

## Development of the Electricity Sector and Economic Growth in Cote D'ivoire between 1960 And 2008

\*Roger Capri

Enseignant-Chercheur à l'UFR de Sciences Economiques et de Gestion Université Félix Houphouët-Boigny

Cocody BP V 43 Abidjan/ 17 BP 452 Abidjan 17

Corresponding Author: Roger CAPRI

**Résumé :** La relation « électricité-croissance » a fait l'objet de nombreuses études tant théoriques qu'empiriques. Ainsi, les tests de stationnarité et de cointégration effectués lors de ce travail, nous ont révélé l'existence d'une relation de long terme entre le développement du secteur de l'électricité mesuré par la puissance installée et la performance économique captée à travers le Produit Intérieur Brut. En outre, notre investigation a mis d'emblée en exergue l'existence d'une relation positive entre le développement de ce secteur et l'accumulation du produit à long terme et enfin révèle l'absence de lien entre ces deux variables dans le court terme. Ces résultats nous montrent donc clairement que le secteur de l'électricité joue un rôle très important dans le développement économique de la Cote d'Ivoire et par conséquent mérite plus d'attention de la part des décideurs.

**Mots clés :** Produit Intérieur Brut, développement du secteur électrique, puissance installée, Côte d'Ivoire

**Summary:** The electricity-growth relationship has been the subject of many theoretical and empirical studies. Thus, stationary and cointegration tests performed in this work, we have revealed the existence of long period relationship between the development of the electricity sector as measured by installed capacity and economic growth captured through the gross domestic growth. Furthermore, our investigation has immediately highlighted the existence of a positive relationship between the development of this sector and the accumulation of product and finally reveals no link between these two variables in the short period. These results show clearly that the electricity sector plays a very important role in the economic development of Cote d'Ivoire and therefore deserves more attention from the policy makers.

**Keywords:** Gross domestic product, the development of the electricity sector, installed capacity, Ivory Coast

Date of Submission: 05-06-2017

Date of acceptance: 28-07-2017

### I. Introduction

Le secteur de l'énergie joue un rôle prépondérant dans le développement d'un pays si bien que l'exploitation et la gestion des ressources énergétiques (électricité, pétrole, ressources minières...) constituent l'une des problématiques majeures des décideurs de la politique économique. Pour ce qui concerne les pays en voie de développement, la question de l'efficacité du secteur énergétique semble être plus à propos. Spécifiquement, le défi actuel de ces pays est le développement du secteur de l'électricité. En effet, en plus d'être un input dans le processus de production, l'électricité constitue un bien de consommation essentiel pour les ménages surtout à notre époque qui est l'ère du numérique. En Côte d'Ivoire par exemple, le développement de ce secteur demeure toujours d'actualité et est l'un des objectifs visés par les politiques mises en œuvre afin de « booster » la croissance économique et améliorer la qualité de vie des populations. Ainsi, l'on est en droit de penser que le secteur de l'électricité est au cœur de la croissance.

Plusieurs études se sont penchées sur la question et ont tenté d'analyser le lien entre le secteur de l'électricité et la croissance économique. La majorité d'entre elles se sont employées à analyser la relation entre la consommation d'énergie et la croissance. Bien que le résultat sur la direction de la causalité ne soit pas concluant, la plupart des études révèlent l'existence d'une relation forte entre la consommation de l'électricité et la croissance économique (Ferguson et al, 2000) [1]. Quelques études ont trouvé une causalité bidirectionnelle (Jumbe, 2004 [2] ; Oh Et Lie, 2004 [3] ; Mozumder et Marathe, 2005 [4]) ; une causalité unidirectionnelle (Aqeel et Bout, 2001 [5]) et quelques études (Joyeux et Ripple, 2007 [6]) n'ont montré aucune causalité entre la consommation de l'électricité et la croissance économique. Cependant, le lien entre la production d'électricité et la croissance économique a été à peine étudié dans la littérature existante.

Notre travail se propose quant à lui d'étudier le lien entre le développement du secteur de l'électricité et la croissance économique de la côte d'Ivoire. Comparativement aux études antérieures qui appréhendent le développement de ce secteur soit à travers la consommation ou à travers l'offre d'électricité, notre étude se propose plutôt d'utiliser la puissance installée pour caractériser la performance de ce secteur. Notre travail comporte trois sections. La première s'emploie à faire une revue de littérature sur la question. La section 2 est consacrée aux considérations d'ordre méthodologiques et la dernière section présente les principaux résultats de notre analyse.

## **II. Revue de littérature**

Il s'agit de faire une revue de la littérature sur la relation entre la croissance économique et la consommation d'énergie en général et la consommation d'électricité en particulier. Ce travail permettra de faire un choix judicieux du modèle dans le cadre de cette étude. Nous allons en premier lieu faire une synthèse des théories qui expliquent la potentielle relation entre la consommation d'énergie notamment d'électricité et la croissance économique et nous allons faire un bref tour d'horizon sur les travaux empiriques portant sur cette relation.

### **2.1 Analyses théoriques sur la croissance économique et la consommation d'énergie**

La connaissance des déterminants de la croissance a fait l'objet d'une grande préoccupation de la part des économistes. Plusieurs théories ont été développées à ce sujet. Ainsi les plus anciennes théories, d'inspiration néoclassique, lient la croissance aux facteurs de production que sont le Capital (K) et le travail (W), d'où la célèbre fonction de production appelée fonction Cobb-Douglas. Cette fonction décrit une situation d'équilibre, mais semble incapable d'expliquer l'ampleur de la croissance. C'est ce que Robert Solow a mis en évidence en expliquant qu'il fallait ajouter un troisième facteur de production : le facteur résiduel. Ce dernier représente le progrès technique. A côté de ces facteurs, d'autres auteurs à l'image de Keynes ont mis l'accent sur l'investissement. Pour Keynes et les Keynésiens, l'investissement est une composante de la demande, c'est surtout par ce biais qu'il est un facteur de la croissance. Dans cette dynamique de la recherche des déterminants de la croissance de nouvelles théories ont été développées à partir de la fin des années 80 et le début des années 90. A l'opposé des anciennes théories qui considéraient que la croissance a des déterminants exogènes c'est-à-dire en dehors de la sphère économique (la croissance de la population active et celle de la technologie), les nouvelles théories affirment que la croissance a des sources endogènes. Ainsi, alors que les anciennes théories de la croissance considéraient le progrès technique comme exogène, les nouvelles théories estiment que l'innovation serait en réalité une conséquence de la croissance elle-même (Montoussé, 2007 [7]). Les théories de la croissance endogène ont retenu quatre sources principales : l'accumulation de la connaissance, l'accumulation du capital humain, l'accumulation du capital technologique et les dépenses d'infrastructures publiques.

Mais avec les crises pétrolières et la persistance du poids des ressources énergétiques dans la production, des recherches ont été menées sur la relation entre la croissance économique et l'énergie. Ainsi, des études vont appréhender le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique à travers des fonctions de production de type KLEM (K= capital, L= main d'oeuvre, E= énergie, M= consommation intermédiaire hors énergie ou matériel), intégrant l'énergie comme facteur de production et ceci pour la bonne et simple raison qu'elle n'est jamais consommée pour elle-même, mais comme un moyen de faire fonctionner un équipement susceptible de satisfaire un besoin. Les fonctions KLEM ont suscité beaucoup d'interprétations théoriques et de vérifications empiriques de la part des économistes durant la décennie (1970-1980) aboutissant à deux types de conclusions dont la première prône la stricte complémentarité entre les différents facteurs tandis que la seconde admet une substituabilité partielle voire quasi parfaite entre les facteurs (Percebois, 1989 [8]). L'analyse théorique de ces fonctions a été à l'origine d'un débat opposant d'une part, ceux qui soutiennent l'existence d'une complémentarité entre le capital et l'énergie (Berndt et Wood, 1979 [9]) et d'autre part, ceux qui défendent la large substituabilité de ces deux facteurs. Cette controverse pose le problème de «substituabilité technique brute» et de «complémentarité économique nette» entre l'énergie et le capital dans les processus de production. Selon (Percebois, 1999 [10]), le rapport entre la consommation d'énergie et le PIB est très variable dans le temps et dans l'espace. Dans un pays donné, ce lien dépend de plusieurs variables : la structure de la production, le climat, la technologie utilisée, le prix directeur de l'énergie, la réglementation en vigueur et le comportement des agents économiques. Ainsi des pays ayant des caractéristiques proches peuvent avoir des rapports « consommation d'énergie-PIB » identiques. C'est d'ailleurs ce que confirme (Babusiaux, 2001 [11]) qui montre que dans la plupart des pays en développement, l'élasticité de la consommation d'énergie par rapport au PIB est souvent supérieure ou égale à 1, par contre elle est inférieure à 1 et varie entre 0,85 à 0,9 dans les pays industrialisés en raison, de la part croissante des activités tertiaires, peu énergivores, dans le PIB et du progrès technique favorisant l'amélioration du rendement énergétique. Il ajoute que l'élasticité aux prix, reste très faible à court terme et la consommation est fortement dépendante des équipements c'est à dire des investissements réalisés dans l'économie.

Ferguson et al, (2000 [1]) ont constaté que pour les pays développés, il y a une corrélation forte entre l'augmentation de la richesse dans le temps et l'augmentation de la consommation d'énergie. En outre, Ferguson et al (2000) montrent également qu'il y a une corrélation plus forte entre la consommation d'électricité et la création de richesse qu'entre la consommation totale d'énergie et le revenu. Par ailleurs, il faut noter que l'électricité constitue un poste de dépenses pour les ménages et les entreprises. Elle est indispensable à la satisfaction des besoins quotidiens (nourriture, communication, eau, production de biens, etc.). Ainsi, en se basant sur la fonction keynésienne de la consommation, on peut affirmer que la consommation d'électricité est une fonction croissante du revenu. En effet, selon Friedman les individus ajustent leur consommation permanente à leur revenu permanent. De toutes ces analyses, il ressort que la consommation d'énergie et plus

particulièrement celle de l'électricité a un impact positif sur la croissance. Mais également la croissance entraîne l'augmentation de la consommation d'énergie. Cependant, plus le pays se développe plus l'intensité énergétique de son PIB diminue. En outre, la compréhension de la dynamique de la relation entre l'énergie et la croissance économique doit tenir compte des autres facteurs de production. Plusieurs études empiriques ont tenté de comprendre cette relation.

## **2.2 Revue empirique de la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique**

Plusieurs travaux ont tenté de mettre en évidence un lien entre l'accumulation de richesse et le secteur de l'électricité. La plupart d'entre elles ont plutôt analysé le problème du côté de la demande en révélant l'existence d'une relation entre la consommation d'électricité et le produit. Même si la plupart de ces études s'accordent sur l'existence de lien entre la croissance et la consommation d'électricité, la direction de la causalité entre ces deux variables demeure toujours sujette à débat. Les études pionnières datent des années 1970. En effet, Kraft et Kraft (1978) [12], dans une analyse de l'économie américaine entre 1947 et 1974, ont été les premiers à mettre en évidence l'existence d'une causalité unidirectionnelle entre la consommation d'énergie et le PNB. Selon eux, c'est le produit national brut qui détermine la consommation d'énergie. Ce résultat implique que des politiques énergétiques pourraient être mises en œuvre sans affecter la croissance du produit national brut. Yu et Choi (1985) [13], utilisant des données de cinq pays, ont montré l'absence de causalité entre le PNB et la consommation totale d'énergie pour les USA, le Royaume-Uni et la Pologne, mais un lien causal du PNB sur la consommation d'énergie a été détecté pour la Corée du Sud et le contraire pour les Philippines.

Plus spécifiquement Shui et Lam (2004) [14], à partir des tests de causalité de Granger entre la consommation d'électricité et le PIB réel de la Chine de 1971 à 2000, ont mis en exergue une relation de causalité unidirectionnelle de la consommation d'électricité vers le PIB. Pour la même problématique, Yoo et Kwak (2010) [15] ont analysé la consommation d'électricité et le PIB réel de sept pays d'Amérique du sud sur la période 1975-2006 : Argentine, Brésil, Chili, Columbia, Equateur, Pérou et Venezuela. Les résultats montrent que le lien de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique varie en fonction des pays. Il y a une relation de causalité unidirectionnelle de la consommation d'électricité vers le PIB pour l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Colombie et l'Equateur. Cela veut dire qu'une augmentation de la consommation d'électricité affecte directement la croissance économique dans ces pays. Au Venezuela, il y a une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité et la croissance économique. Cela implique qu'une augmentation de la consommation d'électricité affecte la croissance économique directement et cette croissance économique stimule aussi la consommation d'électricité dans ce pays. Cependant, aucun lien de causalité n'existe au Pérou.

En Afrique les études sur le lien entre le niveau de richesse d'un pays et sa consommation d'électricité sont peu nombreuses (Jumbe, 2004) [2]. L'Afrique et plus précisément les pays de l'UEMOA souffrent de cette absence d'études économétriques portant sur la dynamique de l'intensité énergétique du système productif national des pays. Cependant il existe quelques rares travaux parmi lesquels on peut citer ceux de Kané (2009) [16]. Ce dernier, pour l'analyse de l'intensité énergétique du produit intérieur brut au sein de l'UEMOA, a utilisé des données de panel hétérogènes non stationnaires et des tests de cointégration. Le modèle économétrique a pris en compte quatre variables explicatives à savoir l'investissement, la structure productive, le PIB par habitant et le taux d'urbanisation. Les résultats montrent que l'intensité énergétique du PIB au sein de l'UEMOA dépend largement du niveau d'investissement, de la structure des économies et du taux d'urbanisation. Ils montrent également que la consommation d'énergie est dominée par le secteur industriel.

Belloumi (2009) [17] a utilisé la technique de cointégration de Johansen pour examiner la relation entre la consommation d'énergie par habitant et le produit intérieur brut par habitant en Tunisie pendant la période 1971-2004. Le test de causalité de Granger s'est effectué à partir d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Les résultats de l'estimation indiquent qu'il y a une relation de causalité bidirectionnelle de long terme entre les deux séries et une causalité unidirectionnelle de court terme de la consommation d'énergie au PIB. Spécifiquement à l'électricité, Jumbe (2004) [2] a montré qu'il existe une relation de causalité unidirectionnelle du PIB vers la consommation d'électricité sur la période de 1970 à 1999 au Malawi. En Côte d'Ivoire, T. Hassan (2010) [18] établit un lien causal unidirectionnel du PIB vers la consommation d'électricité. En d'autres termes, selon T. Hassan, c'est le PIB qui explique la consommation d'électricité et non le contraire. Ces différentes études empiriques montrent que la relation causale entre la consommation d'énergie en général et celle de l'électricité en particulier et la croissance économique peut s'établir dans les deux sens.

Les études du lien entre la croissance économique et la consommation d'énergie sont nombreuses surtout dans les pays industrialisés mais celles analysant spécifiquement le lien entre la croissance et le développement du secteur de l'électricité ne sont pas légion.

### III. Données et méthodologie

#### 3.1 Les données utilisées

Les données de cette étude sont issues de diverses sources. Premièrement, les fonds documentaires de certaines structures nationales et internationales des secteurs de l'énergie et de l'électricité : l'Energie Electrique de Côte d'Ivoire (EECI) [19], la Compagnie Ivoirienne d'Electricité (CIE) [20], l'Autorité Nationale de Régulation l'Electricité (ANARE) [21]. Deuxièmement, les rapports de certains organismes et centres internationaux tels que la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) [22], la Banque Mondiale (BM) [23], le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) [24] et l'Organisation des Nations Unies (ONU) [25]. Enfin, les articles et ouvrages sur l'énergie, l'électricité et l'économétrie ont été associés aux premiers matériaux.

Dans le cadre de l'analyse descriptive, les données portent sur le produit intérieur brut (PIB) et sur les principaux indicateurs du développement du secteur électrique, à savoir, la puissance installée, la production d'électricité, le nombre total d'abonnés et le temps de coupure d'électricité en moyenne annuelle par abonné. Concernant l'analyse économétrique, nous nous attacherons au lien entre le PIB et la puissance installée (pinstal).

#### 3.2 Les tests de racines unitaires

Avant de commencer la modélisation d'un processus temporel, il est primordial de s'assurer de la stationnarité de chaque variable du vecteur ; faute de quoi le modèle risque d'aboutir à des résultats biaisés. En effet, en cas de non stationnarité, le théorème central limite (TCL) n'est plus vérifié et les résidus du modèle ne sont plus de loi normale. Par conséquent, en cas de non stationnarité, les procédures classiques d'inférence ne sont plus valides. Ce faisant, elle peut conduire à des erreurs de diagnostics sur les coefficients estimés du modèle. Elle peut surtout conduire à des régressions fallacieuses. De plus un mauvais diagnostic du problème de non stationnarité peut créer une forte autocorrélation des erreurs du modèle en cas d'élimination d'une tendance déterministe dans un processus stationnaire en différence (DS).

A cet effet, Pour éviter les biais dans les modèles économétriques, plusieurs tests sont utilisés pour tester la présence ou pas de racine unitaire dans la série à modéliser. Il faut dire que parmi ces nombreux tests les plus utilisés sont : les tests de Dickey-Fuller Augmenté(ADF), le test de Phillips-Perron (PP) et le test de Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Ce sont ces derniers qui seront utilisés pour l'étude de la stationnarité des variables dans cette étude. Les tests ADF et PP supposent la tendance déterministe de la série à modéliser linéaire. Mais cela n'est pas toujours le cas pour tous les phénomènes économiques. Ainsi, lorsque la tendance n'est pas linéaire, on peut utiliser le test d'Ouliaris, Park et Phillips qui généralise la procédure PP en remplaçant la tendance linéaire par une tendance polynomiale. Chacun de ces tests, utilise, pour sa mise en œuvre, une procédure particulière. Nous allons donc présenter dans la suite les procédures des tests ADF, PP, et le KPSS.

##### 3.2.1 Les tests ADF et PP

Dickey et Fuller (1979) [26] sont les premiers à fournir un ensemble d'outils statistiques formels pour détecter la présence d'une racine unitaire dans un processus purement autorégressif du premier ordre. Cette procédure de test, maintenant bien connue, est fondée sur l'estimation par les MCO, sous l'hypothèse alternative, de trois modèles autorégressifs du premier ordre dont les erreurs sont identiquement et indépendamment distribuées : le modèle sans constante, le modèle avec constante et le modèle avec constante et tendance.

Dickey et Fuller (1981) [27] étendent ensuite cette procédure de test à des processus purement autorégressifs d'ordre  $p$ , il s'agit alors des tests ADF pour « Augmented Dickey-Fuller ». Cette procédure de test est fondée sur l'estimation par les MCO, sous l'hypothèse alternative, de trois modèles autorégressifs d'ordre  $p$ .

Les trois modèles sont :

$$\text{Modèle 1 : } \Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Modèle 2 : } \Delta y_t = \phi y_{t-1} + c + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Modèle 3 : } \Delta y_t = \phi y_{t-1} + c + \beta t + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où  $\varepsilon \approx BB$  et  $p$  le retard optimal déterminé par la minimisation de critère d'informations comme AIC, BIC, HQ, etc.

Le principe de ce test est de tester la significativité du coefficient  $\phi$  du modèle retenu des trois modèles.

Le problème de test se formule de la façon suivante :

L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) :  $\phi=0$  (présence de racine unitaire dans la série) contre l'hypothèse alternative ( $H_a$ ) :  $|\phi| < 0$  (absence de racine unitaire dans la série). La statistique du test est calculée et comparée à une valeur critique lue dans une table.

Pour le choix du modèle approprié on utilisera un test de significativité de la tendance. On part donc du modèle

général :  $\Delta y_t = \phi y_{t-1} + c + \beta t + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$  (4) et on teste les hypothèses suivantes :  $H_0$  :  $\beta=0, \phi=0$  contre  $H_a$  :  $\beta \neq 0, \phi \neq 0$  à l'aide d'une statistique de Fisher calculée à partir des sommes des carrés des résidus des deux modèles correspondants aux hypothèses. Le test est robuste à la présence d'autocorrélation des résidus.

Le test de PP quant à lui est construit sur une correction non paramétrique des statistiques de ADF pour prendre en compte des erreurs hétéroscédastiques. Il se déroule en quatre étapes :

- Estimation par les MCO des trois modèles de base des tests ADF et calcul des statistiques associées, soit  $e_t$  le résidu estimé.

- Estimation de la variance dite de court terme :  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$  (5)

- Estimation d'un facteur correctif  $s_t^2$  (appelé variance à long terme) établi à partir de la structure des covariances des résidus des modèles précédemment estimés de telle sorte que la transformation réalisée conduise à des distributions identiques à celle du Dickey-Fuller standard :

$$s_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{[e_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l (1 - \frac{i}{l+1}) e_t e_{t-i}]}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-i} \quad (6)$$

Pour estimer cette variance de long terme, il est nécessaire de définir un nombre de retard  $l$  estimé en fonction du nombre d'observation  $n$  :  $l \approx 4(\frac{n}{100})^{1/5}$  (7)

- Calcul de la statistique PP. Cette statistique est à comparer aux valeurs critiques de la table de Mackinnon.

### 3.2.2 Le test KPSS

Kwiatkowsky et al (1992) [28] proposent d'utiliser un test du multiplicateur de Lagrange fondé sur l'hypothèse nulle de stationnarité après estimation des modèles avec et sans constante considérés dans le cadre du test de

Dickey-Fuller standard, on calcule la somme partielle des résidus :  $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$  (8) et on estime la variance

de long terme  $s_t^2$  comme pour le test PP. Ce test a la particularité, d'être robuste à la présence de tendance

déterministe. La statistique de ce test est donné par :  $LM = \frac{1}{s_t^2} \frac{\sum_{t=1}^n S_t^2}{n^2}$  (9).

L'on rejettera l'hypothèse de stationnarité si cette statistique est supérieure aux valeurs critiques lues dans la table élaborées par les auteurs.

### 3.3 Les tests de cointegration

La notion de cointégration a été introduite dès 1974 par Granger et Newbold [29] sous le nom de régression fallacieuse et formalisée par Engle et Granger en 1987 [30] et par Johansen en 1991 [31] et 1995 [32].

Deux séries  $X_t$  et  $Y_t$  intégrées d'ordre  $d$  seront dites cointégrées s'il est possible de trouver une combinaison linéaire de ces deux séries qui soit intégrée d'un ordre  $b$  strictement inférieur à l'ordre d'intégration des séries  $X_t$  et  $Y_t$ . Autrement dit, s'il existe  $(\alpha, \beta) \in (R^*)^2$  tel que  $\alpha X_t + \beta Y_t$  soit intégrée d'ordre  $b < d$ . Le vecteur  $(\alpha, \beta)$  est le vecteur de cointégration et  $\alpha X_t + \beta Y_t$  est la relation de cointégration où la relation de long terme qui existe entre les deux séries.

En fait, l'idée sous-jacente de la cointégration est la suivante : à court terme  $X_t$  et  $Y_t$  peuvent avoir une évolution divergente (toutes deux sont non stationnaires) mais elles vont évoluer ensemble à long terme (structure commune d'évolution). Il existe donc une relation stable à long terme entre  $X_t$  et  $Y_t$  en cas de cointégration.

Plusieurs tests dont le test de Johansen et celui de Pesaran, Shin et Smith (2000) [33] peuvent être utilisés pour étudier l'existence de cointégration entre un ensemble de séries macroéconomiques. L'une des conditions nécessaires à l'utilisation du test de Johansen est que toutes les variables du modèle soient intégrées du même ordre. Ce test n'est donc pas applicable si les ordres d'intégration des séries sont différents.

### 3.4 Modèle a correction d'erreur

Lorsque des séries sont stationnaires et cointégrées, Engle et Granger (1987) [30] ont démontré qu'elles peuvent être représentées par un modèle à correction d'erreur (ECM). Le principe du modèle est d'une part de retirer la relation commune de cointégration et d'autre part de rechercher la liaison réelle entre les variables. Ce modèle consiste donc à faire une représentation statique qui constitue une cible de long terme (la relation de cointégration) et une représentation dynamique du court terme (l'ajustement à cette cible).

Une estimation de ce modèle en deux étapes a été proposée par Engle et Granger lorsque le vecteur de cointégration est unique avec  $k$  variables explicatives et  $p$  retards :

Etape 1 : estimation par les MCO de la relation de long terme et calcul du

$$\text{résidu} : \mu_t = y_t - \tilde{\beta}_0 - \tilde{\beta}_1 x_{1t} - \dots - \tilde{\beta}_k x_{kt} \quad (10)$$

Etape 2 : estimation par les MCO de la relation du modèle dynamique (court terme) :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_2 \Delta x_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_3 \Delta x_{2,t-i} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_k \Delta x_{k,t-i} + \gamma_1 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Où :  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  (12). Le coefficient  $\gamma_1$  (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif et compris entre -1 et 0.

Cependant le vecteur de cointégration peut ne pas être unique et dans ce cas la représentation de Engle Granger n'est plus valable et on a recours à une représentation vectorielle à correction d'erreur. La représentation ECM se présente comme suit :

$$\Delta y_t = A_0 + B_1 \Delta y_{t-1} + \Delta y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \gamma e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Où  $A_0$  est un vecteur de dimension  $(k * 1)$  ;

$B_{i, 1 \leq i \leq p-1}$  est une matrice d'ordre  $(k * k)$ ;

$e_t = \delta' \Delta y_t$ ;  $\delta$  (14) est le vecteur dont les éléments sont les coefficients des relations de long termes et  $\gamma$  est la force de rappel à l'équilibre.

De cette relation (13) se déduit l'expression de  $\Delta y_t$  ième variable considérée.

## IV. Résultats empiriques

### 4.1 Evolution descriptive des données sur la période 1960-2008

Les graphiques 1 et 2 résument l'évolution des données sur la période 1960-2008 : toutes les données ont un taux de croissance moyen annuel positif (le PIB, 5,7% ; la puissance installée, 7,9% ; la production d'électricité, 9,6% ; le nombre total d'abonnés, 9,4%), hormis le temps de coupure d'électricité en moyenne annuelle par abonné qui décroît sur la période de 24,1%. On peut remarquer que les indicateurs du développement du secteur électrique ont une expansion supérieure au PIB, avec un taux quasi similaire pour la production d'électricité et le nombre total d'abonnés.

De même, l'évolution des données est globalement à l'image de la trajectoire contrastée de la situation économique et socio-politique de la Côte d'Ivoire et nous permet d'identifier quatre phases principales.

D'abord, de 1960 à 1978, le pays, qui adopte à l'indépendance le libéralisme économique, bénéficie d'un contexte économique et politique stable et connaît un taux de croissance en moyenne annuelle du PIB de 10,7%, lié principalement à une agriculture d'exportation qui a soutenu les investissements en matière d'infrastructures et d'industries y compris le secteur de l'électricité. Dès l'indépendance politique acquise en 1960, profitant de l'abondance financière apportée par les bonnes recettes d'exportation et le recours croissant au financement extérieur, il est question d'abord de construire un Etat-nation, puis de mener, à partir de 1970, un ambitieux programme de développement régional par le biais d'un Etat-entrepreneur, de plus en plus interventionniste, pour lutter contre les dimensions alarmantes prises par les inégalités socio-économiques. Un immense effort

d'équipement électrique était, par conséquent, nécessaire pour répondre à une demande qui ne pouvait que croître. Dans la première phase de construction du secteur électrique ivoirien<sup>1</sup>, il est alors réalisé par l'expansion rapide des moyens de production, parc de centrales et réseaux, et organisé autour de la logique suivante : augmentation de la capacité installée (la puissance installée s'accroît en moyenne annuelle de 17,9%), accroissement de la production d'électricité (expansion en moyenne annuelle de 18%), progression du nombre d'abonnés (accroissement en moyenne annuelle de 16,3%), amélioration significative de la qualité du service (le temps de coupure d'électricité en moyenne annuelle par abonné décroît de 62%), augmentation des ventes et du chiffre d'affaires, développement de nouveaux investissements.

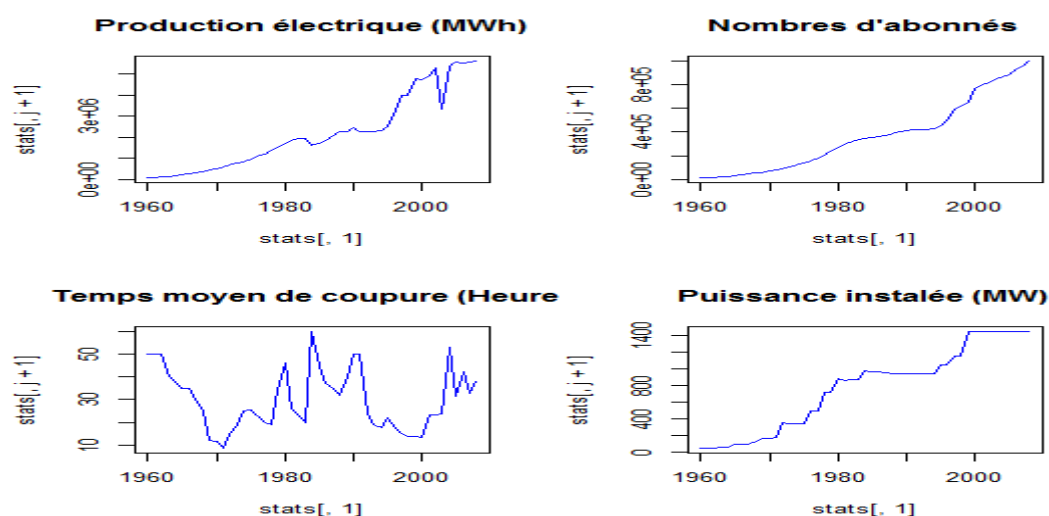
Puis, au succès économique de la période 1960-1978, va se substituer une période de crise (1978-1993). Délibérément expansionniste, la stratégie volontariste précédente s'est en effet avérée très vulnérable dès que des difficultés importantes sont survenues. Pour être poursuivie avec succès et pour que les bénéfices tirés de la planification jouent à plein, cette stratégie supposait que l'environnement économique du secteur électrique reste stable et que la croissance s'effectue à un rythme élevé et régulier. Aussi bien le rythme optimal des investissements que le niveau des tarifs nécessitaient un accord étroit entre les réalisations et les prévisions. Les nouvelles installations, mises en place durant la première partie de la période sur la base d'un accroissement de la demande d'électricité de l'ordre de 7-10%, en moyenne annuelle (suivant la logique des années fastes), ne pouvaient plus espérer des conditions de rentabilité suffisantes, avec la croissance de 4,6% de la demande d'électricité, observée entre 1978 et 1993. Face à cette situation, une première réaction des autorités a été de renforcer le cadre institutionnel et réglementaire de façon à mieux contrôler le secteur électrique et à garder la maîtrise des principaux leviers de commande. La réforme et les ajustements tarifaires ainsi que la gestion rationnelle des ressources humaines, qui caractérisent la première moitié des années 1980, sont à la mesure de la volonté d'assainir de manière «autonome» le secteur électrique. Cependant, la sécheresse sans précédent, que connaît le pays, ébranle sérieusement le modèle expansionniste qui doit s'appuyer sur le coûteux thermique pour palier la défaillance circonstancielle de la filière hydraulique. Au milieu des années 1980, les résultats de l'ECCI n'ont pas été concluants et, suite à l'aggravation de la situation économique générale, la gestion du secteur a été soumise au contrôle des bailleurs de fonds internationaux dans le cadre du Plan d'Ajustement Structurel III et du Plan d'Ajustement du Secteur de l'Energie. Le passage de la stratégie volontariste à la stratégie gestionnaire, qui s'effectue alors, se caractérise par la fin de l'expansion systématique et la volonté affichée de remettre en état les moyens de production-transport-distribution d'électricité. Au regard des mauvais résultats enregistrés par l'ECCI et des difficultés financières de l'Etat, de moins en moins capable de soutenir un secteur électrique défaillant, les autorités ivoiriennes décident de le réorganiser, sous l'impulsion des bailleurs de fonds internationaux et avec le concours de la SAUR et d'EDF. Cette réforme, qui se traduit par la privatisation de l'exploitation du service de l'électricité en octobre 1990, a pour but d'assurer le redressement et l'amélioration des performances de ce secteur, avec la fin de l'intervention de l'Etat dans la gestion et la mise en place des outils nécessaires pour assurer l'équilibre économique et financier du service de l'électricité. Néanmoins, de nombreux obstacles entravent le processus de privatisation du secteur de l'électricité. D'abord, l'importance des enjeux de la réforme suscite une vague de contestation des différents acteurs économiques et politiques du pays. Ensuite, la crise économique, qui continue de sévir, a une incidence négative sur le marché de l'électricité (le PIB décroît de 4,6%) ; de ce fait, la baisse de la demande urbaine, rurale et industrielle d'électricité entraîne la réduction des recettes du nouvel exploitant, la Compagnie Ivoirienne d'Electricité. De plus, malgré les changements introduits dans les règles, les objectifs et les comportements, il manque à la stratégie gestionnaire en cours une cohérence d'ensemble et un schéma d'expansion que possédait la stratégie volontariste, en dépit de ses défauts : on constate le ralentissement prononcé de l'expansion des indicateurs du développement du secteur électrique (les taux en moyenne annuelle sont de 1,8% pour la puissance installée, 3,2% pour la production d'électricité, 2,1% pour le nombre total d'abonnés). Cette situation consolide certainement la problématique de la capacité de production du secteur électrique au début des années 1990. Dans la pratique, le partage des tâches entre l'autorité concédante et le concessionnaire n'est pas aisé ; de ce fait, la réhabilitation de l'équipement électrique prend du retard, au détriment de la CIE qui, non seulement, est contrainte d'entreprendre des actions non prévues par la convention de concession, mais aussi, doit faire face aux incertitudes liées à l'hydraulique et l'interconnexion avec le Ghana : on assiste de ce fait, à la dégradation de la qualité de service (le temps de coupure d'électricité en moyenne annuelle par abonné qui décroît entre 1960 et 1978 de 62%, stagne durant la période). En outre, un certain nombre de missions de service public, telles que l'électrification rurale, sont mises en veilleuse afin de concentrer tous les efforts sur l'amélioration des performances et sur la réalisation de programmes les plus urgents. De ce fait, même si le projet du gaz est un réel motif d'espoir pour les années à venir, les orientations de plus long terme et la mise en place d'un programme capable d'assurer le développement du secteur électrique et de répondre à l'adéquation offre/demande d'électricité dans les prochaines années sont reportées à une date ultérieure.

---

<sup>1</sup> Elle correspond à la stratégie volontariste.

Ensuite, entre 1993 et 1999, on assiste à une phase de relance économique marquée par la dévaluation du franc CFA en janvier 1994. A l'issue de l'ajustement monétaire, les nouvelles autorités ivoiriennes arrivent à maîtriser l'inflation, adoptent des mesures d'accompagnement (telles que le réajustement des salaires et le blocage des prix de certains biens), mettent en place un programme de développement baptisé « Eléphant d'Afrique » et accentuent le processus de privatisation entamé la période précédente. Dans le même temps, l'amélioration des cours mondiaux des cultures de rente accroît les revenus des paysans. Ces évolutions sont synonymes de reprise de l'activité économique dans les villes et les campagnes ivoiriennes (le PIB croît en moyenne annuelle de 11,3%) et du retour de la croissance de la demande territoriale d'électricité, surtout que le prix réel de l'électricité baisse considérablement durant la période. C'est dans cet environnement propice que, confronté à un risque de pénurie, le gouvernement ivoirien prend l'option de susciter l'investissement d'un producteur indépendant d'électricité (CIPREL) qui, très rapidement, installe des moyens de production thermique (Vridi II) alimentés au fuel puis au gaz exploité offshore. C'est la mise en service de Vridi II et l'existence de cette rente gazière qui permettent à la Côte d'Ivoire d'être exportatrice nette d'électricité, d'abaisser les tarifs de l'électricité et de relancer progressivement le processus d'électrification rurale. Cette dynamique contribue à l'accroissement des recettes du secteur électrique et à consolider son équilibre financier, faisant du modèle ivoirien une référence africaine. L'année 1998, qui s'achève, constitue ainsi un tournant de l'histoire du secteur électrique : d'abord, le deuxième producteur indépendant, Cynergie, qui reçoit, le 19 septembre, ses premiers équipements thermiques sur le site d'Azito dont la mise en service est effective en janvier 1999, constitue un gage pour l'avenir énergétique du pays (en moyenne annuelle, la puissance installée s'accroît de 7% et la production d'électricité de 13,2%) ; ensuite, la réorganisation du 16 décembre, qui ouvre la voie de la dérégulation progressive des différents segments de l'activité électrique (production, transport et distribution), inaugure une ère qui devrait être placée sous le signe de la concurrence et de ses corollaires, à savoir, l'amélioration de la qualité du produit et du service (le temps de coupure d'électricité en moyenne annuelle par abonné décroît sur la période de 28,5%) et de meilleurs tarifs d'électricité (Capri, 2003) [34]. Enfin, entre 1999 et 2008, cette reprise de l'activité économique est freinée par le coup d'Etat du 24 décembre 1999 et la crise militaro-politique que traverse le pays depuis le 19 septembre 2002, avec la détérioration du climat des affaires, la fragilisation du tissu industriel, la délocalisation de nombreuses entreprises, la destruction ou la détérioration des infrastructures économiques et sociales, la paupérisation : le taux annuel moyen de croissance du PIB passe de 11,3% à 2,9%. De même, la crise a eu pour conséquence la division du pays en deux. De ce fait, les populations des zones centre, nord et ouest consommaient l'électricité mais ne payaient pas les factures car la CIE, chargée du recouvrement, avait fermé ses agences dans ses zones pour cause de sécurité. Ce qui a entraîné les conséquences suivantes : le taux annuel moyen de croissance du nombre d'abonnés passe de 7% à 4,6% ; l'arrêt des investissements dans le secteur (la puissance installée durant toute la période reste identique à celle de 1999), la détérioration des équipements mal entretenus et la baisse de la qualité de service (le taux annuel moyen de croissance du temps moyen de coupure d'électricité est de 11,7%), l'équilibre offre-demande avait été rompu, et les autorités ont dû imposer des limitations à la consommation, à travers des mesures de rationnement, de délestages et autres. *In fine* la production d'électricité est significativement pénalisée : le taux annuel moyen de croissance passe de 13,2% à 2%.

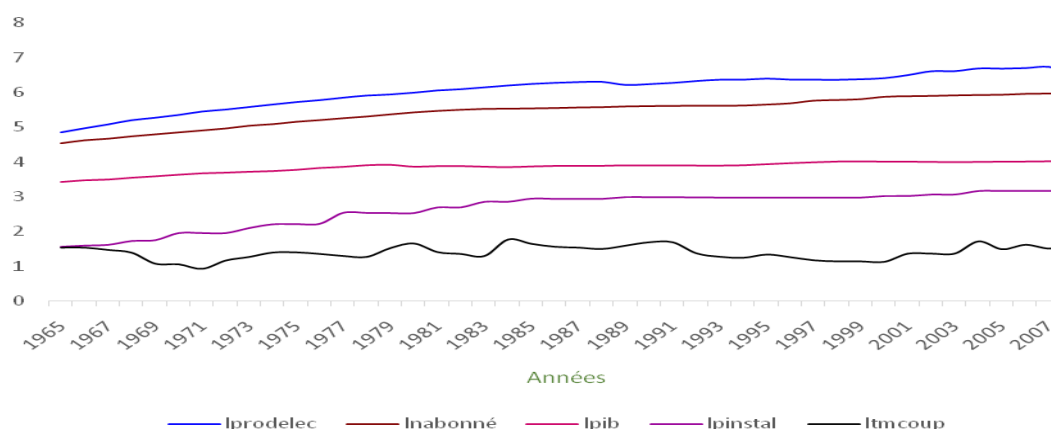
Figure 1 : Evolution des principaux indicateurs du secteur de l'électricité en Côte d'Ivoire, 1960-2008



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'étude



Figure 2 : Evolution comparée du PIB et des variables de performance du secteur de l'électricité



Note : Les variables *lprodelec*, *lnabonné*, *lpib*, *lpinstal* et *ltmcoup* représentent respectivement la production d'électricité, le nombre d'abonnés par ans, le PIB, la puissance installée et le temps moyen de coupure par ans, toutes ces variables ont été prises en logarithme.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'étude

#### 4.2 Résultats des tests de stationnarité

L'étude de la stationnarité est la première étape dans le processus de modélisation des séries temporelles. En effet, certaines études ont montré que les régressions effectuées sur des variables non stationnaires sont sujettes à plusieurs problèmes parmi lesquels le risque de régressions fallacieuses (spurious regression) est le plus souvent mis en avant. Pour éviter ces problèmes, notre analyse économétrique débute par la réalisation de tests de stationnarités de nos différentes variables d'intérêts. Il existe plusieurs tests économétriques qui ont pour objet de tester la stationnarité des séries temporelles. Cependant, les plus utilisés demeurent les tests ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips-Perron) et KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) et ce sont ces tests qui seront implémentés dans notre travail. Les deux premiers ont pour hypothèse nulle la non stationnarité tandis que la seconde se base sur l'hypothèse nulle de stationnarité.

Tableau 1 : Résultats des tests de stationnarité

Séries	ADF	PP	KPSS
<i>pib</i>	-3,053 (0,131)	-1,918 (0,321)	0,121 -
<i>Pinstal</i>	-2,206 (0,474)	-2,281 (0,434)	0,080 -
$\Delta pib$	-4,151 (0,002)	-4,175 (0,002)	0,198 -
$\Delta pinstal$	-7,998 (0,000)	-7,858 (0,000)	0,089 -

Note : Les probabilités calculées (*pvalue*) figurent entre les parenthèses en dessous des statistiques de test. Pour ce qui concerne les tests KPSS le logiciel utilisé ne fournit pas de probabilités. Le signe  $\Delta$  signifie que le variable qu'il précède a été différencié une fois :  $\Delta X = X_t - X_{t-1}$  (14)

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'étude

Les tests effectués révèlent la non stationnarité de la série du PIB au seuil de 5%. Les tests ADF et PP concluent tous deux à la présence de racine unitaire dans la série donc au fait qu'elle n'est pas stationnaire (*pvalue* > 5%). Le test de KPSS quant à lui approuve l'hypothèse de stationnarité du PIB. Malgré ces résultats divergents, nous penchons en faveur de la non stationnarité de la série du PIB car la majorité des tests effectués montrent ce résultat. Ainsi, la série en niveau du PIB de la Côte d'Ivoire est non stationnaire sur la période d'analyse.

De même, la conclusion est identique pour la série de la puissance électrique installée de la Cote d'Ivoire. Par ailleurs, les tests effectués sont unanimes quant à la stationnarité des séries différenciées. En effet l'hypothèse de présence de racine unitaire est fortement rejetée par les tests ADF et PP. Ce résultat est ensuite confirmé par le test KPSS qui lui conclut à la stationnarité de ces deux séries prises en différence première. Ce tableau fait donc ressortir pour chaque variable l'ordre d'intégration selon le test choisi. Il ressort clairement que ni la série du PIB, ni celle de la puissance électrique installée ne sont stationnaires en niveau. Ces variables sont toutes intégrées d'ordres un  $I(1)$ , c'est-à-dire que leur variation est stationnaire au seuil de significativité de 5%. Vu ces résultats, la théorie économétrique nous suggère donc de tester l'hypothèse d'existence ou non d'une relation de cointégration entre ces deux variables. C'est l'objet de la section suivante.

### 4.3 Résultats du test de cointégration d'Engle et Granger

Pour étudier la cointégration entre ces deux nous avons utilisé l'approche d'Engle et Granger (1987) [30]. Les différents résidus (résidus de la régression du PIB sur la puissance installée et ceux de la régression de la puissance installée sur le PIB) sont intégrés d'ordre zéro  $I(0)$ . Ils sont donc stationnaires. En effet, les différents tests de racines unitaires concluent unanimement au rejet de l'absence de stationnarité au seuil de significativité de 5%. En conclusion, ces deux variables sont cointégrées.

Tableau 2 : Résultats du test de cointégration

<i>Séries</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>
$\varepsilon_1$	-3,070 (0,003)	-2,504 (0,0135)	0,100 -
$\varepsilon_2$	-2,611 (0,009)	-2,045 (0,026)	0,075 -

*Note : Les probabilités calculées (pvalue) figurent entre les parenthèses en dessous des valeurs critiques. La variable  $\varepsilon_1$  représente le résidu de la régression de la production sur la puissance installée tandis que  $\varepsilon_2$  représente celui de la régression de la puissance installée sur la production.*

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'étude

Nous allons donc procéder à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (MCE).

### 4.4 Estimation du modèle

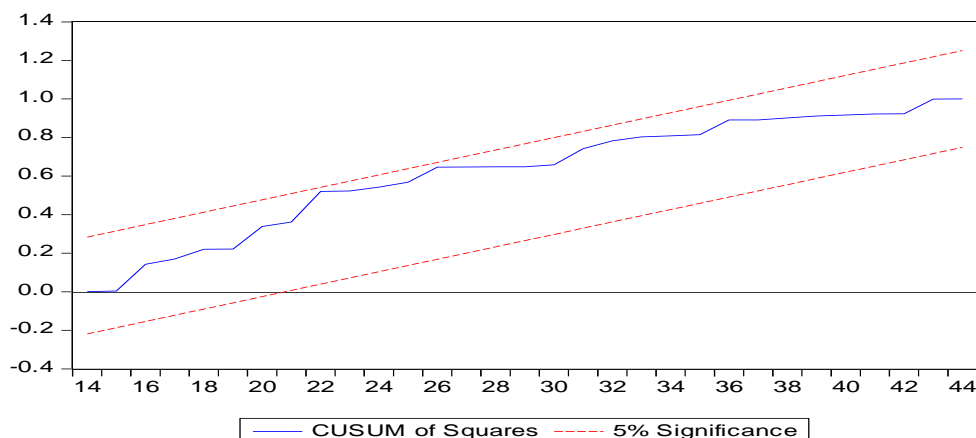
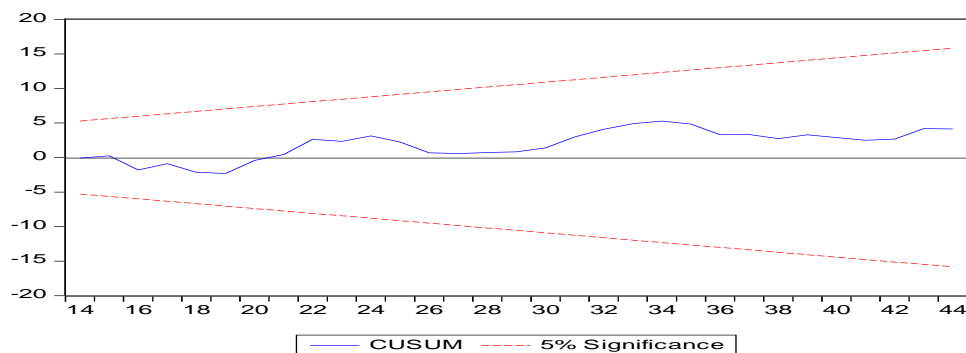
Pour estimer notre modèle à correction d'erreur, nous avons opté pour l'approche en deux étapes (Engle et Granger, 1987) [30]. Nous avons donc estimé en premier lieu la relation de long terme existant entre le produit intérieur brut et la puissance électrique installée avant de passer à l'estimation de la relation de court terme entre ces deux variables. Avant tout propos supplémentaire, il convient de signaler que toutes les relations que nous avons estimées ont été validées du point de vue statistique. En effet, le test de Fisher de significativité globale conclut au rejet de l'Hypothèse de non significativité des coefficients obtenus. Les modèles sont donc globalement significatifs. Ensuite, pour ce qui est des séries des résidus, le test d'autocorrélation affiche des p-values supérieures à 5% montrant ainsi l'absence d'autocorrélation. L'hypothèse de normalité des résidus se trouve confirmée par la statistique de JARQUE-BERA et le test de Breusch-Pagan-Godfrey approuve l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus. Ensuite, les relations estimées sont structurellement et ponctuellement stables en témoigne les tests CUSUM et CUSUM square.

Tableau 3 : Résultats des tests de validité des résidus

<i>Tests</i>	<i>t-statistique</i>	<i>Probabilités</i>
<i>Jarque-Bera</i> (Normalité)	0,495850	0,780497
<i>Breusch-Pagan-Godfrey</i> (F-stat)	1,291142	0,2841
<i>LM-test (autocorrelation)</i> (F-stat)	0,588472	0,5617

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'étude

Figures 3 et 4 : Résultats de tests de stabilité



Source : Calculs de l’auteur à partir des données de l’étude

En ce qui concerne les deux relations estimées (relation de court terme et de long terme), elles sont globalement conformes aux résultats attendus. D’abord, concernant la relation de long terme, le coefficient associé à la variable puissance électrique est positif et significatif au seuil de 5%, révélant ainsi l’impact positif de cette variable sur le produit à long terme. Ainsi, une augmentation de la puissance installée du secteur de l’électricité a des répercussions positives sur la production dans le long terme. On peut tirer deux enseignements majeurs de ce premier résultat. Le premier est qu’il existe une relation étroite entre les performances du secteur de l’électricité et l’activité économique et le second est que l’impact des performances du secteur électrique sur l’activité économique est d’autant plus important que celles-ci le sont. Il ressort donc que le secteur de l’électricité occupe une place très importante dans le processus d’accumulation de la richesse.

Tableau 4 : Estimation de la relation de long terme

Variables	Coéfficients	Erreur-std	t-statistiques	Probabilités
Constante	4572,202	278,016	16,445	0,0000
<i>pinstal</i>	4,161	0,334936	12,425	0,0000
<b>R-carré</b>	<b>0,786</b>			
<b>F-statistique</b>	<b>154,3893</b>			
<b>Prob (F-stat)</b>	<b>0,0000</b>			

Source : Calculs de l’auteur à partir des données de l’étude

Ensuite, pour ce qui est de la relation de court terme, on constate que le coefficient associé à la force de rappel est significativement négatif au seuil de 5%. Il existe bien donc un mécanisme de correction d’erreur : à long terme les déséquilibres entre le produit et la puissance installée se compensent de sorte que les deux séries ont des évolutions similaires. Ainsi, ces deux variables reviennent toujours sur la relation de long terme précédemment établie en cas de chocs conjoncturels dans l’économie et ces déséquilibres se résorbent à hauteur de 17,32 % dans l’année suivant le choc, soit en moyenne un temps d’absorption total d’environ 6 ans. C’est dire que les déséquilibres entre ces deux variables se résorbent très lentement. Aussi, les performances du secteur de l’électricité n’influencent pas le produit à court terme, en témoigne la non significativité de la variable *Apinstal*, au seuil de 5%. En résumé, les performances du secteur de l’électricité ivoirien influence positivement le produit mais seulement dans le long terme. Ce dernier résultat est très intéressant et montre que les retombées d’une politique d’investissement massif dans le secteur ne doivent pas être attendues dans le court terme. En effet, une hausse des investissements dans le secteur se traduisant par la hausse de la puissance installée aura pour effet immédiat une création d’emploi supplémentaire (recrutement d’un personnel en plus pour la maintenance des nouvelles turbines, de nouveaux ingénieurs...) et le développement de quelques activités annexes (hausse de l’emploi indirect). Cependant, cette hausse de l’emploi sera minime et ne pourra par conséquent pas impacter considérablement le produit à court terme. Or cette hausse de la puissance installée aura dans le long terme pour effet l’électrification de nouveaux villages, contribuant ainsi au

désenclavement des certaines populations. Ceci aura pour conséquence le développement de nouvelles activités et l'amélioration de la productivité dans ces zones. Donc l'effet à long terme de l'investissement dans le secteur sera plus important et pourra de fait influencer l'activité de manière plus importante.

Tableau 5 : Estimation de la relation de court terme

<i>Variables</i>	<i>Coefficients</i>	<i>Erreur-std</i>	<i>t-statistiques</i>	<i>Probabilités</i>
<i>Constante</i>	42,95909	96,14868	0,446799	0,6581
$\Delta p_{instal,t}$	1,131899	0,756557	1,496118	0,1447
$\varepsilon_1$	-0,173280	0,061077	-2,837067	0,0080
$\Delta p_{ib,t-1}$	0,482015	0,160604	3,001263	0,0053
$\Delta p_{ib,t-2}$	0,041927	0,176050	0,238156	0,8133
$\Delta p_{ib,t-3}$	0,329951	0,179888	1,834199	0,0762
$\Delta p_{instal,t-1}$	0,636536	0,691354	0,920709	0,3643
$\Delta p_{instal,t-2}$	-0,528511	0,668928	-0,7900087	0,4355
$\Delta p_{instal,t-3}$	-1,219225	0,648363	-1,880467	0,0695
<b>R-carré</b>	<b>0,422864</b>			
<b>F-statistique</b>	<b>2,839184</b>			
<b>Prob (F-stat)</b>	<b>0,017316</b>			

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'étude

### V. Conclusion

L'objectif de la présente étude était de faire une analyse descriptive et économétrique (en utilisant les nouvelles méthodes d'analyse des séries temporelles à savoir les théories de la stationnarité et de la cointégration) pour explorer la liaison causale entre la croissance économique et le développement du secteur électrique en Côte d'Ivoire entre 1960 et 2008.

L'évolution descriptive des données a d'abord montré, durant la période, deux faits majeurs :

- le PIB et la majorité des indicateurs du développement du secteur électrique présentent des évolutions de long terme caractérisées par un trend général à la hausse ;
- la baisse générale du temps de coupure d'électricité en moyenne annuelle par abonné est favorable au développement du secteur électrique.

L'analyse économétrique a ensuite montré qu'il existe, dans le long terme, une relation étroite entre les performances du secteur de l'électricité et l'activité économique.

Les résultats obtenus après ces analyses conduisent à formuler certaines recommandations de politiques énergétiques.

En fin de période, le marché de l'électricité se caractérise par des tensions, qui de l'avis des spécialistes devraient se poursuivre dans l'avenir. Il est donc urgent de rattraper le retard provoqué par la guerre et chercher l'équilibre entre l'offre et la demande, dans une situation où la consommation progresse significativement. On s'attend, dans le cadre de la reconstruction post-crise à un accroissement soutenu de la consommation de courant dans le futur, et l'on fonde ces prévisions sur l'extrapolation de la tendance historique, l'évolution escomptée de la croissance économique, les projets d'électrification, le développement des utilisations (par exemple dans les Nouvelles Techniques d'Information et de Communication) susceptibles de tirer profit de la souplesse propre au courant électrique.

Dans l'optique de la remise en marche de l'économie, l'augmentation des moyens de production du secteur électrique devrait réaliser un triple but :

- faire face à l'accroissement de la demande ;
- rétablir au-delà du niveau de consommation prévu une marge de productivité suffisante pour faire face aux sécheresses, aux avaries graves de l'équipement et aux retards dans la réalisation des installations ;
- moderniser les centrales thermiques.

En effet, en termes de politique énergétique, nous croyons que l'expérience a montré qu'il faut abandonner les solutions unilatérales aux problèmes de l'énergie : cette politique devrait plutôt être l'expression d'un ensemble de projets différents, comprenant des options qui payent à court terme, d'autres à moyen terme et d'autres encore à long terme, des options permettant une certaine flexibilité, dont certaines conçues pour faire face à l'apparition d'états de la nature non souhaités. Le fait de miser sur une seule stratégie pour faire face à la croissance des besoins énergétiques est intrinsèquement dangereux. Il faut en revanche envisager des « portefeuilles équilibrés », comprenant des options différentes et indépendantes.

De même, le penchant pour « l'autarcie » doit être stigmatisé et ne doit pas être confondu avec la recherche de la sécurité des approvisionnements. Le premier amène en effet à un repli sur soi, tandis que le deuxième conduit à la collaboration internationale. De ce point de vue, une collaboration accrue entre les pays africains pourrait apporter des bénéfices sensibles. Dans cette perspective, la spécialisation internationale en matière de production d'énergie électrique devrait être encouragée (voir les avantages comparatifs au niveau de la puissance, de l'énergie des heures pleines, etc.).

En outre, la réflexion éthique est indispensable lorsque des irréversibilités sont en jeu, car se pose le problème de l'héritage que nous laisserons aux générations futures. Dans cette perspective, le bon sens montre que prioritairement, il faut concentrer les efforts sur les économies d'énergie. Elles n'entraînent aucun risque environnemental majeur, réduisent la pression sur les ressources naturelles épuisables et améliorent la sécurité des approvisionnements. Dans une large mesure, l'avenir énergétique dépendra des succès que l'on obtient à ce niveau. Les économies d'énergie s'obtiennent à travers des campagnes d'information, des mesures techniques et des instruments économiques. Si l'on considère les succès obtenus dans le passé par le secteur électrique en matière de promotion de la consommation et optimisation du diagramme de charge, on peut conclure que des marges non négligeables existent aujourd'hui à ce niveau pour obtenir des économies de courant. Il est cependant fort vraisemblable que pour parvenir à réaliser des scénarios de très faible consommation d'énergie, des changements de société profonds sont indispensables.

La crise de sous-capacité réelle ou anticipée du système électrique ivoirien est à l'origine du vaste programme de réformes et de reconstruction. Ce programme n'a cependant pas pour unique objectif de résoudre cette crise : il s'inscrit dans une stratégie plus ambitieuse de modernisation de l'économie par l'intermédiaire de pratiques libérales. De ce fait, la Côte d'Ivoire a adopté certaines approches afin d'introduire le capital et la technologie du secteur privé et de faire de l'industrie électrique un espace économique

aussi moderne, compétitif et ouvert que les autres industries. L'entrée de nouveaux acteurs dans cette industrie traditionnellement réservée aux mains publiques est en train de changer son mode de fonctionnement. Face aux exigences des acteurs privés, qui sans cesse réclament des privilèges pour venir jouer le jeu, et en même temps aux risques de problèmes sociopolitiques, les responsables électriciens doivent définir un ensemble de règles claires et stables qui soient compatibles avec le contexte économique, politique et social du pays. Ce sont ces règles qui façonneront le futur système électrique ivoirien, en définiront le mode d'opération, ainsi que les modalités d'intervention des pouvoirs publics.

En effet, les pays en développement tels que la Côte d'Ivoire qui doivent rencontrer les besoins d'une économie de marché sont confrontés à de grandes réformes juridiques et administratives en vue des réformes économiques à effectuer. De ce fait, les financiers et les institutions prêteuses insistent pour faire des réformes des systèmes électriques la condition de leur présence dans le développement des pays qui veulent accéder à l'économie de marché. Est-il besoin de rappeler qu'aucune autre industrie n'est regardée comme source aussi importante de croissance économique et d'espoir de bien-être des populations. Dans ce contexte, une régulation transparente doit tenir compte des réalités de toutes les parties. Les consommateurs, qu'ils soient domestiques ou commerciaux, espèrent des tarifs justes et raisonnables ainsi qu'une continuité d'approvisionnement basée sur des prévisions réalistes. Les investisseurs et les institutions financières souhaitent une stabilité et des taux de rendement justes et raisonnables, tandis que les entreprises s'attendent à la viabilité de l'industrie et à son expansion. Une régulation transparente se traduit par la prédictibilité des décisions, la stabilité et l'équité des tarifs, ainsi que des taux de rendement raisonnables sur le capital. Elle constitue un encouragement à l'efficacité, tandis qu'elle favorise également la viabilité de l'industrie par la suffisance des revenus. Voilà le défi que sont appelés à relever les régulateurs du secteur électrique dans les économies en développement et celui également rencontré par les gouvernements qui se doivent de favoriser le développement durable de ce secteur dans l'intérêt général.

### Références

- [1] N.M. Ferguson et al, Electricity use and economic development, *Energy Policy*, 2000, pp 923-934.
- [2] C. Jumbe, Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi, *Energy Economics*, 2004, pp 61-68.
- [3] W. Oh et K. Lee, Energy consumption and economic growth in Korea: testing the causality relation, *Journal of Policy Modeling*, 2004, pp 973-981.
- [4] P. Mozumber et A. Marathe, Causality relationship between energy consumption and GDP in Bangladesh, *Discussion Paper*, Departement of Economics, University of New Mexico, 2005.
- [5] A. Aqeel, M. S. But, The relationship between energy consumption and economic grow in Pakistan, *Asia-Pacific Development Journal*, Vol. 8, December, 2001, pp 101-110.
- [6] R. Joyeux et R. D. Ripple, La consommation d'énergie des ménages par rapport au revenu et le niveau de vie relatif : une approche par panel, *Politique Énergétique*, Vol. 35 (1), Janvier, 2007, pp 50-60.
- [7] M. Moutousse, *Théories Économiques* (Paris, Edition Bréal, 2007).
- [8] J. Percebois, *Economie de l'Énergie* (Paris, Edition Economica, 1989).
- [9] E. Berndt et D. Wood, Engineering and econometric interpretations of energy-capital complementarity, *American Economic Review*, 1979, pp 342-354.
- [10] J. Percebois, L'apport de la théorie économique aux débats énergétiques, *Revue de l'Énergie*, n° 509, 1999, pp 473- 488.
- [11] D. Babusiaux, Éléments pour l'analyse des évolutions des prix du brut, *Revue de l'Énergie*, n° 524, février 2001.
- [12] J. Kraft et A. Kraft, On the relationship between energy and GNP, *Journal of Energy and Development*, 1978, pp 401-403.
- [13] E.S.H. Yu et J.Y. Choi, The causal relationship between energy and GDP: an international comparison, *Journal of Energy and Development*, volume10, 1985, pp 249-272.
- [14] A. Shiu et P. L. Lam, Electricity consumption and economic growth in China, *Energy Policy*, Volume 32, 2004, pp 47-54.
- [15] S. Yoo et S. Y. Kwak, Electricity consumption and economic growth in seven South American countries, *Energy Policy*, Volume 38, 2010, pp 181-188.
- [16] C. S. Kané, Demande d'énergie et croissance économique dans l'UEMOA, *Revue Africaine de l'Intégration*, Vol 3, n°1, 2009.
- [17] M. Belloumi, Energy consumption and GDP in Tunisia: cointegration and causality analysis, *Energy Policy*, 2009, pp 2745-2753.
- [18] T. Hassan, Consommation d'Électricité et Croissance Économique en Côte d'Ivoire, *Dossier de politique économique UFR-SEG/CIRES*, 2010.
- [19] EECL, *Rapports annuels 1960-1991*, Abidjan.
- [20] CIE, *Rapports annuels 1992-2008*, Abidjan.
- [21] ANARE, *Rapports d'activité 2000-2008*, Abidjan.
- [22] BCEAO, *Statistiques économiques 1960-2008*.
- [23] BM, *Statistiques des rapports sur le développement 1978-2008*.
- [24] PNUD, *Statistiques des rapports sur le développement 1978-2008*.
- [25] ONU, *Annuaire statistique de l'énergie 1960-2008*.
- [26] D. Dickey et W. Fuller, Distribution of the estimators for autoregression time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, n38, Part 1, June, 1979, 427-43.
- [27] D. Dickey et W. Fuller, Likelihood ratio statistics autoregressive time with a unit root, *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp 1057-1072.
- [28] D. Kwiatkowski, P. C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometric*, Vol. 54 (1-3), 1992, pp 159-178.
- [29] C.W.J. Granger et P. Newbold, Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometric*, Vol. 2, 1974, pp 111-120.
- [30] C.W.J. Granger et R.F. Engle, Cointegration and error correction : representation, estimation and testing, *Econometrica*, Vol. 55, n°2, March, 1987, pp 251-276.
- [31] S. Johansen, Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vectors autoregressive models, *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp 1551-1580.
- [32] S. Johansen, *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models* (Oxford University Press, 1995).
- [33] M.H. Pesaran, Y. Shin et R.J. Smith, Analyse structurale des modèles de correction d'erreur vectorielle avec des variables I (1) exogènes, *Journal of econometric*, Vol. 97, 2000, pp 293-343.
- [34] R. Capri, *Du monopole public au processus de restructuration du secteur de l'énergie électrique en Côte d'Ivoire : 1960-1998*, Thèse pour le Doctorat ès Sciences Economiques, Université Montesquieu-Bordeaux IV, 2003.