi (1985), Masih et Masih (1996), Glasure et Lee (1998), Yang (2000), Soyatas et Sari (2003), Shiu et Lam (2004), Paul et Bhattacharya (2004), Morimoto et Hope (2004)).

En dépit de la littérature en pleine expansion sur l'étude de la causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique, il y a peu de cas qui se sont intéressés à l'Afrique (Jumbe, 2004), à fortiori aux pays de la SADC. En plus du souci de combler ce gap, nous nous concentrons sur l'électricité en raison du rôle pivot qu'elle a pu jouer dans les pays développés et dans le progrès technologique.

L'objection de ce papier est de vérifier empiriquement l'existence d'une relation entre la consommation d'énergie et le niveau de performance économique à long terme dans la sous région SADC. Ce papier viens s'ajoute sur une littératures abondantes fournissant des informations tres pertinentes, En dépit de la littérature en pleine expansion sur l'étude de la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique, il y a peu de cas qui se sont intéressés à l'Afrique (Jumbe, 2004), à fortiori aux pays de la SADC. En plus du souci de combler ce gap, nous nous concentrons sur l'électricité en raison du rôle pivot qu'elle a pu jouer dans les pays développés et dans le progrès technologique.

La structure de ce papier repose essentiellement sur trois sections : après cette brève introduction viendra la revue de la littérature ensuite la méthodologie, présentation et analyse des données enfin les résultats et implication politique.

2 revue de la littérature

Il ya une littérature abondante qui traite de la relation entre la consommation d'énergie électrique et la croissance économique (Stevens, 2000). Ces études empiriques peuvent être distinguées en deux grandes approches.

Une première approche procède par une analyse bi variée ou multi variée à partir des séries temporelles individuelles ou en données de panel en se basant sur la théorie de la cointégration et des tests de racine unitaire qui conduisent généralement à la détermination des élasticités prix de la demande d'énergie et des élasticités revenu (Wadjamsse, 2013).

Ainsi, Al-Azzam and Hawdon (1999) ont examiné les élasticités de la demande d'énergie en Jordanie en utilisant les données annuelles sur la période 1968-1997. Ils trouvent une relation de long terme entre la consommation d'énergie, le revenu réel, les prix réels de l'énergie et les activités de construction. Mieux encore ils trouvent que l'élasticité prix de l'énergie est de -0,22 et -0,08 selon la méthode utilisée ainsi que des élasticités revenu proche de l'unité. Il en est de même pour Holtedahl et Joutz (2004) en ce qui concerne l'élasticité revenu mais ils trouvent

une élasticité prix de -0,16 dans leur étude sur la consommation d'électricité au Taiwan pour la période 1955-1996.

Kraft et Kraft (1978), dans une analyse de l'économie américaine entre 1947 et 1974, ont été les premiers à mettre en évidence l'existence d'une causalité unidirectionnelle qui montre qu'aux Etats Unis, c'est le produit national brut qui cause la consommation d'énergie. Cette relation laisse supposer qu'il est possible d'envisager des politiques d'économie d'énergie sans effets négatifs sur la croissance de l'économie. Mais cette analyse de la causalité sera contestée par plusieurs chercheurs notamment Akarka et Long (1980) qui ont pu démontrer que l'étude de Kraft et Kraft est biaisée car souffrant d'instabilité temporelle au niveau de l'échantillon des données utilisées Kane (2009).

Par contre pour le même pays et sur la période 1980-1999, (Saed, 2004) a obtenu des élasticités prix et revenu de -1,14 et 1,15 respectivement. De Vita et al. (2006) ont trouvé pour la Namibie une relation de cointégration entre consommation d'énergie, le PIB réel et la température et obtenu des élasticités prix et revenu de -0,3 et 1,3 respectivement en utilisant les données sur la période 1980-2002. La consommation d'énergie apparaît alors élastique au revenu et très sensible à la température minimale moyenne mais inélastique au prix.

Yu et Hwang (1984) ont utilisé une série de test élaborée par Sims (1972) pour confirmer l'absence de relation de cause à effet entre le produit national brut et la consommation d'énergie sur un échantillon de données annuelles des états Unis entre 1947 et 1979. Mais dans la même étude, avec des données trimestrielles de 1973 à 1981, ils révèlent aussi que le produit national brut cause la consommation d'énergie. L'analyse des liens de causalité entre le niveau de richesse d'un pays et sa consommation d'énergie a aussi été effectuée dans les travaux de Yu et Choi (1985); Erol et Yu (1987) portant sur un ensemble de pays industrialisés. Ils ont abouti à des résultats divergents selon les pays et à une absence de causalité pour les Etats Unis.

Ainsi, Kraft et Kraft (1978) trouvent une causalité unidirectionnelle allant du PIB à la consommation d'énergie. De même selon Jumbe (2004) il existe une causalité unidirectionnelle allant du PIB à la consommation d'électricité au Malawi. Ce qui suppose qu'une augmentation permanente du PIB cause une hausse permanente de la consommation d'électricité. Zamani (2006) confirme cette hypothèse en analysant la relation entre les activités économiques et la consommation d'électricité en Iran sur la période 1967-2003. Aussi, une causalité unidirectionnelle dans le même sens a-t-elle été mise en évidence par Masih et Masih (1998) pour la Taiwan et la Corée. Ce résultat est également soutenu par Lise et Montfort (2007) pour la Turquie en utilisant les données annuelles de 1970-2003.

Sur le plan empirique, la plupart des études ont porté sur un seul pays (Stern, 1993, 2000 et Oh et Lee, 2004) et celles qui ont utilisé les données de panel, ont le plus souvent ignoré la relation de cointégration entre les variables (Olatubi et Zhang, 2003). Même si Al-Iriani (2006) avait appliqué la technique de causalité de panel pour déterminer la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique, Esseghir (2011) note l'absence du terme de correction d'erreur dans son modèle.

Pour le Pakistan Qhazi et al. (2008) en utilisant la cointégration et la causalité ont trouvés une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'électricité à court terme et long terme ils ont trouvés une causalité unidirectionnelle entre ces deux variable. D'après ces auteurs une augmentation de prix d'électricité affecte le cout de production et génère des effets négatifs sur la croissance économique et une forte fluctuation des prix d'énergie crée une situation d'incertitude dans cette économie.

Pour les états sud américains Yoo et Kwak (2010) en explorant les données dès 1975-2006 ont trouvés une relation de causalité unidirectionnelle entre le PIB et la consommation d'électricité pour l'Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Equateur par contre une causalité bidirectionnelle est observé pou le Peru. Narayan et Prasda (2010) utilisant la teste de bootstrap pour examiner la causalité entre la croissance économique et la consommation d'électricité pour 30 pays de l'OCDE.

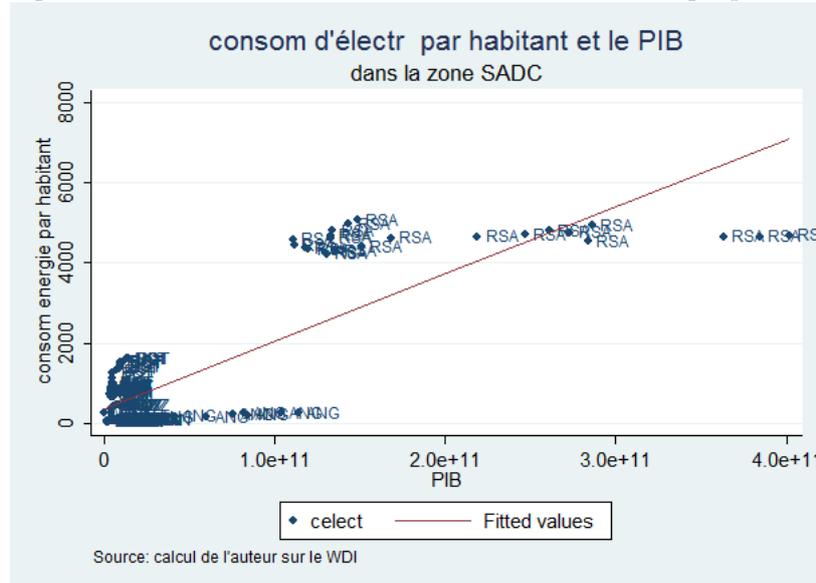
Nous notons l'étude de Wolde-Rufael (2005) sur les pays africains et qui trouve sur la période 1971-2002, une causalité unidirectionnelle de la consommation d'énergie vers la croissance économique pour le Bénin. Récemment encore une étude menée par Okey (2009) dans le cadre des pays de l'UEMOA révèle qu'à long terme, il y a une causalité bidirectionnelle entre la croissance du PIB et la demande d'énergie.

les lecteurs soucieux d'approfondir le sujet peuvent se référer aux études des Kraft et Kraft 1978; Akarca et Long 1980; Erol et Yu 1987; Stern 1993; Asafu-Adjaye 2000; Oh et Lee 2004; Narayan et Singh 2007; Reynolds et Kolodziej 2008; Narayan et Prasad 2008; Wolde-Rufael 2004, 2009; Apergis et Payne 2009; Chandran et al. 2009; Bowden et Payne 2009; Soytas et Sari 2009).

3 Méthodologie et données

Contrairement aux études antérieures sur la consommation d'énergie électrique, les études récentes s'inscrivent dans un cadre multivarié avec plus de trois variables car les analyses bivariées conduisent généralement à des biais d'omission de variables. En effet, d'une manière générale, l'intensité énergétique est expliquée à long terme par le revenu par tête, et le prix de l'énergie. Cependant, elle résulte en partie selon Percebois (1989, 2000) de choix technologiques (wadjamsse, 2013). Le présent étude couvre la période de 1990-2012 et les données utilisés sont issues de la base des données de la banque mondiale (World Development Indicator).

Figure 1 : corrélation PIB et la consommation d'énergie par hab



Source : calcul de l'auteur sur base de WDI (2013)

D'après le tableau ci dessus nous constatons qu'il existe une corrélation positive entre ces deux variables, il s'agit d'une situation importante qui mérite l'attention de l'autorité publique car plus la consommation d'électricité par habitant augmente le produit intérieure brut réagi positivement. en plus,nous constatons que presque tous les pays étudiés ont une corrélation tres faible mais pour la République Sud Africaine une économie émergente la situation est au contraire.

Pour ce papier nous utilisons les donnés en panel pour sept pays membres de la SADC : RD Congo, Angola, Botswana, Zimbabwe, Mozambique, Tanzanie, Afrique du sud. Faute des données disponibles d'autres pays n'ont pas été prise en compte. Le modèle se présente comme suit :

$$celect_i = \alpha + \beta pib_i + \gamma invest_i + Z_i' \delta + \epsilon_i \quad (1)$$

Ou z est un vecteur des variable de contrôles qui comprend les variables ci-après : taux d'urbanisation : **tur** il est admit dans la littérature que le degré d'urbanisation dans des villes est influencé par la consommation d'électricité , dépense des ménages : **depmena**, dépense public : **depub**, indice de prix à la consommation : **ipc** comme proxy du du prix de l'énergie, valeur ajouté de l'agriculture : **vaagri**, valeur ajouté de service : **vaser**, valeur ajouté industriel : **vaindust**. Comme variable d'intérêt nous avons :le **pib** qui saisie la production dans une économie et l'investissement : **invest**. on peut s'attendre à une corrélation positive est significative de cette variable.

Il était important de saisir les effets des structures des économies en procédant de la manière soutenue par (Kane, 2009). Car selon Kane elles nous renseignent sur l'influence de la structure de l'économie sur la consommation d'énergie électrique. Il est calculé par le rapport entre valeur ajouté (agriculture, service et industrie) et le produit intérieur brut.

Ce sont donc des données de panel qui seront traitées conformément à la méthodologie des données de panel c'est-à-dire l'analyse de la stationnarité, de la cointégration, le test de la présence d'effets spécifiques et le test de Hausman pour le choix entre le modèle a effets fixes et le modèle à effets aléatoires.

3.1 Test de racine unitaire en panel

La première étape du processus d'estimation consiste à examiner les propriétés des séries (stationnarité et ordre d'intégration) temporelles de nos données. A ce niveau, les développements récents de la littérature suggèrent que les tests de racine unitaire sur données de panel sont plus puissants que les tests sur séries chronologiques individuelles.

En effet, Hurlin et Mignon (2004) ont distingués deux générations de test de stationnarité de panel. La première génération est composée des tests de Levin et Lin (1992, 1993 et 2002), de Harris et Tzavales (1999), d'Im, Pesaran et Shin (1997, 2002 et 2003), de Maddala et Wu (1999) et de Hadri (2000). Et la seconde génération des tests inclut à ce jour entre autre, les contributions de Bai et Ng (2001), Phillips et Sul (2002), Moon, Perron et Phillips (2003), Chang (2002) et enfin Pesaran (2003).

A la lumière de la littérature, pour cet article nous utiliserons le test (IPS) d'Im, Pesaran et Shin (2003). Etant donné que les structures économiques des pays de l'Afrique australe sont indépendantes les unes avec les autres, nous pouvons appliquer Le test d'Im, Pesaran et Shin pour chaque échantillon est le suivant :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ou ρ_i est le nombre des décalages dans la régression de l'ADF. les hypothèses nulles et les alternatives sont les suivantes :

$$H_0 : \beta_i = 0, \forall_i \quad (3)$$

$$H_1 : \begin{cases} \beta_i = 0 & \text{pour certain } i \\ \beta_i < 0 & \exists i \end{cases}$$

3.2 Test de cointégration en panel

pour étudier la relation de causalité à long terme entre la consommation d'énergie électrique et la performance économique, il faut tester l'existence de la relation de cointégration entre ces variables. Si la relation de cointégration a été établie entre les variables, il y a une relation à long terme. Dans le cas où le terme constant et les pentes sont hétérogènes, nous pouvons appliquer le test de Pedroni (2000) dans l'équation de cointégration.

Harlin C. et Mignon V (2006) ont rapportés que Pedroni (1999, 2003) propose une extension au cas où les relations de cointégration comprennent plus de deux variables. Tout comme les tests de racine unitaire de Im, Pesaran et Shin (2003), les tests de Pedroni prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent différer entre les individus. Une telle hétérogénéité peut se situer à la fois au niveau des relations de cointégration, et au niveau de la dynamique de court terme. Ainsi, sous l'hypothèse alternative, il existe une relation de cointégration pour chaque individu, et cette relation de cointégration n'est pas nécessairement la même pour chacun des individus du panel.

La prise en compte d'une telle hétérogénéité constitue un avantage indéniable puis-qu'en pratique, il est rare que les vecteurs de cointégration soient identiques d'un individu à l'autre du panel. Dans ces conditions, imposer de manière erronée une homogénéité des vecteurs de cointégration aurait pour conséquence un non rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, alors même que les variables sont cointégrées.

la mise en oeuvre des tests nécessite d'estimer en premier lieu la relation de long :

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}x_{1,it} + \beta_{2i}x_{2,it} + \dots + \beta_{Mi}x_{M,it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

où $i = 1, \dots, N$ désigner l'individu, $t = 1, \dots, T$ et $m = 1, \dots, M$.

Sur les sept tests proposés par Pedroni, quatre sont basés sur la dimension *within* (intra) et trois sur la dimension *between* (inter). Les deux catégories de tests reposent sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration : $\rho_i = 1 \forall_i$, ρ_i désignant le terme autorégressif des résidus estimés sous l'hypothèse alternative $\rho_i \neq 1 \forall_i$, ρ_i . La distinction entre les deux catégories de tests se situe au niveau de la spécification de l'hypothèse alternative :

- Pour les tests basés sur la dimension intra, l'hypothèse alternative s'écrit : $\rho_1 = 1 \forall_i, \rho_i$
- Pour les tests basés sur la dimension inter, l'hypothèse alternative s'écrit : $\rho_i = \rho < 1 \forall_i, \rho_i$

On constate ainsi que le test basé sur la dimension inter est plus général au sens où il autorise la présence d'hétérogénéité entre les individus sous l'hypothèse alternative. Les 7 tests développés par Pedroni sont les suivants :

Les tests basés sur la dimension *within* (panel cointégration statistics) :

- test non paramétrique du type rapport de la variance (panel ν - statistic)
- test non paramétrique du type de la statistique ρ de phillips-perron (panel ρ - statistic)
- test non paramétrique du type de la statistique t de phillips-perron (panel t - statistic)
- test paramétrique du type de la statistique t de Dickey-Fuller Augmenté (panel t - statistique)

Les tests basés sur la dimension *between* (group mean panel cointegration) :

- test non paramétrique du type ρ de phillips-perron (group ρ - statistic)
- test non paramétrique du type de la statistique t de phillips-perron (group t - statistic)
- test paramétrique du type de la statistique t de Dickey-Fuller Augmenté (group t - statistic).

Les simulations effectuées par Pedroni (1997) montrent que, pour des valeurs de T supérieures à 100, les sept statistiques donnent des résultats comparables en termes de puissance. Pour des échantillons de petite taille ($T < 20$), le test le plus puissant est le test basé sur la dimension inter similaire au test ADF (group t - statistic).

4 Résultats

La première étape du processus d'estimation consiste à examiner les propriétés des séries (stationnarité et ordre d'intégration) temporelles de nos données. A ce niveau, les développements récents de la littérature suggèrent que les tests de racine unitaire sur données de panel sont plus puissants que les tests sur séries chronologiques individuel.

TABLE 1 – Résultat de test de stationnarité en Panel.

	IPS		
	A niveau	En différence	Ordre d'intégration
celect	1,8632(0,9888)	-2,1607** (0,0154)	I(1)
pib	2,5168(0,9941)	-6,0180*** (0,0000)	I(1)
invest	4,8226(1,0000)	-3,9964*** (0,0000)	I(1)
vaagri	1,5694(0,9417)	-7,0895*** (0,0000)	I(1)
vaindust	0,8488(0,8020)	-6,0604*** (0,0000)	I(1)
vaserv	8,2634(1,0000)	-2,0774** (0,0184)	I(1)
tur	3,2502(0,9994)	-3,0438*** (0,0012)	I(1)
dmen	1,4334(0,9241)	-6,0598*** (0,0000)	I(1)
dpub	4,1186(1,0000)	-5,5119*** (0,0000)	I(1)
ipc	4,8325(1,0000)	-2,0761*** (0,0000)	I(1)

Source : calcul de l'auteur sur base de WDI (2013)

Les résultats (Table 1) des tests de racine unitaire en panel sont concordants et montrent que toutes les variables sont intégrées d'ordre un. En différence première, l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour l'ensemble des variables d'analyse. En somme, on peut dire que toutes les séries en panel sont intégrées d'ordre 1 comme l'atteste les statistiques de Im, Pesaran et Shin (IPS).

La non stationnarité en niveau des différentes variables du modèle indique que les estimateurs obtenus ne sont pas BLEU (Best Linear Unbiased Estimator). Etant donné que toutes les

variables du modèle ne sont pas stationnaires, l'estimation la plus appropriée reste le modèle à correction d'erreur (MCE). Les tests développés par Pedroni nous permettent de déterminer la cointégration des séries.

TABLE 2 – Résultat test cointégration de Pedroni

	Statistic	P-value
Panel V-stat	-2,014	-0,9976
Panel rho-stat	1,548	-0,9392
Panel pp-stat	-13,325	0.0000
Panel ADF-stat	-5,199	0.0000
Group rho-stat	2,608	0,9955
Group PP-stat	-16,296	0.0000
Group ADF-stat	-3,037	0,0012

Source : calcul de l'auteur sur base de WDI (2013)

Le résultat sur la table 2 résume les sept statistique de Pedroni sur la cointégration, nous constatons le rejet de l'hypothèse alternative au seuil de 1%, donc nous pouvons conclure qu'il existe une relation de long terme entre les variables incluses dans cette analyse. cette cointégration dépend de la valeur de la *prob* associée à chaque statistique. Ainsi sur le sept statistiques 4 présente de valeur de prob inférieure à 5 %. il s'agit de (Panel pp-stat),(Panel ADF-stat) et (Group pp-stat), (Group ADF-stat), ce qui confirme l'existence d'une cointégration.

Ces résultats sont conforme aux recentes études empiriques menées par Mahadevan et Asafu-Adjeye(2007), Apergis et Payne(2009, 2010), Ozturk et al.(2010) qui démontrent qu'il existe pour plusieurs pays africain une relation de long terme entre le PIB et la consommation d'énergie électrique, l'indice de prix, voir même le travail et le capital.

Les principaux résultats sont repris dans le TABLE 3. dans sa colonne (1) à (5) la consommation d'électricité impact positivement le PIB par habitant cet impact est très significatif du point de vue statistique, jusqu'atteindre 2,18% (p-value :0.008) à une variation de 1% de KWh . cette situation mérite d'être nuancer car l'énergie électrique bouste des plus en plus la création de la richesse nationale dans cette région. de manière forte surprenante, l'investissement présente un signe inattendue. cette demeure relative car la theorie rependue en économie de l'énergie d'une part postule que lorsqu'un pays se développe son intensité dans la consommation de l'énergie baisse et d'autre part, les investissement réalisé durant la période étudié, ont été en grande partie orienté vers les investissement moins énergetivores ce qui explique cette corrélation négative entre l'investissement et la consommation d'énergie.

Dans les colonnes (2) à (5) la valeur ajoutée agricole présente un signe inattendu la variation positive d'un 1 KWh baisse la valeur ajoutée agricole de 1.41% (p-value 0.000) donc très significatif. cette situation résulterait d'une agriculture moins industrialisés ou quasi-industrialisé dans la région, de projet mis en place pour industrialisé le secteur agricole reste très peut réalisable vue la modicité du budget alloués pour ce secteur par les pays membres. le faible investissement dans les infrastructures agricole peut expliquer cette relation négative et la valeur ajouté sans surprise présente un signe négative, la contribution de l'énergie électrique pour l'industrie demeure encore faible dans la région par rapport à d'autres région d'Afrique ou du monde.

Par contre la valeur ajouté de service présente le signe attendue, il est très faible mais positif et significatif pour la colonne (2) et (3) ce qui s'explique par le fait que les économies de la région ne sont pas encore tertiarisés pour consommer plus d'énergie et développer leurs entre-

TABLEAU 3 :Estimation en MCG

VARIABLES	(1) celec	(2) celec	(3) celec	(4) celec	(5) celec
pibh	0.87*** (0.000)	3.51*** (0.000)	2.18*** (0.008)	2.14** (0.011)	2.17** (0.015)
inve	-0.11*** (0.001)	-0.18*** (0.000)	-0.19*** (0.000)	-0.20*** (0.000)	-0.20*** (0.000)
vagri		-1.41*** (0.000)	-1.41*** (0.000)	-1.44*** (0.000)	-1.46*** (0.000)
vaser		0.03*** (0.004)	0.03** (0.011)	0.05 (0.354)	0.05 (0.375)
vaind		-1.67*** (0.000)	-1.46*** (0.000)	-1.47*** (0.000)	-1.46*** (0.000)
dmena			-0.01 (0.982)	-0.02 (0.974)	-0.02 (0.962)
dpubl			1.17 (0.176)	1.24 (0.157)	1.23 (0.159)
ipcon				-0.02 (0.713)	-0.02 (0.747)
turb					-0.10 (0.870)
Constant	-11.81*** (0.000)	-5.67*** (0.000)	-6.09*** (0.001)	-6.14*** (0.001)	-5.98*** (0.004)
Observations	161	161	161	161	161
R-squared	0.397	0.762	0.768	0.768	0.768

Robust p-value in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : calcul de l'auteur sur base de WDI (2013)

prise au niveau régionale. pour la colonne (4) et (5) cet élasticité devient positive et statistique insignifiant. le dépense des ménages, l'indice de prix à la consommation et le taux d'urbanisation présente des élasticité négatif et non significatif ci qui traduit la baisse du prix de l'énergie et la baisse de dépense de ménage à chaque fois que la consommation d'électricité de importante.

5 Conclusion

Dans ce papier, nous nous sommes intéressé a vérifié empiriquement la relation entre la consommation d'énergie électrique et le niveau de performance économique dans la région SADC à long terme , pour bien mener cette étude, nous avons adoptés l'outils méthodologique moderne des données de Panel. après manipulation des données. cette étude révélé qu'il existe une relation de long terme entre la consommation d'électricité et le PIB per capita, en suite nous nous sommes mis à estimer un modelé par moindre carré généralisé (MCG) ce qui nous a permis d'obtenir de résultat qui montre que la consommation d'énergie électrique impact positivement la performance économique est cela statistiquement significatif, l'investissement réagis négativement mais très significatif, en suite las variables de contrôle eux aussi sont partager.

La valeur ajoutée agricole, la valeur ajoutée industrielle et le taux d'urbanisation se sont révélé négatif et statistiquement moins significatif. l'un de message important et que soutenue par cet article est que les autorité de la région doivent toujours travailler pour offrir une quantité d'énergie suffisante pour soutenir la croissance économique de la région enfin d'attirer plus d'investisseur, augmenter le taux de desserte en électricité pour améliorer le bien être de la population. en plus des mesures visant a satisfaire la population de l'électricité nous conseillons les autorité a cible des pays qui sont plus concerner dans la planification énergétique et encourager la interconnexion entre les pays enfin d'offrir une quantité suffisante d'énergie pouvant favoriser (Wadjamsse, 2013) la croissance économique

Références

- Acaravci, A., O. (2010). Electricity consumption-growth nexus : evidence from panel data for transition countries, *Energy Economics* (32) : 604–608.
- Acaravci, A. and Ozturk, I. (2012). Electricity consumption and economic growth nexus : A multivariate analysis for turkey, *Economic Interferences* **XIV**(31) : 246–257.
- Acaravci, A. (2010). Structural breaks, electricity consumption and economic growth, *Romanian Journal of Economic Forecasting* (2) : 140–153.
- Al-Iriani (2006). Energy-gdp relationship revisited : an example from gcc countries using panel causality, *Energy Policy* (34) : 3342–3350.
- Apergis, N., P. J. (2009a). Energy consumption and economic growth in central america : evidence from a panel cointegration and error correction model, *Energy Economics* (31) : 211–216.
- Babusiaux, D. and Pierru, A. (2005). *L'onomie polier et la golitique du pole.*
- Banerjee, A. (1999). Panel data unit roots and cointegration : an overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (61) : 607–629.
- Christopher, H. and Valerie., M. (2007). Secon generation panel unit root test, *HAL Working Paper* .
- Esseghir, A. and Haouaoui, L. (2011). Croissance économique, consommation d'énergie et développement durable : l'exemple de la région méditerranéenne, *Colloque international francophone*, pp. 17–25.

- Foxon, T. J. and Steinberger, J. K. (n.d.). Energy, efficiency and economic growth : a coevolutionary perspective and implications for a low carbon transition, *Sustainability Research Institute* (146) : 49.
- Jude C. Eggoh, B. C. and Christophe, R. (2011). Energy consumption and economic growth revisited in african countries, *CESIFO working paper CATEGORY 10 : ENERGY AND CLIMATE ECONOMICS*(3590) : 29.
- Jumbe, C. (2009). Cointegration and causality between electricity consumption and gdp : empirical evidence from malawi, *Energy Economics* pp. 66–68.
- K. S. Im, M. P. and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* (115) : 53–65.
- Kane, C. S. (2009). Demande d'énergie et croissance économique dans l'uemoa : Une analyse sur panel hétérogène non stationnaire, *Revue africaine de l'Intégration* **3**(1) : 33.
- Kraft, J. and Kraft, A. (1987). On the relationship between energy and gnp, *Journal of Energy and Development* pp. 401–403.
- Masuduzzaman, M. (2013). Electricity consumption and economic growth in bangladesh : Cointegration and causality analysis, *Research Study Series* (02).
- Mohd Shahidan Shaar, H. A. R. and Rashid, I. M. A. (2013). Relationship among population, energy consumption and economic growth in malaysia, *The international journal of social science* **13**(1) : 39–45.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (61) : 653–670.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration : asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis : new results, *Econometric Theory* (20) : 597–627.
- Pesaran H., S. Y. and Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation and dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association* (94) : 621–634.
- Peter, M. and de Grootb Henri L.F. (2003). Decoupling economic growth and energy use, *Tinbergen Institute Discussion Paper* (2004-005) : 1–38.
- Risako, M. and Chris, H. (2001). The impact of electricity supply on economic growth in sri lanka, *research papers in management studies* (24) : 16–25.
- Valeria Costantini, C. M. (2009). "the causality between energy consumption and economic growth : A multi-sectoral analysis using non-stationary cointegrated panel data", *Working paper* (102) : 40.
- Wadjamsse, B. D. (2013). analyse des déterminants de l'efficacité énergétique dans l'espace uemoa, *European Scientific Journal* **9**(12) : 241–258.

Annexe

TABLE 3 – Matrice de corrélation

celec	vagri	vaind	pibh	tur	dmena	dpubl	ipcon	vaser	inve	
1.0000	0.4154	0.4059	0.8339	0.5592	0.8453	0.8336	-0.0229	-0.3879	-0.1230	celec [t]
	1.0000	0.9738	0.6837	0.2531	0.6765	0.6712	0.2480	-0.5239	-0.0696	vagri
		1.0000	0.6920	0.2373	0.6831	0.6773	0.2445	-0.5468	-0.0751	vaind
			1.0000	0.5875	0.9974	0.9982	0.0415	-0.4989	-0.0229	pibh
				1.0000	0.5592	0.5657	0.0507	-0.1276	-0.0516	tur
					1.0000	0.9990	0.0411	-0.4974	-0.0241	dmena
						1.0000	0.0416	-0.4916	-0.0121	dpubl
							1.0000	0.0098	0.0507	ipcon
								1.0000	0.1861	vaser
									1.0000	inve [b]

Source : calcul de l'auteur sur base de WDI (2013)

TABLE 4 – Statistique descriptive

Variable	obs.	Moyenne	Ecart-type	Min.	Max.
celec	161	6,9254	7,3339	3,6986	8,5294 [t]
inves	161	27,0871	28,4083	3,0015	30,4847
pibh.	161	24,3819	25,0557	18,4429	26,7192
Vagri.	161	21,7444	21,6076	18,6977	23,1604
vaser.	161	27,7916	28,6772	2,1668	30,5888
vaind.	161	21,7360	21,6062	18,6977	23,1604
tur	161	3,6735	2,5983	2,9383	4,1340
Dmena	161	23,8932	24,5598	20,8258	26,2047
Dpubl	161	24,3723	25,0569	21,6699	26,7254
Ipcon	161	4,4523	5,3668	-21,0722	7,7742 [b]

Source : calcul de l'auteur sur base de WDI (2013)