

Communication : Les déterminants de la demande d'énergie dans l'espace CEDEAO

Par : Ochozias A. GBAGUIDI¹

Résumé

Dans ce papier, nous estimons à l'aide d'un modèle à correction d'erreur la relation entre la demande d'énergie et ses principaux déterminants dans l'espace CEDEAO à partir d'un panel d'un échantillon de six Etats membres sur données de la période 1975 à 2005. Nous calculons les élasticités de long terme et de court terme de la demande d'énergie et nous montrons qu'au niveau régional seuls les impacts de long terme des effets de structures agricole et industrielle sont significatifs alors que le revenu affecte négativement la demande d'énergie aussi bien à long terme qu'à court terme. Ainsi, une variation de la part de l'agriculture ou de l'industrie entraîne une variation dans le même sens de la demande d'énergie mais d'une ampleur moindre. Une variation du revenu par tête a sur la demande d'énergie un effet contraire avec une ampleur à court terme deux fois moins importante que l'impact de long terme. Des pistes ont été suggérées pour une politique énergétique efficace et respectueuse de l'environnement au niveau régional.

1. Introduction

Les relations complexes entre la consommation d'énergie et ses déterminants ont été très peu étudiées dans la sous région ouest africaine ces dernières années, alors même que l'unanimité est faite sur la nécessité de les connaître afin de mener des politiques énergétiques régionales efficaces. Cette nécessité s'est amplifiée récemment avec les crises énergétiques répétées que connaissent la sous région et la hausse continue du cours de l'énergie en général et celui du pétrole en particulier.

Avec les augmentations substantielles des prix mondiaux du pétrole, l'analyse de la demande d'énergie devient une question politique importante. De nombreux indicateurs d'efficacité énergétique ont été développés et appliquée pour expliquer les différences de performance énergétique entre les pays et pour la comparaison internationale de ces performances. Les élasticités de la demande d'énergie constituent une solution souvent trouvée dans les études de l'énergie dans les années 1970 et 1980 (Destais et al., 2007).

¹ Associate Economic Affairs Officer, UNECA SRO-West Africa, gochozias@uneca.org

Kraft et Kraft, (1978), Yu et Choi, (1985), Erol et Yu (1987), Masih et Masih (1996, 1998), Asafu-Adjaye (2000) et plus récemment Fatai et al (2004), Lee (2005), Al Ariani (2006), Mahadevan et Asafu (2006) ont mis en évidence, une certaine corrélation entre la croissance économique et la consommation d'énergie. Cette corrélation, selon Percebois (2000) s'est imposée dans les modes de raisonnement qui sont les nôtres, comme un postulat irréfutable, tant et si bien que chercher à diminuer la consommation énergétique par tête ou par unité de production est perçu par beaucoup comme une remise en cause du bien-être social. Or selon Peccei, (1976) « *l'idée de gaspillage résume toute la problématique actuelle dans les domaines de l'agriculture, des matières premières, et de l'énergie* ». Cette idée de gaspillage est corroborée par le fait que la quantité d'énergie primaire nécessaire pour produire un franc de Produit National Brut varie non seulement d'un pays à l'autre mais aussi d'une année à l'autre dans un même pays.

Ces études ont mis en évidence dans le meilleur des cas le sens de la causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie dans les pays développés et dans certains pays en développement. Dans certains cas, l'échantillon de pays a inclus certains Etats membres de la CEDEAO mais les analyses se sont focalisées essentiellement sur la mise en évidence du sens de cette causalité PIB-croissance. Certaines études ont focalisé leur attention sur certains pays spécifiques de la sous région. C'est le cas de Gbaguidi (2001) qui a identifié les principaux déterminants de la demande d'énergie au Bénin. Cette étude comme la plupart des autres qui ont eu recours aux séries chronologiques au niveau pays se sont heurtées aux difficultés liées à la robustesse des élasticités sur des séries dont l'étendue, relativement courtes est tributaires des difficultés statistiques courantes dans les PED. L'estimation en panel au niveau de la CEDEAO apparait comme une solution à cette difficulté.

Cette analyse utilisera les techniques récentes de l'économétrie des données de panel pour estimer une fonction de demande d'énergie à l'échelle régionale tout en soulignant les spécificités pays. Dans un premier temps, les aspects méthodologiques de l'analyse seront abordés. Ensuite, sont présentés les résultats empiriques qui aboutissent aux conclusions et recommandations de politiques.

2. Données et Méthode

2.1 Mesure des variables et sources des données

L'étude utilise les données de la version 2007 du African Development Indicators de la Banque Mondiale. Elles s'étendent sur la période de 1975 à 2005. Ce choix est imposé par la disponibilité des données au niveau des pays sur la consommation d'énergie et par le soucis d'avoir un panel sans données manquantes. Il en est de même du nombre de pays faisant partie de l'étude. En effet, seuls six pays sur les quinze Etats membres de la CEDEAO disposent dans cette base de données de statistiques sur les consommations d'énergie. Ce qui nous a conduit à utiliser un échantillon de pays pour réaliser l'analyse régional. Il s'agit du Bénin, de la Cote d'Ivoire, du Ghana, du Nigéria, du Sénégal et du Togo. Dans ce groupe les différentes catégories de pays peuvent être distinguées : les pays exportateurs d'énergie parce que exportateurs de pétrole et d'électricité (le Nigéria et la Cote d'ivoire), les exportateurs d'électricité et importateurs de pétrole (Ghana et Cote d'Ivoire), les pays importateurs de pétrole et d'électricité (le Bénin, le Togo, la Guinée, la Gambie, le Sénégal, le Niger).... Cet échantillon concentre également les pays qui tirent la sous région en matière de croissance économique : Le Nigeria, le Sénégal et la Cote d'Ivoire. En outre, le Nigéria concentre environ 98% des réserves prouvées en pétrole et en gaz naturel et fait partie avec le Ghana et la Cote d'Ivoire des cinq pays (avec la Guinée et la Sierra Leone) qui concentrent à eux seuls 91% du potentiel hydroélectrique sous régional (Diaw, 2004). Ainsi l'hypothèse de la représentativité de cet échantillon peut-elle paraître assez réaliste.

Le Produit Intérieur Brut marchand et les valeurs ajoutées en dollars ont été utilisés. La consommation d'énergie représente la consommation d'énergie primaire. Elle est égale à la production intérieure plus les importations et les variations de stock, moins les exportations et la consommation de combustibles utilisés pour les transports maritimes et aériens internationaux. Elle comprend donc aussi bien à la consommation d'énergie avant transformation pour divers usages (électricité, produits dérivés du raffiné etc.) que la consommation d'énergie produite par les énergies renouvelables ou les déchets. Les données relatives aux différentes formes d'énergie sont converties en équivalent pétrole dans la base de données. La mesure de l'intensité énergétique se déduit de celle des deux variables précédentes (PIB et Consommation d'énergie) qui la composent.

Les variables Agvalu et Indvalu sont les parts respectives des valeurs ajoutées des secteurs primaires et secondaires dans le Produit Intérieur Brut. Les valeurs été rapportées à la valeur ajoutée globale pour donner les part de valeur ajoutée comme suit:

$$\text{Agvalu} = \frac{V\text{Aprim}}{V\text{Atot}} \quad \text{et} \quad \text{Indvalu} = \frac{V\text{Asec}}{V\text{Atot}}$$

VAprim, VAsec et VAtot étant respectivement la valeur ajoutée du secteur primaire, la valeur ajoutée du secteur secondaire et la valeur ajoutée de l'ensemble des trois secteurs de l'économie.

L'indice des prix à la consommation a été utilisé comme proxy des prix de l'énergie, comme dans Mahadevan et Asafu-Adjaye (2006, op.cit.). Ce choix s'explique par l'absence de données pays sur les indices de prix de l'énergie dans la sous région. Une approche alternative serait de recourir aux cours moyens annuels du brut sur la durée de l'étude mais cette option peut conduire à l'existence dans la série de données d'un vecteur prix unique pour l'ensemble des individus. Ceci posera non seulement des problèmes dans l'estimation économétrique du modèle mais paraît également difficile à justifier au niveau de la politique des différents pays. En effet, la plupart des Etats de la sous région pratiquent une politique d'administration des prix des produits pétroliers à la pompe, ce qui implique, du moins pendant longtemps une absence de liens clairs entre les cours du brut et les prix pratiqués. Si cette politique a connu dans la plupart des cas une amélioration, dans la mesure où les prix, s'ils sont toujours administrés subissent des variations mensuelles qui reflètent dans une certaine mesure les réalités du marché international des matières premières, elles sont trop récentes pour dégager une série chronologique exploitable dans cette étude.

2.2 Spécification du modèle de demande d'énergie

La littérature économique rend compte de l'existence de plusieurs modèles de demande d'énergie. Selon les techniques utilisées, on distingue les modèles du type MCEG (Modèle Calculable d'Equilibre Général) les modèles de prévision de tendance et les modèles économétriques traditionnels.

Les MCEG sont des modèles macroéconomiques détaillés ayant des fondements microéconomiques qui permettent de dériver rigoureusement la forme des fonctions d'offre

et de demande à partir des comportements de maximisation des fonctions d'utilité des ménages et de celles de profit des entreprises. Ils permettent surtout d'étudier l'impact des politiques économiques sur la demande d'énergie et sur les conséquences sur l'environnement. Si ces modèles très détaillés ont l'avantage d'être cohérents en formalisant toutes les simultanités, ils ont en revanche la faiblesse de ne pouvoir être estimés que sur des situations concrètes par des méthodes traditionnelles (Villa, 2000). En effet, les modèles calculables d'équilibre général sont à l'équilibre walrassien et sont calibrés sur une période donnée plutôt qu'estimés. Ils permettent cependant des prévisions de long terme dont les principales variables exogènes sont, la croissance de la population, la productivité globale des facteurs et les politiques fiscales et budgétaires. Ces modèles ont été développés par Beaver et Huntington (1992), Beaver (1993) et Bhattacharyya (1996)².

Les modèles génériques de prévision de l'intensité énergétique à long terme quant à eux se regroupent en trois catégories : On distingue les modèles d'estimation par une fonction logistique, les modèles dits d'apprentissage et les modèles translog.

L'estimation de la tendance par une fonction logistique a été utilisée par Futardo et Suslick (1993) pour prévoir l'intensité de la consommation du pétrole par rapport au PIB au Brésil et par Hourcade (1993) pour construire des scénarii macro-économiques. La méthode consiste à supposer que les intensités énergétiques suivent une loi logistique avec un seuil asymptotique de saturation modulé par des composantes économiques comme les prix et les revenus. « *On peut toutefois douter de la pertinence des modèles utilisés, car les intensités énergétiques présentent plus souvent des courbes en U ou en escalier qu'un seuil de saturation* » (Villa, op.cit., p.18). En outre les tenants de la méthode n'estiment jamais le modèle complet et ne se demandent pas si les déterminants du taux de croissance de l'intensité énergétique sont différents de ceux d'un éventuel seuil de saturation. Villa (op.cit.) montre qu'il est possible de trouver une approche qui permet de procéder à une recherche des tendances sans renoncer aux déterminants économiques habituels. En faisant dépendre le taux de croissance des prix relatifs, des revenus et de variables conjoncturelles d'une part, et en supposant d'autre part que l'asymptote est fonction de la richesse par tête et de la population ou de sa densité on a :

$$\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}(a(POP,W)-e_{t-1})} = b[(PIB_t)TU_t, \Delta(PR_t)]$$

² ces auteurs ont été cités par Villa, (2000)

e_t étant l'intensité énergétique primaire, POP la population, W la richesse par tête, TU le taux d'utilisation des capacités et PR les prix relatifs, PIB le PIB en volume, Δ étant l'opérateur de différence première. Cette formulation montre qu'on peut marier une recherche de tendance et une recherche des déterminants économiques habituels.

Les modèles d'apprentissage de Futardo et Suslick consistent à supposer que la tendance est le résultat d'un processus adaptatif. On révisé donc les anticipations de l'intensité énergétique à la lumière des informations passées de l'économètre, informations qui n'incluent pas certaines informations de la période de prévision. Plus précisément, on suppose que l'économètre a pu observer sur la période $[1, T]$, la consommation primaire d'énergie E_t (en Tep), le PIB, Y_t en volume et donc l'intensité énergétique qui résulte de ces deux variables ($e_t = E_t / Y_t$). Mais le vrai modèle d'intensité énergétique consiste à relier linéairement $\text{Log}(e_t)$ à $\text{Log}(Y_t)$, d'autres variables Z_t et la constante. Si on pouvait observer Z_t , on pourrait l'estimer économétriquement. Le modélisateur peut alors envisager un processus d'apprentissage qui converge vers le vrai modèle. La méthode ne donne finalement pas de bonnes prévisions de la demande d'énergie. *«Toutefois, là encore il n'y a aucun comportement des agents réels puisque le processus d'apprentissage considéré ne concerne que le modélisateur»* (Villa, op.cit., p.19)

Les modèles translog quant à eux sont basés sur l'observation statistique de longue période selon laquelle l'intensité énergétique peut être décrite à long terme par une courbe de type log-normal en fonction du revenu par tête avec une forte "skewness" (Villa, op.cit.). Si les estimations de Futardo et Suslick pour la demande de pétrole au Brésil à l'aide de cette méthode montrent qu'elle donne de bons résultats, elles présentent l'inconvénient de supposer que les élasticités prix croissent avec le revenu par tête. D'où la difficulté d'appliquer cette méthode à des données agrégées telles que celles que nous allons utiliser dans cette étude.

La dernière grande catégorie de modèles utilisés pour analyser la demande d'énergie est constituée par les modèles économétriques. On distingue les modèles prenant en compte les éléments généraux de la théorie de la demande et les modèles avec anticipation de prix. Le plus représentatif du premier groupe de modèles est celui de Houthakker et Taylor. Ils introduisent dans l'analyse les déterminants en stock et en flux de la consommation finale, ce qui permet de distinguer de manière théorique le court terme et le long terme. On postule que la demande d'énergie dépend de la dépense totale, des prix relatifs et d'une variable d'état qui est en général le stock de la période précédente. Vallet (1978) cité par Villa (op.cit.) a fait

des estimations d'une fonction de ce type pour la demande d'énergie domestique et de carburant par les ménages. Ces résultats ont fait apparaître une forte instabilité de tous les coefficients. Le modèle suppose aussi implicitement que les élasticités sont variables au cours du temps mais que leur évolution est fortement liée aux prix relatifs. Selon Villa (op.cit., p.25) le modèle est aussi sous déterminé car « *il faudrait trouver des arguments de long terme à la variable de stock, par exemple la population, la richesse totale, le parc logement (chauffage) ou le parc automobile (carburant)* ». En outre une estimation en logarithme plutôt qu'en niveau ou en propension devrait permettre de corriger l'hétéroscédasticité des résidus tout en favorisant l'estimation directe des élasticités. Par rapport aux élasticités, le modèle suppose implicitement qu'elles sont variables au cours du temps mais que leur évolution est fortement influencée par celle des prix relatifs. Quant au modèle avec anticipation de prix, ils partent du constat selon lequel la demande d'énergie n'a pas répondu à la chute des prix dans les années 60 de manière symétrique à la hausse des prix des années 1974 et 1980. La consommation d'énergie dépendrait donc selon les tenants de cette approche du revenu anticipé et des prix relatifs anticipés, les anticipations pouvant être rationnelles ou myopes. L'utilisation de ce type de modèle suppose donc des hypothèses sur les anticipations. Wirl (1991)³ en faisant alternativement les deux hypothèses sur des données françaises a abouti à des élasticités prix et revenu sensiblement égales. Cependant l'hypothèse d'existence d'anticipation rationnelle sur les prix et les revenus qui était censée conduire à un taux d'actualisation implicite positif pour être vérifiée a conduit à un taux négatif ; Ce qui suppose que les anticipations ne sont pas pour autant rationnelles. Certains auteurs ont ajouté à ces deux variables (revenu anticipé et prix anticipé) le taux d'intérêt réel relatif à l'énergie pour tenir compte de la dimension inter temporelle. Les estimations faites par Kauffman (1994) ont abouti à la conclusion selon laquelle les élasticités prix sont surtout dues à des phénomènes de substitution entre énergies plutôt qu'à des substitutions entre facteurs ou entre l'énergie et les autres consommations. Ces estimations sont parties du constat selon lequel les anticipations de prix ne sont ni myopes ni rationnelles mais qu'elles sont fondées sur les prévisions de prix des organismes institutionnels. Il ne s'agit donc pas, contrairement à Wirl de faire des hypothèses sur la nature des anticipations mais de les mesurer pour ensuite estimer à l'aide d'un modèle économétrique leur influence sur la demande d'énergie. Ces modèles, malgré les incertitudes liées à la mesure des revenus et prix anticipés ont l'avantage d'être estimables aussi bien pour les entreprises que pour les ménages. Pour les entreprises, on

³ cité par Villa (op.cit.)

part d'un modèle général inter temporel de production de type KLE (capital, travail, énergie) et on fait des hypothèses sur le type de technologie utilisée par les entreprises (putty-putty, clay-clay ou putty-clay). Cependant notre objectif n'étant pas d'étudier la demande d'énergie spécifiquement à chaque type d'utilisateurs (ménages, entreprises) nous n'allons pas recourir à l'usage de cette méthode. D'autre part, les déterminants du prix de l'énergie à la consommation dans la sous région ne permettent pas d'envisager la prise en compte d'anticipations qu'elles soient myopes ou rationnelles.

Au total, les estimations de la demande d'énergie montrent que le modèle de Houthakker-Taylor est robuste. D'une manière générale, l'effet revenu est très proche de un alors qu'il y a une certaine difficulté à estimer les effets prix, difficultés dues soit à des phénomènes économiques, soit à des raisons statistiques. Ces difficultés statistiques pourraient cependant être contournées avec l'utilisation de la méthode de cointégration pour estimer les équations retenues. Les estimations ont aussi montré que les anticipations du prix de l'énergie ne semblent pas avoir d'impact significatif sur la demande. Aussi vaudrait-il mieux estimer un modèle néo-keynésien qui distingue les élasticités prix de l'énergie et des autres biens de substitution et qui introduit des retards plutôt que de chercher à estimer un modèle inter temporel avec anticipations rationnelles. Ce qui explique que notre choix porte sur un modèle du type:

$$Ldmen_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_{2i} Lagvalu_{it} + \alpha_{3i} Lindvalu_{it} + \alpha_{4i} a4 Lpitet_{it} + \alpha_{5i} Lprix_{it} \quad (1),$$

Où $Ldmen$ désigne le logarithme de la demande d'énergie, $Lpitet$ le logarithme du PIB réel par tête, $Lagvalu$ et $Lindvalu$, le logarithme de la part de la valeur ajoutée des secteurs primaires et secondaires respectivement dans la valeur ajoutée totale. $Lprix$ le logarithme de l'indice des prix à la consommation, $prox$ des prix de l'énergie.

On s'attend à ce que α_2 et α_3 soient de signe positif car il est raisonnable de faire l'hypothèse selon laquelle la demande d'énergie évolue dans le même sens que le niveau de l'activité dans chacun de ces secteurs de production ; que soit positif ou négatif selon que l'élasticité revenu de la demande d'énergie est supérieure ou inférieure à l'unité et que α_5 soit négatif.

2.3 Les méthodes d'estimation

2.3.1 Test de racine unitaire

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.

Les tests développés récemment sont celui de Breitung (2000), le test de Hadri (2000), le test de Levin et Lin (2002) et le test de Im, Pesaran et Shin (2003)

Deux catégories de test peuvent être distingués : les tests de première génération qui supposent l'indépendance inter-individuelle des résidus et les tests de deuxième génération qui lèvent cette hypothèse extrêmement restrictive et qui selon Hurlin et Mignon (2005) est particulièrement gênante dans la plupart des applications macroéconomiques.

Le test de Levin et Lin (LL) est directement inspiré des tests de racine unitaire sur série temporelle de Dickey et Fuller (1974). Imposant l'hypothèse d'homogénéité de la racine autorégressive, ce test pose comme hypothèse nulle celle d'une racine unitaire pour l'ensemble des individus du panel contre l'hypothèse de l'absence de racine unitaire pour l'ensemble des individus. Dans ces conditions, il est peu probable qu'en cas de rejet de l'hypothèse nulle, on puisse accepter l'hypothèse d'une racine autorégressive commune à tous les individus.

Le test proposé par Im, Pesaran et Shin (1997, 2002, 2003) permettent de répondre à cette préoccupation. Im, Pesaran et Shin (IPS) considèrent un modèle à effets individuels et sans tendance déterministe. Comme Levin et Lin, ils postulent la racine unitaire contre la possibilité, par contre, de la cohabitation de deux catégories d'individus dans le panel. Les individus pour lesquels la variable est stationnaire et ceux pour lesquels elle ne l'est pas. Hurlin et Mignon (2005) ont identifié outre cet avantage du test IPS, qui est de prendre en compte l'hétérogénéité, celui de proposer une statistique simple fondée sur la moyenne des stat DF ou ADF.

Maddala et Wu (1999) proposent un test non paramétrique de Fisher qui se repose sur une combinaison des niveaux de signification de n tests individuels. Maddala et Wu ont montré travers une série d'expériences que leur test est plus puissant que le test IPS qui lui est comparable.

A ces trois tests qui apparaissent comme les plus usités, malgré leur insuffisance, il faut ajouter celui de Hadri (2000) qui est la seule à faire l'hypothèse nulle de stationnarité contre l'alternative d'une racine unitaire. Il a l'avantage de ne nécessiter aucune spécification du modèle même s'il nécessite une taille relativement grande (T et N importants).

2.3.2 Test de cointégration

La littérature sur les tests de cointégration en panel est récente et se développe d'une manière très rapide. Hurlin et Mignon (2007) ont fourni une présentation détaillée des divers tests.

Le premier ensemble de tests de cointégration basés sur les résidus dans les modèles des données de panels repose sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration comme il a été suggéré dans la littérature des séries chronologiques (voir McCoskey et Kao(1998)). On distingue deux cas ; dans le premier on suppose que les coefficients des variables sont communs pour tous les membres du panel, et dans le second cas on suppose que ces coefficients sont différents. On fait ainsi l'hypothèse de l'hétérogénéité du panel.

Kao (1999) propose de tester la présence de cointégration tout en utilisant un test du type ADF. Il présente le modèle de la régression fallacieuse dans les données de panels et examine les propriétés asymptotiques des moindres carrés avec variables muettes. Il présente également les tests de cointégration en panel basés sur les résidus de la régression. La particularité de ce modèle est qu'il teste la présence de cointégration pour chaque coupe transversale du panel sous recours à l'hypothèse de l'indépendance entre les groupes.

Le test ADF est construit à partir de la régression des résidus différenciés. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration pour chaque valeur de i est évaluée par la moyenne des tests ADF individuels.

Une approche alternative a été développée par Pedroni (1997,1999) qui s'appuie sur la moyenne en coupe transversale des statistiques de Philips et Ouliaris (1990). Pedroni présente sept tests statistiques pour tester l'hypothèse nulle de non cointégration dans les données de panel.

De nombreuses études, à partir de ces différents tests, ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration même si la cointégration entre les variables est fortement suggérée par la théorie économique. Une des explications de cette difficulté résiderait dans le fait que les tests de cointégration, aussi bien sur données individuelles que sur un panel, basés sur les résidus exigent que les paramètres de long terme des variables en niveau soient égaux aux paramètres de court terme des variables en différence. Banerjee et al. (1998) et Kremer et al. (1992) considèrent cela comme un facteur de restriction et ont montré que cette

insuffisance peut causer une perte significative de puissance des tests de cointégration basées sur les résidus.

En réponse à cette critique, Westerlund (2007) a développé quatre nouveaux tests de cointégration qui sont basés, non pas sur les résidus mais sur la dynamique structurelle des relations et qui par conséquent n'imposent aucune restriction sur les facteurs communs. L'idée est de tester l'hypothèse nulle de non cointégration en vérifiant si le terme de correction d'erreur dans le modèle à correction d'erreur construit à cet effet est significativement égal à zéro. Les quatre tests sont normalement distribués et accommodent assez bien les dynamiques individuelles de courtes période, les tendances, les paramètres spécifiques aux individus et les dépendances intra individus. Les deux premiers tests permettent de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle le panel dans son ensemble est cointégré alors que les deux derniers tests testent l'alternative d'existence d'au moins un individu pour lequel les variables sont cointégrées. Nous adoptons le test de cointégration pour tester l'existence d'une relation de long terme entre la demande d'énergie et ses déterminants dans notre panel. Pour plus de détails, voir Westerlund (2007) pour la description du test et Persyn et Westerlund (2008) pour sa mise en œuvre sous stata. Persyn a développé un module stata qui permet d'exécuter le test de Westerlund.

3. Résultats empiriques

3.1 Test des racines unitaires

Sur données individuelles, tableau 1, le test de racine unitaire de Dicker Fuller Augmenté (ADF) a été exécuté. Les retards ont été optimisés par le critère de Hanan et Schwatz. Les résultats indiquent que la demande d'énergie est intégrée d'ordre un pour tous les pays sauf le Nigéria pour lequel il a fallu aller en différence second pour rendre cette variable stationnaire. Il en est de même pour le revenu par tête qui est intégré d'ordre un pour tous les pays du panel et intégré d'ordre deux pour le Nigéria. L'effet de structure lié au secteur industriel est intégré d'ordre 1 pour l'ensemble des pays du panel. L'effet de structure lié à l'agriculture est intégré d'ordre 1 pour l'ensemble des pays sauf la Côte d'Ivoire où cette variable est intégrée d'ordre deux. Quant à la variable prix, elle est intégrée d'ordre un pour tous les pays et intégrée d'ordre deux pour le Sénégal et le Togo.

Tableau 1 : Test des racines unitaires sur les variables individuelles

	Ldemen			Lagvalu			Lindvalu			Lpitet			Lprix		
	Niv	Lag	D	Niv	Lag	D	Niv	Lag	D	Niv	Lag	D	Niv	Lag	D
Bénin	-2,162	1	-3,90***	-2,01	1	-3,15*	-3,43*	2	-3,55**	-1,74	3	-4,36***	-1,51	1	-3,20*
Cote ivoire	-2,37	1	-3,40*	-1,84	2	-2,91	-1,91	1	-4,23***	-2,48	2	-3,62**	-1,45	1	-3,24*
Ghana	-2,19	1	-3,46*	-2,54	4	-4,86***	-2,59	3	-4,30***	-1,48	1	-3,07*	-0,45	1	-3,23*
Nigeria	-1,21	1	-2,98	-2,49	3	-4,46***	-2,52	3	-4,14***	-1,52	2	-2,99	-2,21	4	-3,23*
Senegal	-2,65	1	-4,28***	-1,78	1	-5,14***	-1,82	1	-4,30***	-1,17	2	-5,34***	-1,72	1	-2,96
Togo	-2,706	1	-4,18***	-3,16*	3	-4,93***	-2,11	2	-3,73***	-2,34	1	-3,82***	-2,26	1	-2,97

Source : Nos estimations (2008)

(***), (**) et (*) montrent que l'hypothèse nulle correspondante peut être rejetée respectivement à 1%), 5% ou 10%. (D) indique l'opérateur différence première.

Plusieurs auteurs, parmi lesquels on cite Hadri (1999), Hall et Urga (1999), ont trouvé que la puissance de ces tests effectués sur les séries en niveau ou sur les résidus de la régression de cointégration est faible et on accepte souvent l'hypothèse nulle, mais en utilisant une source de données plus riche telle que les données de panel, on obtient des tests beaucoup plus puissants contre les hypothèses alternatives appropriées.

Les résultats des tests LL, IPS et Fisher sont dans le tableau 2.

Tableau 2 : Tests de racine unitaire sur les variables en panel

Variables	Levine Lin		IPS		Fisher	
	constant	Constante et trend	constant	Constante et trend	constant	Constante et trend
Ldemen	-0,0962	-0,1589	-1,251	-1,643	21,79**	23,42**
Lagvalu	-0,2514	-0,5602	-1,949	-2,773**	14,33	20,02*
Lindvalu	-0,1985	-0,4242	-1,850	-2,415	23,94**	4,80
Lpitet	-0,0707	-0,3230	-1,116	-2,344	7,44	7,89
Lprix	-0,0314	-0,1674	-1,690	-2,198	9,82	37,30***
DLdemen	0,9874	-1,1093	-2,903***	-3,118***	37,30***	20,80**
DLagvalu	-1,3885**	-1,4135	-3,703***	-3,667***	62,24***	40,21***
DLindvalu	-1,0442***	-1,0844	-3,122***	-3,136***	30,06***	29,33***
Dlpitet	-0,8390	-0,9163	-2,747***	-2,853**	29,56***	29,33**
Dlprix	-0,6010	-0,8811	-2,568***	-2,887**	22,71**	15,88

Source : Nos estimations (2008)

(***), (**) et (*) montrent que l'hypothèse nulle correspondante peut être rejetée respectivement à 1%), 5% ou 10%. (D) indique l'opérateur différence première.

Pour les six variables, l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire n'a pu être rejetée en niveau. En différence première cette hypothèse est rejetée pour l'ensemble des variables d'analyse. Le test de Fisher confirme d'ailleurs la plupart de ces résultats alors que le test LL donne des résultats mitigés. En conclusion les séries en panel sont toutes intégrées d'ordre 1.

3.2 Test de cointégration

3.2.1 Sur données individuelles

Le test de cointégration de Johansen fait sur chaque pays, indique l'existence d'au moins une relation de cointégration entre les variables du modèle. Ce qui suppose, en vertu du théorème de représentation de Granger, l'existence d'un modèle à correction d'erreur pour mettre en évidence aussi bien la dynamique de long terme que celle de court terme, au niveau pays entre la demande d'énergie et ses déterminants.

Ainsi une relation de long terme existe entre la demande d'énergie et ses déterminants dans chacun des pays de l'échantillon. Qu'en est-il du panel ?

3.2.2 Test de cointegration en panel

Le test de cointégration de Persyn et Westerlund (2008) a été réalisé sur la série en deux étapes. A la première étape, le test ne permettait pas de rejeter l'hypothèse nulle. La deuxième étape, qui contrôle l'auto corrélation des erreurs en réalisant un bootstrap des valeurs critiques pour obtenir des statistiques robustes a permis d'obtenir les résultats résumés dans le tableau 3. Ces résultats suggèrent que l'hypothèse de non cointegration peut être rejetée au seuil de 10% pour les deux premières statistiques (Gt et Ga) de Westerlund et au seuil de 5% pour les deux dernières statistiques.

Tableau 3: Résultat des tests de Westerlund sur le panel

Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-2.157	-1.071	0.142	0.100
Ga	6.813	0.391	0.652	0.090
Pt	5.187	1.496	0.067	0.040
Pa	6.250	0.768	0.221	0.050

Source: Nos estimations, 2008; Bootstrapping critical values under H0....., Calculating Westerlund ECM panel cointegration tests....., Results for H0: no cointegration

En conclusion, la demande d'énergie, les deux effets de structure, les prix et le revenu sont des variables qui entretiennent une relation de long terme dans les pays de la CEDEAO. Ce qui suggère la pertinence d'un modèle à correction d'erreur pour mettre en évidence les relations entre la demande d'énergie des pays de la CEDEAO et ses principaux déterminants.

3.3 Test de spécification des effets individuels

Le test de Hausman permet d'accepter l'hypothèse nulle selon laquelle les effets spécifiques à chaque pays peuvent être corrélés avec les variables du modèle ou de manière alternative, que ces effets sont orthogonaux à ces variables explicatives. En d'autres termes, le test de Hausman nous permet de choisir entre le modèle à effets fixes (1) et le modèle à effet aléatoire (2).

$$Ldemen_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_2 Lagvalu_{it} + \alpha_3 Lindvalu_{it} + \alpha_4 Lpitet_{it} + \alpha_5 Lprix_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Ldemen_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_{2i} Lagvalu_{it} + \alpha_{3i} Lindvalu_{it} + \alpha_{4i} Lpitet_{it} + \alpha_{5i} Lprix_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

La statistique de Chi2 associée au test de Hausman (cf annexe) affiche une valeur de 9,80 avec une probabilité inférieure à 5%. Ce qui indique que les effets individuels existent et peuvent être valablement considérés comme des effets fixes.

Le modèle adopté dans le reste de l'analyse sera le modèle (1)

3.4 Test d'auto corrélation des erreurs et test d'hétéroscédasticité intra individu

Nous avons exécuté le test d'auto corrélation de Wooldridge (2002)⁴. Ce test programmé sous le nom `xtserial` sous STATA pose comme hypothèse nulle l'absence d'auto corrélation de premier ordre des résidus. Il a pour avantage par rapport aux autres tests (`pantest2`) de ne pas contraindre au choix a priori d'un modèle à effets fixes ou d'un modèle à effets aléatoires.

On note ainsi ($\text{Prob} > F = 0,0004$), un rejet de l'hypothèse nulle qui implique que les erreurs sont corrélés.

Le test de Wooldridge exécuté sur le panel permet de rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrelation de premier ordre ($F(1, 5) = 68.202$ avec $\text{Prob} > F = 0.0004$)

Ce résultat, de l'existence d'une auto corrélation d'ordre un entre les résidus est confirmé par le test d'auto corrélation (`pantest2`), basé sur le choix préalable du modèle à effet fixe.

Le test de Breusch Pagan permet de conclure que la variance des erreurs n'est pas constante pour tous les individus ($\text{Pr} = 0,0000$). Il a donc présence d'hétéroscédasticité intra individus.

3.5 La demande d'énergie et ses déterminants

L'existence d'au moins une relation de cointégration entre les variables, toutes intégrées d'ordre 1 imposent la mise en œuvre d'un modèle à correction d'erreur pour estimer la demande d'énergie, aussi bien au niveau régional qu'au niveau pays.

Selon la littérature y, relative, le modèle à correction d'erreur équivalent à la fonction de demande (1) se présente comme suit :

$$DLdemen_{it} = \beta_1 DLagvalu_t + \beta_2 DLindvalu_t + \beta_3 DLpitet_{it} + \beta_4 DLprix_{it} + \mu_1 Lagvalu_{it} + \mu_2 Lindvalu_{it} + \mu_3 Lpitet_{it-1} + \mu_4 Lprix_{it-1} + \square Ldemen_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Dans ces conditions β_j représente les élasticités de court terme alors que les ratios μ_j/\square représentent les élasticités de court terme. \square étant le terme de correction d'erreur dont la négativité et la significativité statistique valident le modèle à correction d'erreur. Les différentes élasticités sont présentées dans le tableau 4. Les estimations ont été faite sous stata 8 en tenant compte aussi bien de l'hétéroscédasticité que l'auto corrélation des résidus.

⁴ Wooldridge, 2002, STATA Journal (2003), volume 3, numéro 2

Tableau 4 : Estimation de fonction de demande individuelle et de la fonction de demande pour la CEDEAO

	Lagvalu		Lindvalu		Lpitet		Lprix		ECT
	CT	LT	CT	LT	CT	LT	CT	LT	D
Bénin	0,196	-0,622	0,722***	-2,10**	-0,508	-2,358	0,306	2,73	-0,272***
C ivoire	-0,78**	-0,491	-0,633***	0,956	0,347	0,753	-0,016	0,127	-0,509***
Ghana	-0,86*	-1,579	-0,08	0,020	-0,76	0,162	-0,064	-0,974	-0,468*
Nigeria	0,176	2,421**	-0,241	1,654*	-1,125	-2,606*	0,211	-0,078***	-0,318***
Sénégal	-0,268	-0,128	-0,891	-1,101	1	-0,036	0,753	-0,064	-0,356***
Togo	-0,114	0,891	0,053	-1	-1,29***	-0,753	0,711	-0,118	-0,304*
CEDEAO	0,04	1,304***	0,76	1,09***	-0,52***	-1,07***	-0,06	-0,011	-0,327***

Source : Nos calculs, 2008

Les différents termes de correction d'erreur (ECT) sont négatifs et significatifs au moins à 10%. (Ghana et Togo) et à 1% pour les autres pays de la région.

Les résultats indiquent au niveau régional que la demande d'énergie est expliquée significativement par la plupart des déterminants identifiés, en l'occurrence les deux effets de structures (agriculture et industrie) et le revenu. La relation avec le prix n'est pas significative même si la prise en compte de cette variable dans le modèle améliore la significativité globale.

L'impact de ces différents déterminants qui influencent de manière significative la demande d'énergie au niveau régional est beaucoup plus significatif à long terme qu'à court terme. En effet les élasticités de longs termes affichent des significativités statistiques à hauteur de 1% contre une significativité non avérée pour les élasticités de court terme.

Ainsi à court terme, l'effet de structure exercé par le secteur agricole sur la demande d'énergie régionale est très peu significatif. Cet effet n'est pas nul dans la mesure où le test de

Wald n'a pas permis d'éliminer cette variable du modèle à correction d'erreur. Il est cependant significatif pour la Cote d'Ivoire et le Ghana.

A long terme, alors qu'au niveau pays l'effet est quasi inexistant, il est très significatif au niveau régional. Ainsi, lorsque la part de l'Agriculture dans la valeur ajoutée totale augmente à long terme, la demande d'énergie augmente beaucoup plus rapidement (Elasticité =1,304). A titre de comparaison, on peut noter que Villa (2000) sur données françaises d'avant la seconde guerre a montré que l'effet de structure au niveau du secteur primaire est important aussi bien à long terme qu'à court terme mais exerce en sens contraire. Autrement dit, les données d'avant la guerre indiquent qu'une diminution de la part de la valeur ajoutée agricole induit une augmentation de la demande d'énergie. Cependant, les données d'après guerre indiquent des effets contraires. Kaufmann (1994), sur données américaines a obtenu un effet de structure pour le secteur primaire encore plus faible que celui-ci, soit $-0,097$, soit une demande d'énergie encore moins sensible aux effets de structure dus au secteur agricole que la demande d'énergie estimée pour la sous région ouest africaine. Sur les pays en développement, les seules études disponibles, du moins à notre connaissance mettent essentiellement l'accent sur les relations entre la demande d'énergie et le revenu ainsi que le prix lorsque cette variable est disponible. Ceci rend difficile la confrontation de nos résultats avec ceux d'autres pays ayant un niveau de développement comparable. En effet, la situation française d'avant la deuxième guerre mondiale ne peut être valablement comparée à celle de la sous région ouest africaine en matière de niveau de développement que de comportement de consommation. Ces élasticités ont cependant le mérite de donner un ordre de grandeur des valeurs précédemment trouvées dans d'autres études.

Au niveau régional, les changements dans la structure industrielle affectent significativement la demande d'énergie seulement sur le long terme. Les seules spécificités pays apparaissent pour le Bénin et la Cote d'Ivoire où l'effet de court terme est assez net. Ainsi, une augmentation de la part de la valeur ajoutée industrielle dans la valeur ajoutée totale affecte positivement la demande d'énergie régionale à long terme et de manière quasi proportionnelle.

Ce résultat conforme aux attentes s'oppose à ceux obtenus par Gbaguidi ⁵(2001) pour le Bénin et s'écartent des conclusions de Kaufmann (op.cit.) qui a obtenu un effet de structure

⁵ Cette étude a obtenu une élasticité de court terme de $-0,1982$

nul pour le secteur industriel américain et de ceux de Villa (op.cit) qui a obtenu un effet non significatif pour la France.

La demande d'énergie est sensible aussi bien à court qu'à long terme au revenu. En effet, les élasticités revenu sont toutes significatives au seuil de 1%. A court terme, une augmentation de 1% du revenu par tête induit, toutes choses égales par ailleurs une diminution de la demande d'énergie d'un demi point (-0,52) alors qu'à long terme la demande d'énergie diminuera quasiment dans la même proportion que le revenu par tête (élasticité de long terme = -1,07). A titre de comparaison, seule une influence significative de long terme a pu être mise en évidence avec une élasticité d'environ -1,15. Pour la France l'élasticité revenu a été estimée à court terme à environ -0,26 et à long terme à une valeur supérieure à l'unité ; que les estimations soient faites sur les données de la période d'avant ou d'après les deux guerres. Pour les Etats-Unis Kauffmann n'a pas calculé les élasticités-revenu car son modèle de demande d'énergie, plus spécifiquement de demande de pétrole n'intégrait pas le revenu comme facteur explicatif.

La demande d'énergie est donc beaucoup plus sensible à la richesse à long terme qu'à court terme. Plus le revenu par tête est élevé moins la demande d'énergie est grande. Ce résultat ne se comprend que si l'on ne perd pas de vue le fait que la demande d'énergie au plan national est calculée en terme d'intensité énergétique. Plus le revenu par tête est élevé plus les agents économiques disposent des moyens d'acquérir les technologies à faible consommation d'énergie mais à coût d'acquisition élevé⁶. Ce qui explique que la quantité d'énergie nécessaire pour produire une unité du PIB soit en diminution : *''Les pays en développement ont un accès limité à l'énergie et l'usage qu'ils en font est souvent moins efficace que dans les pays industrialisés ''* (Percebois, 2001, p.16.). Une étude de la commission européenne publiée en 1996 montre qu'en 1990 l'intensité énergétique était de 302 tep par MECU 1985 au sein de l'OCDE, contre 415 en Amérique Latine, 545 en Afrique et 926 en Asie ; une intensité énergétique qui décroît en fonction du revenu par tête. On peut aussi remarquer qu'à mesure que le revenu augmente la tendance à la substitution d'une forme d'énergie par une autre semble de plus en plus grande. Ceci s'explique par le coût élevé des équipements nécessaires pour effectuer ces mutations qui conduisent à une utilisation plus économique de l'énergie. Les ménages peuvent ainsi passer du bois de feu au gaz ou à l'électricité, du pétrole

⁶ Une lampe économique coûte par exemple au marché informel ou s'approvisionne la majorité des ménages sept à huit fois plus chère que les lampes à incandescence

lampant au gaz ou à l'électricité etc, en supportant plus facilement les nouvelles charges grâce à l'amélioration de leur revenu.

Les prix de l'énergie ou plus précisément l'indice des prix à la consommation qui en est un proxy n'ont pas une influence significative sur la demande d'énergie au niveau sous régional. Tout au plus une seule liaison statistiquement significative entre les deux variables a été mise en évidence à long terme pour le cas nigérian. Cette variable étant de la plus haute importance dans un modèle de demande, il paraît difficile d'envisager une fonction de demande sans cet argument qui devrait entretenir une relation négative avec la demande. Le proxy utilisé affiche ainsi toutes ses limites alors même qu'aucune autre alternative ne s'offre actuellement dans la sous région en matière de statistiques sur un indice fiable des prix de l'énergie. Egaleme nt en cause, la politique de prix pratiqué par l'ensemble des pays de la sous région jusqu'à une époque très récente. En effet ont cohabité en permanence une politique de prix administrés et une forte pratique de subvention des prix à la pompe en vue d'atténuer l'impact des fluctuations internationales des cours sur le pouvoir d'achat des consommateurs.

4. Conclusion et recommandations

4.1 Conclusion

L'effet de ces différents déterminants sur la demande d'énergie doit cependant être relativisé, dans la mesure où, le modèle de demande d'énergie estimé pour le Bénin n'explique qu'une proportion relativement faible de la variance totale de la demande. C'est dire que d'autres variables susceptibles d'expliquer d'avantage la demande d'énergie au Bénin n'ont pas été prises en compte dans le modèle. La question du prix reste à trancher. La très forte sensibilité des prix des produits pétroliers dans le secteur informel, dans les pays où il existe, indique déjà qu'une proportion non négligeable de la demande d'énergie est satisfaite par une offre qui fonctionne ou presque suivant le libre jeu de l'offre et de la demande⁷. La prise en compte de cette dimension pourrait permettre de circonscrire l'effet des prix sur la demande d'énergie.

⁷ C'est le cas du Bénin et de certains pays limitrophes du Nigéria où s'est développé un marché informel de produits pétroliers qui fonctionnent suivant les lois du marché et sur lequel s'approvisionnent une proportion importante des consommateurs.

La question de la non prise en compte des prix de l'énergie dans le modèle de demande pose en même temps le problème de la substitution entre l'énergie et les autres facteurs d'une part et entre les différentes formes d'énergie d'autre part. La contrainte de la non disponibilité de données désagrégées sur les entreprises et les ménages ainsi que sur les différentes formes d'énergie n'a pas permis d'orienter l'analyse dans ce sens qui, devrait être d'un grand intérêt pour la connaissance de la demande d'énergie dans sa dimension microéconomique, donc dans sa dimension la plus intéressante pour la mise en place de politiques énergétiques dans une logique intergénérationnelle. La prise en compte d'autres variables telles que, le taux d'intérêt réel relatif à l'énergie (pour tenir compte de la dimension inter temporelle), le taux de croissance anticipé du prix de l'énergie (pour prendre en compte les anticipations), le coût d'usage de l'énergie pour tenir compte du coût inter temporel en énergie pour une entreprise de mise en œuvre d'une technique utilisant du capital et du travail, etc permettrait sans doute d'améliorer la qualité des résultats. Toutefois, ce travail permet de tirer quelques grandes recommandations de politiques.

4.2 Implications en terme de politique économiques

Les résultats suggèrent que les effets de structures ont un impact positif de long terme sur la demande d'énergie au niveau régional. Même si la structure des économies montre une très lente évolution de la part de l'agriculture et de l'industrie dans la valeur ajoutée totale au niveau régional, soit des environ 36% et 18% respectivement ces dernières années, il est important de noter que le choix d'une croissance basée sur la relance du secteur agricole avec une forte interrelation avec l'agro-industrie promet une pression importante sur la demande d'énergie. C'est dire que ces options doivent être accompagnées de celle du développement rapide de nouvelles capacités au niveau régional. L'option régionale devra être privilégiée car non seulement elle est génératrice d'économie d'échelle, mais surtout compte tenu du fait que le potentiel disponible est très inégalement réparti entre pays de la sous région. Ce potentiel est actuellement sous utilisé compte tenu de la faiblesse des capacités installées et de l'inadéquation des choix technologiques très coûteux en terme de perte, notamment dans le secteur de l'électricité. La régionalisation permettra en outre de mieux faire face aux énormes besoins financiers que nécessite la mise en place de capacités pour l'exploitation des potentiels. Les approches en cours de promotion aussi bien au niveau de la politique énergétique commune de l'UEMOA que dans le protocole de l'énergie de la CEDEAO pour une plus grande implication du secteur privé devraient être encouragées : elles sont toutes

basées sur les mesures favorisant le partenariat public privé dans le domaine de la production et de la distribution de l'énergie électrique et même des biocarburants. Un exemple de cette démarche régionale est offert par le projet GAZODUC de l'Afrique de l'Ouest qui représente un investissement qui envisage d'utiliser le gaz de torchère du Nigéria pour alimenter les Centrales Electriques des pays voisins. Une variante de l'approche régionale, qui est expérimentée depuis plusieurs décennies, est constituée par les interconnexions dans le domaine de l'énergie. Ainsi, deux zones peuvent être distinguées : une zone dite A⁸ qui regroupe le Bénin, le Burkina Faso, la Cote d'Ivoire, le Ghana, le Niger, le Nigéria et le Togo et une zone B constituée des autres Etats membres. Un des axes stratégique de l'EEEOA est le développement de l'infrastructure régionale d'interconnexion avec une forte implication du secteur privé. Il est souhaitable que la concrétisation de cette stratégie mette beaucoup plus l'accent sur la mise en place d'une infrastructure de production régionale plutôt que des infrastructures nationales partagées. Cela augmente la responsabilité des différents Etats et diminue le risque que les nationalistes continuent à remettre en cause une approche qui, selon eux, n'est pas synonyme d'autonomie énergétique, puisqu'elle assurera dans tous les cas la sécurité des approvisionnements à partir de règles de gestion définies par une Autorité régionale.

La relation entre le revenu par tête et la demande d'énergie est un important enjeu de politique énergétique. En effet, la problématique énergie-pauvreté apparait très clairement dans la situation énergétique de la Communauté. Les sources traditionnelles (bois de chauffage, charbon de bois, résidus agricoles, déjections animales) fournissent en moyenne jusqu'à 80 % des énergies. Faute d'autres possibilités, ces sources traditionnelles sont surexploitées (la consommation dépasse la production locale). Les équipements des pays les plus pauvres sont très gourmands en énergie. Par exemple, la consommation des voitures et des camions a diminué de 30 % ces vingt dernières années grâce aux progrès réalisés en matière de conception des moteurs modernes, mais le parc automobile des pays pauvres comporte peu de véhicules neufs⁹. De même, le rendement énergétique de leurs installations industrielles est en moyenne trois fois plus faible que celui des pays industrialisés. Les entreprises doivent souvent disposer de leur propre générateur d'électricité pour pallier les insuffisances des centres de production et les défaillances des réseaux de distribution. Ceci représenterait un

⁸ Zones créées par la CEDEAO en fonction du niveau d'interconnexion dans le cadre du projet EEEOA. La Zone A est à un niveau plus avancé que la Zone B

⁹ Source: <http://www.science-decision.net>, consulté le 30 août 2008

quart de l'investissement des petites entreprises dans ces pays. On voit, qu'outre les questions de capacité, il se pose également des problèmes du type d'énergie dont il faudra faire la promotion dans la sous région. Les habitudes actuelles influencent très négativement l'environnement et les résultats suggèrent qu'une amélioration du niveau de revenu par tête contribue à diminuer la pression sur la demande. Il s'agira ainsi d'offrir des alternatives crédibles de substitution aux ménages actuellement très faiblement connecté aux réseaux électrique et encore faiblement concernés dans un nombre considérable de pays par l'utilisation du gaz butane ou propane pour la cuisson. Une amélioration des revenus, non suivi d'une disponibilité de l'offre d'électricité, du gaz de cuisson et de toute autre forme d'énergie pouvant diminuer la pression sur la biomasse n'est pas suffisante. Les mesures visant une diminution de la part de la biomasse dans la consommation d'énergie doivent être encouragées car l'utilisation de cette forme d'énergie constitue une véritable menace pour l'environnement. L'abandon des mesures de subvention pour la promotion de l'utilisation du gaz domestique, compte tenu de son poids sur le budget des Etats n'est pas à envisager, car une augmentation des prix du gaz, qui en résulterait, associé à une baisse éventuelle du revenu par tête, contribuerait à rendre moins efficace l'utilisation de l'énergie. Dans certains pays, il sera nécessaire de revoir les politiques de consignation de bouteilles pour que la population dispose effectivement des bouteilles pour s'approvisionner afin de donner à l'effet de substitution toutes chances de s'exercer pleinement, En effet, jusqu'ici, les couts d'entrée dans le réseau de distribution du gaz restent élevés. Les problèmes d'adoption de cette forme d'énergie pour la cuisson peuvent se poser par ailleurs, mais la contribution des ONG dans leur rôle de communication pour un changement de comportement peut aider à atteindre cet objectif.

La relation entre la demande d'énergie et le revenu par tête indique donc que toute mesure pouvant conduire à l'amélioration du revenu par tête est salubre pour une utilisation plus efficace des énergies dans le pays. Au plan macroéconomique il s'agira de mettre en œuvre les mesures de politique économique pour la croissance et donc l'augmentation du revenu par tête. Au plan microéconomique ce résultat fait ressortir le lien entre la demande d'énergie et la pauvreté : la réduction de la pauvreté conduit à une utilisation plus efficace de l'énergie et par conséquent, à la protection de l'environnement. La pauvreté des ménages les empêche non seulement d'acquérir des équipements à faible consommation d'énergie mais aussi et surtout de bénéficier de l'accès aux réseaux de distribution des énergies modernes dont les coûts initiaux d'entrée sont souvent exorbitants par rapport à leur revenu. "L'échelle énergétique"

montre qu'au fur et à mesure que les ménages montent dans la hiérarchie, augmentant leur consommation d'énergies modernes, on constate une amélioration de leur bien-être économique et une augmentation de leur potentiel de revenu. Les ménages les plus pauvres, qui occupent le dernier rang de l'échelle énergétique, n'ont généralement pas ou peu accès aux services énergétiques modernes, et doivent utiliser les combustibles biomassiques traditionnels tels que le bois de chauffage, le charbon... Les autorités sous régionales doivent donc veiller à la disponibilité et à l'abordabilité des énergies modernes pour les ménages à faible revenu.

La forte liaison entre ces deux concepts rend cependant l'action des autorités fortement problématique. Par exemple, une décision administrative des États de maintenir les prix de l'énergie au-dessous du prix coûtant, afin de faciliter l'accès des ménages les plus pauvres à l'énergie, risque en réalité d'en réduire la disponibilité, car les prestataires de services estimeront qu'il n'est pas rentable d'étendre la zone desservie pour inclure les régions où résident les pauvres. L'Etat doit, au même moment, veiller à ce que le mode de tarification adopté garantisse simultanément une bonne rémunération au capital investi, afin de s'assurer de la pérennité de la disponibilité de l'énergie, et une facture raisonnable aux utilisateurs des services des différents réseaux (Gaz et électricité). La hausse de la consommation qui va accompagner ces mesures et les externalités qui l'accompagnent déjà imposent aux autorités un rôle de gestionnaire des "risques majeurs". Cette question de risque, associée à la poursuite actuelle de la flambée des cours du pétrole relance l'intérêt pour le nucléaire. Il est peut être temps que les ressources uranifères de la sous région soient, en partie retenue pour alimenter une Centrale nucléaire civile régionale qui offrirait un renfort de choix à l'hydroélectricité, en permanence tributaire des caprices de la nature.

Bibliographie

- AKARCA, A.T. et T.V. LONG. (1980), « On the relationship between energy and GDP : A re-examination » *Journal of energy and development*, vol.5,p.p.326-331.
- DIAW, M I . (2004), «< 2nd Annual Global Regulatory Network Conference Bamako>>, Mali 26-27 July 2004
- EROL, U.et E.S.H. YU. (1987), « On the causal relationship between energy and income for industrialised countries », *Journal of energy and development*, vol.13.p.p.113-122.
- Futardo, A.T. et S.B. Suslick, (1993), « Forecasting of petroleum consumption Brasil using the intensity of energy technique», *Energy Policy*, septembre,p.p.958-968
- Gaskin,G. et J.Gamba , (1983) , « Factors wich influences rational use of energy » OCDE.
- Gbaguidi, O., (2001), «< Les déterminants de la demande d'énergie au Bénin>>, Université Cheick Anta Diop, Dakar, Sénégal
- Houthakker, H.S. et L.D. Taylor, 1970, *Consumer demand in United States*, Harvard University press.
- Hurlin C. et V., Mignon, (2005). « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel. », *Economie et Prévision*, 169-170-171, pp. 253-294
- Hurlin C. et V, Mignon., (2007). « Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. », *Economie et Prévision*, n°180-181 2007/4-5
- Kaufmann, R. K., (1994), « The effect of expected energy prices on energy demand: implication for energy conservation and carbon taxes » *Ressources and energy economics*, vol 16,p.p.167-188.
- Kraft, J. et A.Kraft, (1978), « On the relationship between energy and GNP » *Journal of Energy and development*, vol3,p.p.401-403.
- Masih,A.M.M. et R. Masih, (1996). « Energy consumption, real income and temporal causality: result from a multi-country study based on co integration and error-correction modelling techniques », *Energy Economics*, vol. 18,n°3, juillet, pp.181-191.

- Mahadevan, R. et Asafu-Adjaye, J. (2006), “Energy consumption, economic growth and prices: A reassessment using panel VECM for developing countries”, *University of Queensland, Australia*.
- Percebois, J, (2000), « Cinquante ans de débats (première partie) », *Problèmes économiques* n°2.670, juin 2000.pp.10-15.
- Percebois, J, (2001), « La mondialisation des activités énergétiques. Quels enjeux ?», in *Liaison Energie-francophonie* n°50, premier trimestre 2001.
- Persyn, D. and J. Westerlund. (2008). “Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data”. *Stata Journal*, 8-2.
- VILLA, P , (2000), « Evolution sur longue période de l’intensité énergétique »,in *La revue du CEPII, n°82, deuxième trimestre* , La documentation française, Paris.
- Yu, E.S.H et J.Y.Choi, (1985), « The causal relationship between energy and GNP : An international comparison » *Journal of energy and development, vol 10,p.p.249-272*.
- Yu, E.S.H et B.K.Hwang, (1984), « The relationship between energy and GNP : further results » *Energy Economics, vol. 6,pp.186-190*.
- Yu, E.S.H et J.C.Jin, (1982), « Co integration tests of energy consumption, income and employment: » *Ressources and Energy, vol 14,p.p.256-266*.
- Westerlund, J. (2007). “Testing for Error Correction in Panel Data”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6): 709-748.

www.science-decision.net/cgi-bin/topic.php?topic=ENP&chapter=2#9,consulté le 30/08/08.

Annexe

Tableau \$\$: Test de hausman

sqrt(diag(V_b-V_B))	---- Coefficients ----		(B)	(b-B)
	(b)			
	fixed	.	Difference	S.E.
lagvalu	.622871	.70947	-.086599	.0633308
lindvalu	.179957	.3130328	-.1330759	.0540766
lprix	.0217103	.0114018	.0103085	.0040081
lpitet	-.2002511	-.3406895	.1404385	.0744212

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$
 = 9.80
 Prob>chi2 = 0.0439
 (V_b-V_B is not positive definite)

Résultats du test xttest2 ou test LM de Breusch et Pagan (1980)

Correlation matrix of residuals:

	__e1	__e2	__e3	__e4	__e5	__e6
__e1	1.0000					
__e2	0.4894	1.0000				
__e3	0.1662	0.7624	1.0000			
__e4	-0.1255	-0.3072	-0.1854	1.0000		
__e5	0.7250	0.6431	0.3812	-0.5466	1.0000	
__e6	0.2820	0.8608	0.7189	-0.3044	0.5690	1.0000

Breusch-Pagan LM test of independence: $\chi^2(15) = 128.033$, Pr = 0.0000

Based on 31 complete observations over panel units