

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Energy consumption and economic performance in Cameroon

Ongono, Patrice

University of Yaounde II, Faculty of economics and management

30. April 2009

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/23525/>
MPRA Paper No. 23525, posted 26. June 2010 / 16:20

CONSOMMATION D'ÉNERGIE ET PERFORMANCES ÉCONOMIQUES AU CAMEROUN

ONGONO PATRICE

Université de Yaoundé II

E-mail: ongonopatrick@yahoo.fr

Tel : (237) 96 09 19 49 / 70 10 76 80

Résumé : ce travail analyse l'impact de la consommation d'énergie sur les performances économiques (PIB) globales et sectorielles (primaire, secondaire et tertiaire) au Cameroun. Après avoir montré que l'état actuel de l'infrastructure énergétique du pays, n'est pas indépendant de l'historique de ses performances économiques, nous procédons à une étude économétrique de l'analyse de la causalité entre la consommation d'énergie électrique et le PIB. Les résultats montrent qu'au niveau global et dans le secteur primaire, il n'existe pas de causalité entre le PIB (valeur ajoutée) et la consommation d'énergie. Dans le secteur secondaire, la causalité va de la performance vers la consommation d'énergie et l'estimation d'un modèle à correction d'erreur montre qu'une augmentation de 1% de la production industrielle entraîne une augmentation de 0.3% de la consommation d'énergie. Dans le secteur tertiaire, c'est plutôt la consommation d'énergie qui cause la croissance de la production et l'estimation d'un modèle VAR en différence première montre qu'une augmentation de 1% de la consommation d'énergie électrique entraîne une hausse de 0.6% de la valeur ajoutée dans les services.

Mots clés : infrastructure, causalité au sens de Granger, performance économique, secteur d'activité.

Abstract: This paper investigates the relationship between energy consumption and production growth at aggregate and economic branch levels in Cameroon. The econometric analysis shows that there is no Granger causality between production and electricity consumption and economic performance at the national level (GDP) and primary sector (agriculture value added). In secondary sector, it is production (measured as value added of industry) that Granger causes electricity consumption while in the tertiary sector, the causality goes from electricity consumption to production (measured as value added of services). So, any policy aimed at strengthening growth and reduce poverty must pay special attention on energy production.

Key words: Infrastructure, Granger causality, economic performance, economic branch of activity.

Classification JEL: O13, O40, O41

1. INTRODUCTION

Dans la *Loi n°2002-004 du 19 avril 2002*, modifiée par la *loi n°2004-20 du 22 juillet 2004*, portant *Charte des Investissements* en république du Cameroun, le gouvernement, dans sa volonté de bâtir une économie compétitive et prospère par le développement des investissements et de l'épargne, affirme le rôle essentiel de l'Etat dans la promotion du développement économique et social. L'une des justifications théoriques de l'intervention directe de l'Etat dans l'activité économique réelle, repose sur les renouvellements des théories de la croissance qui revalorisent l'influence des dépenses publiques sur l'activité économique, et réhabilitent le rôle économique de l'Etat (Guellec et Ralle, 1997). Outre la prise en compte des effets externes, l'Etat, par l'intermédiaire de l'investissement public, exerce une influence directe sur l'efficacité du secteur privé en lui fournissant les infrastructures publiques qui améliorent le rendement des facteurs privés de production. A la suite des travaux empiriques d'Aschauer (1989a, 1989b), le modèle de croissance endogène de Barro (1990), accorde donc à l'investissement public en général, et aux dépenses publiques d'infrastructures en particulier, un rôle moteur dans le processus de croissance autoentretenu.

La principale implication de l'étude de Barro (1990) est que l'Etat devrait directement s'engager dans la production de certains biens dont la disponibilité est nécessaire pour un fonctionnement optimal du secteur privé. Dans une économie totalement décentralisée, ces biens qualifiés de « biens publics », ne peuvent pas être produits, soit parce que leurs coûts de financement ne peuvent pas être supportés par des agents privés individuels, soit parce que l'appropriation privée de leurs bénéfices est difficile. Les infrastructures économiques (transport, énergie et télécommunications) rentrent dans cette catégorie. Dans les pays développés, leur disponibilité ne pose pas de problème majeur tant en termes de quantité que de qualité. Mais dans la majorité des pays en développement, le déficit reste énorme. Malgré les nombreux efforts entrepris, plus d'un milliard d'individus dans le monde n'ont accès à aucune route, 1,2 milliard ne sont pas approvisionnés en eau potable, 2,3 milliards ne disposent pas de sources d'énergie fiable, 2,4 milliards sont privés d'installations d'assainissement et 4 milliards ne bénéficient d'aucun système moderne de communication (OCDE, 2005). Les travaux du FMI et de la Banque mondiale (2005) estiment à 5,5% du PIB dans les pays en développement, et à 9% dans les pays les moins avancés, les besoins annuels d'investissement dans les infrastructures.

Parmi les pays en développement, ceux de l'Afrique subsaharienne restent de loin, les plus touchés par ce déficit. Les besoins restent préoccupants non seulement dans le secteur routier, mais aussi dans la production d'énergie. Dans cette région, seulement 16% des routes sont bitumées et moins de 20% (5% en zone rurale) de la population a accès à l'électricité (Davidson et Sokona, 2002). Les difficultés économiques du milieu des années 80, l'abandon de la vision à long terme du développement, l'ajustement structurel de moyen terme imposé par les institutions de Bretton Woods (Baye Mendjo, 2004) et la diminution des investissements publics, ont accentué ce déficit et ont conduit à un délabrement avancé des infrastructures construites. Au Cameroun, plus de 120 localités, avec une population supérieure à 5000 habitants ne sont pas électrifiées, et seulement 184 arrondissements sur 272 et 12 districts sur 56 ont accès à l'électricité.

Pourtant, le Cameroun dispose d'énormes potentialités dans presque tous les secteurs d'activité économique qui demandent à être exploitées. Le pays dispose d'une base agro-industrielle assez diversifiée, et recèle d'importantes ressources naturelles agricoles et minières (pétrole, gaz naturel, bauxite, cobalt, nickel, fer, banane, cacao, café, thé, huile de palme, coton, bois). Avec ses industries agro-alimentaires et chimiques (SOCAPALM, SOSUCAM, SODECOTON, ALUCAM, CCC, etc.), une filière de transformation du bois de plus en plus intégrée, et une industrie de matériaux de construction (fer à béton, plastiques, ciment, peintures) et de biens de consommation (plastiques, savons, produits de beauté), le tissu industriel du Cameroun est le plus diversifié d'Afrique Centrale. Néanmoins, l'exploitation et la valorisation des potentialités que regorge le pays, peuvent être sérieusement mises à mal si le déficit énergétique dont souffre le pays n'est pas comblé.

Après l'atteinte du point d'achèvement de l'initiative Pays Pauvre Très Endetté (PPTE) en avril 2006, le gouvernement camerounais dans sa politique de lutte contre la pauvreté, s'est fixé un objectif de relance de la croissance économique en mettant en œuvre des mesures incitatives et attractives permettant de stimuler l'investissement privé. Parmi ces mesures, la construction des infrastructures occupe une place non négligeable. S'il est globalement reconnu que l'offre doit être accrue dans tous les domaines, une place particulière est accordée à l'infrastructure énergétique. Les travaux prévoient la construction d'une centrale thermique à gaz à Kribi de 150 MW, la réhabilitation des centrales hydroélectriques d'Edéa et de Song Loulou pour un gain de puissance de l'ordre de 30 MW, un barrage réservoir à Lom Pangar d'une capacité de 7 Hm³ avec une usine de pied de 50 MW permettant la desserte de

la province de l'Est, des aménagements hydroélectriques à Nachtigal (280 MW), à Warak (75 MW), à Song Dong (280MW) et à Memve'Elé (200 MW).

Toutefois, bien que l'énergie soit nécessaire pour enclencher un réel processus de développement, l'accroissement de sa production en soi, ne constitue pas une condition suffisante pour générer une croissance soutenue. L'offre supplémentaire devrait être la résultante d'une demande conséquente. Il serait donc intéressant de faire une analyse de la relation qui lie la consommation d'énergie aux performances économiques, afin de définir une politique d'offre d'énergie optimale qui cadre avec les objectifs de développement du pays. A notre connaissance malheureusement, aucune étude scientifique n'a encore été faite dans ce sens. Ce travail entend combler ce gap en procédant à une analyse de la causalité entre la consommation d'énergie électrique et la croissance du PIB afin d'apporter des éléments de réponse aux deux questions suivantes :

- *Quel est le sens de la causalité entre la consommation d'électricité et la performance globale de l'économie ?*
- *Quel est le sens de la causalité entre la consommation d'électricité et les performances sectorielles ?*

Notre travail est organisé autour de quatre sections : la section 2 présente la revue de la littérature La section 3 dresse l'évolution des infrastructures et du PIB. La section 4 est consacrée à la méthodologie de l'étude et la section 5 présentera les résultats.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Les premières études empiriques visant à évaluer les effets économiques des infrastructures publiques se sont faites à la suite des travaux d'Aschauer (1989a), qui exprime le niveau national de productivité atteint au cours des années 70 dans le groupe des sept pays les plus industrialisés du monde (G7), en fonction de l'investissement public mesuré en pourcentage du produit national brut (PNB). La relation apparaît très directe : les pays ayant un taux de croissance de productivité élevé, ont aussi un ratio d'investissement public plus élevé. Dans une deuxième étude, Aschauer (1989b) ajoute aux intrants habituels d'une fonction de production, une variable qui permet de mesurer les réserves de capital destinées aux infrastructures publiques (ou stock de capital public). A l'aide de séries chronologiques, il

obtient une élasticité de l'output par rapport à l'infrastructure élevée comprise entre 0,39 et 0,56.

Bien que ces travaux aient été confirmés par ceux de Munnell (1990, 1991), Eisner (1991), Garcia-Mila et McGuire (1992), Lynde et Richmond (1993), Khanam (1996), qui aboutissent également à des élasticités élevées du capital public dans la fonction de production, ils ont tout de même suscité une controverse. Plusieurs études ont en effet montré que lorsqu'on prend en compte d'autres sources de croissance de la productivité, l'effet marginal du capital public dans l'estimation des fonctions de production devient négligeable (Hulten et Schwab, 1984 ; Aaron et Poret, 1991 ; Holtz-Eakin, 1992 ; Tatom, 1993 ; Rubin, 1991 ; Evans et Karras, 1994). De plus, au-delà des problèmes économétriques que posent l'estimation des séries temporelles (*régressions fallacieuses*), l'impact des infrastructures sur les performances économiques diffère selon le niveau d'agrégation des données (global ou sectoriel, national ou local) et selon le type d'infrastructure pris en compte. Il s'est donc agi pour les chercheurs d'une part, de procéder à des analyses sectorielles afin de déterminer non seulement les branches qui bénéficient le plus des infrastructures, mais aussi, les infrastructures les plus productives pour chaque secteur ; d'autre part, de tenir compte de la non stationnarité des séries.

Les travaux réalisés montrent que lorsque l'étude est ramenée à un niveau géographique réduit (province ou Etat (dans un Etat fédéral)), la productivité des infrastructures diminue. Dans une étude portant sur les provinces canadiennes, Khanam (1996) obtient une élasticité de la production par rapport au capital routier comprise entre 0,08 et 0,12. Dans le même sens, les études de Munnell (1990) et Garcia-Mila et McGuire (1992) aux Etats Unis, aboutissent à des élasticités moins fortes de l'ordre de 0,15 et 0,13 respectivement. D'autres auteurs ont ramené l'analyse à un niveau sectoriel mais ont plutôt estimé une fonction de coût. Selon Nadiri et Mamuneas (1996), l'approche à fonction de production manque de flexibilité puisqu'elle considère les valeurs des intrants de production comme étant fixées, et ne tient pas compte de toute l'information relative aux décisions d'optimisation des firmes qui cherchent à exploiter la combinaison optimale des intrants, de façon à maximiser leurs profits. Nadiri et Mamuneas (1998) estiment donc une fonction de coût pour 21 industries de transformation au Canada. Les résultats de leur étude montrent qu'une hausse de 1% des dépenses d'infrastructures routières signifie une réduction des coûts d'exploitation de l'ordre de 0,14% à 0,22%. Celle qui en tire le plus grand avantage est l'industrie de production du tabac (-

0,22%). La plus modeste réduction des coûts de production se retrouve dans les industries de fabrication d'appareils et autres produits du textile (-0,146 %) et de produits manufacturiers (-0,147%). Pour les autres secteurs également analysés (Agriculture, forêt et pêche ; Minerai métallique ; Mine de charbon ; Pétrole brut et gaz naturel ; Minerai non métallique ; Construction), l'hypothèse de réduction des coûts de production n'est pas vérifiée.

En Afrique, peu d'études ont eu à évaluer la productivité des infrastructures dans les différents secteurs de l'économie. Estache, Speciale et Veredas (2005) utilisent un modèle de Solow augmenté pour dériver l'importance pour la croissance de différents types d'infrastructures à savoir : les télécommunications, l'électricité, les routes, l'assainissement et l'adduction d'eau potable. Ils intègrent les aspects géographiques (pays côtiers ou non) et l'héritage colonial (pays anglophone ou non anglophone). Les résultats montrent globalement la pertinence des infrastructures pour la croissance. La tradition coloniale explique davantage la variance de l'élasticité des infrastructures que la situation géographique du pays. L'investissement dans les télécommunications, les routes et l'eau, a un effet sur la croissance plus élevé dans les pays anglophones que dans les autres pays d'Afrique subsaharienne. Les télécommunications et les routes sont les variables dont l'effet sur la croissance est le plus élevé, suivi par l'électricité. L'effet de l'eau est négligeable et celui de l'assainissement n'est pas significatif. Le fait que le pays soit enclavé ne modifie pas l'effet de l'infrastructure excepté pour les routes où l'effet sur la croissance est plus élevé lorsque le pays a accès à la mer.

Au plan économétrique, les critiques montrent que la corrélation positive observée entre le capital public et le PIB peut être due à des effets autres que ceux impliquant une causalité directe précise (*corrélation fallacieuse*). Deux variables totalement indépendantes peuvent sembler être corrélées seulement parce qu'elles dépendent d'une variable commune (généralement le temps). Une fois cet effet tendanciel enlevé, la relation structurelle disparaît. L'une des premières solutions a consisté à estimer un modèle à séries temporelles exprimé en différence première par rapport au temps. Les estimations de Tatom (1991) confirment la disparition d'effets de causalité. D'autres études utilisant des techniques économétriques plus sophistiquées (modèles à correction d'erreur) ont confirmé la disparition de ces effets (Holtz-Eakin, 1994; Cashin, 1995; Baltagi et Pinnoi, 1995). Compte tenu de son importance pour le développement et le bien être des populations, l'infrastructure énergétique est celle qui a le plus été utilisée dans la littérature visant à analyser la causalité entre infrastructures et

performances économiques. Bien que le lien entre ces deux variables ne soit pas théoriquement établi, son investigation empirique a fait l'objet de nombreux travaux. Depuis le travail séminal de Kraft et Kraft (1978), un intérêt a été accordé à l'étude de la relation causale entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Ferguson *et al.* (2000) ont analysé la corrélation entre la quantité d'électricité utilisée et le développement économique de 100 pays et trouvent que pour l'économie dans son ensemble, il existe une forte corrélation entre la consommation d'électricité et la création de la richesse. Mais, étant donné que l'analyse de la corrélation n'implique pas nécessairement une relation de causalité, d'autres études ont mis l'accent sur l'étude du sens de la causalité entre la consommation d'électricité et la croissance (Ghosh, 2002 ; Shiu et Lam, 2004 ; Moritomo et Hope, 2004 ; Jumbe, 2004 ; Wolde-Rufael, 2004 ; Narayan et Smyth, 2005 ; Yoo, 2005).

Deux approches sont généralement retenues dans l'analyse de la relation causale entre la consommation d'énergie et la production : l'approche multivariée et l'approche bivariée. L'approche multivariée est issue des travaux de Stern (1993) qui utilise un vecteur autorégressif (VAR) à quatre variables pour la période post guerre aux Etats Unis. Cette approche a été adoptée par Masih et Masih (1997, 1998), Asafu-Adjaye (2000), Stern (2000), Oh et Lee (2004) qui analysent la relation entre le PIB et l'énergie dans une fonction de production incluant le PIB, l'énergie, le travail, le capital et la technologie. Dans l'approche bivariée, l'on analyse juste le sens de la causalité entre le PIB et l'énergie (Ghosh, 2002 ; Soytas et Sari, 2003 ; Shiu et Lam, 2004 ; Yoo, 2005).

3. EVOLUTION DES PERFORMANCES ECONOMIQUES ET DE L'INFRASTRUCTURE ENERGETIQUE AU CAMEROUN

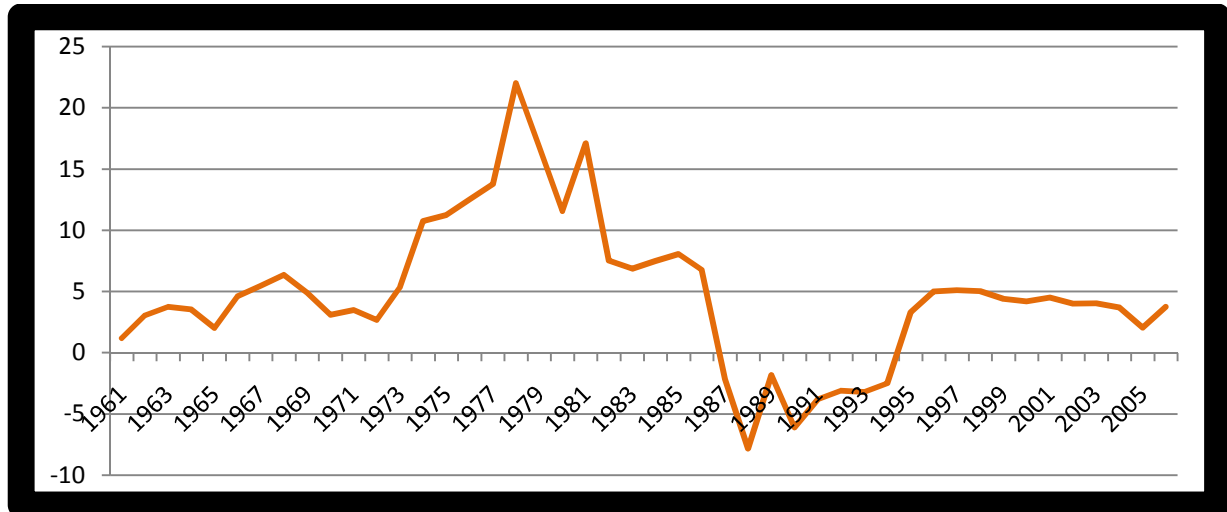
Nous commencerons donc par montrer les différentes phases de l'évolution des performances économiques globales et sectorielles du Cameroun, ensuite, nous montrons que cette évolution a affecté à la fois la production et la consommation d'énergie électrique.

3.1. EVOLUTION DES PERFORMANCES ECONOMIQUES

L'économie camerounaise a connu trois principales phases depuis son indépendance : une longue période croissance annuelle positive de 1950 à 1986, une période de crise économique de 1987 à 1994, et une période de reprise économique depuis 1995. Dans la première phase, les performances économiques se sont accélérées entre 1975 et 1985 grâce à la production pétrolière (Bekolo Ebe, 1986, Tsafack Nanfosso, 2006 ; Ajab Amin, 2002) et le taux de

croissance du PIB réel a atteint des niveaux record jamais réalisés dans le pays durant cette période (Graphique 1). L'Etat a joué un rôle prépondérant dans l'activité économique en développant une stratégie centrale basée sur des plans quinquennaux de développement (Touna Mama, 2008) et des politiques de substitution aux importations (Kobou, 2002).

Graphique 1 : Evolution du taux de croissance du PIB réel



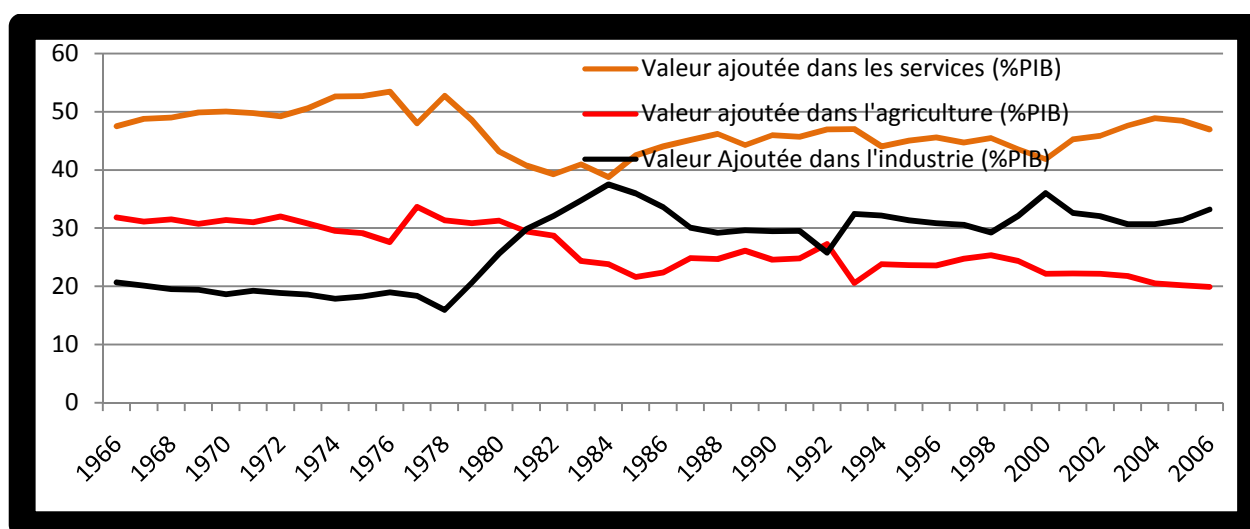
Source : l'auteur (Données de la Banque Mondiale, *World Development Indicator 2008*)

Dans la seconde phase, l'économie camerounaise va connaître une évolution dramatique dont les causes sont à la fois internes et externes (Touna Mama *et al.*, 2002). La hausse des prix a entraîné une réduction de la compétitivité notamment dans le secteur industriel et les exportations. La baisse de la production pétrolière, combinée à une chute brutale des cours mondiaux du pétrole et des matières premières, vont entraîner un essoufflement de l'économie dès le milieu des années 80. Le PIB rompt avec la tendance de croissance (+ 6,9 % en 1985/1986), pour amorcer une chute régulière à un taux moyen négatif de -4,33 % en termes réels jusqu'en 1991/1992. En 1993, le revenu par habitant ne correspondait plus qu'à la moitié environ de ce qu'il était en 1986. L'aggravation de la crise économique a mis au premier plan, la nécessité d'un profond ajustement. Le diagnostic révèle une intervention excessive de l'Etat dans l'économie. Il s'est alors agi de stabiliser les finances publiques, de rationaliser la gestion du secteur public et parapublic, et d'assainir la filière bancaire. Le pays est mis sous ajustement structurel en 1987/1988. Durant cette période, il ne fut pas possible d'ajuster le taux de change effectif afin de compenser la baisse des termes de l'échange. Le Gouvernement dut ainsi recourir à des instruments d'ajustement internes et poursuivre des politiques déflationnistes ayant entraîné une forte contraction des revenus, sans pour autant améliorer la compétitivité du pays (Banque mondiale, 1996).

La troisième phase se situe après les ajustements monétaires (dévaluation du franc CFA) opérés en 1994 et est caractérisée par un redressement mou (Tsafack Nanfosso, 2006). Le taux de croissance du PIB réel est redevenu positif et s'est stabilisé autour de 5% jusqu'en 2000 pour ensuite amorcer une tendance baissière et se stabiliser autour de 3%. Toutefois, un tel taux de croissance reste insuffisant pour la réduction de la pauvreté et la réalisation des OMD. Selon les projections faites en 2003 dans le Document Stratégique de Réduction de la Pauvreté (DSRP), pour atteindre l'objectif de réduction de moitié le taux de pauvreté observé en 1990, le taux de croissance aurait dû se situer à 4.9% en 2004 au lieu de 3.7%, 5.4% en 2005 au lieu de 2.6%, 5.8% en 2006 au lieu de 3.5%, 6% en 2007 au lieu de 4% et au-delà de 2008, le taux de croissance économique devrait sensiblement être égal à 7% (Touna Mama, 2008).

Au plan sectoriel, Le graphique ci-dessous (Graphique 2) montre que la découverte et l'exploitation du pétrole à la fin des années 70, ont fait chuter la part du secteur agricole et du secteur des services dans le PIB. De plus de 50% du PIB en 1978, la contribution du secteur tertiaire (services) est passée à moins de 40% au début des années 80 pour ensuite fluctuer autour de 45% du PIB. Même si elle emploie la grande majorité de la population, la part du secteur agricole dans le PIB reste inférieure à celle de l'industrie et des services. Elle a diminué depuis au début des années 80 passant de 30 % du PIB à 25% environ en 1992, pour ne représenter que 20% du PIB en 2006.

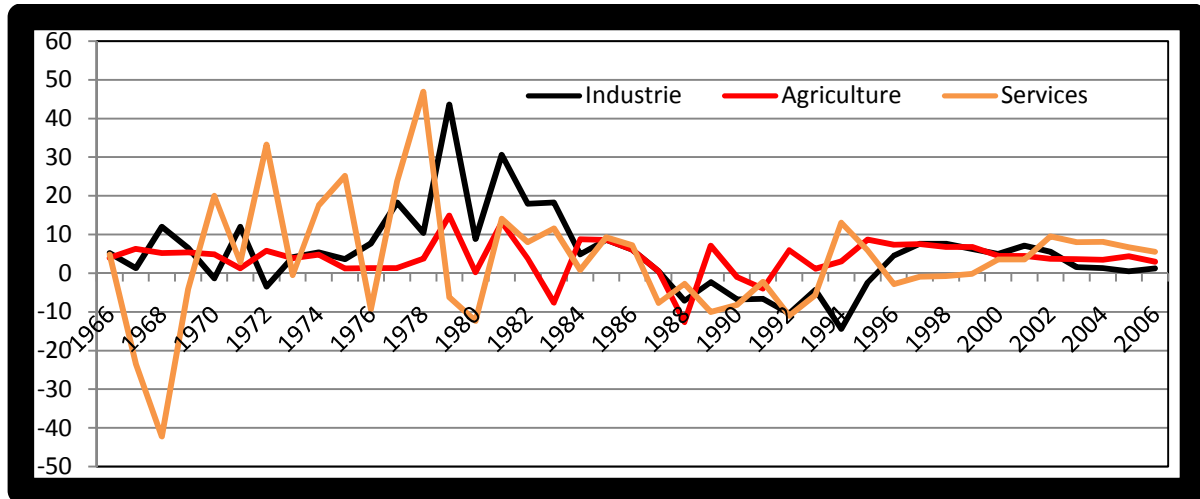
Graphique 2 : Répartition du PIB par secteur d'activité



Source : l'auteur (Données de la Banque Mondiale, *World Development Indicator* 2008)

Dans les années 70, la croissance a été principalement tirée par les services (Graphique 3). Au début des années 80, elle a été l'œuvre de l'industrie (pétrolière). Durant la décennie 90, l'agriculture a enregistré le taux de croissance le plus élevé et depuis le début de la décennie 2000, le secteur tertiaire est à nouveau celui qui contribue le plus à la croissance

Graphique 3 : Taux de croissance du PIB par secteur



Source : l'auteur (Données de la Banque Mondiale, *World Development Indicator 2008*)

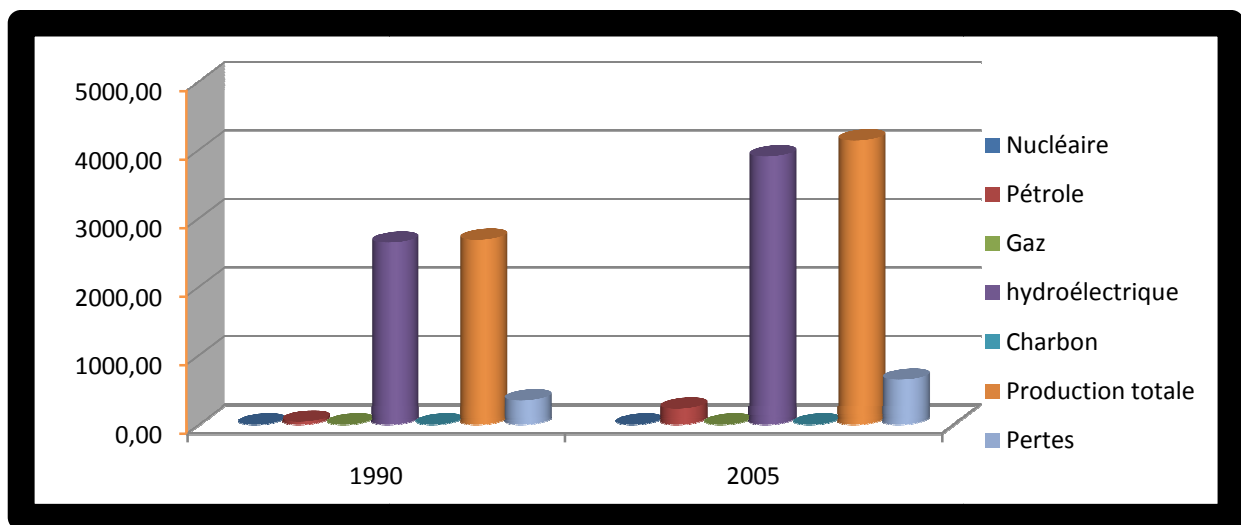
Cette évolution des performances économiques a affecté non seulement l'état de l'infrastructure énergétique, mais aussi la qualité du service qu'elle est censées offrir aux populations.

3.2. EVOLUTION DE L'INFRASTRUCTURE ENERGETIQUE

En 1960, le Cameroun compte trois opérateurs régionaux d'électricité (Powercam, ENELCAM, et EDC) qui vont fusionner en 1975 pour former un grand concessionnaire national: la SONEL. Cette organisation autour d'un monopole public a pu donner de bons résultats jusqu'au début de la décennie 80. Dès 1988 cependant, des dysfonctionnements ont commencé à être observés. Les coûts liés à la production s'étant accrus, et faute d'être accompagnés d'un tarif conséquent, la SONEL s'est retrouvée dans une situation financière difficile. L'État camerounais, qui avait jadis financé les nombreux investissements de production de la SONEL, contraint à l'ajustement structurel, ne pouvait plus faire face aux nouveaux investissements qu'exigeait la reprise de la croissance dès le milieu des années 90. Le secteur de l'électricité connaîtra donc de nombreuses difficultés liées à l'insuffisance des capacités de production imputable elle-même au retard dans les investissements, à la vétusté, la saturation et la faible disponibilité des équipements de production, de transport et de distribution (Ngnikam, 2006).

C'est dans ce contexte que le Cameroun engage la réforme du secteur de l'électricité en 1998 dans le but de faire entrer le secteur privé dans les activités du service public de l'électricité. La production, le transport et la distribution de l'électricité vont passer d'un monopole public (SONEL) à un monopole privé (AES SONEL) avec la naissance de nouveaux acteurs tels que L'Agence de Régulation de l'électricité (ARSEL) et L'Agence d'Électrification Rurale (AER)¹. Cependant, le concessionnaire privé ayant suscité beaucoup d'espoir de départ, se trouvera également être dans l'incapacité d'assurer la demande industrielle, et suscitera peu d'espoir pour les zones rurales (le taux d'accès à l'électricité est de 5% en zone rurale). Depuis le début des années 2000, le Cameroun est tombé dans une crise énergétique qui se traduit par des délestages réguliers d'électricité, des pénuries de gaz² et de pétrole liquéfiés, la baisse de la production pétrolière et la flambée des prix de carburant. L'offre d'énergie reste globalement insuffisante et le pays reste fortement dépendant de la production hydroélectrique (graphique 4).

Graphique 4 : Sources de production d'énergie électrique en Millions de Kwh.



Source : l'auteur (Données de la Banque Mondiale, *World Development Indicator 2008*)

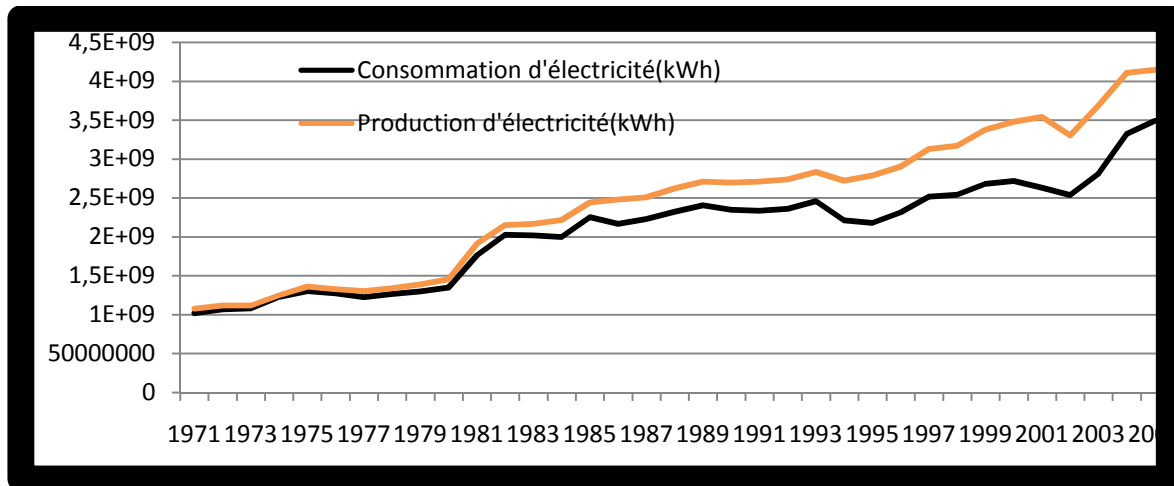
Bien que la production d'électricité ait un trend à la hausse entre 1970 et 2005 (Graphique 5), on constate que la consommation d'électricité suit l'évolution de la production. Cela traduit le fait que les besoins de consommation de la population sont supérieurs aux capacités

¹ L'AER assure la promotion de l'électrification rurale, l'assistance technique et financière aux collectivités locales, aux usagers et aux organisations paysannes. L'ARSEL est quant à elle chargée de la régulation et du contrôle du secteur de l'électricité.

² Le Cameroun dispose pourtant d'énormes réserves de gaz naturel (115 milliards de m³), mais ne produit que 50 000 tonnes par an.

productives. L'écart apparent qui apparait entre la courbe représentative de la quantité produite et celle représentant la quantité consommée, provient du fait que toute la production n'est pas destinée au marché intérieur. Bien que la demande nationale ne soit pas satisfaite, le Cameroun exporte son électricité vers les pays voisins, et la vétusté des équipements de transport et de distribution causent d'importantes pertes d'énergie électrique qui atteignent environ 20% de la production totale ces dernières années.

Graphique 5 : Production et consommation d'électricité (en KWh)



Source : l'auteur (Données de la Banque Mondiale, *World Development Indicator* 2008)

4. METHODOLOGIE DE L'ETUDE

Cette section vise à analyser la relation qui lie la consommation d'énergie électrique à la performance globale et sectorielle de l'économie au Cameroun. Une simple analyse en termes de corrélation, serait limitée et n'a pas une grande importance pour les décideurs politiques puisqu'elle ne peut pas être utilisée pour faire de la prévision. La corrélation ne signifie pas une relation de cause à effet. Ce qu'il serait intéressant de faire c'est de savoir si la connaissance du passé de l'une des variables permet d'améliorer la prévision de l'autre (Granger, 1969, 1988) ou alors si les chocs qui affectent l'une des variables peuvent modifier la variance de l'erreur de prévision de l'autre (Sims, 1980). Dans ce cas, on dit qu'il existe une relation de cause à effet (*relation causale*) entre les variables qui peut aller dans un seul sens (causalité unidirectionnelle) ou dans les deux (causalité bidirectionnelle). L'approche de Granger étant celle qui a eu le plus d'échos chez les économètres, c'est elle qui sera retenue dans le cadre de cette étude.

4.1. LES VARIABLES DU MODELE

Les données de l'étude couvrent la période 1970-2007. Nous utilisons le PIB réel comme indicateur de performance économique au niveau global et la valeur ajoutée sectorielle (production nette) comme proxy de la performance de chaque secteur d'activité. Les données relatives à la valeur ajoutée et au PIB sont toutes issues du *World Development Indicator* (Banque Mondiale, 2008). Pour les autres variables utilisées elles proviennent du *World Bank Africa Database* (Banque Mondiale, 2005), du *Government Financial statistics* et du *Global Development Finance* du FMI.

La performance globale de l'économie est mesurée par le Produit intérieur brut réel. Il s'agit de la somme des valeurs ajoutées générées par tous les producteurs résidents sur le territoire national en monnaie locale constante. La performance du secteur primaire sera mesurée par la valeur ajoutée du secteur agricole (*AGRVA*), celle du secteur secondaire par la valeur ajoutée du secteur industriel (*INDUSVA*) et celle du secteur tertiaire par la valeur ajoutée du secteur des services (*SERVVA*). Le secteur agricole inclut l'exploitation forestière, la chasse, la pêche, les récoltes agricoles proprement dites et les stocks de production. Le secteur industriel inclut les mines, les manufactures, le BTP (bâtiments et travaux publics), l'électricité, l'eau, le gaz. Les services englobent le commerce, le tourisme, le transport, les administrations, le secteur financier, les services de santé et d'éducation.

Généralement, deux principaux indicateurs sont utilisés pour capturer l'infrastructure énergétique : la production ou la consommation totale d'énergie électrique (en KW ou en KWh) comme indicateur quantitatif et les pertes d'énergie électrique (en KW ou en pourcentage de la production totale) comme indicateur qualitatif. Cependant, il est très difficile d'évaluer l'impact des pertes de production sur l'économie étant donné que cette dernière ne parvient ni aux ménages, ni aux entreprises. En ce qui concerne la production, elle ne reflète pas les besoins de consommation. Pour cette raison, nous utilisons la consommation d'énergie électrique (*ELECONS*) comme indicateur de l'infrastructure énergétique.

4.2. PROCEDURE DU TEST DE CAUSALITE DE GRANGER

Basée sur le *théorème de la représentation de Granger* qui montre que si deux séries non stationnaires sont cointégrées, alors il devrait exister une causalité unidirectionnelle dans au moins l'un des deux sens. Le test de Granger visant à tester l'existence d'une relation causale entre variables implique donc des tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration.

Lorsque la cointégration est validée, le test de causalité peut être appliqué de deux manières. En premier lieu, les variables intégrées peuvent être utilisées en niveau dans un modèle autorégressif bivarié à cause des propriétés de consistance des estimateurs en présence de cointégration (Altinay et Karagol, 2005). En second lieu, un modèle bivarié contenant un mécanisme de correction d'erreur due au théorème de la représentation de Granger, peut être utilisé pour tester la causalité. Si les données sont non stationnaires mais non cointégrées, alors le test de causalité peut être fait en utilisant les différences premières des variables pour stationnariser les séries (Oxley et Greasley, 1998).

Soient x_t et y_t deux séries stationnaires. En effectuant la régression linéaire de y_t sur ses propres valeurs passées y_s , et sur les valeurs passées x_s de x_t ($s < t$), si l'on obtient des coefficients significatifs de x_s , alors la connaissance du passé de x_t peut améliorer la prévision de y_t . On dit que x_t cause *unidirectionnellement* y_t . Il y a causalité *instantanée*, lorsque la valeur courante de x_t apparaît comme une variable explicative supplémentaire dans la régression précédente. Le test de Granger issue directement de la représentation autorégressive, consiste à estimer par la méthode des moindres carrés les deux équations suivantes :

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

$$y_t = \beta + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Un test d'hypothèses jointes permet de conclure sur le sens de la causalité. Ainsi, x_t cause au sens de Granger y_t si l'hypothèse nulle $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$ peut être rejetée au profit de l'hypothèse alternative $H_1 : \text{au moins un des } \gamma_i \neq 0$. De façon analogue, y_t cause x_t au sens de Granger si l'hypothèse nulle $H_0 : \psi_1 = \psi_2 = \dots = \psi_k = 0$ peut être rejetée au profit de l'hypothèse alternative $H_1 : \text{au moins un des } \psi_i \neq 0$. Si l'on est amené à rejeter les deux hypothèses nulles, on a une causalité bidirectionnelle.

4.2.1. TEST DE STATIONNARITE DES VARIABLES

Une série non stationnaire est dite intégrée d'ordre « d » si, après avoir été différenciée d fois, elle est rendu stationnaire. On dit que la série possède une racine unitaire. Deux tests de

racine unitaire sont généralement utilisés : le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et celui de Phillips-Perron (PP). Mais les résultats de ces deux tests étant presque identiques, nous n'avons présenté ici que celui de Dickey Fuller (Tableau 3). Le test consiste à vérifier l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 0$ contre l'alternative $H_1 : |\phi| < 1$ et est basé sur l'estimation des moindres carrés des trois modèles suivants :

1) modèle sans constante ni tendance :

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

2) modèle avec constante et sans tendance:

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \mu + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

3) Modèle avec constante et tendance :

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \mu + \delta_t \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Tableau 1: Résultat du test de Dickey-Fuller

| variables | En niveau | | | Différence première | | |
|-----------------|-----------------|---|-----------|---------------------|---|--------------|
| | Modèle | P | ADF stat | Modèle | P | ADF stat |
| <i>LAGRVA</i> | <i>Modèle3</i> | 8 | -2,130593 | <i>Modèle 3</i> | 0 | -5,759329*** |
| <i>LINDUSVA</i> | <i>Modèle1</i> | 2 | 0,743965 | <i>Modèle 1</i> | 1 | -1,143428 |
| <i>LSERVVA</i> | <i>Modèle 1</i> | 0 | 0,489581 | <i>Modèle 3</i> | 2 | 4,096250** |
| <i>LELECONS</i> | <i>Modèle 1</i> | 0 | 2,482081 | <i>Modèle 2</i> | 0 | -4,631772*** |
| <i>LPIB</i> | <i>Modèle 3</i> | 4 | -3,186492 | <i>Modèle 2</i> | 0 | -3,634272** |

** (***) rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5% (1%).

Le nombre de retard inclus (P) a été choisi en utilisant la minimisation du critère d'information de Schwartz (SIC). Le « L » placé devant les variables indique leurs valeurs logarithmiques. Toutes les variables ne sont rendues stationnaires qu'après différenciation. En particulier la valeur ajoutée du secteur industriel (*LINDUSVA*) est intégrée d'ordre deux ($I(2)$) puisqu'elle n'est rendu stationnaire qu'après deux différenciations. Toutes les autres variables

sont intégrées d'ordre un ($I(1)$). Les tests de cointégration nous donnerons une idée claire sur le modèle à estimer.

4.2.2. TEST DE COINTEGRATION

Deux séries x_t et y_t dont les processus sont intégrés sont dites cointégrées, s'il existe une combinaison linéaire unique des deux variables qui se révèle être intégrée d'ordre 0, c'est-à-dire qui est stationnaire. Une telle combinaison peut s'écrire sous la forme $z_t = x_t - a - by_t$, telle que z_t soit une variable stationnaire. Ces deux séries auront donc tendance à varier ensemble dans le temps. Pour tester l'hypothèse nulle de cointégration, deux approches sont souvent utilisées, la méthodologie en deux étapes d'Engle et Granger et l'approche multivariée de Johansen. L'approche de Engle et Granger étant très restrictive, puisqu'elle n'est applicable que dans le cas d'une seule et unique relation de cointégration, elle pose un problème de normalisation et peut conduire à des résultats différents selon que l'on considère la combinaison $z_t = x_t - a - by_t$ ou la combinaison $z_t = y_t - a - bx_t$.

Nous avons utilisé dans ce travail le test de cointégration de Johansen qui permet de déterminer le nombre de relation d'équilibre de long terme entre des variables intégrées quelle que soit la normalisation utilisée. Le test de la trace et celui de la valeur propre maximale contenus dans le tableau ci-dessous (tableau 2) indiquent qu'il existe une relation de cointégration entre la production nette (valeur ajoutée) du secteur industrielle et la consommation d'énergie. Pour les autres secteurs, la cointégration est rejetée puisqu'on accepte l'hypothèse nulle de l'existence d'aucune relation de cointégration.

Tableau 2 : test de cointégration de Johansen

| VARIABLES | HYPOTHESE NULLE | TRACE | VALEUR PROPRE |
|-----------------------------|------------------------|--------------|----------------------|
| <i>LPIB et LELECONS</i> | <i>Aucune</i> | 24.97305 | 18.73984 |
| <i>LAGRVA et LELECONS</i> | <i>Aucune</i> | 11.3368 | 8.9700 |
| <i>LINDUSVA et LELECONS</i> | <i>Au plus une</i> | 3.597023 | 3.597023 |
| <i>LSERVVA et LELECONS</i> | <i>Aucune</i> | 17.779 | 14.95204 |

5. RESULTATS ET RECOMMANDATIONS

La présentation de ces résultats se fera en deux étapes. En premier lieu il s'agira de la relation entre la consommation d'électricité et la performance globale (PIB) et en deuxième lieu, de la relation entre la consommation d'électricité et le PIB sectoriel.

5.1. CONSOMMATION D'ENERGIE ET PERFORMANCE GLOBALE

Les résultats du test de cointégration de Johansen indiquent qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre ces deux variables. Les variables n'étant cependant pas stationnaires, nous avons procédé au test de causalité de Granger avec les séries différenciées pour éviter d'obtenir une causalité fallacieuse. Le tableau ci-dessous révèle qu'il n'existe pas de relation causale entre le PIB et la consommation d'énergie puisque le test de Fischer ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle dans l'un ou l'autre sens. En d'autres termes, la connaissance des valeurs passées de la consommation d'énergie électrique ne permet pas d'améliorer la prévision du Produit intérieur brut global. De même, la connaissance des valeurs passées du PIB n'améliore pas la prévision de la consommation d'énergie électrique. Le « *D* » placé devant les variables indique la différence première.

Tableau 3 : Test de causalité entre LPIB et LELECONS

| Hypothèse nulle | F-Statistic | Probabilité |
|---|-------------|-------------|
| <i>D(LELECONS) ne cause pas D(LPIB)</i> | 0.12848 | 0.87999 |
| <i>D(LPIB) ne cause pas D(LELECONS)</i> | 0.22337 | 0.80134 |

Ce résultat somme toute surprenant, mérite une explication. En effet, l'agrégation macroéconomique des variables masque souvent leur comportement individuel qui peut différer d'un secteur d'activité à l'autre. Il convient donc de décomposer le PIB et de procéder à une analyse sectorielle. A cet effet, nous divisons l'économie en trois secteurs d'activité : le secteur primaire, le secteur secondaire, et le secteur tertiaire.

5.2. CONSOMMATION D'ENERGIE ET PERFORMANCE SECTORIELLE

Nous utilisons toujours ici les résultats des tests de stationnarité (tableau 1) et du test de cointégration (tableau 2) pour formaliser le test de causalité. Nous présentons d'abord l'analyse au niveau du secteur primaire, ensuite du secteur secondaire et enfin, au niveau du secteur tertiaire.

**5.2.1.1. CONSOMMATION D'ENERGIE ET PERFORMANCE DU SECTEUR
PRIMAIRE**

Le test de la trace et celui de la valeur propre maximale indiquent que la consommation d'énergie électrique et la production du secteur agricole (*AGRVA*) ne sont pas cointégrées. Le test de causalité de Granger effectué avec les séries différenciées d'une période, rejette l'existence d'une relation causale entre les deux variables. Le tableau ci-dessous montre que dans les deux sens, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de causalité puisque la statistique de Fischer est inférieure aux valeurs critiques tabulées au seuil de 5%.

Tableau 4 : Test de causalité entre $D(LELECONS)$ et $D(LAGRVA)$

| <i>Hypothèse nulle</i> | <i>F-Statistic</i> | <i>Probabilité</i> |
|---|--------------------|--------------------|
| <i>$D(LAGRVA)$ ne cause pas $D(LELECONS)$</i> | <i>1.80295</i> | <i>0.18559</i> |
| <i>$D(LELECONS)$ ne cause pas $D(LAGRVA)$</i> | <i>1.05887</i> | <i>0.36189</i> |

On ne peut donc pas utiliser les valeurs passées de la consommation d'énergie pour faire des prévisions sur le PIB du secteur agricole. Ce résultat s'explique parce que l'agriculture telle qu'elle est pratiquée au Cameroun, utilise beaucoup plus les moyens traditionnels de production qui ne consomment pas suffisamment d'énergie électrique. La principale source d'énergie utilisée dans ce secteur est constituée des dérivés du pétrole tels que l'essence et le gasoil.

**5.2.1.2. CONSOMMATION D'ENERGIE ET PERFORMANCE DU SECTEUR
SECONDAIRE**

Le test de cointégration de Johansen indique qu'il existe une relation de cointégration entre la consommation d'énergie et la production nette (mesurée par la valeur ajoutée du secteur industriel) du secteur secondaire (*LINDUSVA*). D'après la procédure que nous avons présentée plus haut, ce résultat nous conduit à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur. En adoptant la procédure de Johansen, les résultats (voir Annexe A1) sont résumés dans le tableau ci-dessous (Tableau 5). Les valeurs entre parenthèse sont les statistiques de Student.

Tableau 5 : modèle à correction d'erreur

| variables | <i>D(LELECONS)</i> |
|------------------------|---------------------------|
| Coefficient de rappel | -0.248244** (-2.42585) |
| <i>D(LELECONS(-1))</i> | 0.43496** (2.13078) |
| <i>D(LINDUSVA(-1))</i> | 0.31255 (2.3231) |
| <i>DUMMY1</i> | -0.1099** (-3.20810) |
| <i>DUMMY2</i> | 0.11652** (2.7675) |
| <i>C</i> | 0.03466* (1.60925) |

** (*) significatif au seuil de 5% (10%)

Nous avons inclus deux variables muettes dans le modèle pour capter d'une part, les mauvaises performances des années 80, d'autre part, la reprise observée après la dévaluation de 1994. Ainsi, la variable *DUMMY1* prend la valeur 0 avant 1985 et après 1994, et la valeur 1 entre 1986 et 1994. La variable *DUMMY2* prend la valeur 0 avant 1994, et 1 après. Les résultats montrent que la crise des années 80 (captée par la variable *DUMMY1*) a eu un impact significativement négatif sur la consommation d'énergie alors que la reprise observée après 1994 (captée par *DUMMY2*) a eu un impact positif.

Ce modèle à correction d'erreur capte la dynamique de court terme de la relation entre la consommation d'énergie électrique à la production nette du secteur industriel. Une augmentation de 1% du PIB dans le secteur industriel, entraîne une augmentation de 0.3% de la consommation d'énergie. Pour effectuer le test de causalité ici, nous allons différencier deux fois la variable *LINDUSVA* puisqu'elle est intégrée d'ordre deux (*I(2)*). Les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Test de causalité de Granger entre *D(D(LINDUSVA))* et *D(LELECONS)*

| Hypothèse nulle | F-Statistic | Probabilité |
|---|--------------------|--------------------|
| <i>D(D(LINDUSVA)) ne cause pas D(LELECONS)*</i> | 2.55936 | 0.09745 |
| <i>D(LELECONS) ne cause pas D(D(LINDUSVA))</i> | 1.45879 | 0.25164 |

(*) Rejet de l'hypothèse nulle à 10%

Ces résultats vont en droite ligne avec ceux du modèle à correction d'erreur et montrent que la connaissance des valeurs passées de la production industrielle améliore la prévision de la consommation d'énergie électrique. Cela peut se comprendre puisque le secteur secondaire, avec ses industries lourdes, manufacturières et minières, est celui qui consomme la plus grande part de la production électrique au Cameroun. Le principal enseignement qui en ressort est que pour soutenir une augmentation continue de la production industrielle sur une

longue période, l'offre d'énergie doit se faire en quantité suffisante sinon, les entreprises rationnées se verront contraintes de réduire leur production, ce qui est de nature à ralentir l'activité économique dans presque tous les secteurs.

La décomposition de Cholesky (annexe B1) montre que l'impact d'un choc affectant la production industrielle sur la consommation d'énergie n'est pas instantané. Le choc se transmet la période suivante et explique près de 20% de la variance de l'erreur de prévision de la consommation d'électricité. L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles (Annexe C1) montre que la deuxième année, l'impact du choc est moins ressenti et commence à décroître dès la troisième année. Toutefois, ces chocs sont permanents puisque la consommation d'électricité ne revient pas à son niveau initial.

5.2.1.3. CONSOMMATION D'ENERGIE ET PERFORMANCE DU SECTEUR TERTIAIRE

Ici, le test de cointégration montre qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre la consommation d'énergie et la production nette (valeur ajoutée) du secteur tertiaire. Au seuil de 5%, le test de causalité montre que se sont plutôt les valeurs passées de la consommation d'énergie qui améliorent la prévision de la production nette dans le secteur des services. Les variables n'étant pas cointégrées, nous avons estimé un modèle VAR en différences premières (Annexe A2) en incluant les mêmes variables dummy que précédemment (Tableau 7).

Tableau 7 : Estimation VAR entre $D(LSERVVA)$ et $D(LELECONS)$

| | $D(LSERVVA)$ | $D(LELECONS)$ |
|-------------------|------------------|------------------|
| $D(LSERVVA(-1))$ | 0.08950 (0.577) | -0.025 (-0.266) |
| $D(LSERVVA(-1))$ | -0.1622 (-1.103) | 0.029 (0.328) |
| $D(LSERVVA(-3))$ | 0.184 (1.337) | 0.006 (0.072) |
| $D(LELECONS(-1))$ | 0.597* (1.735) | 0.106 (0.511) |
| $D(LELECONS(-2))$ | 0.419 (1.165) | -0.3152 (-1.446) |
| $D(LELECONS(-3))$ | 0.138 (0.366) | -0.136 (-0.596) |

(*) significatif au seuil de 10%

Au seuil de 10%, lorsque la consommation d'énergie augmente de 1%, la croissance dans le secteur des services s'améliore de 0.6% environ. Cette analyse est confirmée par le test de causalité de Granger (tableau 8).

Tableau 8 : Test de causalité entre LELECONS et LSERVVA

| <i>Hypothèse nulle</i> | <i>F-Statistic</i> | <i>Probability</i> |
|--|--------------------|--------------------|
| <i>D(LSERVVA) ne cause pas D(LELECONS)</i> | 0.27741 | 0.60241 |
| <i>D(LELECONS) ne cause pas D(LSERVVA)**</i> | 4.83939 | 0.03594 |

(**) Rejet de l'hypothèse nulle à 5%

En procédant par des simulations de Monte Carlo, on constate que la variance de l'erreur de prévision du PIB dans le secteur des services (Annexe B2) est expliquée à 17% environ par les valeurs passées de la consommation d'énergie. L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles (Annexe C2) montre que la production dans le secteur des services ne répond instantanément aux chocs de consommation d'énergie. Ces chocs sont transitoires puisque la valeur ajoutée tend à revenir à son niveau initial. De cette analyse, on conclut qu'une politique visant à accroître la production des services, devrait mettre en œuvre des mécanismes incitatifs visant à accroître la quantité d'énergie consommée par les populations. A cet effet, l'offre doit également pouvoir répondre à la demande supplémentaire

6. CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'analyser la relation qui lie les infrastructures publiques à la performance économique au Cameroun. L'analyse montre que les difficultés économiques des années 80 ont eu un impact négatif sur l'état des infrastructures et les services offerts par ces dernières. Malgré la reprise de l'activité économique observée au milieu de la décennie 90, le Cameroun connaît toujours un déficit infrastructurel important qui est de nature à compromettre son développement économique et social. Compte tenu de l'importance de l'infrastructure énergétique dans presque toutes les activités humaines, nous avons procédé à une étude économétrique de la relation entre la consommation d'énergie électrique et la production des biens et services.

Les résultats montrent que si au plan global, il ne semble pas exister de causalité directe au sens de Granger entre le PIB et la consommation d'énergie, 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). L'énergie devrait donc être au centre de la politique de développement étant donné que le décollage économique requiert un passage du secteur primaire vers les secteurs secondaire et tertiaire. La création de richesse dans ces secteurs selon nos résultats, dépend fortement de la consommation d'énergie. Deux principales recommandations émergent donc au terme de cette étude.

Premièrement, malgré la privatisation du secteur de l'électricité, l'Etat devrait non seulement continuer de jouer un rôle important en matière de régulation pour éviter une augmentation non contrôlée du prix de l'électricité pouvant entraîner un accroissement des coûts de production des firmes, et une accélération de l'inflation. Il devrait aussi s'engager à construire de nouvelles infrastructures et de diversifier les sources de production d'énergie électrique afin que le pays cesse d'être dépendant de la production hydroélectrique et thermique.

La seconde recommandation s'adresse aux entreprises (notamment celles de transformation) désireuses de s'installer sur le territoire camerounais. Compte tenu des pénuries d'énergie électrique, elles devraient prévoir d'autres sources de production privées (groupes électrogènes, énergie solaire etc.) afin de pouvoir soutenir une activité rentable qui nécessite une consommation croissante de l'énergie électrique. Pour les entreprises du secteur tertiaire, l'accroissement de la consommation d'électricité est signe d'accroissement de la demande des biens de secteur.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Agénor, P. R., (2006)**, “Infrastructure Investment and Maintenance Expenditure: Optimal Allocation Rules in a Growing Economy”, Economic Discussion paper No. 0537, Centre for Growth and Business Cycle research.
- Ajab-Amin, A., (2002)**, “An Examination of the Sources of Economic Growth in Cameroon”, AERC Research Paper 116, The African Economic Research Consortium.
- Altinay, G., Karagol, E., (2004)**, “Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey”, *Energy Economics* 26, 985–994.
- Asafu-Adjaye, J., (2000)**, “The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries”, *Energy Economics* 22, 615– 625.
- Aschauer D., (1989b)**, “Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven,” *Economic Perspectives* 13, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Aschauer D., 1989a**, “Is public expenditure productive?” *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200.
- Barro R., 1990**, “Government spending in a simple model of endogenous growth”, *Journal of Political Economy* 98, 103-125.
- Baye menjo, F. (2004)**, “Growth and Redistribution Effects of Poverty Changes in Cameroon: A Shapley Decomposition Analysis”, Forum Paper, Development Policy Research Unit.
- Bekolo-Ebe, B., (1986)**, “Rétrospective d’une décennie de croissance de l’économie Camerounaise : 1975-1986”, *Revue Camerounaise de Management*.
- Davidson, O. et Sokona, Y. (2002)**, “A New Sustainable Energy Path for African Development: Think Bigger, Act Faster”, Energy and Development Research Centre, University of Cape Town, Cape Town.
- Devaradjan, S., Swaroop, V. et Zou, H. (1996)** “The Composition of Public Expenditure and Economic Growth”, *Journal of Monetary Economics* 37, 313-344.
- Estache, A., Speciale, B. et D. Veredas, (2005)**, “How much does infrastructure matter to growth in Sub-Saharan Africa?”, unpublished.
- Ferguson, R., Wilkinson, W. et Hill, R. (2000)**, Electricity use and economic development, *Energy Policy* 28, 923–934.
- FMI et Banque mondiale (2005)**, *Rapport de suivi mondial 2005*, Washington DC.

- Ghosh, S., (2002)** “Electricity consumption and economic growth in India”, *Energy Policy* 30, 125–129.
- Granger, C.W.J., (1969)**, “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”, *Econometrica* 3, 424-438.
- Granger, C.W.J., (1988)** “Some recent developments in a concept of causality”, *Journal of Econometrics* 39, 199– 212.
- Granger, C.W.J., Newbold, P., (1974)**, “Spurious regressions in econometrics”, *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
- Guellec, D. et Ralle, P., (1997)**, *Les Nouvelles Théories de la Croissance*, La Découverte, Paris.
- Hulten, C., (1996)**, “Infrastructure Capital and Economic Growth: How Well you Use it May be More Important than How Much you Have”, NBER working paper No. 5847.
- Kalaitzidakis, P. et S. Kalyvitis, (2002)**, “On the Macroeconomic Implications of Maintenance in Public Capital”, *Journal of Public economics* 88, 695-712.
- Kobou, G., (2002)**, “L’Evolution du Progrès Technique dans le Secteur Industriel au Cameroun”, *Economie & Gestion* 3, (1), 77-100.
- Kraft, J., et Kraft, A. (1978)**, “On the relationship between energy and GNP”, *Journal of Energy and Development* 3, 401– 403.
- Masih, A.M.M., Masih, R., (1997)**, “On the temporal causal relationship between energy consumption, real income, and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs based on a multivariate cointegration vector errorcorrection approach. *Journal of Policy Modeling* 19, 417– 440.
- Masih, A.M., et Masih, R., (1998)**, “A multivariate cointegrated modeling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCs. *Applied Economics* 30, 1287–1298.
- Moritomo, R., et Hope, C., (2004)**, “The impact of electricity supply on economic growth in Sri Lanka”, *Energy Economics* 26, 77–85.
- Narayan, P.K., et Smyth, R., (2005)** “Electricity consumption, employment and real income in Australia: evidence from multivariate Granger causality tests”. *Energy Policy* 33, 1109– 1116.
- Nelson, C.R., et Plosser, C.I., (1982)**, “Trends and random walks in macroeconomic time series”, *Journal of Monetary Economics*. 10, 139-162.
- Ngnikam, E., 2006**, *Énergie et écodéveloppement au Cameroun*, Observatoire de la viabilité énergétique, Rapport 2005/2006.

- OCDE (2005)**, *Vers une croissance Pro pauvres : Les Infrastructures*, Les éditions de l'OCDE, Paris.
- Oh, W., Lee, K., (2004)**, “Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970–1999”, *Energy Economics* 26 (1), 1– 177.
- Oxley, L., Greasley, D., (1998)**, “Vector autoregressions, cointegration and causality: testing for the causes of the British industrial revolution”, *Applied Economics* 30, 1387– 1397.
- Rioja, F. K., (2003a)**, “The Penalties of inefficient Infrastructure”, *Review of development Economics* 7, 127-137.
- Rioja, F. K., (2003b)**, “Filling Potholes: Macroeconomic Effects of Maintenance vs. New Investments in Public Infrastructure”, *Journal of Public Economics* 87, 2281-2304.
- Shiu, A., et Lam, L.P., (2004)**, “Electricity consumption and economic growth in China”, *Energy Policy* 30, 47– 54.
- Sims, C.A., (1980)**, “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, Vol 48, pp 1-48.
- Soytas, U., Sari, R., (2003)** “Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets”, *Energy Economics* 25, 33– 37.
- Stern, D.I., (1993)**, “Energy use and economic growth in the USA, a multivariate approach”, *Energy Economics* 15, 137–150.
- Stern, D.I., (2000)**, “A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the U.S. macroeconomy”, *Energy Economics* 22, 267– 283.
- Touna Mama (2008)**, *L'Economie Camerounaise : Pour un Nouveau départ*, Afrédit.
- Touna Mama, Kamgnia Dia, B., Ouédraogo, J. et Zeufack, A. (2002)**, “Ajustement Structurel et Investissement Privé en Afrique. Les cas du Burkina Faso, du Cameroun et de la Côte d’Ivoire”, Les Cahiers du SISERA.
- Tsafack-Nanfosso, R., (2006)**, “Economie politique d’une dynamique dans les exportations camerounaises”, *Nordic Journal of African Studies* 15 (3), 344-366.
- Wolde-Rufael, Y., (2004)** “Disaggregated industrial energy consumption and GDP: the case of Shanghai, 1952–1999”, *Energy Economics* 26, 69– 75.
- Yoo, S.H., (2005)**, “Electricity consumption and economic growth: evidence from Korea”, *Energy Policy* 33, 1627– 1632.

ANNEXE A : Résultats des estimations³

ANNEXE A1

Vector Error Correction Estimates

| Vector Error Correction Estimates | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Date: 06/07/10 Time: 23:51 | | |
| Sample (adjusted): 1972 2003 | | |
| Included observations: 32 after adjustments | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
| LELECONS(-1) | 1.000000 | |
| LINDUSVA(-1) | -0.548744 (0.08256) [-6.64676] | |
| C | -6.845165 | |
| Error Correction: | D(LELECONS) D(LINDUSVA) | |
| CointEq1 | -0.248244 (0.10233) [-2.42585] | 0.524863 (0.11728) [4.47545] |
| D(LELECONS(-1)) | 0.434965 (0.20413) [2.13078] | -0.296327 (0.23394) [-1.26667] |
| D(LINDUSVA(-1)) | 0.312559 (0.13454) [2.32313] | 0.152180 (0.15419) [0.98697] |
| C | 0.034662 (0.02154) [1.60925] | 0.035272 (0.02468) [1.42891] |
| DUMY | -0.109900 (0.03426) [-3.20812] | 0.110008 (0.03926) [2.80210] |
| DUMMY | 0.111652 (0.04034) [2.76758] | -0.165693 (0.04623) [-3.58381] |
| R-squared | 0.349146 | 0.635122 |
| Adj. R-squared | 0.223982 | 0.564954 |
| Sum sq. resids | 0.096458 | 0.126686 |
| S.E. equation | 0.060909 | 0.069803 |
| F-statistic | 2.789509 | 9.051356 |
| Log likelihood | 47.46404 | 43.10249 |
| Akaike AIC | -2.591502 | -2.318906 |
| Schwarz SC | -2.316677 | -2.044080 |
| Mean dependent | 0.031665 | 0.049794 |
| S.D. dependent | 0.069143 | 0.105830 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 1.79E-05 | |
| Determinant resid covariance | 1.18E-05 | |
| Log likelihood | 90.71534 | |
| Akaike information criterion | -4.794709 | |
| Schwarz criterion | -4.153449 | |

³ DUMY représente la variable DUUMY1 dans le texte et DUMMY la variable DUMMY2

ANNEXE A2

Vector Autoregression Estimates

| Vector Autoregression Estimates | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Date: 03/08/10 Time: 00:29 | | |
| Sample (adjusted): 1974 2003 | | |
| Included observations: 30 after adjustments | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| | D(I SFRVVA) | D(I FI FCONS) |
| D(I SFRVVA(-1)) | 0.089506 (0.15497) [0.57755] | -0.025009 (0.09379) [-0.26664] |
| D(LSERVVA(-2)) | -0.162299 (0.14711) [-1.10328] | 0.029229 (0.08903) [0.32831] |
| D(LSERVVA(-3)) | 0.184484 (0.13791) [1.33770] | 0.006049 (0.08346) [0.07217] |
| D(LELECONS(-1)) | 0.597919 (0.34445) [1.73586] | 0.106694 (0.20847) [0.51180] |
| D(LELECONS(-2)) | 0.419847 (0.36016) [1.16574] | -0.315229 (0.21797) [-1.44620] |
| D(LELECONS(-3)) | 0.138288 (0.37774) [0.36610] | -0.136403 (0.22861) [-0.59666] |
| C | 0.030976 (0.04709) [0.65786] | 0.001465 (0.02850) [2.05072] |
| DUMMY | -0.036572 (0.05638) [-0.64063] | -0.070774 (0.03412) [-2.30046] |
| DUMMY | -0.016427 (0.05831) [-0.28171] | 0.029872 (0.03529) [0.84643] |
| R-squared | 0.394381 | 0.282204 |
| Adj. R squared | 0.163669 | 0.008758 |
| Sum sq. resid | 0.289073 | 0.105881 |
| S.E. equation | 0.117326 | 0.071007 |
| F-statistic | 1.709407 | 1.032028 |
| Log likelihood | 27.06596 | 42.13136 |
| Akaike AIC | -1.204397 | -2.208758 |
| Schwarz SC | -0.784038 | -1.788308 |
| Mean dependent | 0.041987 | 0.031869 |
| S.D. dependent | 0.128294 | 0.071320 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 6.33E-05 | |
| Determinant resid covariance | 3.10E-05 | |
| Log likelihood | 70.57397 | |
| Akaike information criterion | -3.504932 | |
| Schwarz criterion | -2.664213 | |

ANNEXE B : Décomposition de la variance

ANNEXE B1

Variance Decomposition

| Variance Decomposition of LELECONS: | | | |
|-------------------------------------|----------|----------|----------|
| Period | S.E. | LELECONS | LINDUSVA |
| 1 | 0.060909 | 100.0000 | 0.000000 |
| 2 | 0.101744 | 90.60771 | 9.392291 |
| 3 | 0.130313 | 83.77150 | 16.22850 |
| 4 | 0.151639 | 81.22029 | 18.77971 |
| 5 | 0.170383 | 80.52049 | 19.47951 |
| 6 | 0.188117 | 80.26734 | 19.73266 |
| 7 | 0.204875 | 80.05792 | 19.94208 |
| 8 | 0.220582 | 79.87883 | 20.12117 |
| 9 | 0.235347 | 79.75210 | 20.24790 |
| 10 | 0.249326 | 79.66746 | 20.33254 |

| Variance Decomposition of LINDUSVA: | | | |
|-------------------------------------|----------|----------|----------|
| Period | S.E. | LELECONS | LINDUSVA |
| 1 | 0.069803 | 0.925739 | 99.07426 |
| 2 | 0.094162 | 4.896325 | 95.10367 |
| 3 | 0.117654 | 22.13282 | 77.86718 |
| 4 | 0.151103 | 41.12379 | 58.87621 |
| 5 | 0.188832 | 52.61137 | 47.38863 |
| 6 | 0.225994 | 59.14150 | 40.85850 |
| 7 | 0.261355 | 63.32751 | 36.67249 |
| 8 | 0.294949 | 66.25811 | 33.74189 |
| 9 | 0.326870 | 68.38727 | 31.61273 |
| 10 | 0.357151 | 69.97218 | 30.02782 |

| |
|--------------------------------------|
| Cholesky Ordering: LELECONS LINDUSVA |
|--------------------------------------|

ANNEXE B2

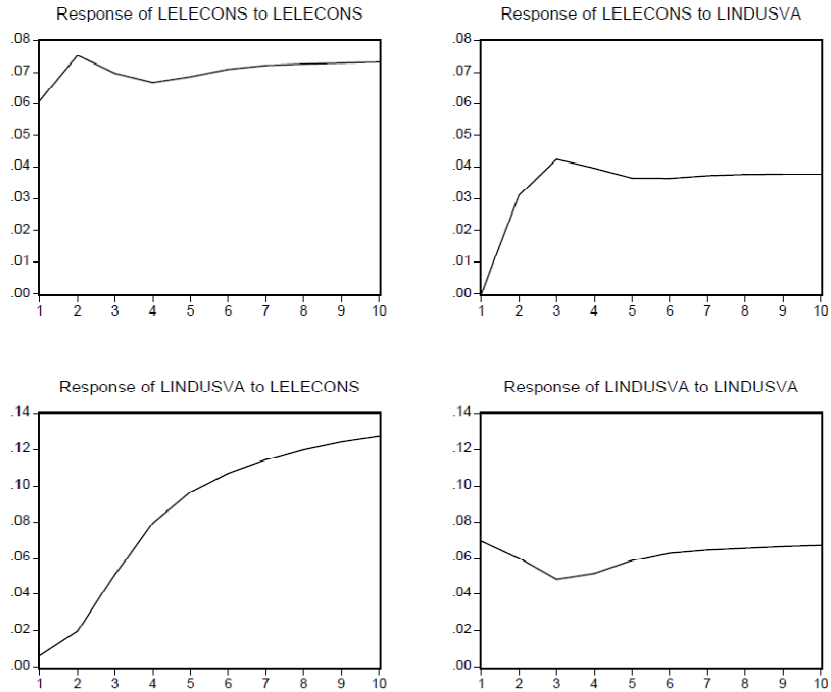
Variance Decomposition

| Variance Decomposition of D(LSERVVA): | | | |
|--|----------|-----------------------|-----------------------|
| Period | S.E. | D(LSERVVA) | D(LELECONS) |
| 1 | 0.117326 | 100.0000 (0.00000) | 0.000000 (0.00000) |
| 2 | 0.124154 | 89.33140 (10.6244) | 10.66860 (10.6244) |
| 3 | 0.133086 | 83.22187 (11.5935) | 16.77813 (11.5935) |
| 4 | 0.134609 | 83.51839 (11.8509) | 16.48161 (11.8509) |
| 5 | 0.136149 | 82.68150 (12.2856) | 17.31850 (12.2856) |
| 6 | 0.136253 | 82.70466 (12.7017) | 17.29534 (12.7017) |
| 7 | 0.136459 | 82.46891 (13.2665) | 17.53109 (13.2665) |
| 8 | 0.136486 | 82.44692 (13.4252) | 17.55308 (13.4252) |
| 9 | 0.136497 | 82.43463 (13.7939) | 17.56537 (13.7939) |
| 10 | 0.136506 | 82.42447 (13.9245) | 17.57553 (13.9245) |
| Variance Decomposition of D(LELECONS): | | | |
| Period | S.E. | D(LSERVVA) | D(LELECONS) |
| 1 | 0.071007 | 8.769153 (8.98556) | 91.23085 (8.98556) |
| 2 | 0.071562 | 9.157062 (10.3431) | 90.84294 (10.3431) |
| 3 | 0.075366 | 9.864202 (10.5170) | 90.13580 (10.5170) |
| 4 | 0.076891 | 10.29321 (10.7531) | 89.70679 (10.7531) |
| 5 | 0.077166 | 10.36945 (11.0323) | 89.63055 (11.0323) |
| 6 | 0.077706 | 10.46127 (11.1740) | 89.53873 (11.1740) |
| 7 | 0.077707 | 10.46186 (11.2783) | 89.53814 (11.2783) |
| 8 | 0.077808 | 10.47672 (11.4199) | 89.52328 (11.4199) |
| 9 | 0.077824 | 10.47640 (11.4253) | 89.52360 (11.4253) |
| 10 | 0.077832 | 10.47740 (11.5515) | 89.52260 (11.5515) |
| Cholesky Ordering: D(LSERVVA) D(LELECONS) | | | |
| Standard Errors: Monte Carlo (100 repetitions) | | | |

ANNEXE C : Fonctions de réponses impulsionnelles

ANNEXE C1

Response to Cholesky One S.D. Innovations



ANNEXE C2

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

