

UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA



**Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de
Gestion
Département des Sciences Economiques**

MEMOIRE

**En vue de l'obtention du diplôme de
MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES**

Option : Economie Quantitative

Thème

**Etude empirique de la relation entre
la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie (1970-2018) :
Approche Pesaran et all (2001) et l'approche de Toda Yamamoto (1995)**

Préparé par :

LARBI Karima.

BRAIK Lounis.

Dirigé par :

Mr. ABDERRAHMANI Fares.

Mr. OUKACI Mustapha.

Date de soutenance : 02/07/2019

Jury :

President : Mr. KACI Said.

Examinatrice : M^{elle} ATMANI Anissa.

Rapporteur : Mr ABDERRAHMANI Fares.

Année universitaire : 2018/2019

Remerciements

Nous remercions Mr ABDERRAHMANI Fares et Mr OUKACI Mustapha, nos encadreurs, pour leurs conseils et leur manière d'encadrement, que nous trouvons originale.

Nos remerciements s'adressent aussi pour les membres de jury de soutenance qui ont consacré beaucoup de leur temps pour lire et examiner l'efficacité des propos et des idées contenus dans ce manuscrit.

Que tous nos enseignants trouvent ici l'expression de notre profonde gratitude.

DEDICACES

Je dédie ce modeste travail à :

La mémoire de mon père

Ma mère et mes deux frères ; Mustapha et Akli

Karima

DEDICACES

Je dédie ce modeste travail à :

Mes parents, mon frère et mes sœurs

Mes ami(e)s

Lounis

SOMMAIRE

Remerciements

Dédicaces

Liste des abréviations

Introduction générale02

Chapitre 01: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Introduction.....07

Section 01: Revue de la littérature théorique.....07

Section 02: Revue de la littérature empirique.....08

Conclusion.....32

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie

Introduction.....34

Section 01: Caractéristiques de l'économie algérienne.....34

Section 02: La croissance économique en Algérie.....39

Section 03: Le secteur de l'énergie en Algérie.....45

Conclusion.....49

Chapitre 03: Données et Méthodologie

Introduction.....51

Section 01: Les données51

Section 02: Justification de choix des variables.....51

Section 03: Méthodologie.....61

Conclusion68

Chapitre 04: Etude empirique de la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Algérie (1970-2018)

Introduction.....70

Section 01: La consommation d'électricité résidentielle et industrielle70

Section 02: La consommation totale d'électricité103

Conclusion.....112

Conclusion générale.....114

Bibliographie

Annexes

Liste des tableaux et figures

Table des matières

Résumé

Table des matières

Remerciements

Dédicaces

Sommaire

Liste des abréviations

Introduction générale.....02

Chapitre 01: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Introduction

Section 01: Revue de la littérature théorique.....07

Section 02: Revue de la littérature empirique..... 08

2.1 Les phases d'évolutions des modèles économétriques.....08

2.2 Les hypothèses de causalité selon Aspergis et Payne 2009.....08

2.3 Les hypothèse de causalité selon Lékana 2018.....09

2.4 Les travaux mixtes (Pays développés et en développement).....10

2.5 Les travaux sur les pays développés.....12

2.6 Les travaux sur les pays en développement.....19

Conclusion.....32

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie

Introduction.....34

Section 01: Caractéristiques de l'économie algérienne..... 34

1.1 Evolution de l'économie algérienne34

1.2 Evolution de la Structure du PIB en Algérie.....37

1.3 Evolution de la Structure des exportations en Algérie.....37

Section 02: La croissance économique en Algérie39

2.1 Quelques définitions de la croissance économique39

2.2 La croissance économique en Algérie.....40

2.3 Evolution des taux de croissance du PIB et du PIB hors hydrocarbures en Algérie [1998-2018].....41

2.4 Evolution des principaux indicateurs macroéconomiques de la croissance en Algérie [1970-2018].....43

Section 03: Le secteur de l'énergie en Algérie45

3.1 Les concepts de base de l'énergie.....45

3.2 La situation énergétique en Algérie47

3.3 L'énergie électrique en Algérie.....48

Conclusion49

Chapitre 03: Données et Méthodologie

Introduction.....51

Section 01: Les données.....51

1.1 Justification du choix des variables.....51

1.2 Analyse de la corrélation59

1.3 Statistiques descriptives60

Section 02: Méthodologie	61
2.1 Les processus non stationnaires	61
2.2 Les tests de racine unitaire.....	63
2.3 Les tests d'identification des relations de cointégration	64
2.4 Les tests de causalité	67
Conclusion	68
Chapitre 04: Etude empirique de la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Algérie (1970-2018)	
Introduction	70
Section 01: La consommation sectorielle d'électricité	70
1.1 Spécification des modèles	70
1.2 Etude des propriétés stochastiques des séries	73
1.3 La recherche de la relation de long terme et les relations de causalité entre les variables	79
1.3.1 La consommation résidentielle d'électricité.....	80
1.3.1.1 Test de cointégration de Pesaran et all. (2001).....	80
1.3.1.2 Tests de validation	84
1.3.1.3 Test de causalité de Granger.....	84
1.3.1.4 Test de causalité de Toda Yamamoto	85
1.3.1.5 Prévision	87
1.3.2 La consommation d'électricité industrielle.....	89
1.3.2.1 Le modèle de consommation industrielle d'électricité sans rupture structurelle.....	89
1.3.2.1.1 Test de cointégration de Pesaran et all. (2001).....	89
1.3.2.1.2 Tests de validation.....	93
1.3.2.2 Le modèle de la consommation d'électricité industrielle avec rupture structurelle.....	94
1.3.2.2.1 Test de cointégration de Pesaran et all. (2001).....	94
1.3.2.2.2 Tests de validation	98
1.3.2.2.3 Test de causalité de Granger.....	98
1.3.2.2.4 Test de causalité de Toda Yamamoto	99
1.3.2.2.5 Prévision.....	100
Section 02: La consommation totale d'électricité	103
2.1 Spécification du modèle.....	103
2.2 Etude de la stationnarité des séries des variables.....	104
2.3 La recherche de relation de long terme entre les variables	105
2.3.1 Test de cointégration de Pesaran et all. (2001).....	105
2.3.2 Tests de validation.....	109
2.4 Test de causalité de Granger.....	109
2.5 Test de causalité de Toda Yamamoto.....	110
2.6 Prévision	111
Conclusion	112
Conclusion générale	114
Bibliographie	
Annexes	
Liste des tableaux et figures	
Table des matières	
Résumé	

Liste des abréviations

ADF	Dickey-Fuller Augmenté
AIC	Critère d'Information D'Akaike
AIE	Agence Internationale de l'Energie
ANASE	L'Association des Nations de l'Asie du Sud-est
ANDI	Agence Nationale de Développement de l'Investissement
ARDL	Auto Régressive Distributed Lag
ARIMA	Auto Régressive Integrated Mobile Average
BOAD	Banque Ouest-Africaine de Développement
BTP	Bâtiment et Travaux Publiques
CCG	Conseil de Coopération du Golfe
CEI	Consommation d'Electricité Industrielle
CEMAC	Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale
CEP	Consommation d'Energie Primaire
CER	Consommation d'Electricité Résidentielle
CGN	Consommation de Gaz Naturel
DEL	Demande d'Electricité
DF	Dickey- Fuller
DGPP	Direction Générale de la Prévision et de la Politique
DOLS	Moindres carrés ordinaires dynamiques
DS	Differency Stationary
DW	Durbin-Watson
FBCF	La Formation Brute de Capital Fixe
Fc	Statistique de Fisher calculée
FEM	Modèle à Effet Fixe
FMI	Fond Monétaire International
FMOLS	Méthode des moindres carrés ordinaires entièrement modifiés

Liste des abréviations

GMM	Méthode des Moments Généralisés
GWH	Gigawatt-heure
I	Intégrée
IDH	Indice de Développement Humain
K. TEP	Kilo Tonne Equivalent Pétrole
LOG	Logarithme
M. DA	Millions Dinard Algérien
MAX	Maximum
MCE	Modèle à correction d'Erreur
MCO	Moindres Carrés Ordinaire
MENA	Middle East and North Africa, (Moyen-Orient et Afrique du nord)
MIN	Minimum
OBS	Observations
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Economique
OPEP	Organisation des Pays Exportateurs du Pétrole
PAS	Plans d'Ajustement structurels
PIB	Produit Intérieur Brut
PIB/H	Produit Intérieur Brut par Habitant
PIBHH	Produit Intérieur Brut Hors Hydrocarbures
PIBR	Produit Intérieur Brut réel
PIGST	Portugal, Italie, Grèce, Espagne et Turquie
PNB	Produit National Brut
POPT	Population totale
PP	Phillips et Perron
PVAR	Vecteur Auto régressif en Panel
RDBM	Revenu Disponible Brut des Ménages

Liste des abréviations

RDC	République Démocratique du Congo
SC	Critère d'information d Schwartz
SONATRACH	Société Nationale pour la Recherche, la production, le transport, la transformation , la commercialisation des hydrocarbures
SSA	Sub-Saharien Africa, (Afrique Sub-saharienne)
Tc	Statistique de Student calculée
TCF	Trillions Pied Cubes
TS	Time stationary
TX CHA	Taux de Change
TX INF	Taux d'Inflation
TX PIB	Taux de croissance du PIB
TX PIB/H	Taux de croissance du PIB/H
U.S Dollars	United States Dollars
UEMOA	Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine.
UFM	Union pour la Méditerranée
USA	Etats Unis d'Amérique
VA	Valeur Ajoutée
VAI	Valeur Ajoutée de L'Industrie
VAR	Vecteur Auto Régressif
VECM	Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur

Introduction générale

INTRODUCTION

L'accès à l'énergie est un sujet qui préoccupe de plus en plus la communauté internationale puisque elle est indispensable à la réalisation de tout processus de production et donc au développement économique et social d'un pays. Ce qu'induit que la croissance économique entraîne simultanément une croissance des besoins d'énergie, l'économie de l'énergie constitue un sujet d'intérêt croissant pour la recherche en sciences économiques.

Par ailleurs, depuis la fin de la seconde guerre mondiale (où les grandes économies avancées ont de plus en plus besoin d'infrastructures et de la consommation d'énergie dans le but de restaurer rapidement leurs économies, par l'accélération des activités industrielles ce que à entrainer une demande croissante de l'énergie), la sévérité des crises de l'énergie (1973, 1979, 1986) et la persistance du poids des ressources énergétiques dans la production, des recherches ont été menées sur la nature de la liaison entre la croissance économique et la demande énergétique.

L'énergie rend de nombreux services à l'humanité. Elle contribue à la satisfaction des besoins primaires (tel que l'éclairage, la cuisson, le chauffage, la climatisation...)

Elle peut être utilisée comme bien de consommation finale, ou comme facteur de production ou encore comme bien de consommation intermédiaire ...etc. L'utilisation de l'énergie contribue donc à l'amélioration des conditions de vie et à la qualité de travail. Elle est au même titre que les technologies de l'information et de communication, un bien vital de la société d'aujourd'hui.

La question de savoir s'il existe un lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique a attiré de nombreuses recherches dans la littérature en économie de l'énergie. La plupart de ces études ont été réalisées dans les pays développés. L'étude de ce lien se résume à donner des éléments de réponse à la problématique d'existence ou non de relations de long terme et de causalité. Certaines études ont trouvé des causalités unidirectionnelles allant de la consommation totale d'énergie vers la croissance économique [Akinlo, 2008],[Sakiru, 2011] ou de la croissance économique vers la consommation totale d'énergie [Kraft et Kraft 1978],[Abaidoo, 2011] d'autres ont observé une causalité bidirectionnelle entre les deux variables [Hou, 2009], [Tang et Shahbaz, 2011], alors que certaines études font état de non causalité [Sarkar et al 2010] où ces derniers résultats ont été considérés comme des preuves en faveur de la neutralité de l'utilisation d'énergie par rapport à la croissance. Et de même pour l'étude d'existence de la relation de long terme, la majorité des travaux ont affirmé l'existence de ce mouvement entre ces deux phénomènes économiques [Narayan et Smyth, 2005] [Apergis et Payne, 2010] il y en a certains études qui ont pas aboutis à des résultats pareils [Jobert et Karanfil, 2007], [Ozturk et Acaravci, 2011].

La littérature n'est pas encore parvenue à un consensus sur la nature des relations existantes entre la consommation d'énergie et la croissance économique, ce qu'on peut lier à plusieurs facteurs comme : la structure de l'économie, selon que le pays étudié soit un pays développé ou non, à la différence entre les méthodes utilisées dans ces études, la spécification des variables, les sources d'énergies utilisées, politiques énergétiques appliquées, niveau de consommation d'énergie et le stade de croissance économique du pays concerné....A mesure que l'économie se développe, la structure de production risque de basculer vers les services qui ne consomment pas beaucoup d'énergie.

L'énergie est une composante essentielle du développement économique et social puisque toute activité quelque soit sa forme nécessite de l'énergie. Selon [Barney et Franz, 2002] « l'énergie est responsable d'au moins la moitié de la croissance industrielles dans une économie moderne, tout en représentant moins d'un dixième du cout de production ». Et d'après

INTRODUCTION

, [Sacko,2004] « *l'augmentation de la consommation énergétique est l'effet de la croissance économique* » donc il ya une double corrélation entre la croissance économique et la consommation énergétique : une corrélation dans le temps (l'énergie consommée augmente parallèlement par rapport à la production mesuré par le PIB) et une corrélation dans l'espace (les pays les plus développés sont aussi ceux dont la consommation d'énergie est la plus élevée). Selon une étude américaine, le principal frein à la croissance économique réside dans la quantité d'énergie disponible. Une étude sur les liens entre croissance économique et quantité globale d'énergie disponible, publiée dans la revue « Biosciences », établit une forte corrélation entre ces deux données à la fois sur un plan mondial mais également au sein d'un pays. Vu l'importance de l'énergie dans l'économie, on peut dire que les pays disposant des ressources énergétiques abondantes ont un privilège par rapport à d'autre pays et peuvent être considérées comme richesses si elles sont exploitées de manière précise et économique.

L'économie algérienne est qualifiée d'économie rentière basée essentiellement sur les recettes engendrées par l'exportation des hydrocarbures, le secteur de l'énergie joue un rôle primordial en raison soit de sa part dans les exportations d'hydrocarbures qui représente aujourd'hui 98% des recettes du pays ou dans sa fonction de satisfaction de la demande nationale.

En effet, si l'énergie est la pierre angulaire du développement économique, les sociétés modernes utilisent de plus en plus d'énergie pour l'industrie, les services, l'habitation et le transport. L'électricité est la forme la plus flexible de l'énergie qui constitue l'un des éléments d'infrastructure essentiel au développement socioéconomique .Elle est nécessaire à toute activité humaine et indispensable à la satisfaction des besoins sociaux de base ; elle est un bien primaire qui est reconnu comme un droit et qui est devenu indispensable à la vie courante.

L'énergie électrique n'est pas stockable , sa production doit toujours être modulée en fonction des quantités effectivement demandées et pour cela que se secteur poursuit l'objectif de rendre l'électricité accessible à l'ensemble de la population.

La consommation d'électricité en Algérie n'a jamais cessé de croitre, elle augmente d'une manière excessive au fur et à mesure de développement des activités industrielles et l'amélioration du niveau de vie de la population (la consommation d'électricité pour le secteur industriel est de 4750Ktep « 35.79% » de la consommation finale et pour le secteur des ménages et autre est de 8268Ktep « 62.30% » de la consommation finale en 2017¹, ceci reflète des besoins croissant d'infrastructures et d'équipements .En outre, l'Algérie produit 97% de son électricité à partir du gaz naturel .

L'Algérie est l'un des pays particulièrement intéressés par la signature de l'accord COP21 de paris en 2015 sur les changements climatiques dans lequel elle s'est engagée à réduire les émissions de CO2 d'au moins 7% d'ici 2030. En revanche la consommation et la production de l'électricité sont accompagnées des émissions de gaz à effet de serre, ce dernier est un facteur important du réchauffement planétaire qui accélère les changements climatiques.

L'électricité est un bien non stockable, la demande interne et externe qui ne cesse de s'accroître et la contrainte environnementale. Face à ce constat, d'abord il faut prévoir la demande d'électricité pour produire dans les normes (éviter la sur production donc ignorer les pertes, économiser de l'énergie qui est rare et non renouvelable ; améliorer les performances environnementales , et éviter la sous production qui a pour conséquences une pénurie d'approvisionnement et récession de l'activité économique), outre, étudier la structure de la

¹ Bilan énergétique national 2017 édition 2018, tableau 2.A Page 27.

INTRODUCTION

demande d'électricité dans le but d'élaborer des politiques énergétiques adéquates aux pouvoirs publics surtout que l'Algérie est parmi les pays dépendants de l'énergie où les prix sont subventionnés. Cependant, pour toute politique de ce type, il est plus qu'essentiel de vérifier l'existence de relation de long terme qui peut lier les deux variables.

Chaque résultat de l'étude de sens de causalité a des implications politiques distinctes :

- Existence d'une causalité unidirectionnelle de la consommation d'électricité à la croissance économique, dans ce cas, si les politiques d'économie d'énergie réduisent la consommation d'électricité (soit par la suppression des subventions ou diminuer la production) aura un impact négatif sur la croissance économique.

- Existence d'une causalité unidirectionnelle de la croissance économique à la consommation d'électricité, dans ce cas, la réduction de la consommation d'électricité (supprimer les subventions pour une consommation rationnelle) peut ne pas avoir un impact sur la croissance économique.

- Présence d'une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité et la croissance économique (effet de rétroaction), dans ce cas, la réduction de la consommation d'électricité peut avoir un impact négatif sur la croissance économique et de même les fluctuations de cette dernière peuvent se transmettre à la consommation de l'électricité.

- Absence de la causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique (hypothèse de la neutralité), dans ce cas, la réduction de la consommation d'électricité n'aura pas d'impact sur la croissance économique puisque cette dernière ne dépend pas de la consommation de l'électricité.

Par conséquent, la future politique énergétique de l'Algérie peut être entièrement définie qu'en étudiant de manière empirique les liens entre la consommation d'électricité et la croissance économique. Cela fait l'objet de notre problématique :

- Existe-t-il un lien entre la consommation de l'électricité et la croissance économique en Algérie durant la période (1970-2018)?

Afin de répondre à cette problématique, nous devons vérifier les hypothèses suivantes :

- Il existe une relation de long terme entre la consommation de l'électricité et la croissance économique en Algérie.
- Il existe une relation de causalité à long terme entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Algérie.

Le gros de notre travail consiste dans ce sens à vérifier ces hypothèses d'existence d'un lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique en vue d'orienter la formulation de politiques énergétiques adéquates aux pouvoirs publics. Nous avons commencé par une étude sectorielle de la consommation d'énergie, ensuite on a mené une analyse au niveau globale. Pour la mise en œuvre, nous avons utilisé les données de la consommation sectorielle de l'électricité dont les deux grands consommateurs d'énergie en Algérie, le résidentiel et l'industriel, la valeur ajoutée industrielle, le PIB par habitant, le revenu disponible brut des ménages, la population totale, le produit intérieur brut réel et la consommation totale d'électricité couvrant la période (1970-2018). Nous avons adopté une méthodologie de recherche à double démarche : une

INTRODUCTION

démarche exploratoire de la littérature afin de cerner la relation théorique et empirique entre la consommation d'énergie et la croissance économique, et une démarche empirique consistant à vérifier dans le contexte algérien l'existence ou non d'une relation entre le niveau de consommation d'énergie et celui de la croissance économique, où on a utilisé l'approche de Pesaran et al [2001] et l'approche de Toda Yamamoto [1995].

Pour ce faire et mener à bien notre travail, nous avons subdivisé ce travail en quatre chapitres. Le premier est consacré à la présentation d'une revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Dans le second, on a fait preuve de l'existence d'un lien fort entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie. Dans le troisième, nous avons présenté les données de l'étude et la méthodologie utilisée. Le dernier chapitre est consacré à la vérification empirique des relations existantes entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie durant la période [1970-2018].

Enfin, nous terminerons notre travail par une conclusion qui résume les résultats essentiels de notre travail, les recommandations ainsi que les perspectives de recherche.

Chapitre 01

Revue de la littérature théorique et empirique

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

L'analyse des relations entre la consommation d'énergie et la croissance économique passe par un exposé des différentes études théoriques et travaux empiriques y afférents. Cette revue de littérature est d'une grande utilité dans la mesure où elle nous permet de prendre connaissance des travaux effectués dans le domaine afin de connaître l'évolution des pensées sur notre sujet, aussi elle nous permet de connaître l'existant pour bâtir au mieux notre analyse et détecter les techniques performantes pour aborder notre travail.

La révolution industrielle (fin du 18^{ème} siècle), caractérisée par une forte accélération de la croissance économique, des capacités de consommation, des épargnes des ménages, de l'investissement, a profondément bouleversé les pays d'Europe Occidentale. En effet, les gains de productivité engendrés par cette révolution, du à l'utilisation de nouvelles sources d'énergie, ont conduit les auteurs classiques et néoclassiques à s'intéresser au problème de la place de l'énergie dans l'économie même s'ils n'intègrent pas directement l'énergie comme facteur de production dans la détermination du produit global.

[Adam Smith]¹, avec sa théorie de la valeur montre que la valeur d'un bien dépend uniquement de la quantité de travail nécessaire à sa production. La valeur d'un bien est donc déterminée par le seul facteur travail utilisé dans le processus de production. Tenir compte de cette conception de la valeur revient implicitement à éclipser le rôle joué par l'énergie dans une période marquée par l'utilisation à grande échelle de machines durant la révolution industrielle. Pour palier à cette insuffisance, Adam Smith donc a considéré que les plus values tirées de l'utilisation des machines se diluent sous formes de profits et salaires.

[J.B.Say]² et [D. Ricardo]³ ont essayé de déterminer la nature des gains de productivité tirés de l'utilisation des machines mais leurs raisonnement était sans conclusion convaincante.

Cependant, c'est avec les travaux de [Stanley Jevons]⁴ en 1865 où il a examiné l'impact de la limitation de la production du charbon sur le développement industriel en Royaume Uni que l'introduction de l'énergie comme facteur de production a connu un essor.

Par contre, les néoclassiques n'intègrent pas l'énergie dans le processus de production. Pour eux ce processus se résume en trois facteurs : le travail, la terre et le capital.

Les recherches dans le domaine énergétique sont intensément développées à partir de la fin du 19^{ème} siècle avec les changements climatiques et la prise en compte de l'épuisement des ressources naturelles en cherchant des possibilités de croissance économique avec moins

¹ A. SMITH « Recherche sur la nature et les causes de la richesse des nations » 1776, Chapitre VI , Des parties constituantes du prix des marchandises M.G. ANAGO, Rapports de stage «consommation d'électricité et croissance économique en cote d'Ivoire» 2011.

²J.B. SAY « Traité d'économie politique ou simple exposition de la manière dont se forment, se distribuent ou se consomment les richesses», 1803. Palakiyem Kpemoua 2016, Electric energy consumption and economic growth in Togo MPRA_69113.disponible en ligne <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/69113/>.

³D. RICARDO «Principes de l'économie politique et de l'impôt» 1821 Fichier 02, Chapitre XXXI, Des machines. M.G.ANAGO, Rapports de stage «consommation d'électricité et croissance économique en cote d'Ivoire» 2011.

⁴S. JEVONS «l'impact de la limitation de la production de charbon sur le développement industriel au Royaume-Unis», 1985. ANAGO Mahena Gildas, Rapport de stage «consommation d'électricité et croissance économique en cote d'Ivoire», 2011.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

d'énergie et la recherche de ressources énergétiques alternatives. En effet c'est [Y. Mainguy]⁵, en 1967 qui a publié le premier ouvrage traitant de l'énergie et de l'économie.

Les différentes crises énergétiques des années (1973-1974, 1979-1980, 1986 et 2006-2007) avec leurs effets récessifs sur les économies des pays développés et en développement ont suscité des interrogations quant au rôle que peut jouer la consommation d'énergie dans la croissance économique d'un pays. Pour cela de nombreuses études empiriques ont été menées pour appréhender le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique, portent plus sur le cas des pays développés que ceux en voie de développement. Ces études ont adopté plusieurs approches, les unes ont adoptées l'approche en termes de corrélation et les autres en termes de causalité, parfois les deux. Cependant, du point de vu empirique, la relation se résume en général sur la question de sens de causalité.

[Méhrrara, 2007]⁶ identifie quatre générations d'approches méthodologiques pour ces études empiriques afin de vérifier la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique : **La première génération** est composée des études basées sur la méthode VAR (Victor Auto Régressive) utilise le test de Sims et le test de causalité de Granger, elle suppose que les séries sont stationnaires [Kraft et Kraft, 1978], [Akarca et Long, 1980]. **La deuxième génération** utilise l'approche bivariee, dans cette approche on analyse juste le sens de la causalité entre le PIB et l'énergie appliquant le test de racine unitaire et de cointégration sur les séries temporelles individuelles sans prendre en compte la non stationnarité. [Nachane et al, 1988], [Ghosh, 2002], [Soytas et Sari, 2003], [Shiu et Lam, 2004], [Yoo, 2005]. **La troisième génération** : utilise l'approche multivariée, les tests de la cointégration basée sur la méthode du maximum de vraisemblance [Johansen, 1988]. Et enfin, **La quatrième génération** utilise les procédures de test de racine unitaire et de cointégration basées sur les données de panel. [Al-Iriani, 2006], [Okey, 2009], [C. Jumbe, 2004].

Cependant, les résultats obtenus après l'utilisation d'un outil économétrique montrent des points de vue divers. Cet écart dans les résultats est dû en grande partie à l'utilisation de méthodes économétriques différentes, en plus de l'hétérogénéité des pays en ce qui concerne les conditions climatiques, les politiques de développement, la production d'énergie, les niveaux de consommation, diversité des ensembles de données, des différentes périodes...etc.

[Aspergis et Payne, 2009]⁷ distinguent quatre relations hypothétiques pour expliquer le lien de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique.

L'hypothèse de croissance indique une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie à la croissance du PIB. Cette hypothèse suggère que la consommation d'énergie joue un rôle important dans la croissance économique et suppose qu'une augmentation, respectivement une (diminution) de la consommation d'énergie entraîne une augmentation, (diminution) du PIB réel. Dans ce cas, la réduction de la consommation d'énergie

⁵MAINGUY Y., « L'économie de l'énergie », édition publiée en 1967. Paris.

⁶M.Mehrara (2007), « Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries» Energy Policy 35, 2939–2945.

⁷ Aspergis, Nicholas and Payne, James, E (2009) «Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointégration and error correction model », Energy Economics 31, 211–216.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

due aux politiques axées sur la conservation de l'énergie peut avoir un impact négatif sur la croissance économique. [Yu et Choi, 1985], [Narayan, et Smyth, 2008], [Shiu, et Lam, 2004], [Altinay, et Karagol, 2005], [Apergis and Danuletiu, 2012], [Suleiman, 2010].

L'hypothèse de la conservation : indique une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique vers la consommation d'énergie. Cela implique que les politiques de conservation de l'énergie conçues pour réduire la consommation d'énergie et le gaspillage auront peu ou pas d'effet sur la croissance économique [Al-Iriani, 2006], [Soytas et Sari, 2003] [Chiou-Wei et al, 2008], [Tsani, 2010].

L'hypothèse de rétroaction (feed-back): cette hypothèse suppose une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique, cette relation causale bidirectionnelle implique que la croissance économique demande beaucoup de consommation d'énergie et une grande consommation d'énergie stimule la croissance économique. La consommation d'énergie et la croissance du PIB sont des compléments et une politique d'économie d'énergie est nuisible à la croissance économique. [Al-Mulati, 2011], [Ozturk et al, 2011], [Al-Mulati, 2011], [H. Yang, 2000], [Lim et Yoo, 2012].

L'hypothèse de la neutralité: Cette hypothèse se vérifie en cas d'absence d'une relation causale entre consommation d'énergie et PIB réel. L'absence de relation implique que la consommation d'énergie est un facteur relativement mineur dans la production du PIB réel et les politiques de conservation ou l'augmentation de l'énergie pourraient ne pas avoir d'impact négatif sur le PIB réel et la croissance du revenu réel n'affecte pas la consommation d'énergie. [Akarca et Long, 1980], [Asafu-Adaye, 2000], [Wolde-Rufael, 2012].

Cependant, pour [Lékana, 2018]⁸ ces hypothèses peuvent être résumées en deux approches : ***l'approche orthodoxe***, celle qui admet que la consommation d'énergie n'est pas un facteur indispensable à la croissance économique, soutenue par l'hypothèse de la conservation et l'hypothèse de la neutralité ; elle prend appui à la pensée libérale de la croissance, admet les facteurs tels le stock de capital, le progrès technique. Alors que, la seconde approche est celle dite ***hétérodoxe***, qui admet que la consommation d'énergie est un facteur indispensable à la croissance économique et s'appuie sur l'hypothèse du feedback et l'hypothèse de la croissance, s'appuie sur la vision environnementaliste ou écologique.

L'Agence internationale de l'énergie (AIE, 2002)⁹, au niveau microéconomique, a démontré que le service de l'électricité semble être l'un des services les plus importants pour améliorer le bien-être de l'individu pauvre. En 2009, Selon une autre étude ;en incluant l'énergie dans les fonctions de production de certains pays en développement pour la période (1981-2000) concluait que l'énergie jouait un rôle très important dans la croissance économique par rapport aux autres variables de la fonction de production .En effet une augmentation de la consommation d'énergie devrait conduire à une croissance plus élevée et sa carence pourrait entraîner un

⁸ Lékana, H. C., Kane, C. S., et Ndinga, M. M. A., (2018). « Effet de seuil de la consommation d'énergie sur la croissance économique des pays de la Communauté Économique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC). » éd Harmattan. Paris.

⁹ Agence Internationale de l'Énergie. (2000). World Energy Outlook 2000. F.Andriamanga (2017) Relationship between energy consumption and economic growth in Madagascar: Empirical Approach (1995-2015) disponible en ligne sur, <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/82967/>.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

ralentissement du processus de croissance, et la croissance économique pourrait également affecter la demande d'énergie de manière significative. Aussi selon [Magrin et al, 2007]¹⁰, la faible consommation d'énergie est à la fois symptôme de pauvreté et un obstacle à l'amélioration économique et sociale. Et aussi, pour la Banque Ouest-Africaine de Développement (BOAD, 2008)¹¹; la disponibilité de l'énergie à un coût réduit peut représenter un élément indispensable pour le développement des activités et la promotion d'un tissu industriel compétitif.

Depuis le travail séminal de [Kraft et Kraft, 1978]¹², un intérêt a été accordé à l'étude de la relation causale entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Pour approfondir l'analyse, certains auteurs ont préféré de faire leurs études sur un groupe de pays contenant des pays développés et en développement.

[Nachane et al, 1988]¹³ ont étudié la relation de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans 16 pays dont 11 pays en développement et 5 pays développés sur la période allant de (1951-1985). En utilisant le test de cointégration d'Engel et Granger, le test de Sims modifié (MS) les résultats indiquent l'existence d'une relation de long terme et une relation de causalité bidirectionnelle entre ces deux variables.

[Soytas et Sari, 2003]¹⁴ pour les pays du G7 (États-Unis, Japon, Allemagne, France, Royaume-Uni, Italie, Canada) et dix(10) pays émergents(hors Chine), ils suggèrent la présence d'une causalité bidirectionnelle en Argentine, une causalité unidirectionnelle du PIB à la consommation d'énergie en Italie et en Corée, et dans un sens inverse en Turquie, en France, en Allemagne et au Japon. Par conséquent, les économies d'énergie peuvent nuire à la croissance économique des quatre derniers pays.

[Song et al, 2008]¹⁵ ont appliqué des tests de causalité de Granger linéaires et non linéaires pour examiner la relation de cause à effet entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour un échantillon de pays asiatiques nouvellement industrialisés ainsi qu'aux États-Unis. Leur étude fournit des preuves à l'appui d'une hypothèse de neutralité pour les États-Unis, la Thaïlande et la Corée du Sud. Cependant, Les résultats pour les Philippines et Singapour révèlent une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique vers la

¹⁰ Magrin, G., et Dieye, P. N(2007), Biocarburants, aménagement du territoire et politiques agricoles en Afrique : un éléphant dans un magasin de porcelaine. Communication orale présentée à la conférence internationale sur « Enjeux et perspectives des biocarburants en Afrique » ; Ouagadougou, P10.

¹¹ BOAD, Forum sur le Thème : « Les Etats de l'UEMOA face aux défis du développement », 33ème anniversaire de la BOAD, 2008, Rapport de synthèse des travaux, Lomé, 13

¹² Kraft .J and Kraft, A. (1978), «On the relationship between energy and GNP» , Journal of Energy and Development, 401–403.

¹³ Nachan.D.M.N, Ramesh.M.N, Ajith.V.K, (1988) «Co-Integration and Causality Testing of the Energy–GDP Relationship: A Cross-Country Study» Applied Economics 20, 1511-1531.

¹⁴ Soytaş, Sari.R (2003), «Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets» Energy Economics 25, 33-37.

¹⁵Song.Z, Chiou, Ching. F.C, Zhen.Z (2008), «Economic growth and energy consumption revisited Evidence from linear and nonlinear Granger causality » Energy Economics 30, 3063–3076.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

consommation d'énergie, tandis que la consommation d'énergie affecte la croissance économique de Taiwan, Hong Kong, Malaisie et Indonésie.

[Apergis et Payne, 2011]¹⁶, sur un panel de 88 pays classées en quatre catégories selon leurs revenu (élevé, plus que moyen, moyen et faible) dans un cadre multivarié sur la période (1990-2006). Les résultats des modèles VECM de panel montrent : un lien de causalité bidirectionnel entre la consommation d'électricité et la croissance économique à court et à long terme pour les panels de pays à revenu élevé et à revenu plus que moyen. Pour les pays à revenu moyen, il existe un lien de causalité unidirectionnel allant de la consommation d'électricité à la croissance économique à court terme mais aussi un lien de causalité bidirectionnel à long terme. Enfin pour le panel a revenu faible, il existe une causalité unidirectionnelle de la consommation d'électricité à la croissance économique.

[Fuinhas et Cardoso, 2012]¹⁷ ont examiné le lien entre la consommation d'énergie primaire et la croissance économique au Portugal, en Italie, en Grèce, Espagne et Turquie (PIGST), avec des séries chronologiques annuelles de (1965-2009). En utilisant les techniques de la méthode ARDL, les résultats suggèrent une causalité bidirectionnelle entre l'énergie et la croissance à la fois à long terme et à court terme. En effet, dans PIGST, l'énergie provoque de manière significative la croissance et vice versa.

[R. Werner et al, 2018]¹⁸ ont examiné la relation de causalité entre le PIB et la consommation d'énergie pour 74 pays, durant la période (1972-2014). Ils utilisent une analyse de données de panel pour étudier les différentes hétérogénéités pouvant être dues à la géographie, au PIB par habitant et à la classification du l'indice du développement humain (IDH). Pour l'ensemble de l'échantillon, les résultats indiquent une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie électrique et le PIB à long terme, tandis qu'à court et moyen terme, la causalité est vérifiée du PIB à la consommation d'électricité. Cependant, lorsque la division est faite par l'IDH, il existe une double causalité entre la consommation d'électricité et le PIB pour les pays à IDH élevé. En revanche, dans les pays à faible IDH, il existe un lien de causalité allant de la consommation d'électricité vers le PIB.

Dans les pays développés, la croissance économique est sensible à toute variation dans la consommation d'énergie. Ceci pourrait être attribué à la nature de la structure économique où le tissu industriel est assez développé et consomme trop d'énergie. Vu que ces pays n'ayant pas de réserves importantes, la satisfaction de cette demande croissante est accompagné par des sorties de devises pour supporter les dépenses d'approvisionnement en énergie d'où ils sont appelés à suivre une politique d'économie d'énergie beaucoup plus efficace, pour cela plusieurs études sont faites dans ces pays.

¹⁶ Nicholas Apergis, James E. Payne (2011) « A dynamic panel study of economic development and the electricity consumption-growth nexus» *Energy Economics* 33,770–781.

¹⁷ José Alberto.F, António Cardoso.M (2012) « Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL bounds test approach (1965–2009) » *Energy Economics* 34,511–517.

¹⁸ R. Werner Kristjanpoller, C. Alejandro Sierra, Javier Scavia (2018) « Dynamic co-movements between energy consumption and economic growth. A panel data and wavelet perspective» *Energy economic* doi:10.1016/j.eneco.2018.05.010

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

[Kraft et Kraft, 1978]¹⁹ ont utilisé la technique de causalité de Sims, et ont trouvé une causalité unidirectionnelle allant du PIB vers la consommation d'énergie aux USA sur la période (1947-1974). Compte tenu de leurs résultats, l'économie américaine dépend peu de son énergie, ce qui permet de mettre en place des politiques de conservation de l'énergie qui n'affectent pas les revenus. Cette étude a été remise en cause par [Akarca et Long, 1980]²⁰. Ces derniers ont fait remarquer que la période choisie était instable, puisqu'elle comprenait le premier choc pétrolier. En réduisant la période d'étude (1950-1968), ils ont repris l'analyse avec la même technique. Le test a révélé l'absence de causalité entre le PIB et la consommation d'énergie.

[Yu et Choi, 1985]²¹ pour évaluer le lien de causalité entre l'énergie et le PNB ils ont utilisé les tests de causalité de Sims et Granger pour un certain nombre de pays développés. Ils ont constaté qu'il n'y a pas de relation dans le cas des États-Unis, du Royaume-Uni et de la Pologne. Pour la Corée du Sud, il existe une causalité unidirectionnelle du PNB à la consommation d'énergie. Dans le cas des Philippines, il existe une causalité unidirectionnelle allant de l'énergie au PNB. Ils ont conclu que tous les pays n'ont pas de relations de causalité similaires entre l'énergie et le PNB, ce qui a des conséquences importantes pour les décideurs et pour l'adoption de politiques réduisant la consommation d'énergie pour des raisons environnementales, il est essentiel de comprendre le lien de causalité entre l'énergie et le PNB au niveau national.

[Stern, 1993]²² a analysé le lien de causalité entre le PIB et la consommation d'énergie aux États-Unis pour la période (1947-1990). En utilisant un vecteur autorégressif (VAR) à quatre variables pour son étude mais il n'a pas pu trouver de relation entre les deux variables.

[Fergusson et al, 2000]²³ ont étudié la relation entre l'utilisation de l'électricité et le développement économique dans plus de cent pays, constituant plus de 99% de l'économie mondiale. Les résultats indiquent 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 électrique, qu'entre la consommation totale d'énergie et le revenu de fait que la consommation d'électricité présente un intérêt particulier, car elle n'est pas seulement liée à la richesse économique, mais aussi un indicateur du développement socioéconomique.

[Oh et Lee, 2004]²⁴ dans le cadre d'un modèle multivarié intégrant le capital, le travail, l'énergie et le PIB, pour la Corée sur la période (1970-1999) et à l'aide d'un modèle à correction d'erreur, les résultats indiquent une causalité bidirectionnelle de long terme entre l'énergie et la

¹⁹ Kraft et Kraft (1978) *op.cit.*, p10.

²⁰ Akarca, A. T., Long, T. V. (1979) «Energy and Employment: A Time Series Analysis of the Causal Relationship». *Resources and Energy* 2: 151-162.

²¹ Yu. E. S. H, Choi J.Y «The Causal Relationship between Energy and GNP: An International Comparison »*The Journal of Energy and Development*, spring 1985, vol. 10, no. 2, 249-272.

²² Stern, D.I, (1993), « Energy use and economic growth in the USA, a multivariate approach», *Energy Economics*, 15, 137-150.

²³ Ferguson.R, Wilkinson.W, Robert.H(2000), «Electricity use and economic development» *Energy Policy* 28, 923-934.

²⁴ Oh, W., Lee, K., (2004), « Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea (1970-1999) ». *Energy Economics*. Vol 26, 51-59.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

croissance économique, et unidirectionnelle à court terme de l'énergie vers la croissance économique. [Ghali et El-sakka, 2004]²⁵ ont trouvé également une relation bidirectionnelle entre l'énergie et le PIB pour le Canada.

[Narayan et Smyth, 2005]²⁶ ont examiné la relation entre la consommation d'électricité, l'emploi et le revenu réel en Australie. En utilisant une approche multivariée de test de causalité de Granger et le test de cointégration. Ils ont constaté que la consommation d'électricité, l'emploi et le revenu réel sont cointégrés et qu'à long terme, l'emploi et le revenu réel sont à l'origine de la consommation d'électricité, alors qu'à court terme, la causalité unidirectionnelle de Granger est faible, allant du revenu à la consommation d'électricité et du revenu à l'emploi. En [2008]²⁷, en utilisant la cointégration en panel avec et sans rupture structurelle ainsi le test de causalité pour les Pays du G7 pour la période (1972-2002). Les résultats indiquent que La formation de capital, la consommation d'énergie et la croissance du PIB sont cointégrées, aussi, la formation de capital et la consommation d'énergie entraînent une croissance positive du PIB réel à long terme.

[Chien-Chiang Lee, 2006]²⁸ a examiné le lien entre la consommation d'énergie et le revenu pour savoir si des politiques d'économie d'énergie peuvent être mises en œuvre dans les pays ayant le même niveau de développement (11 grands pays industrialisés). Autrement dit, est-il possible de limiter la consommation d'énergie sans compromettre la croissance économique. La procédure de test de non-causalité de Granger développée par Toda et Yamamoto (1995) est appliquée. Les résultats se différencient les uns par rapport aux autres. Dans le cas du Royaume-Uni, de l'Allemagne et de la Suède; une relation neutre est établie. On trouve une causalité bidirectionnelle aux États-Unis et unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie au PIB au Canada, en Belgique, aux Pays-Bas et en Suisse. Il a conclu que les économies d'énergie peuvent entraver la croissance économique dans les cinq derniers pays. En outre, le lien de causalité semble être unidirectionnel mais inversé pour la France, l'Italie et le Japon, ce qui implique que, dans ces trois pays, la conservation de l'énergie peut être viable sans nuire à la croissance économique.

[Odhiambo, 2009]²⁹ a examiné le lien de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Afrique du Sud durant la période (1996-2006), en intégrant le taux d'emploi en tant que variable intermittente dans le modèle à deux variables entre la consommation d'électricité et la croissance économique, créant ainsi un cadre simple de causalité trivarié. Les résultats empiriques montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle distincte entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Afrique du Sud. L'auteur

²⁵Ghali.K.H, El-Sakka.M.I.T (2004), « Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis» *Energy Economics* 26, 225–238

²⁶Narayan.P.K, Smyth.R (2005), « Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests» *Energy Policy* 33, 1109–1116.

²⁷Narayan,P.K., & Smyth, R. (2008)«Energy consumption and real GDP in G7 countries: new evidence from panel cointegration with structural breaks», 2331-2341.

²⁸ Chien-Chiang Lee (2006) « The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited» *Energy Policy* 34, 1086–1093.

²⁹Odhiambo Nichola.M (2009)«Electricity consumption and economic growth in South Africa: A trivariate causality test» *Energy Economics* 31 635–640.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

recommande d'intensifier les politiques d'extension des infrastructures électriques dans ce pays afin de faire face à la demande croissante exercée par le programme de forte croissance économique et d'industrialisation rapide du pays.

[Bowden et Payne, 2009]³⁰ ont utilisé les données des U.S.A durant le période (1949-2006) pour examiner la relation de causalité entre la consommation d'énergie et le PIB réel au niveau global et sectorielle de l'énergie primaire. En utilisant une approche multivarié. Le test de Toda–Yamamoto révèle que la relation entre la consommation d'énergie et le PIB réel n'est pas uniforme dans tous les secteurs. La causalité de Granger est absente entre la consommation d'énergie primaire totale du secteur de transport et le PIB réel, une causalité de Granger bidirectionnelle est présente entre la consommation d'énergie primaire commerciale, résidentielle et le PIB réel, les résultats indiquent aussi que la consommation d'énergie primaire industrielle est à l'origine du PIB réel et au niveau global il existe une relation de causalité à long terme entre les deux variables. Ils ont concluent que les politiques énergétiques et environnementales prudentes devraient prendre en compte les différences de relation entre la consommation d'énergie et le PIB réel par secteur. En [2010, Bowden et Payne]³¹ ont prolongé leur étude mais cette fois ci ils ont examiné le lien de causalité entre la consommation d'énergie renouvelable et non renouvelable par secteur et le produit intérieur brut (PIB) réel en utilisant la même période et les mêmes tests. Les résultats indiquent l'absence de causalité de Granger entre la consommation d'énergie renouvelable industrielle et le PIB réel, une causalité bidirectionnelle existe entre la consommation d'énergie non renouvelable résidentielle et le PIB réel, l'existence d'une causalité unidirectionnelle de consommation d'énergie renouvelable résidentielle et consommation d'énergie non renouvelable industrielle respectivement vers le PIB réel.

[Tsani, 2010]³² a étudié le lien de causalité entre la consommation d'énergie à des niveaux agrégés et désagrégés et la croissance économique de la Grèce pour la période (1960-2006), en appliquant le test Toda et Yamamoto (1995). Les résultats indiquent que à des niveaux agrégés de consommation d'énergie, il y a une relation de cause à effet unidirectionnelle allant de la consommation totale d'énergie au PIB réel. À des niveaux désagrégés, les preuves empiriques suggèrent l'existence d'une relation de cause à effet bidirectionnelle entre la consommation d'énergie industrielle et résidentielle et le PIB réel, mais ce n'est pas le cas pour la consommation d'énergie de transport, la relation de cause à effet n'étant identifiée dans aucune direction. L'auteur a suggéré que, pour lutter contre la dépendance énergétique vis-à-vis des importations d'énergie et les préoccupations environnementales sans nuire à la croissance économique, il convient de mettre l'accent sur l'amélioration de l'efficacité énergétique. Aussi, [Tsani, 2010]³³, trouve un lien de causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique vers la

³⁰ Bowden.N, Payne.J.E (2009) «The causal relationship between U.S. energy consumption and real output: A disaggregated analysis» *Journal of Policy Modeling* 31, 180–188.

³¹ Bowden.N, Payne.J.E, (2010)«Sectoral Analysis of the Causal Relationship Between Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Real Output in the US» *Energy Sources, Part B*, 5:400–408.

³² Tsani Stela.Z (2010) « Energy consumption and economic growth: A causality analysis for Greece» *Energy Economics* 32, 582–590.

³³ Tsani, S. Z., (2010), « Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis from Greece ». *Energy Economics*, 32(3), 582-590.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

consommation d'énergie en Nouvelle Zélande. [Bartleet et Gounder, 2010]³⁴ ont trouvé des résultats similaires pour la Nouvelle Zélande.

[Apergis et Payne, 2010]³⁵ pour examiner la relation entre la consommation d'énergie nucléaire et la croissance économique de seize pays développés dans le cadre d'un panel multidimensionnel couvrant la période (1980-2005). Le test de cointégration sur panel hétérogène de Pedroni (1999,2004). Les résultats montrent l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre le PIB réel, la consommation d'énergie nucléaire, la formation brute de capital fixe réel et la main-d'œuvre avec les coefficients respectifs positifs et statistiquement significatifs. Les résultats du modèle de correction d'erreur de vecteur de panel révèlent une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie nucléaire et la croissance économique à court terme, ainsi qu'une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie nucléaire à la croissance économique à long terme. Aussi, [Apergis et Payne, 2010]³⁶ ont examiné la relation entre la consommation de l'énergie renouvelable et la croissance économique pour un panel de 20 pays de l'OCDE durant la période (1985-2005). Le test de cointégration sur un panel hétérogène montre l'existence de relation d'équilibre à long terme entre la consommation de l'énergie renouvelable et la croissance économique. En outre le test de causalité de Granger basé sur un ECM indique une relation de causalité bidirectionnelle à court et à long terme entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique.

[Wolde-Rufael et Menyah, 2010]³⁷ ont vérifié le lien de causalité entre la consommation d'énergie nucléaire et le PIB réel de neuf pays développés pour la période (1971-2005) en incluant le capital et le travail comme variables supplémentaires. En utilisant une version modifiée du test de causalité de Granger mise au point par Toda et Yamamoto (1995). Les résultats indiquent une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie nucléaire à la croissance économique au Japon, aux Pays-Bas et en Suisse; la causalité unidirectionnelle opposée allant de la croissance économique à la consommation d'énergie nucléaire au Canada et en Suède; et une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie nucléaire en France, en Espagne, au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Ils ont conclu que ces résultats vont aider dans les prises de décisions ce que concerne l'augmentation ou la diminution de la consommation d'énergie et son impact sur la croissance économique.

[Ciarreta et Zarraga, 2010]³⁸ ont étudié la relation de long terme et la relation causale entre la consommation d'électricité et la croissance économique pour 12 pays européens (Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Norvège,

³⁴ Bartleet M, Rukmani G (2010) « Energy consumption and economic growth in New Zealand: Results of trivariate and multivariate models» *Energy Policy* 38, 3508–3517.

³⁵ Nicholas Apergis, James E. Payne (2010) « A panel study of nuclear energy consumption and economic growth» *Energy Economics* 32, 545–549.

³⁶ Nicholas Apergis, James E. Payne (2010) « Renewable energy consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries» *Energy Policy* 38, 656–660.

³⁷ Wolde-Rufael, Menyah Kojo (2010) « Nuclear energy consumption and economic growth in nine developed countries» *Energy Economics* 32, 550–556.

³⁸ Ciarreta A, Zarraga A (2010) « Economic growth-electricity consumption causality in 12 European countries: A dynamic panel data approach» *Energy Policy* 38, 3790–3796.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Suède et la Suisse) pour la période (1970–2007). En intégrant la variable « prix d'énergie » et en utilisant le test de la racine unitaire de panel, la cointégration pour un panel hétérogène et les causalités de panel sont utilisées dans un (VECM) trivarié estimé par la méthode des moments généralisés (MMG). Les résultats empiriques montrent : l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre les trois variables, une relation de causalité unidirectionnelle de la consommation d'électricité à la croissance économique et une causalité bidirectionnelle entre le prix de l'énergie et le PIB.

[Ansgar et al, 2011]³⁹ a vérifié la relation à long terme entre la consommation d'énergie et le PIB réel, y compris les prix de l'énergie, pour 25 pays de l'OCDE de (1981-2007), les résultats suggèrent que la consommation d'énergie est inélastique par rapport au prix. Les tests de causalité indiquent la présence d'une relation de cause à effet bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique.

[Shahbaz et al, 2011]⁴⁰ ont examiné la relation entre la consommation d'électricité, la croissance économique et l'emploi au Portugal durant la période (1971-2009) en utilisant le test ARDL et le test de causalité de Granger basé sur un modèle (VECM). Les résultats empiriques indiquent que La consommation d'électricité, la croissance économique et l'emploi sont cointégrés et il existe une causalité de Granger bidirectionnelle entre les trois variables à long terme. A court terme, ils ont constaté l'existence d'une causalité de Granger bidirectionnelle entre l'emploi et la croissance économique et une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique à la consommation d'électricité mais sans effet rétroactif. [Y.J. Zhang, 2011]⁴¹ a montré l'existence d'une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Russie pour la période (1970-2008). [Gurgul et Lach, 2012]⁴² ont trouvé le même sens de causalité pour la Pologne durant la période (2000-2009).

[Yildirim et Aslan, 2012]⁴³ ont examiné la relation de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour 17 pays les plus développés de l'OCDE pour des intervalles de temps différents. Les résultats empiriques indiquent : absence de sens de causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour « la France, le Royaume Uni, l'Autriche, l'Allemagne, les Etats-Unis, le Danemark, la Suède, la Finlande et la Turquie » une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour « l'Italie, la Nouvelle Zélande, la Norvège et l'Espagne », une relation de causalité unidirectionnelle va de la croissance vers la consommation d'énergie pour « l'Australie, le Canada et l'Irlande » et pour le Japon va dans le sens contraire.

³⁹ Ansgar, Frauke.D, Christian.D (2011) « Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship» *Energy Economics* 33,782–789.

⁴⁰ Shahbaz, M, ChorFoon.T, Shahbaz.S.M (2011) « Electricity consumption and economic growth nexus in Portugal using cointegration and causality approaches» *Energy Policy* 39, 3529–3536.

⁴¹ Yue Jun Zhang, (2011) « Interpreting the dynamic nexus between energy consumption and economic growth: Empirical evidence from Russia» *Energy Policy* 39 2265–2272.

⁴² Henryk Gurgul, Lukasz Lach (2012) «The electricity consumption versus economic growth of the Polish economy» *Energy Economics* 34,500–510.

⁴³ Ertugrul Yildirim, Alper Aslan (2012) « Energy consumption and economic growth nexus for 17 highly developed OECD countries: Further evidence based on bootstrap-corrected causality tests» *Energy Policy* 51,985–993.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

[Lim et Yoo, 2012]⁴⁴ ont examiné la relation de causalité à court et à long terme entre la consommation de gaz naturel et la croissance économique en Corée. Ils ont utilisé des données trimestrielles couvrant la période (1991-2008), des tests de racines unitaires, la cointégration et la causalité de Granger basés sur les modèles de correction d'erreur multivariés. Les résultats montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation de gaz naturel et la croissance économique en Corée. Cela signifie qu'une augmentation de la consommation de gaz naturel affecte directement la croissance économique et cette croissance stimule également la consommation de gaz naturel.

[Tang et al, 2013]⁴⁵ ont analysé le lien de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique de l'économie portugaise pour la période (1974-2009) utilisant un modèle multivarié. Sur la base de l'approche des tests de limites(ARDL) de la cointégration et de Test de causalité de Granger basé sur le modèle de vecteur de correction d'erreur (VECM), leurs résultats empiriques confirment la présence de la relation de cointégration entre les variables. De plus, il existe des preuves d'une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité et la croissance économique à court et à long terme. Cela suggère que l'énergie est une source importante de croissance économique au Portugal. Par conséquent, les politiques d'économie d'énergie ne doivent pas être mises en œuvre car cela détériorerait le processus de croissance économique et le développement de l'économie portugaise

[Polemi et al, 2013]⁴⁶ ont étudié la relation entre consommation d'électricité et la croissance économique de la Grèce dans un cadre multivarié. À cette fin, ils ont utilisé des techniques de cointégration et le modèle de correction d'erreur vectorielle afin de saisir la dynamique à court et à long terme pour la période (1970-2011). Les résultats empiriques révèlent qu'il existe un lien de causalité bidirectionnel entre la consommation d'électricité et la croissance économique d'où les résultats renforcent la notion selon laquelle la Grèce est un pays dépendant de l'énergie et bien des politiques d'économie d'énergie dirigées pourraient même stimuler la croissance économique. En outre, la mise en œuvre de sources d'énergie renouvelables devrait offrir des avantages importants, tout en garantissant une sécurité suffisante de l'approvisionnement du système énergétique grec. Ils ont conclu que ces preuves peuvent fournir une nouvelle base de discussion sur la conception et la mise en œuvre appropriées de politiques environnementales et énergétiques pour la Grèce et d'autres pays présentant des caractéristiques similaires.

[J.W.Saunoris et al, 2013]⁴⁷ sur la base d'un panel de 48 États américains durant la période (1970-2009) ont examiné la dynamique de la demande en électricité. Intégrant le prix d'électricité et utilisant des techniques d'estimation par panel non stationnaires. En plus de l'échantillon complet, ils ont également décomposé l'échantillon en trois secteurs: commercial, industriel et résidentiel. Les résultats à court terme fournissent des preuves en faveur de

⁴⁴ Lim.H.J, Yoo.S.H (2012) «Natural Gas Consumption and Economic Growth in Korea: A Causality Analysis» *Energy Sources, Part B*, 7,169–176.

⁴⁵ Tang.C.F, M.Shahbaz, M.Arouri (2013) «Re-investigating the electricity consumption and economic growth nexus in Portugal» *Energy Policy* 62, 1515–1524.

⁴⁶ Polemis Michael, Dagoumas.A. «The electricity consumption and economic growth nexus: Evidence from Greece» *Energy Policy* 62(2013)798–808.

⁴⁷ James W.Saunoris, Brandon J.Sheridan (2013) « The dynamics of sectoral electricity demand for a panel of US states: New evidence on the consumption–growth nexus» *Energy Policy* 61, 327–336.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

l'hypothèse de croissance pour l'échantillon global, ainsi que pour le secteur industriel. Pour les secteurs résidentiel et commercial, l'hypothèse de conservation est appuyée. Résultats à long terme favorisent l'hypothèse de conservation. Pour déterminer les différences de demande d'électricité en fonction de l'intensité de l'électricité, Ils ont examiné également les états en fonction de leur intensité en matière de consommation d'électricité. Dans l'ensemble, les résultats obtenus sont en faveur de l'hypothèse de croissance pour les états de faible intensité et de conservation pour les états de forte intensité.

[E. Ziramba, 2015]⁴⁸ a analysé les relations à long terme et causales entre la consommation de pétrole et la croissance économique en Afrique du Sud sur la période (1970-2008), en intégrant le facteur capital. Les résultats des tests de cointégration indiquent que ces trois variables ont une relation stable à long terme. En utilisant l'approche de Toda et Yamamoto (1995) du test de causalité de Granger modifié, les résultats indiquent la preuve d'une causalité unidirectionnelle allant de la consommation du pétrole à la croissance économique.

[M. Mihai, 2016]⁴⁹ a examiné le lien de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays (G7), au cours de la période allant de (1970-2012), en suivant l'approche de causalité de Granger par panel de bootstrap. Les résultats montrent ; l'existence d'une causalité bidirectionnelle au : Canada, Japon, USA ; existence d'une causalité unidirectionnelle allant de PIB vers la consommation d'énergie en France et l'Allemagne et aucun sens de causalité pour l'Autriche et l'Italie.

[Shakouri et al, 2017]⁵⁰ ont examiné la relation entre la croissance économique, la consommation d'énergie renouvelable, la consommation d'énergie globale, la formation de capital fixe et l'ouverture commerciale de l'Afrique du Sud pour la période (1971-2015). Ils ont utilisé dans leur étude l'approche de test (ARDL). Les résultats empiriques montrent que les variables de l'étude sont cointégrées, ce qui indique l'existence d'une relation à long terme entre elles. Le test de causalité de Granger montre qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie renouvelable, l'ouverture commerciale et la croissance économique ; ce résultat supporte l'hypothèse de rétroaction. Les résultats empiriques montrent clairement l'interdépendance entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique, indiquent que l'énergie renouvelable est importante pour la croissance économique, de même, la croissance économique encourage le recours davantage aux sources d'énergie renouvelables.

[Hanan Naser 2017]⁵¹ a utilisé la technique de cointégration de Johansen pour examiner à la fois la relation d'équilibre et la causalité entre la consommation de pétrole, la consommation d'énergie nucléaire, le prix du pétrole et la croissance économique pour quatre pays industrialisés

⁴⁸ E.Ziramba (2015) « Causal Dynamics Between Oil Consumption and Economic Growth in South Africa»Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy, Volume 10,Issue 3, 250-256.

⁴⁹ Mutascu Mihai (2016) « A bootstrap panel Granger causality analysis of energy consumption and economic growth in the G7 countries, » Renewable and Sustainable Energy Reviews, Elsevier, vol. 63(C), pages 166-171.

⁵⁰ Bahram Shakouri and Soheila Khoshnevis Yazdi (2017) « Causality between renewable energy, energy consumption, and economic growth» Energy sources, part B: Economics, Planning and Policy, disponible en ligne <http://dx.doi.org/10.1080/15567249.2017.1312640>.

⁵¹ Hanan Naser (2017) « On the cointégration and causality between oil market, nuclear energy consumption, and economic growth: evidence from developed countries» Energy. Ecol. Environ. 2(3), 182–197.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

(les États-Unis, le Canada, le Japon et la France) pour la période (1965-2010). Les résultats des tests de cointégration suggèrent que les variables sont cointégrées dans tous les pays. En outre, le lien de causalité entre les variables est examiné à l'aide du test d'exogénéité, il a trouvé qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation de pétrole et la croissance économique au Canada. D'autre part, un autre lien de causalité bidirectionnel entre la consommation de l'énergie nucléaire et la croissance du PIB réel au Japon.

[Gideon et al 2018]⁵² ont étudié la relation entre la consommation de gaz naturel (CGN) et la croissance économique dans douze(12) pays d'Europe dont 10 constituent les principaux marchés européens des véhicules à gaz naturel ajoutant le Royaume-Uni et l'Irlande durant la période (1991-2016). L'étude considère quatre variables principales, à savoir: la formation brute de capital fixe, la main-d'œuvre, l'ouverture des échanges et le PIB réel. Ils ont utilisé l'analyse de cointégration par panel et l'analyse du modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM) à long terme pour évaluer à la fois la dynamique de la relation à court et à long terme entre (CGN) et la croissance économique. Les résultats montrent qu'il existe un impact à long terme de (CGN) sur la croissance économique. Et aussi, Les résultats suggèrent la vérification de l'hypothèse de la croissance en Autriche, en Bulgarie et en Suisse, tandis que le Royaume-Uni et l'Italie soutiennent l'hypothèse de conservation. [Gokmenoglu et Kaakeh, 2018]⁵³ ont trouvé qu'il existe une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie nucléaire vers la croissance économique en Espagne pour la période (1968-2014).

Des études sur les relations entre la consommation d'énergie et la croissance économique concernant les pays en développement existent également, l'unanimité est faite sur la nécessité de les connaître d'abord afin de mener des politiques énergétiques adéquates, efficaces et de fait que la plus part de ces pays présentent un avantage ce qu'ils sont dotés d'importantes sources d'énergies.

[O. Ebohon, 1996]⁵⁴ en utilisant le test de causalité de Granger sur les données de la Tanzanie (1960-1981) et le Nigeria (1960-1984), a trouvé une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour ces deux pays.

[Masih et Masih, 1997]⁵⁵ par la méthodologie de Johansen, sur un groupe de six pays asiatiques (l'Inde, le Pakistan, l'Indonésie, la Malaisie, le Singapour et les Philippines), ils ont analysé la relation entre la consommation d'énergie et le PIB, aboutissent aux résultats suivants: il existe une relation de long terme entre la consommation d'énergie et le PIB dans le cas de l'Inde, le Pakistan et l'Indonésie, la consommation d'énergie « cause » le PIB en Inde, le PIB « cause » la consommation d'énergie en Indonésie, il existe une causalité bidirectionnelle

⁵² Gideon Fadiran, Adebisi T. Adebusuyi, David Fadiran (2018) « Natural gas consumption and economic growth: Evidence from selected natural gas vehicle markets in Europe» *Energy* 169, 467-477.

⁵³ Korhan Gokmenoglu et Mohamad Kaakeh (2017) « Causal Relationship between Nuclear Energy Consumption and Economic Growth: Case of Spain» *Strategic Planning for Energy and the Environment* <http://www.tandfonline.com/loi/ustp20>.

⁵⁴ Ebohon, O. J., (1996), « Energy, economic growth and causality in developing countries. A case study of Tanzania and Nigeria ». *Energy Policy*. Vol. 24, pp. 447-453 *Energy Policy*, 24, (5) 447-453.

⁵⁵ Masih, A.M.M., Masih, R., (1997), «On the temporal causal relationship between energy consumption, real income, and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs based on a multivariate cointegration vector error correction approach'', *Journal of Policy Modeling* 19, pp. 417-440.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

entre la consommation d'énergie et le PIB au Pakistan .Pour les trois pays restants (Malaisie, Singapour et Philippines), l'utilisation d'un VAR ordinaire a révélé l'inexistence de relation causale entre le PIB et la consommation d'énergie .

[Asafu et Adjay, 2000]⁵⁶ ont étudié la relation de causalité entre la consommation d'énergie, les prix de l'énergie et la croissance économique en Inde, en Indonésie, aux Philippines et en Thaïlande pour la période (1971-1995), utilisent des techniques de cointégration et de modèle à correction d'erreur. Les résultats empiriques indiquent l'existence d'une relation causale unidirectionnelle va de l'énergie à la croissance pour l'Inde et l'Indonésie, une relation de causalité bidirectionnelle pour la Thaïlande et les Philippines entre ces deux variables. [Y. Yang, 2000]⁵⁷ a trouvé une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour le Taïwan durant la période (1954-1997). L'analyse de [Aqeel et Butt, 2001]⁵⁸ en ce qui concerne le Pakistan durant la période (1956-1996). En intégrant l'emploi comme variable additionnelle, ils ont appliqué une version du test de Granger proposé par Hsiao, les résultats indiquent que la croissance économique cause la consommation totale d'énergie.

[S.Paul et al, 2004]⁵⁹ ont examiné les différentes directions de relation de cause à effet entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Inde (1950-1996). Ils utilisaient le test de causalité de Granger standard, ils ont constaté qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique. De plus, Ils ont appliqué la technique de cointégration multivariée de Johansen sur les différents ensembles de variables, ils ont aboutis au même sens de causalité entre consommation d'énergie et croissance économique

[B. Jumbe, 2004]⁶⁰, les techniques de causalité de Granger et de correction d'erreur (ECM) ont été appliquées aux données de (1970-1999) pour le Malawi afin d'examiner la cointégration et la causalité entre la consommation d'électricité et le PIB. Les résultats ont montré qu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre les deux variables d'une part, et qu'il existe une causalité unidirectionnelle du PIB non agricole vers les consommations d'électricité d'autre part.

[A.Shiu et P.Lam, 2004]⁶¹ ont appliqué le modèle à correction d'erreur pour examiner le lien de causalité entre la consommation d'électricité et le PIB réel de la Chine entre (1971-2000). Les

⁵⁶John Asafu, Adjaye (2000) « The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries» *Energy Economics* 22,615-625.

⁵⁷Hao Yen Yang (2000) « A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan» *Energy Economics* 22, 309-317.

⁵⁸Aqeel. A., Butt. M. S (2001), « The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan ». *Asia Pacific Development Journal*, 8(2), 101-110.

⁵⁹Shyamal Paul, Rabindra.N. B (2004), «Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results »*Energy Economics* 26 977– 983.

⁶⁰Charles B.L. Jumbe (2004) «Cointégration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi» *Energy Economics* 26, 61–68.

⁶¹Alice Shiu, Pun Lee Lam (2004) « Electricity consumption and economic growth in China» *Energy Policy* 32, 47–54.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

résultats de l'estimation indiquent que le PIB réel et la consommation d'électricité de la Chine sont cointégrés et qu'il existe une causalité unidirectionnelle de Granger allant de la consommation d'électricité au PIB réel, mais pas l'inverse. Ils suggèrent que pour surmonter les contraintes liées à la consommation d'électricité, le gouvernement chinois doit accélérer l'interconnexion des réseaux électriques à l'échelle nationale, moderniser les réseaux de distribution urbains et ruraux et accélérer l'électrification rurale. Ces résultats sont similaires avec ceux que [J. Yuan et al, 2007]⁶² ont trouvé durant la période (1978-2004). [Moritomo et Hope, 2004]⁶³ ont examiné la relation de causalité qui existe entre le PIB réel et la production d'électricité pour le Sri Lanka durant la période (1960-1998) en utilisant le test de Causalité de Granger, les résultats indiquent que c'est la production d'électricité qui provoque la croissance du PIB.

[Y.W.Rufael, 2004]⁶⁴ a examiné le lien de causalité entre divers types de consommation d'énergie industrielle et le PIB à Shanghai de (1952-1999) en utilisant une version modifiée du test de causalité de Granger (1969) proposé par Toda et Yamamoto. Les résultats montrent l'existence d'une causalité unidirectionnelle de Granger allant du charbon, de l'électricité et de la consommation totale d'énergie vers le PIB réel, mais aucun sens de causalité entre la consommation de pétrole et le PIB réel. En [2005], il a trouvé un lien de causalité allant de la consommation d'énergie vers la croissance économique durant la période (1971-2002) pour le Bénin, et un sens inverse pour le Sénégal. En [2006]⁶⁵ : il a étudié la relation de long terme et la relation de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique pour 17 pays africains de (1971-2001). En utilisant le test de Cointégration de Pesaran et al(2001) et le test de causalité de Granger par la procédure de Toda et Yamamoto (1995). Les résultats empiriques montrent qu'il existe une relation de Cointégration entre la consommation d'électricité et le PIB pour seulement 9 pays et la relation de causalité de granger pour 12 pays , pour 6 pays (Cameroun, Ghana, Nigeria, Sénégal, Zambie et Zimbabwe) il existe une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique vers la consommation d'électricité, pour 3pays (Benin, le Congo et la Tunisie) il existe une relation de causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'électricité à la croissance économique. Ainsi, une relation de causalité bidirectionnelle pour 3 pays (Egypt, Gabon et le Maroc) et enfin l'absence de causalité pour les 5 pays (l'Algérie, le Congo, le Kenya, l'Afrique du sud et le Soudan). En revanche, ils ont constaté que s'ils prennent le PIB comme variable dépendante, ils constatent une relation de long terme dans autres pays et de même pour la consommation d'électricité ils constatent une relation de causalité pour autre pays. [2009]⁶⁶ a réexaminé la relation de cause à effet entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour ces dix-sept (17) pays africains dans

⁶² Jiahai Yuan, Changhong.Z, Shunkun.Y, Zhaoguang.H (2007) « Electricity consumption and economic growth in China: Cointegration and co-feature analysis» *Energy Economics* 29, 1179–1191.

⁶³ Moritomo, R., et Hope, C., (2004), « The impact of electricity supply on economic growth in Sri Lanka», *Energy Economics* 26, 77–85.

⁶⁴ Y.Wolde-Rufael (2004) « Disaggregated industrial energy consumption and GDP: the case of Shanghai», 1952–1999 *Energy Economics* 26, 69–75.

⁶⁵ Y.Wolde-Rufael (2006) «Electricity consumption and economic growth: a time series experience for 17 African countries» *Energy Policy* 34, 1106–1114.

⁶⁶ Y.Wolde-Rufael (2009) «Energy consumption and economic growth: The experience of African countries» *revisited Energy Economics* 31,217–224.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

un cadre multivarié en incluant la main-d'œuvre et le capital en tant que variables supplémentaires. En appliquant l'analyse de décomposition de variance due à Pesaran et Shin (1998) et le test de causalité de Toda Yamamoto. Les résultats de l'analyse multivariée indiquent le rejet de l'hypothèse de la neutralité de la relation énergie-revenu dans quinze des dix-sept pays. En revanche, les résultats de l'analyse de décomposition de la variance montrent que dans onze des dix-sept pays, l'énergie n'est qu'un facteur contribuant à la croissance de la production et non un facteur important par rapport au capital et au travail. En (2010)⁶⁷, il a trouvé une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie nucléaire à la croissance économique pour l'Inde durant la période (1969-2006). En [2012]⁶⁸, pour le Taiwan (1977-2007), les résultats indiquent l'absence de causalité entre la consommation d'énergie nucléaire et la croissance économique, il a conclu que la consommation d'énergie nucléaire joue un rôle minime dans le développement économique du Taiwan.

[Altinay et Karagol, 2005]⁶⁹ ont examiné le lien de causalité entre la consommation d'électricité et le PIB réel en Turquie durant la période (1950-2000). Ils ont utilisé deux méthodologies différentes pour tester la non causalité de Granger (le test Dolado et le test de Lutkepohl). Les deux tests ont fourni une preuve solide de causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'électricité au PIB. Pour [Samuel et Christophe, 2005]⁷⁰, en étudiant la causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie au Congo, le test de Granger a révélé l'existence d'une causalité unidirectionnelle du PIB vers la consommation d'énergie.

[Chien-Chiang Lee, 2005]⁷¹ a étudié la relation de causalité entre la consommation d'énergie et le PIB dans 18 pays en développement (Corée du Sud, Singapour, Hongrie, Argentine, Chili, Colombie, Mexique, Pérou, Venezuela, Indonésie, Malaisie, Philippines, Thaïlande, Inde, Pakistan, Sri Lanka, Ghana et Kenya), en utilisant des tests de racine unitaire, de cointégration de panel hétérogène et de modèle de correction d'erreur sur des données (1975-2001). Les résultats empiriques confirment l'existence d'une relation de cointégration à long terme après prise en compte de l'effet pays hétérogène, la relation à long terme est estimée à l'aide d'une méthode OLS modifiée. Les preuves montrent que les causalités à long et à court terme vont de la consommation d'énergie au PIB, mais pas l'inverse. Ce résultat indique que les économies d'énergie peuvent nuire à la croissance économique des pays en développement, qu'elles soient transitoires ou permanentes.

⁶⁷ Y. Wolde-Rufael (2010) « Bounds test approach to cointegration and causality between nuclear energy consumption and economic growth in India » *Energy Policy* 38, 52–58.

⁶⁸ Y. Wolde-Rufael (2012) « Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in Taiwan » *Energy Sources, Part B*, 7, 21–27.

⁶⁹ Galip Altinay, Erdal Karagol (2005) « Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey » *Energy Economics* 27, 849–856.

⁷⁰ Samuel. A, Christophe.M (2005) « Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité », Bureau d'Application des Méthodes Statistiques et Informatiques, DT/12/2005, p 27.

⁷¹ Chien-Chiang Lee (2005) « Energy consumption and GDP in developing countries: A cointegrated panel analysis » *Energy Economics* 27, 415–427.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

[Al-Iriani, 2006]⁷² a examiné le lien de causalité entre le produit intérieur brut (PIB) et la consommation d'énergie dans les six pays du Conseil de coopération du Golfe (CCG : Arabie saoudite, Bahreïn, Kuwait, Emirats arabes unis, Oman et Qatar) Des techniques de cointégration et de causalité en panel sont utilisées pour découvrir la direction de la causalité. Les résultats empiriques indiquent une causalité unidirectionnelle allant du PIB à la consommation d'énergie pour tous ces pays.

[S.-H. Yoo, 2006]⁷³ a examiné le lien de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique pour des membres de l'Association des nations de l'Asie du Sud-Est (ANASE) « l'Indonésie, la Malaisie, Singapour et la Thaïlande », en utilisant des techniques de séries chronologiques pour la période (1971-2002). Les résultats indiquent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Malaisie et à Singapour la causalité unidirectionnelle va de la croissance économique à la consommation d'électricité en Indonésie et en Thaïlande, sans effet en retour. [Narayan et Singh, 2007]⁷⁴ pour les îles Fidji concernant la période (1971-2002) ont trouvé qu'il existe une relation de causalité à long terme allant de la consommation d'électricité vers le PIB.

[Méhrra, 2007]⁷⁵ a examiné le lien de causalité entre la consommation d'énergie par habitant et le PIB par habitant dans un panel de 11 pays exportateurs de pétrole (l'Iran, le Koweït, l'Arabie saoudite, Emirats arabes unis, le Bahreïn, Oman, l'Algérie, le Nigéria, le Mexique, le Venezuela et l'Équateur) en utilisant des tests de racine unitaire et de l'analyse de cointégration de panel. Les résultats montrent une forte causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique à la consommation d'énergie pour ces pays. Les résultats recommandent que la réforme des prix de l'énergie ne puisse avoir aucun effet négatif sur la croissance économique.

[J.Squalli, 2007]⁷⁶ a examiné le lien entre la consommation d'électricité et la croissance économique des pays membres de l'OPEP pour la période (1980-2002). Le test ARDL révèle la relation à long terme entre la consommation d'électricité et la croissance économique pour tout ces pays. Les résultats de causalité suggèrent que la croissance économique dépend de la consommation d'électricité dans cinq pays (Indonésie, Iran, Nigeria, Qatar, et Venezuela) moins dépendante dans trois pays (Algérie, Iraq et la Libye) et indépendante dans trois pays (Kuwait, l'Arabie Saoudite et les Emirates Arabes Unies). Il conclue autant que ces pays ne partagent pas nécessairement les mêmes caractéristiques politiques et économiques, aucune conséquence politique universelle ne peut être déduite des résultats. Les disparités entre ces résultats de causalité soulignent donc l'importance de formuler des explications de causalité en tenant

⁷²Mahmoud .A. Al-Iriani (2006) « Energy–GDP relationship revisited: An example from GCC countries using panel causality» *Energy Policy* 34, 3342–3350.

⁷³S.-H. Yoo (2006) «The causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries» *Energy Policy* 34, 3573–3582.

⁷⁴Narayan, P.K, Singh, B. (2007) «The Electricity Consumption and GDP Nexus for the Fiji Islands». *Energy Economics*, Vol. 29, Issue 6, 1141-1150.

⁷⁵Mohsen Méhrra (2007) *op.cit.*, p08.

⁷⁶Jay Squalli (2007) «Electricity consumption and economic growth: «Bounds and causality analyses of OPEC members» *Energy Economics* 29, 1192–1205.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

compte des particularités de chaque pays plutôt que d'appliquer aveuglément les interprétations conventionnelles.

[Jobert et Karanfil, 2007]⁷⁷ ont examiné la relation de cause à effet entre le PNB réel et la consommation d'énergie en Turquie durant la période (1960-2003) de deux manières: premièrement, la relation est étudiée au niveau agrégé; ensuite, ils se sont concentrés sur le secteur industriels. Des tests de cointégration et de causalité de Granger ont été appliqués, les résultats montrent qu'il existe une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie à la croissance à court terme, ainsi, qu'il n'existe pas de relation de cointégration linéaire stationnaire entre ces deux variables malgré la croissance remarquable du PNB par habitant et la stabilité de l'intensité énergétique, l'hypothèse de la neutralité entre le PNB réel et la consommation d'énergie en Turquie semble être valable à long terme. Pour l'analyse sectorielle, Les résultats impliquent que la consommation d'énergie industrielle et la valeur ajoutée industrielle est neutre l'une par rapport à l'autre. Le secteur industriel turc est le plus gros consommateur d'énergies fossile donc ces résultats impliquent que les politiques d'économie d'énergie qui répondent aux préoccupations environnementales ne feraient pas obstacle à la croissance économique à long terme. Cependant, En [2008, F.Karanfil]⁷⁸ a trouvé une causalité unidirectionnelle mais cette fois-ci allant du PIB vers la consommation d'énergie sur la période (1970-2005) en Turquie et c'est les mêmes résultats pour [Chiou-Wei et al, 2008]⁷⁹.

[Mehrzaad Zaman, 2007]⁸⁰ a analysé la relation entre les activités économiques et la consommation d'énergie en Iran durant la période (1967-2003) les résultats montrent l'existence d'une causalité unidirectionnelle allant du PIB à la consommation d'énergie, une relation causale bidirectionnelles entre la valeur ajoutée industrielle et la consommation d'énergie à long terme, ainsi, une relation de causalité unidirectionnelle allant de la valeur ajoutée industrielle à la consommation totale d'énergie dans ce secteur à court terme.

[A.E. Akinlo, 2008]⁸¹ a examiné le lien de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans onze (11) pays d'Afrique subsaharienne. Les résultats de l'application de l'approche ARDL et le test de causalité de Granger basé sur un VECM ont montré que la consommation d'énergie est cointégrée avec la croissance économique en Cameroun, en Côte d'Ivoire, la Gambie, le Ghana, le Sénégal, le Soudan et le Zimbabwe. Ce qui concerne la causalité, une relation bidirectionnelle entre consommation d'énergie et croissance économique en Gambie, au Ghana et au Sénégal, la croissance économique cause la consommation d'énergie au Soudan et au Zimbabwe et l'hypothèse de neutralité est confirmée à

⁷⁷Thomas Jobert, Fatih Karanfil (2007) « Sectoral energy consumption by source and economic growth in Turkey» Energy Policy 35, 5447–5456.

⁷⁸Fatih Karanfil (2008) « Energy consumption and economic growth revisited: «Does the size of unrecorded economy matter» Energy Policy 36, 3029– 3035.

⁷⁹ Chiou Wei.S.Z, Chen.C et Zhu. Z., (2008), « Economic Growth and Energy Consumption Revisited- Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality ». Energy Economics 30 (6), 3063-3076.

⁸⁰ Mehrzaad Zaman (2007) «Energy consumption and economic activities in Iran Energy» Economics 29, 1135–1140.

⁸¹A.E. Akinlo (2008) « Energy consumption and economic growth: Evidence from 11 Sub-Sahara African countries » Energy Economics 30, 2391–2400.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

l'égard du Cameroun et de la Côte d'Ivoire. Le test de causalité de Granger dans le cadre VAR pour les pays où la cointégration n'a pas été trouvée montre une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique à la consommation d'énergie pour le Congo et aucune causalité dans les deux sens n'a été trouvée au Nigeria, au Kenya et au Togo. En [2009]⁸², il a trouvé une relation de causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'électricité vers la croissance économique au Nigeria (1980-2006). Aussi en [2014, Akinlo et Apanisile]⁸³ ont examiné le lien entre la consommation de l'électricité et la croissance économique dans 30 pays d'Afrique subsaharienne pour la période de (1990-2010). Les données de panel ont été utilisées pour l'analyse. En utilisant trois méthodes pour l'estimation : « la méthode des moindres carrés ordinaires(OLS), le modèle à effet fixe(FEM) et la méthode des moments généralisés(GMM) ». Les résultats montrent que la consommation d'électricité a un impact positif et significatif sur la croissance économique et ce c est le résultat des trois techniques de l'estimation ce que signifie que la consommation d'électricité contribue à la croissance économique pour ces pays de l'Afrique subsaharienne.

[G.I.Erdal et al, 2008]⁸⁴ : pour examiner le lien de causalité entre la consommation d'énergie primaire (CEP) et le produit national brut (PNB) de la Turquie en (1970-2006). En utilisant des tests de racine unitaire, Dicky Fuller Augmenté (ADF) et le test Philips– Perron (PP), test de cointégration de Johansen et test de causalité de Granger. Les résultats empiriques indiquent que la CEP et le PNB sont cointégrés et qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la CEP et le PNB. Cela signifie qu'une augmentation de la (CEP) affecte directement la croissance économique et que la croissance économique stimule également la poursuite de la (CEP). Par conséquent, ils ont conclu que l'énergie est un facteur de limitation de la croissance économique en Turquie donc les chocs sur l'approvisionnement en énergie auront un impact négatif sur la croissance économique.

[Apergis et Payne, 2009]⁸⁵ a examiné le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique de six Pays américains (Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, et Panama) durant la période (1980-2004). En appliquant le test de causalité de granger basé sur un model VECM sur les données en panel, les résultats indiquent la présence d'une causalité unidirectionnelle à court et à long terme, allant de la consommation d'énergie à la croissance économique.

[Salah Abosedra et al, 2009]⁸⁶ ont étudié la relation de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique pour le Liban. Les résultats empiriques de l'étude confirment l'absence de relation d'équilibre à long terme entre la consommation d'électricité et

⁸² A.E. Akinlo (2009) « Electricity consumption and economic growth in Nigeria: Evidence from cointegration and co-feature analysis» *Journal of Policy Modeling* 3, 681–693.

⁸³ T. Akinlo, O. T. Apanisile (2014) « Electricity and economic growth in Sub-Saharan Africa: Evidence from panel data» *International Journal of Energy and Statistics* Vol. 2, No 4,301–312.

⁸⁴ Erdal.G.L, Erdal.H, Kemal.E (2008) «The causality between energy consumption and economic growth in Turkey» *Energy Policy* 36, 3838–3842.

⁸⁵ Nicholas Apergis, James E. Payne (2009) *op.cit.*, p08. .

⁸⁶ Salah Abosedra, Dah.A, Ghosh.S (2009) « Electricity consumption and economic growth, the case of Lebanon». *Applied Energy* 86, 429–432.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

la croissance économique, mais l'existence d'une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'électricité à la croissance économique. Pour [Odhiambo, 2009]⁸⁷ a trouvé les mêmes résultats en Tanzanie durant la période (1971–2006). Cependant, [H.T.Pao]⁸⁸ a trouvé une relation de causalité unidirectionnelle mais dans le sens inverse à court et à long terme pour le Taiwan durant la période (1980-2007).

[Okey, 2009]⁸⁹ a utilisé une analyse en données de panel pour étudier le sens de la causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie, pour un panel de quatre pays de l'UEMOA ; le Benin, la Cote d'Ivoire, le Sénégal et le Togo, sur la période (1970-2005). Les résultats de ses analyses révèlent qu'il y a une causalité bidirectionnelle entre consommation de pétrole et croissance du PIB, une absence de causalité entre consommation d'électricité et croissance économique pour le panel entier.

[M.Belloumi, 2009]⁹⁰ a utilisé la technique de Cointégration de Johansen pour examiner la relation causale entre la consommation d'énergie par habitant et le produit intérieur brut par habitant pour la Tunisie durant la période (1971-2004). Les résultats indiquent l'existence d'une seule relation de cointégration entre la croissance économique et la consommation d'électricité et qu'il y a une relation de causalité bidirectionnelle à long terme entre les deux séries et une relation unidirectionnelle à court terme de l'énergie vers le PIB. [M.Balat, 2009]⁹¹ a trouvé une corrélation positive entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Turquie pour la période (1980-2005).

[Patrice. O, 2009]⁹² a analysé la causalité entre la consommation d'énergie électrique et le PIB au Cameroun. Les résultats montrent qu'au niveau global et dans le secteur primaire, il n'existe pas de causalité entre le PIB (valeur ajoutée) et la consommation d'énergie. Dans le secteur secondaire, la causalité va de la performance vers la consommation d'énergie. Dans le secteur tertiaire, c'est plutôt la consommation d'énergie qui cause la croissance de la production dans les services. L'étude de [Suleiman Sa'ad, 2010]⁹³ pour le Nigeria durant la période (1971-2006) indique l'existence d'une causalité unidirectionnelle allant du PIB à la consommation de l'énergie.

⁸⁷Nicholas M. Odhiambo (2009) « Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach» *Energy Policy* 37,617–622.

⁸⁸ Hsiao-Tien Pao (2009) « Forecast of electricity consumption and economic growth in Taiwan by state space modeling», *Energy* 34, 1779–1791.

⁸⁹Okey, Mawussé Komlagan Nézan (2009), « Energy consumption and GDP growth in WAEMU countries: A panel data analysis», MPRA Paper No. 15521.

⁹⁰Mounir Belloumi (2009) « Energy consumption and GDP in Tunisia: Cointégration and causality analysis» *Energy Policy* 37, 2745–2753.

⁹¹M. BALAT (2009) « Electricity Consumption and Economic Growth in Turkey: A Case Study» *Energy Sources, Part B*, 4:155–165.

⁹²Patrice, O., (2009), «Consommation d'énergie et performances économiques au Cameroun», MPRA Paper No. 23525, disponible en ligne: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/23525/>. P 31.

⁹³Suleiman Sa'ad (2010) «Energy Consumption and Economic Growth: Causality Relationship for Nigeria ». *OPEC Energy Review*, 15-24.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

[N.Odhiambo, 2010]⁹⁴ a examiné la relation de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour les trois pays d'Afrique subsaharienne (l'Afrique du Sud, le Kenya et le Congo (RDC)) En utilisant la procédure de test des limites ARDL, les résultats montrent l'existence d'une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie vers la croissance économique pour l'Afrique du sud, le Kenya et de la croissance économique vers la consommation d'énergie pour le Congo. Ces résultats ont des implications politiques importantes. Pour le Congo, l'application de politiques d'économie d'énergie pourrait ne pas avoir d'effet significatif sur la croissance économique, car l'économie du pays n'est pas entièrement dépendante de l'énergie. Cependant, pour l'Afrique du Sud et le Kenya, il est nécessaire d'augmenter davantage l'offre d'énergie afin de faire face à la demande énergétique à long terme

[Acaravci et Ozturk, 2010]⁹⁵ ont étudié la relation de long terme et le sens de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique dans 15 pays en transition (Albanie, Belarus, Bulgarie, République tchèque, Estonie, Lettonie, Lituanie, Macédoine, Moldavie, Pologne, Roumanie, Fédération de Russie, Serbie, République Slovaque et Ukraine) pour la période (1990-2006). Les résultats des tests de cointégration de panel de Pedroni ne confirment pas une relation d'équilibre à long terme entre la consommation d'électricité par habitant et PIB réel par habitant et de même n'existe pas une relation de causalité allant de la consommation d'électricité vers la croissance économique.

[A.K.Kouakou, 2011]⁹⁶ a examiné la relation de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique au Côte d'Ivoire pour la période (1971-2008). Il a utilisé les techniques de cointégration et l'estimation du modèle à correction d'erreur (ECM). Les résultats indiquent qu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité et la croissance économique. [Y. Wang et al, 2011]⁹⁷ ont trouvé une relation de causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie à la croissance économique à court et à long terme en Chine. [Mazbahul et Nazrul, 2011]⁹⁸ ont examiné la relation de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique au Bangladesh (1971–2008). Ils ont utilisé un VCEM basé sur le test de causalité de granger, les résultats montrent l'existence d'une relation de causalité unidirectionnelle à court terme allant de la consommation d'électricité vers la croissance économique et une causalité bidirectionnelle à long terme entre ces deux variables.

⁹⁴Nicholas M. Odhiambo (2010) « Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: A comparative study» Energy Policy 38, 2463–2469.

⁹⁵ Ali Acaravci, Ilhan Ozturk (2010) « Electricity consumption-growth nexus: Evidence from panel data for transition countries» Energy Economics 32,604–608.

⁹⁶Auguste K. Kouakou (2011) « Economic growth and electricity consumption in Cote d'Ivoire: Evidence from time series analysis » Energy Policy 39, 3638–3644.

⁹⁷Yuan Wang, Yichen Wang, Jing Zhou, Xiaodong Zhu, Genfa Lu (2011) « Energy consumption and economic growth in China: A multivariate causality test» Energy Policy 39, 4399–4406.

⁹⁸Mazbahul Golam Ahamad, A.K.M.Nazrul Islam (2011) « Electricity consumption and economic growth nexus in Bangladesh: Revisited evidences» , Energy Policy 39,6145–6150.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

[J.Eggoh et al, 2011]⁹⁹ ont examiné la relation de causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour 21 pays africain divisé en deux groupes ,un groupe de payes exportateur de l'énergie et un autre pour les pays importateur de l'énergie , pour la période (1970-2006) . En utilisant des techniques de cointégration en panel et le test de causalité, les résultats montrent que les deux variables sont cointégrés et l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour les deux groupes.

[Z.Zhixin et R.Xin, 2011]¹⁰⁰ ont trouvé une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour la province du Shandong de (1980-2008). [P.Wesseh et B .Zoumara, 2012]¹⁰¹ ont indiqué qu'il existe une relation bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique à court et à long terme au Libéria (1980-2008) en appliquant le test de causalité de granger.

[Shahbaz et Lean, 2012]¹⁰² a examiné la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique au Pakistan (1970-2010) en introduisant les deux facteurs de production majeurs, le capital et le travail. Les preuves empiriques confirment la cointégration des variables et indiquent que la consommation d'électricité a un effet positif sur la croissance économique. De plus, une causalité bidirectionnelle de Granger entre consommation d'électricité et croissance économique a été mise en évidence. [Ghosh, 2012]¹⁰³ a examiné la causalité de Granger entre la consommation d'électricité par habitant et le produit intérieur brut (PIB) par habitant de l'Inde pour la période de (1950-1997). Les tests de Phillips-Perron révèlent que les deux séries, après la transformation logarithmique, sont non stationnaires et intégrées individuellement de l'ordre 1. Cette étude a révélé l'absence de relation d'équilibre à long terme entre les variables, mais il existe une causalité unidirectionnelle de Granger allant de la croissance économique à la consommation d'électricité sans aucun effet de retour.

[F. Abbas et al, 2013]¹⁰⁴ ont examiné de manière empirique le lien de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique pour les deux pays densément peuplés d'Asie du Sud, d'Inde et du Pakistan. Les auteurs ont trouvé que l'Inde a confirmé l'hypothèse de conservation, tandis que le Pakistan a confirmé l'hypothèse de rétroaction. [M.J. Herrerias et al,

⁹⁹Jude C. Eggoh, Chrysost Bangake, Christophe Rault (2011) « Energy consumption and economic growth revisited in African countries». *Energy Policy* 39, 7408–7421.

¹⁰⁰Zhang Zhixin, Ren Xin (2011) « Causal Relationships between Energy Consumption and Economic Growth» *Energy Procedia* 5, 2065–2071.

¹⁰¹Presley P.Wesseh, Babette Zoumara (2012) « Causal independence between energy consumption and economic growth in Liberia: Evidence from a non-parametric bootstrapped causality test» *Energy Policy* 50, 518–527.

¹⁰²Muhammad Shahbaz, Hooi Hooi Lean (2012) « the dynamics of electricity consumption and economic growth: A revisit study of their causality in Pakistan» *Energy* 39,146-153.

¹⁰³Sajal Ghosh (2012) « Electricity consumption and economic growth in India» *Energy Policy* 30, 125–129.

¹⁰⁴ Faisal Abbas, Nirmalya Choudhury (2013) « Electricity consumption-economic growth Nexus: An aggregated and disaggregated causality analysis in India and Pakistan» *Journal of Policy Modeling* 35, 538–553.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

2013]¹⁰⁵ ont trouvé un lien de causalité unidirectionnel allant de la croissance économique vers la consommation de l'énergie à long terme pour des régions chinoises (1995-2009).

[F.Abderrahmani et F.Blaid, 2013]¹⁰⁶ ont étudié la relation de court et de long terme entre la consommation d'électricité, le prix du pétrole et la croissance économique en Algérie durant la période (1971-2010). Pour examiner les relations de causalité à court terme et à long terme, Ils ont utilisé la méthode de cointégration multivariée fondée sur : le test (Zivot-Andrews), Test de cointégration (Gregory-Hansen) et le Modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM). Les résultats empiriques montrent qu'il existe des preuves d'une relation de cause à effet bidirectionnelle à court et à long terme entre le PIB réel et la consommation d'électricité en Algérie. Les résultats indiquent également l'absence de relation de cause à effet entre le prix du pétrole Brent et la consommation d'électricité, leurs résultats empiriques réfutent l'hypothèse néo-classique appelée «hypothèse de neutralité».

[Esseghir et Khouni, 2014]¹⁰⁷ ont étudié la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique. Leur étude porte sur un panel de 38 pays UFM (Union pour la Méditerranée) durant la période (1980-2010) ils ont constaté un lien de causalité bidirectionnel entre la consommation d'énergie et la croissance économique à court et à long terme pour tout le panel. [K.Saidi et al, 2015]¹⁰⁸ ont trouvé une relation bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la rentabilité économique (hypothèse de rétroaction) à l'aide de données de panel dynamiques de 13 pays de la région MENA durant la période (1990-2012).

[G.Abdoli et al, 2015]¹⁰⁹ ont examiné le lien de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique dans les pays de l'OPEP à l'aide de données annuelles (1980-2011).L'application de la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires modifiée (FMOLS) pour les panels hétérogènes. Les résultats indiquent qu'il existe une relation à long terme entre le produit intérieur brut (PIB) réel, la consommation d'électricité et les activités commerciales (des activités d'exportation et d'importation). Les résultats à court terme indiquent également l'importance de la consommation d'électricité pour la croissance économique et vice-versa, ces résultats supportent l'hypothèse de rétroaction selon laquelle les politiques énergétiques orientées vers une amélioration de l'efficacité de la consommation d'électricité n'auraient pas d'effet négatif sur le PIB réel.

¹⁰⁵ M.J. Herrerias, Joyeux, E.Girardin (2013) «Short and long run causality between energy consumption and economic growth: Evidence across regions in China» Applied Energy 112, 1483–1492.

¹⁰⁶ F.Abderrahmani, F.Blaid (2013) « Electricity consumption and economic growth in Algeria: A multivariate causality analysis in the presence of structural change» Energy Policy 55, 286–295.

¹⁰⁷ A.Esseghir, L.H.Khouni (2014)«Economic growth, energy consumption and sustainable development: The case of the Union for the Mediterranean countries» Energy xxx, 01-08.

¹⁰⁸ K.Saidi, M.B.Mbarek, M. Amamri (2015) «Causal Dynamics between Energy Consumption, ICT, FDI, and Economic Growth: Case Study of 13 MENA Countries » Springer Science+Business Media New York DOI 10.1007/s13132-015-0337-5.

¹⁰⁹ G.Abdoli, Y.G.Farahani, S.M, S.M, S.M. Dastan (2015) « Electricity consumption and economic growth in OPEC countries: a cointegrated panel analysis »OPEC Energy Review.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

[Ozturk et Al-Mulali, 2015]¹¹⁰ ont cherché la relation qui existe entre la consommation d'énergie (gaz naturel) et la croissance économique dans les pays CCG (Conseil de coopération du Golfe) pour la période (1980-2012), en incluant l'ouverture commerciale, la main-d'œuvre totale et la formation brute de capital fixe en tant que déterminants majeurs de la croissance du PIB pour ces pays. Dans un modèle multivarié, en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaire dynamique (DOLS), la méthode des moindres carrés entièrement modifié (FMOLS) et le test de causalité de granger pour ce panel. Les résultats ont révélé que la consommation de gaz naturel est cointégrée avec la croissance du PIB et l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre ces deux variables, ce qui confirme l'hypothèse de rétroaction.

[L.Arfaoui, 2016]¹¹¹ a examiné le lien de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour « l'Algérie, l'Égypte, l'Iran, l'Arabie Saoudite, la Jordanie, le Maroc, la Tunisie, les Emirats Arabes Unis » durant la période (1975-2011). Les résultats montrent qu'il y a la cointégration entre ces deux variables juste pour l'Algérie et l'Iran. En outre, l'existence d'une relation de causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique à la consommation d'énergie pour l'Algérie et dans le sens inverse en Égypte, Maroc et Iran. Les résultats globaux indiquent qu'il n'y a pas de relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans la plupart des pays de la région MENA.

[S.Adam et al, 2016]¹¹², ont examiné la relation de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour 16 pays de l'Afrique sub saharienne (SSA) pour la période (1971-2013). En utilisant un modèle vecteur autorégressif en panel (PVAR) pour la méthode des moments généralisés (GMM). Les résultats indiquent l'existence d'une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et la croissance économique et entre cette dernière et le prix d'énergie.

[Palakiyém Kpemoua, 2016]¹¹³ a analysé la relation de causalité entre la croissance économique et la consommation de l'électricité au Togo pour la période (1972-2013). Les résultats montrent qu'il existe une corrélation positive entre la croissance économique, le Stock de capital et la consommation d'énergie électrique avec un effet négatif en 1983 dû à la crise énergétique. Ces résultats montrent également qu'il n'existe pas de causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie électrique, en d'autres termes, cette consommation d'énergie ne représente qu'une infime composante de cette croissance économique. En [2017]¹¹⁴, il a analysé empiriquement la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique de ce pays pour la même période. En utilisant un modèle qui repose sur une fonction

¹¹⁰ Ilhan Ozturk et Usama Al-Mulali (2015) « Natural gas consumption and economic growth nexus: Panel data analysis for GCC countries » *Renewable and Sustainable Energy Reviews* Volume 51, 998-1003.

¹¹¹ Lamia ARFAOUI (2016) « Modelling Economic Growth and Energy Consumption in MENA Countries: Cointegration and Causality Analysis » *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*. Vol. 6, No. 4, 274-286

¹¹² S.Adams, E.Kwam, M.Klobodu, E.Evans, O.Opoku (2016) « Energy consumption, political regime and economic growth in sub-Saharan Africa » *Energy Policy* 9636–9644.

¹¹³ Palakiyem Kpemoua (2016) « Consommation d'énergie électrique et croissance économique au Togo » disponible en ligne <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/69113/>

¹¹⁴ Palakiyém Kpemoua (2017) « Analyse du lien entre la croissance économique et consommation d'énergie au Togo » disponible en ligne sur <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01452909>.

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

de production de type néoclassique. L'approche méthodologique utilisée s'appuie sur des techniques de cointégration de Johansen et Juselius, la causalité de Granger. Les résultats empiriques révèlent l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables. En outre, les résultats fournissent l'indication que la consommation d'énergie a un impact positif sur la croissance économique et les tests de causalité indiquent une causalité unidirectionnelle à court et à long terme au sens de Granger allant de la croissance économique vers la consommation d'énergie.

[Ferid Uzturk, 2017]¹¹⁵ a étudié la relation de causalité entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour 11 pays de la région MENA pour la période de (1971-2011), appliquant la causalité de Granger développée par Toda et Yamamoto (1995). Les résultats montrent l'existence de causalité unidirectionnelle de la consommation d'énergie vers la croissance économique en (Egypte, Iran, Liban, et Tunisie). Aussi un sens contraire en (Algérie, Maroc, et Arabie Saoudite) ; comme il existe une causalité bidirectionnelle à (Oman, et à Emirats Arabes Unies), et l'absence de causalité à (Malta et Bahreïn). Ces résultats montrent que la politique de conservation d'énergie peut être mise en œuvre en Algérie, Bahreïn, Maroc, Malta, et l'Arabie Saoudite. [F.Andriamanga, 2017]¹¹⁶ a trouvé une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie et le PIB sur le long et le court terme à Madagascar pour la période (1995-2015).

[Isah Wada, 2017]¹¹⁷ a examiné le lien entre la production d'énergie par habitant et la croissance économique en Arabie saoudite durant la période (1971-2013). En utilisant la causalité standard de Granger dans le contexte d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR) sans restriction, les résultats indiquent l'existence d'une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique à la production d'énergie. Elle a conclu que l'Arabie saoudite requiert une approche globale de la conservation de l'énergie mettant l'accent sur les sources d'énergie renouvelables. [J.Alam et al, 2017]¹¹⁸ ont analysé le lien de causalité entre la demande d'énergie et la croissance économique au Bangladesh pour la période (1980-2011). Les résultats indiquent l'existence d'une causalité unidirectionnelle va de la croissance économique à la demande de l'énergie.

[Fethi Amri, 2017]¹¹⁹ a examiné la relation qu'il y a entre les énergies renouvelable, non renouvelables et le PIB pour le cas de l'Algérie sur la période de (1980-2012). Il a utilisé la méthode ARDL et le test de causalité de Granger, les résultats indiquent l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie non renouvelable et le PIB à court et

¹¹⁵Feride Ozturk (2017) «Energy consumption–GDP causality in MENA countries». *Energy Sources, part B, Economic, Planning, and Policy* Vol 12, 231-236.

¹¹⁶Fidimanantsoa Andriamanga (2017) «Relationship between energy consumption and economic growth in Madagascar: Empirical Approach, 1995-2015» <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/82967/>

¹¹⁷Isah Wada (2017) «Energy production and economic growth in Saudi Arabia: Dynamic causality» *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, <http://dx.doi.org/10.1080/15567249.2016.1248872>.

¹¹⁸M.Jahangir Alam, Mumtaz A, I. A. Begum (2017) «Nexus between non-renewable energy demand and economic growth in Bangladesh: Application of Maximum Entropy Bootstrap approach» *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 72, 399–406.

¹¹⁹Fethi Amri (2017) «The relationship amongst energy consumption (renewable and non-renewable), and GDP in Algeria», *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76, 62-71. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.03.029>

Chapitre I: Revue de la littérature théorique et empirique du lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique

a long terme. Tandis qu'il a trouvé une causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie renouvelable au PIB juste à long terme. Il a recommandé que les décideurs algériens doivent accroître la part des énergies renouvelables tout en contrôlant celle des énergies non renouvelables.

[R. M. Kapila et al, 2018]¹²⁰, afin d'examiner le lien de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Chine sur la période (1980-2013). En utilisant le test de racine unitaire, la cointégration de Johansen avec le modèle de correction d'erreur Vectoriel (VECM), Le résultat a confirmé une relation causale bidirectionnelle à long terme entre consommation d'énergie et la croissance économique.

[H.Lekana, 2018]¹²¹ a examiné la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC (Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale : Cameroun, République centrafricaine, Congo, Gabon, Guinée Equatorial et Tchad) pour la période de (1990-2015). En utilisant trois modèles à correction d'erreur en donnée de panel (Mean group : MG, Pooled mean group : PMG et Dynamic fixed effect : DFE) et deux approches de causalités (Engel et Granger, Dumitrescu et Hurlin). Les résultats montrent que la consommation d'énergie influe positivement à long terme et négativement à court terme sur la croissance économique dans les pays de la CEMAC et qu'il n'y a pas de causalité entre la consommation d'énergie et la croissance économique pour ces pays.

La compréhension du rôle de l'énergie, dans la théorie traditionnelle de la croissance, n'est pas aussi claire. Sur le plan empirique, par contre ; nous remarquons que, le débat a évolué avec l'utilisation des techniques de séries temporelles pour étudier la cointégration des variables et la direction de la causalité.

Cependant, le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique reste une question récurrente autant qu'il n'existe pas un consensus quant à la nature de cette relation jusqu'à présent, la causalité peut fonctionner dans les deux sens. Cette diversité des résultats empiriques rendent nécessaire non seulement davantage de recherches mais également de nouvelles méthodes pour examiner le rapport entre la consommation d'énergie et la croissance économique. La mise en valeur de ces liens permettrait d'améliorer les impacts socio-économiques des politiques énergétiques ce qui devrait contribuer au développement.

¹²⁰R.M.Kapila.T.R, D. M. K. N. Seneviratna et Wei Long (2018) « The dynamic relationship between energy consumption and economic growth in China»Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy, disponible en ligne: <https://doi.org/10.1080/15567249.2015.1084402>.

¹²¹Lékana H. (2018) « Relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC ANNALES» de l'université MARIEN NGOUABI sciences économiques et de gestion, volume 18, num 02, 57-71.

Chapitre 02

Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

Aujourd'hui, après plus de trois décennies de mise en œuvre des mesures censées d'ajuster l'économie du pays, en la soumettant aux règles de la concurrence et de la rentabilité, la réalité des performances économiques algériennes demeure pratiquement la même, une situation économique directement liée aux variations des cours de l'énergie.

Ce chapitre sera partagé en trois sections. La première sera consacrée à la description de l'économie algérienne, la deuxième portera sur la croissance économique, et la dernière section sera dédiée pour le secteur énergétique de l'Algérie.

I. Caractéristique de l'économie algérienne

L'Algérie est un pays riche en ressources naturelles tel que le pétrole et le gaz, des biens vitaux de la société d'aujourd'hui. Le secteur de l'énergie en Algérie est un facteur déterminant de la situation économique du pays. En effet, l'économie algérienne tire ses ressources principalement des recettes de fiscalité pétrolière; plus de trois quarts (3/4) du budget de l'Etat, et des exportations en matière des hydrocarbures. Ce qui fait que l'état de santé et la structure de son économie sont tributaires aux prix mondiaux de l'énergie.

Dans cette section, nous allons étudier l'évolution politico-économique de l'Algérie depuis l'indépendance, l'évolution de la structure du PIB durant quelques périodes récentes (2003, 2007, 2011, 2015 et 2017) et enfin, l'évolution de la structure des exportations, pour illustrer l'importance de l'énergie dans l'économie algérienne.

1. Evolution de l'économie algérienne

Selon [Fatiha Talahite, 2010]¹, l'économie algérienne indépendante peut être découpée selon plusieurs périodes, pour montrer les différents modes de régulation de l'économie et les facteurs intervenants dans l'évolution et les ruptures de l'économie algérienne dont, et principalement les événements touchant aux hydrocarbures;

1.1 Industrialisation et expansion du secteur des hydrocarbures

Cette période allant de 1962 (indépendance) à 1985 est marquée principalement par la récupération des richesses nationales, dont la nationalisation du secteur des hydrocarbures (le 24 février 1971), cette accumulation de richesse par l'Etat algérien avait pour but de permettre la réalisation d'un projet de modernisation accéléré mais la gestion administrée et centralisée semble présenter un empêchement pour le développement. En effet, la stratégie algérienne pour le développement consistait à la création d'une industrie performante en favorisant l'industrie lourde (sidérurgie, métallurgie) qui permettrait l'édification d'un système national intégré, qui sera financé par les recettes générées par les hydrocarbures et qui sera gérées par l'Etat. Le secteur privé dans cette période est presque inexistant devant le secteur public qui contrôlait la majorité des activités économiques. Le secteur de l'agriculture aussi est marginalisé, faisant ainsi recours à l'importation des produits alimentaires, cette dépendance alimentaire n'a cessée depuis de s'approfondir. Les investissements effectués lors de cette période, ont amélioré les conditions socio-économiques du pays; scolarisations massives, le développement du système éducatif, l'urbanisation et l'augmentation des revenus qui a favorisé l'apparition d'une classe

¹ Fatiha TALAHITE. (2010), Thèse d'habilitation à diriger des recherches, «Réformes et transformations économiques en Algérie», Université Paris 13-Nord.

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

moyenne et la disparition du chômage, mais l'emploi massif dans l'administration et le secteur public pèse sur la productivité du travail.

1.2 Crise de [1985-1986] et lancement du processus de réformes

En 1985, et suite à la chute brutale des prix du pétrole et du dollar, les exportations de l'Algérie baissent de 55.5% en valeur entre 1984 et 1987, les importations diminuent également de 54%. Rapidement, l'économie est paralysée. Ainsi, le système économique mis en place semble peu résistant aux chocs externes auxquels il est exposé, du fait de sa dépendance du commerce extérieur (importations et exportations).

A la fin des années 80, l'Algérie engage un processus de réformes économiques que l'on désignera plus tard comme une transition à l'économie de marché, poussé par une accumulation de la dette extérieure et par un disfonctionnement général de l'économie. L'objectif étant de séparer l'économie de la politique et appuyer cette réforme basée sur la mise en valeur d'un ensemble d'atouts humains, matériels et financiers dont disposait l'économie algérienne et ne concevant l'apport extérieur que comme une aide.

1.3 Remise en cause de la réforme et programme d'ajustement structurel

- **Interruption de la réforme et "économie de guerre" (1992-1994)**

Les événements de janvier 1992 marquent l'arrêt de la dynamique qui portait la promesse de réformer en profondeur le système économique. La politique menée de [1992- 1994] commence par une remise en cause de la réforme. La loi sur la monnaie et le crédit est révisée (la Banque centrale notamment est remise sous tutelle du gouvernement), le code du commerce modifié et l'ensemble des textes sur l'autonomie de l'entreprise sont revus pour supprimer les fonds de participation et reconstituer les entreprises par branches homogènes comme dans les années 1970. Il est question d'inscrire dans la loi que les entreprises dites « stratégiques » ne seront jamais privatisées tandis que les autres ne pourront être détenues qu'à hauteur de 49% par le capital privé national ou étranger, afin que l'État y reste majoritaire. La décision de retourner à des taux de change multiples se heurte au refus du FMI.

- **Le programme d'ajustement structurel (1994-1998)**

En 1994, en situation de cessation de paiement, le gouvernement demande le rééchelonnement de sa dette extérieure et doit négocier un PAS avec le FMI et la Banque Mondiale (1994-1998). Les discussions se multiplient alors sur les questions du secteur public, sa restructuration et sa privatisation, sur le rôle de l'État en tant qu'acteur économique ainsi que sur la libéralisation du commerce extérieur. Mais le faible pouvoir de négociation l'amène à accepter des mesures standards d'ajustement structurel sans continuité avec le processus de réforme préalablement engagé. A partir de ce moment, la transition sera largement soumise aux exigences du PAS.

Les accords de rééchelonnement conclus avec les Clubs de Paris (1994) et de Londres (1995) apportent 20 à 22 milliards de dollars d'argent frais entre 1994 et 1998. En contrepartie, le gouvernement engage l'Algérie auprès de ses créanciers sur un plan d'ajustement structurel comprenant des mesures de stabilisation macro financière comme préalable à des réformes de structure.

1.4 Hausse des revenus des hydrocarbures et poursuite des réformes

Malgré la hausse continue du prix du pétrole dans les années 2000, les autorités, ont décidé à ne pas réitérer la malheureuse expérience des années [1985-1990], ont maintenu le cap d'une politique monétaire et budgétaire stricte. Par ailleurs, la priorité est mise sur la valorisation accélérée des ressources énergétiques. Le 20 mars 2005, une loi visant à attirer les entreprises étrangères les plus compétitives, libéralise le secteur des hydrocarbures, plaçant la Sonatrach en compétition directe avec les firmes multinationales. Cette loi sera cependant révisée en 2007, et l'entreprise nationale retrouvera certains de ses privilèges.

Un fond de régulation accueille les excédents de recettes pétrolières (sur la base d'un prix référence de 19 dollars le baril). Destiné à soustraire les finances publiques à la volatilité des cours, le gel de ces ressources se justifie de moins en moins dans le contexte de hausse soutenue et durable depuis 2004. Dès lors, face aux besoins immenses de la société et de l'économie, les pressions sont fortes pour que la contrainte soit relâchée et que le gouvernement engage de nouvelles dépenses.

Après un modeste programme triennal [2001-2004], un plan quinquennal de relance de l'économie [2005-2010] est annoncé. Encouragés par la situation financière florissante du pays (62 milliards de dollars de réserves de change fin mars 2006), le gouvernement profitait de la manne pétrolière pour poursuivre le remboursement par anticipation de la dette extérieure.

Selon la présentation de l'agence nationale de développement de l'investissement (ANDI) du programme de développement quinquennal [2010-2014]², le programme d'investissement public retenu pour cette période implique des engagements financiers de l'ordre de 21 214 Milliards D.A (l'équivalent de 286 Milliards de dollars) et concerne deux volets; le parachèvement des grands projets déjà entamés, notamment dans les secteurs du rail, des routes et de l'eau, pour un montant de 9 700 Milliard de D.A (équivalent de 130 Milliards de dollars) et 156 Milliards de dollars pour les nouveaux projets dont: 40% pour le développement humain (éducation, santé, logements) et 60% pour les infrastructures de base et le secteur public (route, transport, environnement, développement agricole et rural, promotion de la PME...). Ce plan vise la réalisation de six objectifs principaux à savoir; l'amélioration du développement humain, la poursuite du développement des infrastructures, l'amélioration des services publics, le développement de l'industrie, l'encouragement à la création d'emploi et le développement économique.

Pour le programme quinquennal [2015-2019]³, ses principes et objectifs ne sont pas de grande différence par rapport au programme [2010-2014]. En effet, ce plan de développement vise à;

- Atteindre 7% de croissance en moyenne durant la période [2015-2019];
- Réduire le chômage de 9.8% fin 2014, jusqu'à 8% à la fin du programme;
- Améliorer la qualité de vie des citoyens et stimuler le développement socio-économique;
- Moderniser le système de financement bancaire d'une façon à ce qu'il devient capable de drainer des ressources sur les marchés et les mobiliser au service de l'économie nationale;
- Améliorer le climat d'affaires, notamment dans le secteur financier et le secteur fiscal, afin d'attirer les investissements directs étrangers;
- Mise en œuvre d'un programme visant le développement du sud algérien.

² Agence National de Développement de l'Investissement (ANDI), (2010), «Programme quinquennal des investissements publics 2010-2014» disponible sur, http://www.russia-algeria.ru/gov/plan_quinquenal_2010_fr.pdf (consulté le 20/06/2019).

³ SAHNOUNE Okba.(2017), Communication, « La structure économique de l'Algérie au cours de la dernière décennie», Université Emir Abdelkader des sciences islamiques.

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

2. Evolution de la Structure du PIB en Algérie

Depuis son indépendance, L'Algérie a pas mal investi pour rentabiliser et augmenter les revenus de tous les secteurs d'activité constituer essentiellement de l'agriculture, hydrocarbures, industrie, et les services, dans le but de construire une économie solide, diversifiée et surtout, indépendante des fluctuations des prix du pétrole. Pourtant, le résultat est le même. Le tableau suivant nous indique l'évolution de la contribution de chaque secteur dans la constitution du PIB total sur quelques périodes;

Tableau N° 1: L'évolution des valeurs ajoutées par secteur pour les années;(2003, 2007, 2011, 2015 et 2017)

Unité: *Milliards D.A*

Valeurs ajoutées des secteurs	2003	2007	2011	2015	2017	Part (%)
Agriculture	490.7	722	1198.9	1936.4	2302.5	9.83
Hydrocarbures	1878.4	4137	5418.7	3134.3	3849.2	31.43%
Industries hors hydrocarbures	340.6	443	632.3	900.9	1106.7	5.38
Bâtiments et travaux publics	455.8	812	1324	1908.1	2188.5	9.91
Services(marchand+non-marchand)	1683.9	2663	4985.2	7403.6	8551.3	36.92
Droits et taxes	312.2	548	859.5	1308.7	1326.4	6.53
Le PIB	5161.5	9325	14418.6	16591.9	19324.6	100%
PIB hors-hydrocarbures	3283.1	5187	8999.9	13457.6	15475.4	68.57%

Source: *établit à base des données du ministère des finances.*

Le produit intérieur brut (PIB) de l'Algérie est largement dominé par la valeur ajoutée des hydrocarbures durant toutes les périodes. En effet, la valeur ajoutée des hydrocarbures représente 36.39% en 2003 du PIB total, 44.36% en 2007, 37.58% pour 2011, 18.9% seulement en 2015, et 19.92% en 2017, pour donner ainsi un taux de participation moyen durant ses 5 périodes de 31.43%. Cette baisse de la valeur ajoutée des hydrocarbures durant ces deux dernières périodes (2015 et 2017) est dû essentiellement à la chute brutale du prix du baril de pétrole brut qui avait atteint 52.81 US Dollars en 2015 et 50.83 US Dollars en 2017 après avoir été de 112.9 US Dollars en 2011.

3. Evolution de la Structure des exportations en Algérie

L'Algérie jouit d'un potentiel économique énorme, pourtant, sa dépendance aux revenus des hydrocarbures se renforce d'avantage au fil du temps. Le tableau ci-dessous représente la structure des exportations de l'Algérie de 2009 à 2017 pour montrer la participation de chacun des produits exportés dans les revenus globales des exportations;

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

Tableau N° 2: Evolution de la structure des exportations en Algérie (2009-2017)

Unité: Millions US Dollars

Désignation	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Part (%)
Alimentation	113	315	355	315	402	323	235	327	348	1.13
Energie et lubrifiants	44 128	55 527	71 427	69 804	62 960	60 304	32 699	28 221	32 864	93.84
Produits bruts	170	94	161	168	109	109	106	84	73	0.29
Demi-produits	692	1056	1496	1527	1458	2121	1597	1321	1384	4.5
Biens d'équipements agricoles	-	1	-	1	-	2	1	-	0.26	-
Biens d'équipements industriels	42	30	35	32	28	16	19	54	74	0.18
Biens de consommation non-alimentaire	49	30	15	19	17	11	11	19	20	0.06
Total Exportations	45 194	57 053	73 489	71 866	64 974	62 886	34 668	30 026	34 763	100

Source: Site officiel ANDI.dz (2017)

En une simple observation de l'évolution des valeurs du tableau (les chiffres en gras représentent la part de la valeur ajoutée des exportations en "énergie et lubrifiants" dans le volume des exportations totales), nous pouvons déduire que le volume des exportations totales est quasiment dépendant des exportations en produits "énergie et lubrifiants". En effet, durant ces 9 années, une moyenne de 93.84% du volume des exportations totales est générée seulement par les exportations en "énergie et lubrifiants", en 2009 la valeur des exportations en "énergies et lubrifiants" était de 44 128 Millions US Dollars, pour atteindre 71 427 Millions US Dollars en 2011, soit disant une variations de +61.86%, accompagnée par une augmentation de 28 295 Millions US Dollars de 2009 à 2011, soit disant une augmentation de +62.6 % du volume des exportations totales entre ses 2 années. Durant 2015 à 2017, on voit que les recettes dégagées par l'exportation des produits "énergies et lubrifiants" ont baissé de presque la moitié par rapport à l'année 2014. Ceci est expliqué essentiellement par la chute des prix du pétrole, cette baisse a été accompagnée par une baisse aussi au niveau des recettes des exportations totales avec presque les mêmes propensions (-44.88% en 2015, de -52.25% en 2016 et avec -44.73% en 2017) par rapport à 2014.

En conclusion, Après plus de 60 ans de son indépendance, l'Algérie est toujours dépendante de la rente pétrolière pour ses entrées en devise, et du marché international, pour ses approvisionnements. En effet, ni les promesses de développement accélérées et autocentrées des années 1970, ni les différentes initiatives de réformes initiées et mises en œuvre depuis 1980 n'ont réussi à rompre ce lien entre l'économie et la rente pétrolière.

II. La croissance économique en Algérie

Les réflexions sur la croissance économique sont commencées dans l'économie politique classique d'Adam Smith et de David Ricardo durant le 17^{ème} siècle. Mais la croissance est devenue un thème central au milieu du 20^{ème} siècle avec l'apparition de la théorie néoclassique de Solow. Depuis, de nombreux économistes se sont intéressés au processus de la croissance et ont formulé des théories et des modèles afin de trouver les facteurs essentiels qui permettent d'améliorer la croissance économique et par conséquent élever le niveau de vie des nations.

Dans cette section, nous allons essayer d'apporter des éclaircissements sur la croissance économique, son évolution et ses déterminants en Algérie.

1. Quelques définitions de la croissance économique

Adam Smith [1776] et David Ricardo [1819] présentent tous les deux la croissance économique comme résultat de l'accumulation du capital c'est à dire, de la quantité des instruments («*moyens de production produits*», selon Smith) à la disposition des travailleurs. L'augmentation de la richesse par tête provient du capital par tête⁴.

François Perroux, «*La croissance économique est l'augmentation soutenue durant plusieurs périodes longues d'un indicateur de dimension, pour une nation, le produit global brut ou net, en termes réels*»⁵.

Selon Simon Kuznets, «*La croissance économique est essentiellement un phénomène quantitatif. A cet effet, on peut définir la croissance économique d'une nation comme un accroissement durable de la population et du produit par tête*»⁶.

Pour Schumpeter «*La croissance économique est un processus de destruction créatrice qui révolutionne incessamment de l'intérieur la structure économique en détruisant continuellement des éléments vieillissants et en créant continuellement des éléments neufs*»⁷.

On partant de ses visions, nous pouvons déduire que, la croissance économique est l'augmentation des biens et services produit par une économie généralement une nation, sur une longue période du temps.

Dans le but du suivi, de l'évaluation et la quantification de la croissance économique, nous faisons souvent appel à plusieurs indicateurs dont; le Produit Intérieur Brut (PIB)⁸ qui est l'indicateur qu'on utilise généralement pour mesurer la somme des richesses créées pendant une période, en général une année, dans un pays. Il est défini comme étant la somme des valeurs ajoutées réalisées à l'intérieur d'un pays par l'ensemble des branches d'activités pour une période donnée, indépendamment de la nationalité des entreprises qui s'y trouve. Il permet de suivre et apprécier l'efficacité des politiques

⁴Bob Kambale Kighoma, (2009), «Stratégie de croissance économique et environnement de l'investissement au Nord Kivu-RDC, période post conflit» mémoire de licence, institut supérieur d'informatique et de gestion, disponible sur <https://www.memoireonline.com/> , consulté le 15/01/2019

⁵ IDEM

⁶ Marc Nouschi et Régis Bénichi (1998),« La croissance aux XIX^{ème} et XX^{ème} siècle» Histoire économique contemporaine. 2^{ème} édition, P. 44.

⁷ IDEM

⁸ https://www.oecd-ilibrary.org/economics/gdp-and-spending/indicator-group/french_b20e9769-fr , consulté le (14/01/2019)

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

économiques menées et permis d'établir des comparaisons avec d'autres pays. Le Produit Intérieur Brut par habitant (PIB/H)⁹ qui représente le PIB d'un pays divisé par son nombre d'habitants. Très appréciés des économistes, il donne un indicateur complémentaire du niveau de développement d'un pays. Le taux de croissance¹⁰, qui est un indicateur qui permet de mesurer l'évolution d'une grandeur (chiffre d'affaire, PIB, volume d'affaire...) d'une période à une autre (d'une année à une autre, d'un mois à un autre). Le taux de croissance est le plus souvent exprimé en pourcentage.

2. La croissance économique en Algérie

Selon [A.T.Yemna, 2014]¹¹, La croissance économique enregistrée par l'Algérie peut être classée en 3 périodes;

Une période de récession¹² [1990-1995], est caractérisée par des taux de croissance négatifs du PIB par habitant. Au début des années 90, l'investissement public a été considérablement réduit à un peu plus de 6,2% en 1991. Cela n'a pas empêché une envolée des déficits budgétaires, qui ont atteint un niveau de -8,3 % du PIB en 1993. Entre 1986 et 1994, l'Algérie affiche un taux de croissance annuel un peu supérieur à zéro (0,2 %). Ceci s'est traduit par des taux de croissance par habitant négatifs et une aggravation de la pauvreté. Les taux de croissance médiocres étaient dus à des sources d'influences externes défavorables.

La période de la relance de la croissance¹³ [1996-2000], la croissance de l'économie algérienne est restée au-dessous de son potentiel, mais avec une moyenne annuelle de 3,3%. Les progrès de l'économie resteront suspendus à l'évolution de la situation politique et sociale : celle-ci demeure marquée par une forte instabilité de l'environnement politique et des problèmes de sécurité qui contribuèrent à détériorer le niveau de vie de la population, à freiner l'initiative privée et la mise en œuvre des réformes économiques. Entre 1994 et 2000, la performance macroéconomique s'est améliorée. La dette extérieure a diminué de 80% du PIB en 1995 à 46% du PIB en 2000. L'inflation est tombée de 29 à 0,3%. Le déficit budgétaire est passé de -4,4 % du PIB à un excédent de 7,8%. En revanche, le solde budgétaire hors hydrocarbures s'est détérioré, passant de 26 % du PIB hors hydrocarbures à -33 % du PIB hors hydrocarbures. L'écart entre les taux de change du marché parallèle et ceux du marché officiel s'est réduit d'environ 100%, et la croissance s'est située à un taux de 3,2% .

Cependant, la fermeture de plus de 900 entreprises publiques a réduit de 320 000 (environ 40 %) les effectifs du secteur public, entraînant un coût social important. Le chômage s'est aggravé, avec un taux passant de 24% en 1994 à 30% en 2000. Et la masse salariale a baissé de la moitié entre 1989 et 2000.

La stabilité économique a été laborieuse, au prix de lourds sacrifices, et s'est accompagnée d'un coût social élevé. La croissance est restée anémique et le chômage s'est accentué. Dans le contexte d'urgence qui prévalait en 2001, les pressions sociales et politiques ont conduit à la mise en place du premier programme d'investissement public.

⁹ <https://www.linternaute.fr/dictionnaire/fr/definition/pib-par-habitant/> , consulté le (14/01/2019)

¹⁰ <https://www.journaldunet.fr/business/dictionnaire-economique-et-financier/1199057-taux-de-croissance-definition-calcul-traduction/> , consulté le 15/01/2019

¹¹ Achour Tani Yamna.(2013-2014), Thèse de doctorat en sciences, «L'Analyse de la croissance économique en Algérie» Université de Tlemcen.

¹² IDEM

¹³ IDEM

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

Une période d'accélération de la croissance¹⁴, Le pays a atteint en 2002 un nouveau pallié de croissance qui, en restant lié aux performances du secteur des hydrocarbures, résulte des efforts de réforme déployés par le gouvernement. Des réformes ont été introduites dans des domaines variés comme la concurrence, la libéralisation du commerce extérieur et des paiements, la fiscalité, le secteur financier, la gestion des entreprises publiques ou la privatisation. Même si elles demeurent insuffisantes en termes de rythme et de niveau d'avancement, elles illustrent la volonté des autorités d'améliorer l'environnement des affaires et la réactivité du secteur privé. Pendant la période [2001-2005], l'économie a pris son envol. Les taux de croissance se situaient en moyenne à 5%. Les taux d'inflation moyens sont restés en dessous de 3%. La manne pétrolière a aidé d'autres secteurs à atteindre des taux de croissance élevés. Le PIB par habitant était au-dessus de 3%, ce qui aurait dû contribuer à réduire les taux de pauvreté.

Suite au relèvement des prix du pétrole, les autorités ont lancé en 2001 un programme de relance économique suivi, en 2004, d'un programme de raffermissement de la croissance grâce auxquels le taux de croissance s'est encore redressé. À partir de 2002, la croissance du PIB hors hydrocarbures réel s'est accélérée pour atteindre un taux moyen annuel de 5,5%. S'agissant de l'offre, la croissance a été particulièrement forte dans les secteurs de l'agriculture, de la construction, des travaux publics et des services non gouvernementaux. Côté demande, la croissance du PIB hors hydrocarbures a été stimulée par l'absorption intérieure, les exportations de produits hors hydrocarbures représentant moins de 2% du PIB hors hydrocarbures.

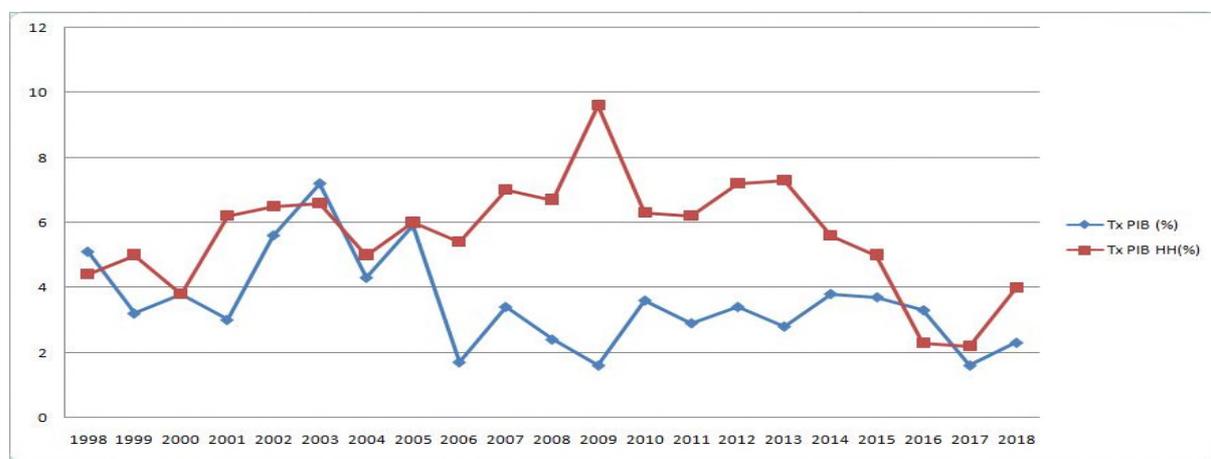
3. Evolution des taux de croissance du PIB et du PIB hors hydrocarbures en Algérie [1998-2018]

Le taux de croissance du Produit intérieur brut est composé, des valeurs ajoutées de tous les secteurs d'activités, y compris le secteur des hydrocarbures. Le taux de croissance du PIB hors hydrocarbures désigne les valeurs ajoutées des secteurs d'activités sauf celle du secteur des hydrocarbures. La croissance n'a jamais connue une stabilité que ça soit à la hausse ou à la baisse durant cette période, elle varie pratiquement d'une année à l'autre, la figure ci-dessous montre la volatilité du taux de croissance du PIB et du PIB hors hydrocarbures durant la période [1998-2018].

¹⁴ Achour Tani Yamna. (2013-2014), *op.cit.* page 40.

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

Figure N° 1: Variations des Taux de croissance du PIB et du PIB hors hydrocarbures en Algérie [1998-2018].



Source: établi à partir des données de la DGPP.

Durant la période [1998-2001], les taux de croissance du PIB et du PIB hors hydrocarbures, évoluent dans des sens complètement différents, ce qui fait que la croissance du PIB ne provient pas de la croissance du PIB hors hydrocarbures et le facteur qui joue vraiment un rôle important, c'est la production et les ventes en terme des hydrocarbures, le PIB a passé de 5.1 % en 1998, à 3.2% en 1999, une baisse de 1.9%, ensuite il augment de 0.6% pour atteindre un taux de croissance de 3.8% en 2000, puis baisse à 3% en 2001. Tandis que le PIB hors hydrocarbures à passé de 4.4% en 1998, vers 5% en 1999, une augmentation de 0.6%, puis il décroît à 3.8% en 2000, une baisse de 1.2 % par rapport à 1999, il progresse à 6.2% en 2001.

Sur la période [2001-2008], le PIB suit les mêmes variations que le PIB hors hydrocarbures. En effet, le taux de croissance du PIB a passé de 3% en 2001 à 5.6% en 2002, le PIB hors hydrocarbures a progresser de 6.2 en 2001 à 6.5 en 2002. En 2004, le taux de croissance du PIB a baisse jusqu'à 4.3% après avoir été à 7.2% en 2003, pareil pour le PIB hors hydrocarbures qui a atteint un taux de croissance de 6.6% en 2003, qui baisse ensuite à 5% en 2004. De [2007-2008], le taux de croissance du PIB a baissé de 1% (3.4% en 2007, 2.4% en 2008), le PIB hors hydrocarbures avais aussi connu une baisse de 0.3% dans cette période.

Le taux de croissance du PIB a passé de 3.6% en 2010 à 2.9% en 2011, 3.4% en 2012 et 2.8% en 2013 tournant autour d'une moyenne de 3.2% pour cette période. Pour le PIB hors hydrocarbures, en 2010, le taux de croissance été de 6.3%, puis baisse légèrement en 2011 à 6.2%, il s'accroît encore en 2012 et 2013 aux taux de 7.2% et 7.13%.

Pour 2014, 2015 et 2016, les taux de croissance du PIB relatif été respectivement de, 3.8%, 3.7% et 3.3 %, une baisse progressive malgré les chutes brutales des prix du pétrole. Par contre, la croissance hors hydrocarbure a baisser avec des propension plus importante, elle était d 7.3% en 2013, atteignant un taux de 5.6% en 2015, 5% en 2015 et 2.3% en 2016. En 2017, la croissance du PIB été très faible, le taux été de 1.6 % une diminution de la moitié par rapport à 2016, le taux de croissance du PIB hors hydrocarbures été de 2.2%. Pour 2018, le PIB total a connu une croissance annuelle de 2.3%, une augmentation de +0.7% par rapport à 2017, tirée par une croissance des secteurs hors hydrocarbures qui ont réalisé un taux de croissance de 4%, une variation très importante de +1.8% par rapport à 2017.

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

4. Evolution des principaux indicateurs macroéconomiques de la croissance en Algérie [1970-2018]

Pour mieux apprécier l'évolution de la situation économique du pays, nous avons choisi les principales périodes qu'avais vécu l'économie algérienne durant la période [1970-2018], et nous avons choisi les indicateurs principaux de la croissance économiques tels que; le taux de croissance du produit intérieur brut nommé, Tx PIB (%), taux de croissance du produit intérieur brut par habitant nommé, Tx PIB/H (%), le taux d'inflation (Taux d'INF (%)), le taux de change (Taux de CHA (%)), les recettes des exportations nommées, Exportation, et l'investissement représenté par la Formation Brute de Capital Fixe (FBCF) sont en unité de Milliard de Dollars constant (\$ US Constant de 2010), on a aussi les dépenses publiques (Dépenses pub), comme c'est illustré dans le tableau suivant. Les valeurs du tableau sont des moyennes calculées pour chaque période.

Tableau N° 3: Evolution des principaux indicateurs macroéconomique (moyenne/période) en Algérie de [1970-2018]

	(1970-1985)	(1986-1991)	(1992-1994)	(1995-1999)	(2000-2013)	(2014-2018)
Tx PIB (%)	6.02	0.45	-0.4	3.46	3.68	2.94
Tx PIB/H (%)	2.97	-2.23	-2.55	1.77	2.06	1.2
Taux d'INF (%)	8.59	12.93	27.09	12.36	3.77	4.78
Taux de CH USD-DZD	4.38	8.51	26.77	57.1	74.20	103.62
Exportations (M^d US \$)	30.72	41.34	44.63	51.69	64.10	57
FBCF (M^d US \$)	24.30	27.14	22.81	24.54	45.53	80.44
Dépenses Pub (\$ U.S constant 2010)	5,9017E+10	7,3087E+10	6,7955E+10	7,0969E+10	1,2347E+11	1,9248E+11

Source: établi à partir des données d la Banque Mondiale pour l'Algérie.

Le taux de croissance du PIB a connu une hausse considérable lors de la première période (1970-1985), avec un taux de croissance moyen de 6.02% pour cette période, cette hausse est le fruit de l'effort des autorités publiques pour le développement de l'économie du pays et provient aussi de la hausse des prix du pétrole. Deuxième période (1986-1991), un taux de croissance très faible (0.45%) et un grand recul par rapport à la première période, dû aux chutes brutales des cours des prix de pétrole et aux guerres civiles qu'a connu le pays à la fin de cette période. (1992-1994), le taux de croissance le plus faible que l'Algérie réalisa depuis son indépendance, causé aussi par un recul des cours des prix du pétrole, l'instabilité politique, guerres civiles,... une situation critique. Durant la période [1995-1999], l'économie algérienne reprend ses cours vers le développement. En effet, le taux de croissance moyen réalisé est 3.46%, modeste mais très rassurant par rapport à ceux réalisé dans les deux périodes précédentes. De 2000 à 2013, le pays maintient pratiquement le même taux de croissance de la période d'avant, 3.68% grâce au réconfort procuré par l'augmentation de la production des hydrocarbures, et à la

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

hausse des prix du pétrole. Pour la dernière période (2014-2018), le taux de croissance se recule encore une autre fois à cause de la chute des prix du pétrole, mais tout de même, le pays a réalisé un taux de croissance plutôt modeste provenant en grande partie des secteurs hors hydrocarbure qui continue à progresser lentement.

Le taux de croissance du PIB par habitant a connu une croissance moyenne durant la première période de 2.97%, un taux de croissance plutôt élevé reflétant les efforts entrepris vers le développement de la situation socio-économique du pays. Pour la deuxième et la troisième période, les taux de croissance du PIB par habitant sont de -2.23% et -2.55% respectivement, dû aux perturbations, l'instabilité politique et dégradation des conditions socio-économiques du pays. De 2000 à 2013, le taux de croissance du PIB par habitant de la période était de 2.06% généré principalement par la hausse des prix du pétrole. Pour la dernière période (2014-2018), le taux de croissance moyen du PIB par habitant connaissait une diminution encore une autre fois, mais avec des propensions moins graves que celles connues dans les périodes précédentes, causé aussi par une baisse des recettes générées par l'exportation des hydrocarbures.

Le taux d'inflation moyen dans la première période été de 8.59%, un taux relativement élevé. Durant la deuxième période, le taux d'inflation moyen augmente pour atteindre 12.93% soit disant une variation de +4, 34% par rapport à la première période, il atteint 27.09% durant la troisième période, un taux d'inflation énorme reflétant ainsi l'effondrement de l'économie nationale durant ces deux périodes et la dégradation que connaisse le pays. De 1995 à 1999, le taux d'inflation baisse et tourne autour de 12.36%, élevé mais plutôt amélioré par rapport à la période précédente. Pour les deux dernières périodes, la situation s'améliore, l'économie nationale enregistre des taux d'inflations relativement faibles qui sont de; 3.77% et 4.78% respectivement, et ce sont les plus faibles taux d'inflation que l'économie algérienne réalisera au cours d'une période.

Le taux de change moyen du Dollars américain contre le Dinard algérien pour la première période (1970-1985) été de 4.38. Avec la chute des prix du pétrole de 1986, le taux de change du Dinard algérien contre le Dollar américain atteint une moyenne de 8.51. Depuis, le taux de change n'a cessé de grimper, de 1994 à 2018 il passe de 26.77 (1992-1994) à 57.1(1995-1999), à 74.20 (2000-2013) pour aboutir à un taux de change moyen pour la dernière période (2014-2018) de 103.62, reflétant ainsi l'état de santé du Dinard algérien contre le Dollar et la place de l'économie algérienne dans l'économie mondiale, un pays mono-exportateur et dépendant des importations pour la quasi-totalité de ses besoins dans tous les secteurs.

Les exportations en Algérie se constituent principalement par les exportations en hydrocarbures, ce qui fait que le montant des recettes générées par les exportations est directement lié aux cours des prix du pétrole. Depuis 1970 jusqu'à 2013, les recettes des exportation n'ont pas cessé d'augmenter, d'une moyenne de 30.72 milliards de dollars constant durant 1970 à 1985, à 41.34 milliards pour la deuxième période, 44.63, 51.69 et 64.10 milliards pour 3ème, 4ème et 5ème période respectivement. Pour la dernière période, la moyenne des recettes des exportations tourne autour de 57 milliards de dollar, une baisse de 7 M^d \$ par rapport à la période qui l'a précède, causée par la baisse de la production en hydrocarbures.

La formation brute de capital fixe représente 24.30 Milliards de dollars en moyenne sur la période allant de 1970 à 1985, 27.14 M^{ds} durant 1986 et 1991, une variation de +3 M^{ds} entre ses deux périodes. L'investissement baisse lors de la 3ème période (1992-1994) est atteint une moyenne de 22.81 M^{ds} \$ durant la période. La formation brute de capital fixe augmente encore durant 1995 à 1999 à 24.54 M^{ds} \$. De 2000 à 2013, la formation brute d capital fixe augmente largement par rapport aux autres périodes,

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

elle été de 45.53 M^{ds} \$ en moyenne sur cette période, soit presque le double par rapport à la période précédente. Elle se multiplie pratiquement aussi par 2 lors de la dernière période (2014-2018) pour atteindre une moyenne de 80.44 M^{ds} \$ sur cette période.

Les dépenses publique en Algérie n'ont pas cessé d'évoluer depuis son indépendance, elles étaient autour d'une moyenne de 5.90 Milliards de dollars entre 1970 et 1985, une moyenne de 7.31 M^{ds} \$ de 1986 à 1991. Une légère baisse lors de la troisième période (1992-1994) malgré l'état critique de l'économie algérienne, elle reste modeste. Elles augmentent ensuite lors de la période suivante (1995-1999) pour frôler 7.09 M^{ds} \$. De 2000 à 2018 elles atteints ses seuils maximales, 12 M^{ds} entre 2000 et 2013, une moyenne de 19 M^{ds} \$ entre 2014 et 2018.

Dans cette section, nous avons essayé de suivre l'évolution du PIB en Algérie et d'apprécier le poids des hydrocarbures sur le développement économique du pays, et suivre aussi l'évolution de certains indicateurs principaux, nous constatons que l'économie algérienne suit pratiquement les mêmes fluctuations que les cours des prix du pétroles, et malgré le potentiel qu'elle détient et les efforts entrepris dans le sens du développement en terme de dépense de d'investissement, elle garde pratiquement les même caractéristiques que celles d'après l'indépendance.

III. Le secteur de l'énergie en Algérie

L'énergie constitue un facteur très important dans le processus de développement de toute nation, elle est devenue une nécessité majeure pour toutes activités des agents économiques et ce même pour leurs besoins quotidiens.

Dès son indépendance, en 1962, l'Algérie avait opté pour le développement du secteur de l'énergie, dans le cadre d'une politique nationale visant le développement des infrastructures électriques et gazières. Cette politique prévoit l'accès de la population à l'électricité et au gaz naturel comme une priorité absolue pour l'amélioration de la qualité de vie du citoyen et de la situation économique du pays.

Dans cette section, nous allons aborder tous d'abords les concepts fondamentaux de l'énergie tels que, les définitions, les sources et les formes de l'énergie. Puis, de la situation énergétique du pays et enfin, de la consommation d'électricité.

1. Les concepts de base de l'énergie

Plusieurs définitions ont été attribuée au phénomène énergétique dont;

«L'énergie est une des grandeurs physiques. Elle se mesure en Joule, en Kilowattheures et encore dans d'autres unités.

L'énergie a la capacité à produire des actions comme fournir de la chaleur, de la lumière, ou mettre en mouvement un objet (quand on pousse un objet par exemple). Lorsque c'est une mise en mouvement et en physique, on l'appelle un travail. Ce mot provient de Grec energia, qui signifie «force en action». Dans le cas d'une voiture, la source d'énergie est la combustion de l'essence»¹⁵

¹⁵ <https://fr.wikidial.org/wiki/%C3%89nergie> , consulté le (14/02/2019)

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

« S'il n'est pas vraiment possible de voir l'énergie, ses effets sont là, tout autour de nous. Tout ce qui existe a besoin d'énergie pour fonctionner. Le Soleil qui fait pousser les plantes, le vent qui pousse le voilier, le bois qui brûle dans la cheminée, le barrage qui produit de l'électricité. Les actions, les mouvements, la chaleur et l'électricité... tout cela, c'est de l'énergie ! Sans l'énergie, la Terre serait froide, sombre et sans vie.»¹⁶

L'énergie provient de plusieurs sources, que l'on peut regrouper principalement dans deux catégories, les sources d'énergies renouvelables et les sources d'énergies non-renouvelables;

Les sources d'énergies renouvelables¹⁷ qui provient de ressources que la nature renouvelle, et on distingue;

- **L'eau:** l'énergie hydraulique provient de l'exploitation de l'eau sous toutes ses formes; Chutes, cours d'eau, marée.
- **La biomasse:** elle comprend les produits solides, bois et dérivées, les biogaz et les biocarburants issus de la transformation de végétaux ou de déchets animaux.
- **La géothermie:** elle exploite la température du sous-sol.
- **Le vent:** l'énergie éolienne utilise la force du vent.
- **Le soleil:** produit de la chaleur ou de l'électricité à partir du rayonnement solaire.

Les sources d'énergies non renouvelables¹⁸ qui sont disponibles en quantités limitées, on distingue;

- **L'énergie nucléaire:** la fission des atomes d'uranium dégage de la chaleur qui produit de la vapeur. Celle-ci est utilisée pour entraîner une turbine reliée à un alternateur qui produit de l'électricité. L'uranium est obtenu à partir de minerai, disponible en quantités finies, transformé pour être exploitable.
- **Les énergies Fossiles:** la chaleur nécessaire pour produire de la vapeur est obtenue par combustion de produits fossiles tels que le pétrole, le gaz ou le charbon. On appelle des produits fossiles des combustibles en quantités finies disponibles dans le sous-sol, qui résultent de la décomposition de la matière organique.

L'énergie figure sous plusieurs formes, on distingue principalement les formes suivantes:

L'énergie mécanique, associée aux objets, est la somme de deux autres énergies : l'énergie cinétique et l'énergie potentielle; l'énergie cinétique qui est l'énergie des objets en mouvement; plus la vitesse d'un objet est grande, plus son énergie cinétique est importante. L'énergie des cours d'eau (énergie hydraulique) et celle du vent (énergie éolienne) sont des énergies cinétiques. Elles peuvent être transformées en énergie mécanique (moulin à eau, moulin à vent, pompe reliée à une éolienne) ou en électricité, si elles entraînent un générateur. L'énergie potentielle qui est l'énergie stockée dans les objets immobiles. Elle dépend de la position de ces derniers. Comme son nom l'indique, elle existe potentiellement, c'est-à-dire qu'elle ne se manifeste que lorsqu'elle est convertie en énergie cinétique. Par exemple, une balle acquiert, quand on la soulève, une énergie potentielle dite de pesanteur, qui ne devient apparente que lorsqu'on la laisse tomber¹⁹.

¹⁶ <http://www.explorateurs-energie.com/index.php/l-energie/qu-est-ce-que-l-energie> , consulté le (14/02/2019)

¹⁷ <http://la-tour-solaire.e-monsite.com/pages/les-energies-renouvelables-1.html> , consulté le (16/02/2019)

¹⁸ <http://la-tour-solaire.e-monsite.com/pages/les-energies-renouvelables-1.html> , consulté le (16/02/2019)

¹⁹ <https://www.planete-energies.com/fr/medias/decryptages/l-energie-les-differentes-formes-d-energie> , consulté le (23/02/2019)

L'énergie thermique, il s'agit tout simplement de la chaleur. Celle-ci est causée par l'agitation, au sein de la matière, des molécules et des atomes. L'énergie thermique représente donc l'énergie cinétique d'un ensemble au repos. Dans une machine à vapeur, elle est transformée en énergie mécanique ; dans une centrale thermique, elle est convertie en électricité. Le sous-sol renferme de l'énergie thermique (géothermie), qui est utilisée soit pour produire du chauffage, soit pour générer de l'électricité²⁰.

L'énergie chimique qui est, l'énergie associée aux liaisons entre les atomes constituant les molécules. Certaines réactions chimiques sont capables de briser ces liaisons, ce qui libère leur énergie (de telles réactions sont dites exothermiques). Lors de la combustion, qui est l'une de ces réactions, le pétrole, le gaz, le charbon ou encore la biomasse convertissent leurs énergie chimique en chaleur et souvent en lumière. Dans les piles, les réactions électrochimiques qui ont lieu produisent de l'électricité²¹.

L'énergie électrique qui représente de l'énergie transférée d'un système à un autre (ou stockée dans le cas de l'énergie électrostatique) grâce à l'électricité, c'est-à-dire par un mouvement de charges électriques. Elle n'est donc pas une énergie en soi, mais un vecteur d'énergie. Le terme est toutefois communément utilisé par commodité de langage. Les systèmes pouvant fournir ces transferts électriques sont par exemple les alternateurs ou les piles. Les systèmes receveurs de ces transferts sont par exemple les résistances, les lampes ou les moteurs électriques²².

2. La situation énergétique en Algérie

L'Algérie est un pays qui occupe une position relativement enviable d'un point de vue énergétique, grâce aux réserves en hydrocarbures qu'il détient, ainsi que le niveau actuel de la consommation pour répondre à ces propres besoins, le pays se permet un moment de sérénité. Après la Lybie et le Nigeria, l'Algérie arrive à la troisième place des plus grands réserves du pétrole en Afrique avec des réserves estimées à 12.3 milliards de barils. Pour ce qui est du Gaz naturel, l'Algérie possède des réserves estimées à 161.7 trillions pied cubes (TCF), ce qu'il lui permet de classer le huitième au niveau mondial. Les hydrocarbures contribuent fortement dans le développement économique du pays, puisque la totalité des recettes d'exportations proviennent presque des celles des hydrocarbures, et ce même pour les recettes fiscales qui proviennent quasiment de la fiscalité pétrolière. Mais, face à la menace de l'épuisement de ses ressources fossiles, le manque d'une stratégie de valorisation de ces ressources pour le besoin du développement du pays, le choix d'une véritable politique énergétique à long terme, et l'élaboration immédiate d'un modèle cohérent de consommation énergétique, couvrant le court et le moyen terme, constituent le problème énergétique de l'Algérie. Malgré l'existence d'un gigantesque potentiel solaire au sud du pays, seulement **0.08%** de consommation nationale algérienne est couverte par l'énergie renouvelable selon le bilan énergétique national, ce qui représente un faible taux pour un pays qui dispose de moyens pour promouvoir l'énergie renouvelable.²³

3. L'énergie électrique en Algérie

L'électricité en Algérie est produite à 97% à partir du gaz naturel, entre les années 2000 et 2015, le nombre d'abonnés aux réseaux électriques est passé de 4.5 à 8.5 millions, ce qui dénote du

²⁰ IDEM

²¹ IDEM

²² IDEM

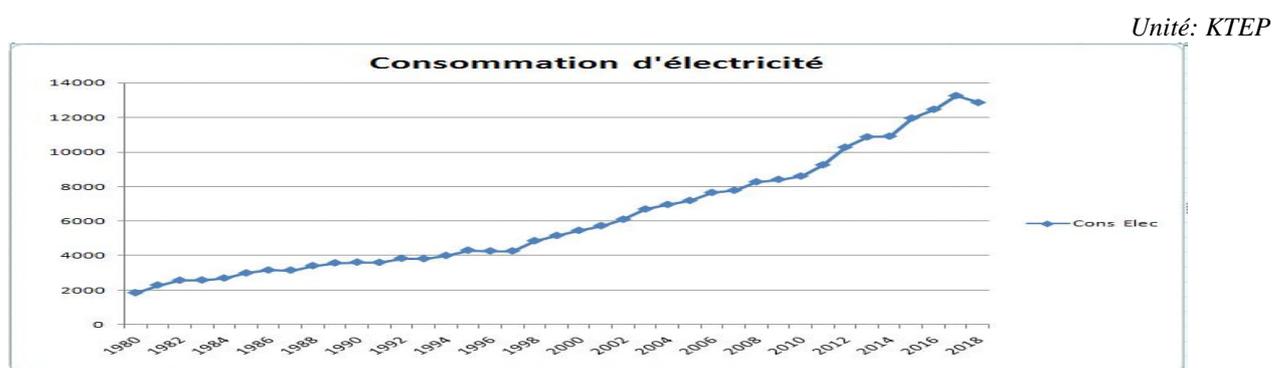
²³ GUELLIL Mohammed Seghir. (2016), Thèse de doctorat «Modélisation dynamique de la trajectoire énergétique: Analyse de la relation causale par le recours à la cointégration en données de panel» Université de Tlemcen.

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.

dynamisme de la demande. La consommation intérieure du gaz pour la production électrique sur la période est passée de 20 milliards de M³ à 40 Milliards de M³, soit disant le double.²⁴

La consommation d'électricité en Algérie depuis 1980 n'a pas cessé de s'accroître, la figure ci-après nous montre l'évolution de la consommation d'électricité en Algérie de 1980 à 2018;

Figure N° 2: Evolution de la consommation d'électricité en Algérie [1970-2018]



Source: établit à base des données du ministère de l'énergie

La figure N°02 représente l'évolution de la consommation d'électricité en Algérie [1970-2018], on constate en général une tendance à la hausse durant toute la période. En effet, de 1980 à 1990 la consommation d'électricité a passé de 1842 K.TEP à 3616 K.TEP, une augmentation de 96.31% durant 10ans. En 2000, la consommation finale d'électricité est établie à 5458 K. TEP, une variation de +50.94% par rapport à 1990. En 2017, la consommation avait atteint 13270 K.TEP, contre 8607 K.TEP en 2010, une variation de + 54.18%, de 2017 à 2018, la variation de la consommation s'affiche négative avec un taux de croissance de -2.9%. Le taux de croissance moyen durant ces quatre périodes est de 49.63%. Cette croissance peut être expliquée par le développement socio-économique que connaissait le pays, par la progression des infrastructures, des zones urbaines, et dans le secteur de l'habitat, par l'explosion démographique et par le développement technologique, que ça soit dans le secteur résidentiel ou dans le secteur industriel

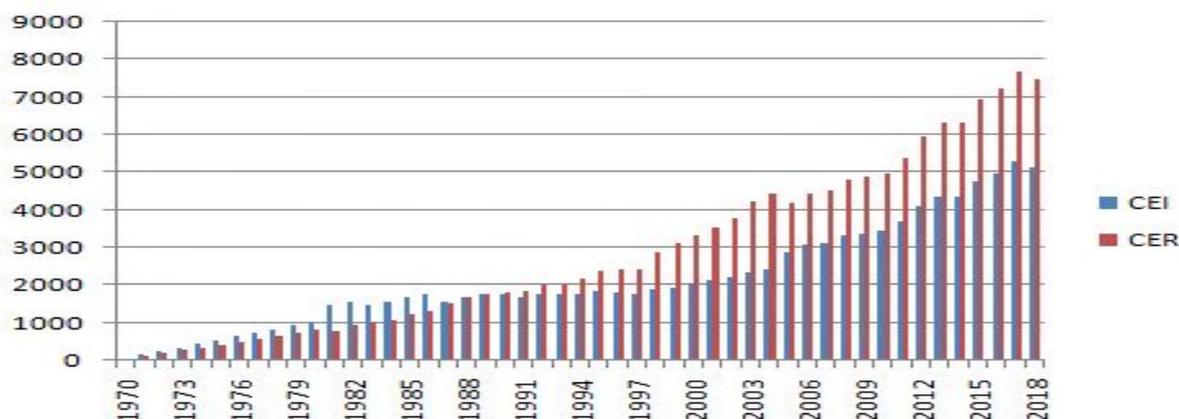
La consommation d'électricité en Algérie se répartie principalement entre deux secteurs principaux, le secteur de l'industrie et BTP et le secteur résidentiel (Ménages et autres). La figure ci-après nous permet d'observer l'évolution de la consommation d'électricité répartie entre ces deux secteurs pour différentes périodes [1970-2018];

Figure N° 3: Evolution de la Consommation d'électricité par secteur en Algérie [1970-2018]

Unité: KTEP

²⁴ <http://www.energy.gov.dz/francais/index.php?page=electricite> consulté le (03/03/2019)

Chapitre 02: Analyse descriptive de la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie.



Source: établit à partir des données de Ministère de l'énergie

Cette figure nous permet d'apprécier l'évolution de la consommation d'électricité dans le secteur de l'industrie (CEI) et celle dans le secteur résidentiel (CER). Pour les deux premières périodes, [1970-1979] et [1980-1989], la consommation finale d'électricité est dominée par celle du secteur de l'industrie et BTP, favorisé par les objectifs des politiques publiques visant la construction d'une économie industrialisée, et aussi par une croissance faible de la population et le sous développement des infrastructures, de l'habitat et du secteur urbain, durant cette période, 55% d'électricité produite est consommée par les industrie et 43% revient au secteur résidentiel. Pour les trois autres périodes, [1990-2018], la tendance de la consommation finale d'électricité a changée en faveur du secteur résidentiel. En effet, la part de la consommation moyenne de l'industrie dans la consommation totale durant cette période est baissée à 40%, tandis que la part de la consommation moyenne du secteur résidentiel durant cette période a atteint 58% de la consommation totale. Ceci peut être expliqué principalement par l'explosion démographique qu'avais connu l'Algérie lors de cette période, l'amélioration du mode de vie et des infrastructures dans les zones urbaines, et le progrès socioéconomique que connaissait le pays.

En guise de conclusion, La consommation d'énergie en Algérie devient de plus en plus très lourde sur l'économie algérienne, la part de la production énergétique nationale dédiée à la satisfaction de la demande intérieure ne cesse d'augmenter, devant une explosion démographique et un développement technologique requièrent des quantités d'énergie énormes. Les inquiétudes se tourne vers les sources de production d'énergie; les énergies fossiles qui sont de nature finie et les nuisances qu'elles cautionnent à l'environnement. L'Algérie devrais avancer et investir davantage dans l'exploitation des ressources renouvelables, du moment que ces sources sont bien disponible sur le territoire national.

Ce chapitre a permis de tirer des éclaircissements pour ce qui est de la situation, de l'évolution de l'économie et de la croissance économique en Algérie, plusieurs réformes, différents mode de régulation, pourtant l'effet des variations des cours du pétrole sur l'économie semble être aujourd'hui plus influant qu'auparavant. Pour ce qui est de l'énergie, cette petite recherche a permet d'en déduire que la consommation d'énergie en Algérie augmente de manière exponentielle sous l'influence de plusieurs facteurs dont, la croissance démographique et le progrès technologique, et que devant le développement que connaisse le monde en terme d'énergies renouvelables, et malgré toutes les aptitudes dont le pays dispose pour se lancer dans la modernisation de l'énergie, elle est restée attachée aux énergies fossiles "épuisables" et polluantes.

Chapitre 03

Données et méthodologie

La revue de littérature que nous avons présenté précédemment (chapitre 01), nous a donné une idée générale sur les variables et la méthodologie utilisée pour illustrer la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique durant la période (1970-2018).

De nombreuses variables sont souvent utilisées pour représenter ces deux dernières variables, pour la croissance économique, la plupart des travaux s'accordent sur le PIB comme proxy de la croissance économique. Pour la consommation d'énergie, ils utilisent la consommation totale ou la consommation des différentes formes d'énergies : électricité, pétrole, gaz,...

Les données :

Dans notre étude, dans le but de déterminer la relation existante entre la consommation d'énergie et la croissance économique, nous utilisons des données annuelles de (1970-2018) pour l'Algérie (soit 49 observations). Le choix de cette période a été subordonné à la disponibilité des données sur les indicateurs économiques. Où nous avons utilisé le PIB comme un indicateur de croissance économique et la consommation d'électricité comme variable représente la consommation d'énergie vue que cette dernière est la forme la plus flexible et importante de l'énergie qui constitue l'un des éléments d'infrastructure essentiel au développement socioéconomique, pour mieux approfondir l'analyse, on a mis l'accent dans un premier lieu sur la consommation sectorielle de l'électricité dont le secteur résidentiel et autres (selon la nomenclature du bilan énergétique) qui englobe le secteur résidentiel, tertiaire et agricole. De plus, le secteur industriel qui englobe à son tour le secteur de l'industrie et du bâtiment vu que ces derniers représentent la quasi-totalité de la consommation totale en Algérie, dans le second lieu ; nous avons mené une étude globale.

Ainsi, pour mieux illustrer cette relation de plus des deux variables consommation d'électricité et croissance économique nous avons intégré d'autres variables à savoir, la population totale, la valeur ajoutée industrielle et le revenu disponible brut des ménages.

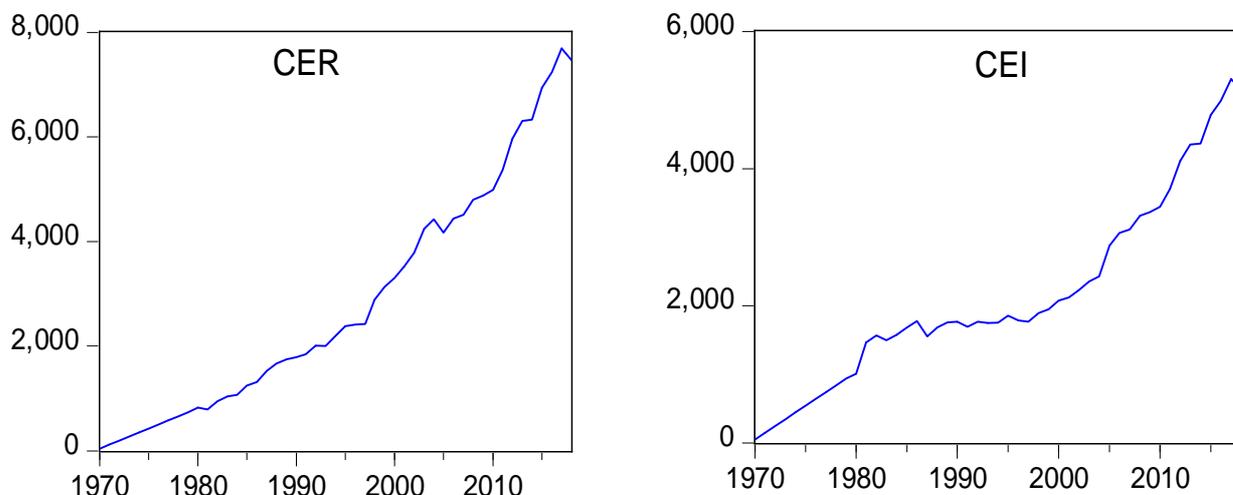
Les données concernant la consommation sectorielle de l'électricité proviennent des bilans énergétiques nationaux publiés par le ministère de l'énergie et elles sont exprimées en kilotonnes équivalent pétrole (K.TEP). Les données de la population totale, du produit intérieur brut par habitant et du PIB réel proviennent de la base de donnée de la banque mondiale, le PIB par habitant est exprimé en \$ U.S constant de 2010 et le PIB réel total est exprimé en Milliards de dinars à prix constant 2010. Les données du revenu disponible brut des ménages, de la valeur ajoutée de l'industrie et la demande totale d'électricité sont extraites de l'office national des statistiques (ONS) et elles sont exprimées en Millions de Dinard Algérien (MDA) et en Gigawatt-heure (GWH) respectivement.

Justification du choix des variables

La consommation d'électricité dans le secteur industriel et le secteur résidentiel :

La consommation d'électricité reflète le développement économique et social d'un pays, puisque les pays développés ont tendance à consommer plus d'électricité par rapport aux pays en développement. Cette consommation se répartie généralement selon trois secteurs principaux, secteur industriel, secteur résidentiel et le secteur du transport. De plus de la consommation totale d'électricité, dans notre étude, on s'intéresse aussi à celle du secteur industriel qui traduit à son tour le développement en termes de technologie de production utilisée dans les filières qui composent ce secteur et celle du secteur résidentiel, qui donne une image assez claire du développement et du bien-être d'une société, une consommation élevée d'électricité accompagnée la plus part des cas par un très bon mode de vie.

Figure N° 04: Evolution de la consommation d'électricité dans le secteur résidentiel (CER) et le secteur Industriel et BTP(CEI) en Algérie durant la période (1970-2018) en KTEP :



Source: Etablis à base des données du Ministère de l'énergie et des mines avec eviews.

La figure N°04, nous montre la tendance de la consommation finale d'électricité par les deux secteurs. Le secteur résidentiel, une croissance continuellement positive est observée durant toute la période (1970-2018), cette forte demande en électricité dans ce secteur peut s'expliquer principalement par la croissance démographique donc l'expansion du parc logement et l'investissement dans la distribution afin de raccorder des localités lointaines et rurales, et le progrès que connaît la situation sociale notamment pour ce qui est du mode de vie. Selon les bilans énergétiques nationaux ce secteur représente la part la plus importante de la consommation d'énergie électrique en Algérie.

La consommation d'électricité par le secteur industriel est d'une tendance croissante tout au long de la période, une croissance qui peut être justifiée par l'expansion des activités économiques dans le pays et par l'effort du gouvernement algérien qui a élaboré plusieurs plans de développement pour stimuler la croissance économique en développant et en modernisant le secteur industriel.

Tableau N° 04: Evolution de la consommation d'électricité dans le secteur résidentiel et industriel (moyenne/période) en Algérie (1970-2018).

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
CER (K.TEP)	611.06	1648.17	2066.33	2648.2	4623.29	7134.6
CEI (K.TEP)	858.81	1706.33	1757.33	1852.2	3038.71	4920.2

Source: Etablit à base des données du ministère d l'énergie et des mines

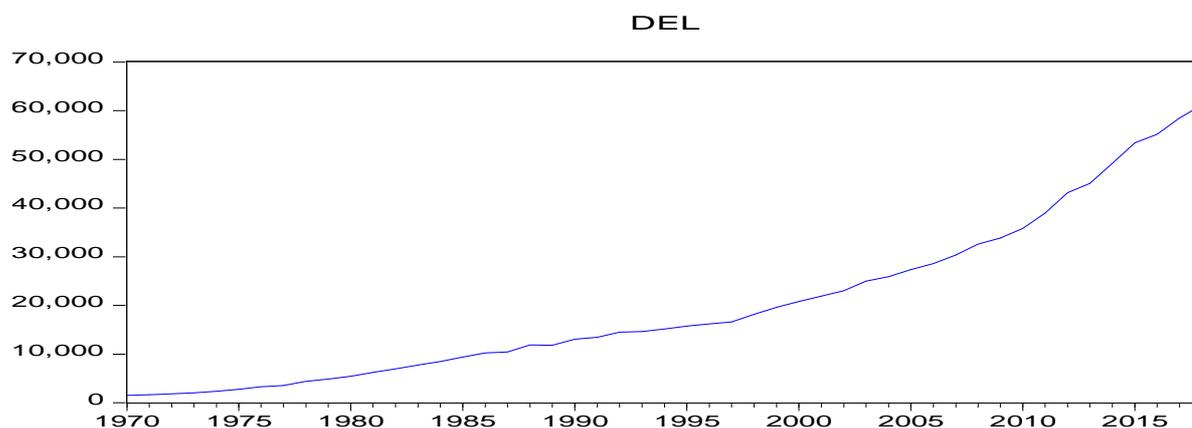
Le tableau N°04 représente l'évolution de la consommation d'électricité dans le secteur résidentiel (CER) et industriel (CEI) en Kilo Tonnes Equivalent pétrole (K.TEP) pour différentes périodes. La moyenne de la consommation d'électricité dans le secteur résidentiel a connu une tendance à la hausse pour toutes les périodes et avec des propensions très importantes, de la première période (1970-1985) à la deuxième (1986-1991), la consommation moyenne a passé de 611.06 K.TEP à 1648.17 K.TEP; une variation de +169.7%, de la deuxième période à la troisième (1992-1994) la consommation moyenne a augmenté de 25.37%, de (1992-1994) à la période (1995-1999) le taux de variation été de +28.16% , de la quatrième période(1995-1999) à la cinquième (2000-2013), la consommation moyenne d'électricité varie de +74.58% ,et pour la dernière période, la moyenne de consommation augmente de 54.32% par rapport à la période qui l'a précède, ceci peut être expliqué par la prospérité et le développement socio-économique que connaissait le pays.

Pour la consommation dans le secteur industriel, elle a connu aussi une tendance à la hausse durant toutes les périodes, mais avec des propensions moins importantes que celles connues dans le secteur résidentiel. En effet, de la première période à la deuxième période, la moyenne de la consommation a varié de +98.68%, cette explosion peut être expliquée par les plans qu'avait lancé le gouvernement algérien pour l'édification d'une industrie puissante, de la deuxième à la troisième période la consommation moyenne a augmenté de 3%, une progression très modeste dû aux reculs des prix du pétrole et de l'instabilité politique que connaissait le pays durant ses deux périodes, de la troisième à la quatrième période, la variation a été de +5.4%, la consommation moyenne a passé de 1852.2K.TEP durant la période(1995-1999) à 3038.71K.TEP durant la 5ème période soit disant une hausse de 64.1%, pour la dernière période, la moyenne de consommation a augmenté de 62% par rapport à la 5ème période.

La demande d'électricité totale :

Cette statistique donne une évaluation de la vente d'électricité par la société Sonelgaz y compris toutes les catégories d'électricité (haute tension, moyenne tension et basse tension).

Figure N° 05: Evolution de la consommation totale d'électricité en Algérie durant la période (1970-2018) en GWH :



Source : réalisé à partir de la base de données de l'ONS

La figure N°05 montre bien une tendance haussière de la demande d'électricité pendant toute la période (1970-2018) et surtout à partir de l'année 2000 où la demande d'électricité était de 20761 Gwh pour atteindre 61200 Gwh en 2018 soit un taux de croissance moyen de 6.28% , cet accroissement de la demande d'électricité est dû au développement économique et social du pays.

Tableau N° 05 : Evolution de la consommation totale d'électricité en Algérie durant la période (1970-2018) en GWH

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
D ^{de} d'électricité (GWH)	4521.29	11786.63	14731.73	17249.42	30859.92	54053

Source: Etabli à base des données de l'ONS

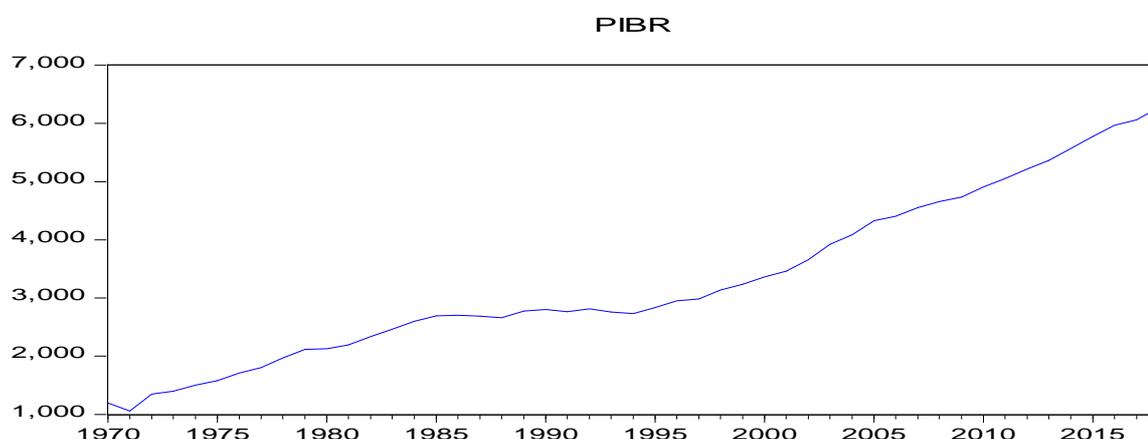
Le tableau ci-dessus représente l'évolution de la consommation d'électricité en Algérie durant la période (1970-2018) en moyenne pour chaque période. On constate une tendance haussière durant toute la période ceci traduit les programmes ambitieux qu'ont été adoptés par le gouvernement et mis en œuvre dès les années 70, ainsi, les efforts que l'Algérie avait opté pour le développement du secteur

de l'énergie, dans le cadre d'une politique nationale visant le développement des infrastructures électriques. Cette politique prévoit l'accès de la population à l'électricité comme une priorité absolue pour l'amélioration de la qualité de vie du citoyen et de la situation économique du pays.

Le produit intérieur brut réel :

Le produit intérieur brut est un indicateur économique de la richesse produite par années dans un pays donnée, il est utilisé en général pour mesurer la croissance économique d'un pays. Dans la majorité des cas, il joue un rôle de régulateur de tous les autres agrégats économiques. Pour l'objet de notre étude, le PIB pourrait bien affecter le volume de la demande nationale en termes d'énergie électrique. Un PIB élevé sera synonyme de motivation dans l'activité économique; investissement, dépenses publiques notamment en terme d'infrastructures, subventions et d'emplois, ce qui engendrerait en contre partie une forte demande d'électricité.

Figure N° 06: Evolution du produit intérieur brut réel de l'Algérie de (1970-2018) en Milliards de DA.



Source : réalisé à partir de la base de données de la banque mondiale

La représentation graphique montre que le produit intérieur brut réel de l'Algérie a connu une évolution sensible, il n'était que de 1192.41 Milliards de dinars en 1970 pour atteindre une valeur de 2707.167 Milliards de dinars en 1986, cet augmentation est due aux recettes importantes de la fiscalité pétrolière. A partir de 1987 jusqu'à 1995, on observe des fluctuations des fois à la hausse des fois à la baisse, ceci est du au contre choc pétrolier de 1986 (la diminution des prix du pétrole) et la situation socioéconomique du pays. A partir de 1996, le produit intérieur brut a connu une tendance considérable à la hausse vue l'amélioration de la performance macroéconomique pour atteindre la valeur de 6276.0798 Milliards de dinars en 2018.

Tableau N°06 : Evolution du produit intérieur brut réel de l'Algérie (1970-2017) en Milliards de DA

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
PIB réel (Milliards DA)	1881.054	2733.812	2769.151	3030.258	4408.449	5844.504

Source: Etablit à base des données de la banque mondiale

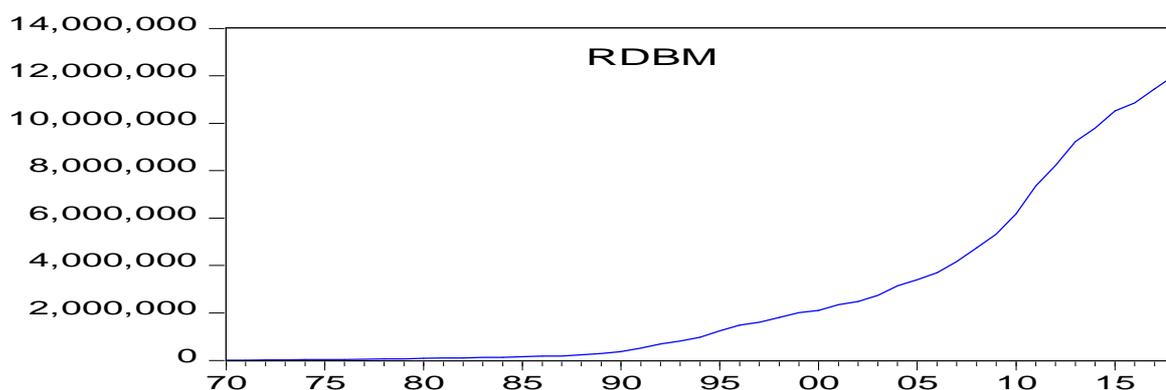
Le tableau ci-dessus représente l'évolution du PIB réel de l'Algérie durant la période (1970-2018), en moyenne pour chaque période. On peut constater que le PIB est en progression continue durant toute la période. En effet, de la première période à la 2ème période, le PIB réel a passé de

1881.054 à 2733.812 milliards de Dinard, soit disant une augmentation de 45% entre ses deux périodes. Le PIB a atteint ensuite 2769.151 milliards de Dinard lors de la 3ème période, puis il progresse encore à 3030.258 milliards de Dinard durant la 4ème période. Pour la période allant de 2000 à 2013 le PIB réel moyen réalisé sur la période était de 4408.449 milliards de Dinard, une augmentation très considérable par rapport aux périodes précédentes qui provient essentiellement de l'explosion des prix des hydrocarbures durant cette période, tout comme pendant la première période (1970-1985), mais contrairement à la deuxième et la troisième période, la croissance économique a connu un très grand recul, causé par la chute brutale des prix du pétrole et aussi par la crise politique et sociale qu'a connu l'Algérie durant cette période (1986-1994). Dans la dernière période et malgré le recul des prix du pétrole, le PIB réalisé s'affiche énorme, 5844.504 milliards de Dinard, pour traduire ainsi les efforts des autorités pour le développement des secteurs hors hydrocarbures.

Revenu disponible brut des ménages :

Le revenu disponible brut est le revenu dont dispose les ménages, et qui leur permet d'acquérir leurs besoins en matière de consommation où d'investissement. Dans le cadre de notre travail, cette variable s'avère très importante pour expliquer la consommation d'électricité résidentielle, du fait que le revenu disponible important permet aux ménages l'achat des différents équipements électriques qui vont contribuer à leur bien être donc ceci est accompagné d'une consommation forte de l'électricité.

Figure N° 07: Evolution du revenu brut des ménages en Algérie durant la période (1970-2018) en Millions de Dinars Algérien.



Source: Etablit à base des données de l'ONS

La figure N°07, nous illustre la tendance du revenu disponible brut des ménages (RDBM) en Algérie pour la période (1970-2018). On remarque une tendance à la hausse qui peut être décomposée en deux périodes, la première (1970-1990) qui est caractérisée par une progression très faible tout au long de cette période. La deuxième période (1990- 2018), caractérisée par des fluctuations à la hausse très importante tout au long de la période citée.

Tableau N° 07: Evolution des revenus disponibles bruts des ménages (moyenne/période) en Algérie (1970-2018) en Millions de Dinars (MDA) :

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
RDBM(MDA)	64 565.58	294 448.6	829 242.9	1 631 361.62	4 655 391.02	10 925 218.52

Source: Etablit à base des données de l'ONS

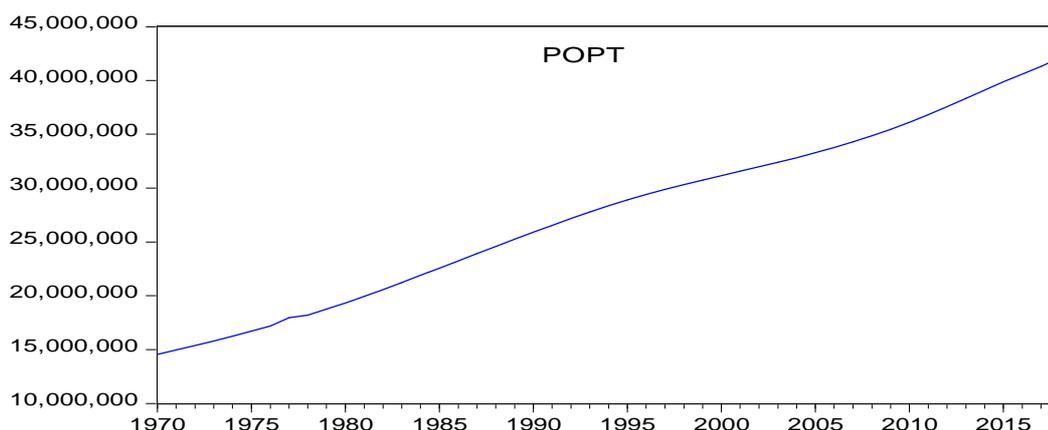
Le tableau N°07, présente l'évolution du revenu disponible brut des ménages en Algérie durant la période (1970-2018) décomposée en 6 périodes différentes, les valeurs du RDBM sont des

moyennes sur une période. Le RDBM moyen lors de la première période(1970-1985) était de 64 565.58 M.DA, il a passé à 294 448.6 M. DA durant la deuxième période, soit une variation de +229 883.02 M.DA entre ses deux période, puis le RDBM atteint 829 448.6 M.DA dans la 3ème période(1992-94), c'est presque le triple du RDBM de la deuxième période. Pour la 4ème période, le RDBM moyen est de 1 631 361.62 M.DA, soit le double de celui de la période qui l'a précède. Durant 2000 à 2013, le RDBM frôle les 4 655 391.02 D.A, c'est presque 3 fois le RDBM de la 4ème période. Pour (2014-2018), le RDBM moyennant de la période est de 10 925 218.52 M. DA, plus que le double de celui de la période précédente (2000-2013).

La population totale :

La croissance démographique constitue un élément clé dans l'explication de l'évolution de la consommation d'électricité en Algérie, notamment dans le secteur résidentiel, la demande en énergie électrique s'accroît avec l'accroissement de la population, la croissance démographique crée un besoin d'expansion et de construction de nouvelles zones urbaines (L'habitat), accompagnée d'un besoin d'électrification (éclairage public ...), d'un besoin au niveau d'équipement en appareils électriques et l'extension de l'utilisation des produits électroménagers, ses équipements ménagers qui sont commercialisés sur le marché sont en majorité des produits bas de gamme qui consomment beaucoup d'énergie. Ainsi, la consommation d'électricité augmente.

Figure N° 08: Evolution de la population totale en Algérie durant la période (1970-2018).



Source: Etablis à base des données de la banque mondiale avec eviews.

La figure N°08, nous expose la tendance de la population totale en Algérie (1970-2018), cette tendance est caractérisée par un mouvement à la hausse tout au long de la période.

Tableau N° 08: Evolution de la population (moyenne/période) en l'Algérie durant la période (1970-2018).

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
POPT	18 207 282	24 912 505	27 776 535	29 860 779	34 324 284	40 604 097

Source: Etablit à base des données de la banque mondiale

Le tableau N°08, nous fait part de l'évolution de la population en Algérie de 1970 à 2018, en moyenne pour chaque période. Pour la première période (1970-1985) la population moyenne était de 18 207 282, avec un taux de croissance moyen sur la période de 2.91%, durant la deuxième période la population moyenne grimpe à 24 912 505, un taux de croissance moyen de 2.71 pour cette période et une variation de +36.8% par rapport à la première période. Dans la troisième période, le taux de croissance moyen été de 2.19% et la population moyenne sur cette période été 27 776 535, une

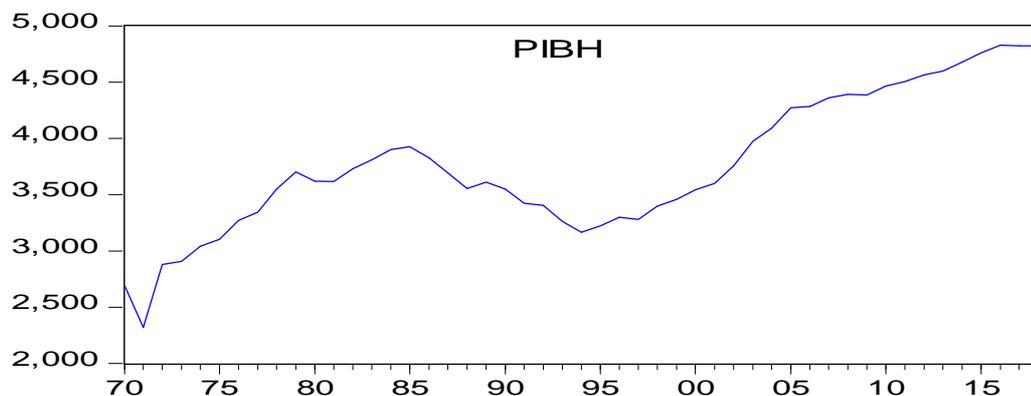
augmentation de 11.5% par rapport à la 2ème période. La population moyenne a passé à 29 860 779 durant la 4ème période (1995-99) avec un taux de croissance moyen de 1.63% sur la période. De 2000 à 2013, la moyenne de la population en Algérie été de 34 324 284, le taux de croissance moyen de la période été de 1.57%, une augmentation de 18% entre les deux périodes. Quant à la dernière période (2014-2018), la population moyenne est de 40 604 097, une augmentation de 6 279 813, soit une variation annuelle de 1 255 962, le taux de croissance moyen de cette période est de 1.88%.

Le produit intérieur brut par habitant (PIB/H)

Le PIB est l'indicateur le plus apprécié des économistes pour mesurer la richesse et pour distinguer le développement d'un pays par rapport à un autre. Pour ce qui est de notre étude, le PIB/H est un facteur déterminant du niveau de consommation d'électricité du moment qu'il joue un rôle primordiale dans la traduction du niveau de vie et du développement socio-économique du pays.

PIB par habitant = PIB / Population totale.

Figure N° 09: Evolution du produit intérieur brut par habitant en Algérie durant la période (1970-2018) en \$ US constants de 2010



Source: Etablit à base des données de la banque mondiale avec eviews.

La figure N°09 montre que le PIB/H en Algérie a connu plusieurs fluctuations, à la hausse et parfois à la baisse traduisant ainsi l'instabilité de l'économie algérienne qui suit directement l'évolution des prix du pétrole, surtout pour ce qui est de la période (1970-1995), le PIB/H est très instable par rapport à celui de la période allant de 1995 à 2018, ceci est dû aux événements qu'avais connu le pays durant cette période, le choc pétrolier de 1973 et de 1986, les événements de 1988 à 1992 (guerre civile, instabilité politique..). Pour la deuxième période (1995- 2018) le PIB/H s'avère plutôt stable par rapport aux années précédente, ils suit une évolution à la hausse pratiquement pendant tout la période, jusqu'à 2015, le PIB/H connaisse de nouveaux une diminution causée principalement par la chute brutale des prix du pétrole et le ralentissement de la production des hydrocarbures Puis, il reprend encore son mouvement à la hausse en 2017, une croissance positive générée principalement de la croissance des secteurs hors hydrocarbures.

Tableau N° 09: Evolution du produit intérieur brut par habitant (moyenne/période) en Algérie (1970-2018) en \$ US constants de 2010.

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
PIB/H	3338.16	3609.66	3276.21	3331.41	4198.70	4770.91

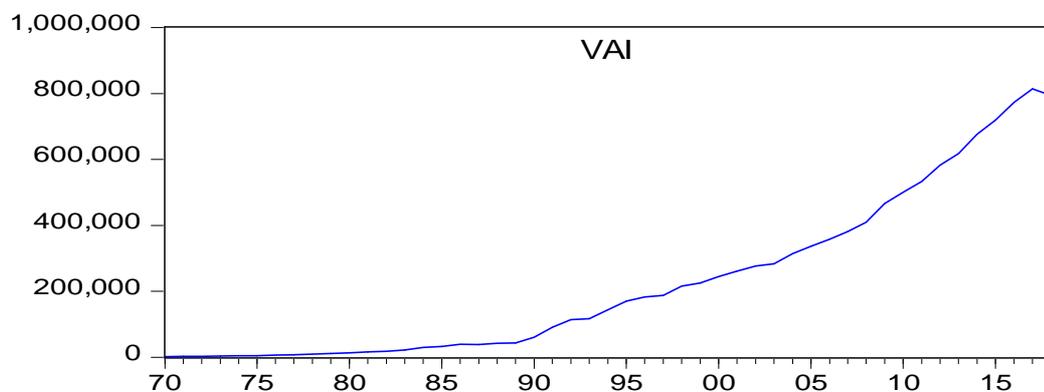
Source: Etablit à base des données de la banque mondiale.

Le tableau N°09, nous permet de suivre l'évolution du produit intérieur brut par habitant sur différentes périodes. De (1970-1985), le PIB/H moyen était de 3338.16 \$ US. Durant la deuxième période, il a connu une augmentation par rapport à la première période, il atteint une moyenne de 3609.66 \$ US sur la période, soit une variation de +8.13% et ce malgré la chute brutale des prix du pétrole (1986). Dans la troisième période (1992-1994) le PIB/H été de 3276.21 \$ US, une diminution de -9.24% par rapport à la deuxième période et de -1.9% par rapport à la première période, et c'est le PIB/H le plus faible qu'avais connu l'Algérie depuis 1970 ceci peut être justifié par la crise politique que traversait le pays dans cette période. Pour la 4ème période (1995-2013) le PIB/H moyennant la période est de 3331.41 \$ US, une variation de +1.7 % par rapport à la troisième période. Durant la 5ème période (2000-2013), le PIB/H moyen de la période frôle les 4198.70 \$ US soit disant une augmentation de 867.28 \$ US par rapport à celui de la 4ème période, une variation de +26 %. Durant la dernière période (2014-2018), le PIB/H moyen par période continue son mouvement à la hausse, il atteint 4770.91 \$ US, une variation de +13.63 % par rapport à la période qui l'a précède, reflétant ainsi le progrès et la prospérité que connaisse le pays durant ses trois dernières périodes.

La valeur ajoutée de l'industrie

La valeur ajoutée de l'industrie est la contribution de l'activité industrielle dans la valeur ajoutée totale, autrement dit, c'est la partie du PIB émanant de l'activité du secteur industriel. Dans le cadre de notre travail, la valeur ajoutée de l'industrie est un instrument qui permettra d'expliquer une hausse ou une diminution dans la consommation d'électricité dans le secteur industriel, une augmentation ou une baisse de cet indicateur est sensée être accompagnée par une hausse ou une diminution dans la consommation d'électricité.

Figure N° 10: Evolution de la valeur ajoutée de l'industrie en Algérie durant la période (1970-2018)



Source: Etablit à base des données de l'ONS avec eviews.

La figure N°10, nous montre la tendance de la valeur ajoutée de l'industrie en Algérie pour la période (1970-2018). Une tendance à la hausse durant toute la période et elle peut être découpée en deux phases, la première (1970-1990) caractérisée par une croissance positive mais relativement faible, dite même constante. La deuxième période (1990-2018) caractérisée par de fortes fluctuations à la hausse tout au long de la période, en exception de la dernière année qui a connu une baisse dans la valeur ajoutée de l'industrie et qui pourrait être expliquée par le ralentissement qu'avais connu le secteur des hydrocarbures.

Tableau N° 10: Evolution de la valeur ajoutée de l'industrie (moyenne/période) en Algérie (1970-2018) en Millions de Dinars (MDA).

	1970-1985	1986-1991	1992-1994	1995-1999	2000-2013	2014-2018
VAI (MDA)	11 933.36	52 737.13	125 210.97	196 575.08	397 788.08	755 391.69

Source: Etablit à base des données de l'ONS

Le tableau N°10, nous permet de suivre l'évolution de la valeur ajoutée de l'industrie (VAI) sur une période (1970- 2018). Durant la première période (1970-2018) la valeur ajoutée moyenne de l'industrie été de 11 933.36 M. DA, elle a passé à 52 737.13M. DA lors de la deuxième période, une variation de +40 803.77 M.DA entre les deux périodes. Pour la troisième période, la VA de l'industrie est de 125 210.97 M.DA, plus que le double de celle d la deuxième période, soit une variation de +137%. Durant la 4ème période, la VA de l'industrie continue ses mouvement à la hausse, et elle s'affiche à 196 575.08 M. DA, une augmentation de 71 364,11 M.DA avec une croissance moyenne annuelle de 14272.82 M. DA sur la période. De 2000 à 2013, la VA moyenne de l'industrie été de 397 788.08 M. DA, une augmentation de 201 213 M. DA par rapport à la 4ème période, et une variation annuelle de +14 372.35 M.DA durant la période. Pour la dernière période, La valeur ajoutée moyenne de l'industrie connaisse une progression très importante, elle frôle les 755 391.69 M.DA, une augmentation de 357 603.61 M. DA et avec une croissance moyenne annuelle de 71 520.72 M.DA.

Tableau n° 11: Matrice de corrélation pour les variables: consommation d'électricité résidentielle (CER), revenu disponible brut des ménages (RDBM) et la population totale (POPT) ;

	CER	RDBM	POPT
CER	1.00	0.95	0.97
RDBM	0.95	1.00	0.87
POPT	0.97	0.87	1.00

Source: Etablit par nos soins à base des résultats de l' Eviews.

L'analyse de la matrice de corrélation dans ce tableau indique qu'il ya une corrélation positive entre toutes les variables (CER, RDBM, POPT) cela traduit que toutes les variables évoluent dans le même sens comme ils montrent les figures précédentes.

Tableau N° 12: Matrice de corrélation pour les variables : consommation d'électricité industrielle (CEI), le produit intérieur brut par habitant (PIB/H) et la valeur ajoutée du secteur industrielle (VAI) ;

	CEI	PIB/H	VAI
CEI	1.00	0.92	0.96
PIB/H	0.92	1.00	0.84
VAI	0.96	0.84	1.00

Source: Etablit par nos soins à base des résultats de l' Eviews.

L'analyse de la matrice de corrélation dans ce tableau indique qu'il ya une corrélation positive entre toutes les variables (CEI, PIB/H, VAI) cela traduit que toutes les variables évoluent dans le même sens comme ils montrent les figures précédentes.

Tableau N°13 : Matrice de corrélation pour les variables : la demande d'électricité totale(DEL) et le PIB réel (PIBR) :

	DEL	PIBR
DEL	1.00	0.98
PIBR	0.98	1.00

Source: Etablit par nos soins à base des résultats de l'Eviews.

Chapitre 03 : Données et Méthodologie

L'analyse de la matrice de corrélation indique qu'il y'a une corrélation positive entre la demande d'électricité totale et le produit intérieur brut réel.

Pour fournir une compréhension globale des variables choisies, nous incluons des statistiques récapitulatives pour un échantillon complet dans le tableau suivant;

Tableau N° 14: Statistiques descriptives

Variables	Description	Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Nb.Obs
CER	Consommation d'électricité dans le secteur résidentiel(K.TEP)	2847.041	2236.135	39	7697	49
CEI	Consommation d'électricité dans le secteur industriel (K.TEP)	2156.224	1372.181	50	5308	49
PIB/H	Produit intérieur brut par habitant (\$ US constant2010)	3760.079	606.8426	2321.350	4827.724	49
POP	La population totale	27693582	8087145	14550034	42111450	49
RDBM	Revenu brut des ménages (M D.A)	2719303	3611789	13433.20	12022992	49
VAI	Valeur ajoutée de l'industrie (M D.A)	228813.4	249138.8	2145.500	814151	49
PIBR	Produit intérieur brut réel (Milliards D.A)	3292.467	1419.945	1057.296	6276.080	49
DEL	Demande d'électricité totale (GWH)	20060.28	16636.70	1507.200	61200.00	49

Source: Etablit par nos soins à l'aide d'evIEWS.

La lecture du tableau ci-dessus révèle une grande dispersion c'est-à-dire des écarts types important: 2236.135K.TEP, 1372.181K.TEP, 8087 145, 3611 789MDA,249138.8 MDA,1419.945Milliards de DA, 16636.70GWH respectivement pour les séries (CRE, CIE, POP, RDBM, VAI, PIBR, DEL) par rapport aux tendances centrales (2847.041K.TEP, 2156.224 K.TEP, 27 693 582, 2 719 303M DA, 228 813.4 MDA, 3292,467Milliards de DA, 20060.28 GWH respectivement) et moins dispersé pour la série du PIB/H avec un écart type modéré(606.8426 \$ US constant2010) par rapport à la moyenne qu'est de 3760.079 \$ US constant. Ainsi, si on observe les valeurs de Min et du Max des séries étudiées on trouve qu'il ya un trop décalage entre eux et elles sont associées aux premières et dernières valeurs des séries chronologique ce que fait que ces variables ont toutes une tendance à la hausse au cours de la période (1970-2018).

Méthodologie :

Avant le traitement d'une série chronologique, il convient d'en étudier les caractéristiques stochastiques. Si ces caractéristiques (l'espérance et la variance) se trouvent modifiées dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire, dans le cas d'un processus stochastique invariant, ceci implique que la série ne comporte ni tendance, ni saisonnalité et plus généralement aucun facteur n'évoluant avec le temps on dit la série temporelle est alors stationnaire.

De manière formalisée, le processus stochastique y_t est stationnaire si :

$E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \forall t \text{ et } \forall m$, la moyenne est constante et indépendante du temps ;

$Var(y_t) < \infty \forall t$, la variance est finie et indépendante du temps ;

$Cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$, la covariance est indépendante du temps.

La stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les régressions fallacieuses, sinon les estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) ne convergent pas vers les vrais coefficients, et les tests usuels des (t) de Student et (f) de Fisher ne sont plus valides où les résultats pourraient être significatifs alors qu'ils ne le sont pas.

Lorsqu'on utilise des données temporelles, il est primordial qu'elles conservent une distribution constante dans le temps. Cependant, Les chroniques économiques sont rarement des réalisations de processus aléatoires stationnaires. Le fait qu'un processus soit stationnaire ou non conditionne le choix de la modélisation que l'on doit adopter¹.

En règle générale, si la série étudiée est issue d'un processus stationnaire, on cherche alors le meilleur modèle parmi la classe des processus stationnaire pour la représenter, puis on estime ce modèle. En revanche si la série est issue d'un processus non stationnaire, on doit chercher à la « stationnariser », c'est à dire trouver une transformation stationnaire de ce processus. Puis, on modélise et l'on estime les paramètres associés à la composante stationnaire.

La difficulté réside dans le fait qu'il existe différentes sources de non stationnarité et qu'à chaque origine de la non stationnarité est associée une méthode propre de stationnarisation. Selon la terminologie de Nelson et Plosser (1982), il existe deux classes de processus non stationnaires: les processus TS (Time Stationary) et les processus DS (Differency Stationary).

1) Le processus TS :

Il présente une non stationnarité de nature déterministe, le processus TS le plus utilisé s'écrit :

$$x_t = f(t) + \varepsilon_t \quad (01)$$

où $f(t)$ est une fonction polynômiale du temps, linéaire ou non linéaire, et ε_t un processus stationnaire.

Le processus TS le plus simple est représenté par une fonction polynomiale de degré 1. Le processus TS porte alors le nom de linéaire dans ce cas et s'écrit : $x_t = a_0 + a_1t + \varepsilon_t$ (02)
Où : ε_t représente l'erreur de modèle a la date t, ε_t est un bruit blanc par définition stationnaire.

Le processus TS est non stationnaire car $E(x_t) = a_0 + a_1t$ dépend du temps (t). Par la méthode de moindre carrée ordinaires, connaissant les valeurs a_0 et a_1 , le processus x_t peut être stationnariser en retranchant, la valeur de x_t en t, de la valeur estimée $\hat{a}_0 + \hat{a}_1t$. Il est possible de généraliser cet exemple à des fonctions polynômiales de degré quelconque.

¹ Perron (1989), «The great crash, the oil price shock and the unit root Hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.

2) Le processus DS :

Comme nous l'avons précédemment mentionné, il existe une autre forme de non stationnarité, provenant non pas de la présence d'une composante déterministe tendancielle, mais d'une source stochastique. Contrairement aux processus TS qui sont non stationnaires en espérance, les processus DS sont non stationnaires en variance " $V(x_t) = \sigma_\varepsilon^2 t$ ". Le processus DS est un processus qu'on peut rendre stationnaire par la différenciation. Ce processus est dit de premier ordre si :

$$X_t = \beta + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (03)$$

ε_t est un bruit blanc.

L'introduction de la constante β dans le processus DS permet de définir deux processus différents si :

✓ $\beta = 0$: le processus DS est sans dérive, il s'écrit comme suit : $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$. (04)

Comme ε_t est un bruit blanc le processus DS porte le nom d'une marche aléatoire ou la marche au hasard. Pour stationnariser ce type de processus on base sur la différenciation.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Longrightarrow \quad X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t \quad \Longrightarrow \quad \Delta X_t = \varepsilon_t \quad (05)$$

✓ $\beta \neq 0$: le processus porte le nom DS avec dérive, il s'écrit comme suit :

$$X_t = \beta + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Longrightarrow \quad X_t - X_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \quad \Longrightarrow \quad \Delta X_t = \beta + \varepsilon_t \quad (06)$$

En résumé, pour stationnariser un processus TS, la bonne méthode est celle des moindres carrés ordinaires (régression sur le temps); pour un processus DS, il faut employer le filtre aux différences. Le choix d'un processus DS ou TS comme structure de la chronique n'est donc pas neutre.

Une série non stationnaire est dite intégrée d'ordre « d » si, après avoir été différenciée d fois, elle est rendu stationnaire, on dit que la série possède une racine unitaire. Il existe deux classes de tests de racine unitaire :

- ✓ Les tests qui adopte comme H_0 la non stationnarité : on distingue deux cas par rapport la dynamique de la tendance ;
- La composante déterministe suit une tendance linéaire « le test de Dickey-Fuller (DF) , le test de Dickey-Fuller Augmenté(ADF) 1981 et le test de Phillips et Perron (PP) 1988 ».
- La composante déterministe suit une tendance non linéaire « le test de Ouliaris, Park et Phillips 1989 et le test de Perron 1989 ».
- ✓ Les tests qui adoptent comme H_0 la stationnarité « le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin 1992 ».

La détection de la non stationnarité des séries peut se faire en observant visuellement les graphes et les corrélogrammes des séries chronologiques mais les tests de racine unitaire « *Unit Root Test* » permettent non seulement de détecter l'existence d'une non-stationnarité mais aussi de déterminer de quelle non-stationnarité s'agit (le processus TS ou DS).

L'application des tests de racine unitaire nécessite au préalable de choisir le nombre de retards « p ». La valeur « p » de retard est déterminée soit à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles, soit à l'aide de la statistique de Box-Pierce, soit à l'aide des critères d'Akaike (AIC) ou de

Schwartz (SC). Pour un ordre « p » allant de 1 à 4, pour ce dernier on retient le retard qui minimise ces deux critères d'information. Le problème du choix de ce retard « p » est important dans la mesure où : l'inclusion d'un nombre insuffisant de retards peut affecter le niveau du test ; et l'introduction d'un nombre trop élevé de retards réduit le nombre de degrés de liberté et la puissance du test, ce qui conduit trop souvent, de manière erronée, au non rejet de l'hypothèse nulle.

La première étape consiste à vérifier la stationnarité des séries temporelles. En ce qui nous concerne, c'est le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le test de Phillips et Perron qui seront utilisés car ils sont faciles à mettre en œuvre sur le logiciel Eviews que nous allons utiliser. En effet, les résultats de ces deux tests étant presque identiques.

Le test le plus utilisé pour tester la présence de la racine unitaire et de vérifier la stationnarité sur les séries en niveau et les séries en différence est celui de [Dickey-Fuller augmenté (ADF) 1981]. Le test de Dickey-Fuller simple se base sur l'hypothèse que les erreurs sont générées par un processus de bruit blanc or il n'y a aucune raison pour que, a priori, l'erreur soit non corrélée. Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) prend en considération l'autocorrelation des erreurs (correction paramétrique de l'autocorrelation). Le test consiste à vérifier l'hypothèse nulle $H_0 : \rho=0$ contre l'alternative $H_1 : |\rho|<0$ et il est basé sur l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires des trois modèles suivants : processus avec tendance et avec constante, processus sans tendance et avec constante et processus sans tendance et sans constante respectivement², avec et est le terme d'erreur.

Modèle (03) avec constante et tendance.

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + c + bt + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (07)$$

Modèle (02) avec constante et sans tendance.

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + c + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (08)$$

Modèle (01) sans constante ni tendance.

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (09)$$

On comparant les T-statistiques aux T-tabulé de la table de Dicky Fuller pour les séries et à la table de Mackinnon pour les erreurs ; si c'est l'hypothèse nulle qui est acceptée dans l'un des modèles à un seuil donné le processus est considéré comme non stationnaire et si c'est l'hypothèse alternative qu'est acceptée le processus est considéré comme stationnaire.

Contrairement au test ADF qui prend en compte uniquement la présence d'autocorrelations dans les séries, le test de [Phillips-Perron (PP), 1988] admet cette hypothèse mais juste pour les erreurs récentes et considère en plus l'hypothèse de présence d'une dimension hétéroscédastique des erreurs.

Le test de Phillips-Perron s'appuie sur les mêmes modèles que ceux du test de Dickey et Fuller simple mais propose une correction non-paramétrique de la statistique t_ϕ . La procédure du test commence par l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires les trois modèles du test de

² Patrice Ongono(2010) *op.cit*, Page 26.

Dickey-Fuller simple et calcul des résidus ε_t , ensuite la détermination de la variance de court et de long terme (le facteur correctif) et enfin le calcul de la statistique de Phillips et Perron.

Phillips et Perron montrent que cette correction non-paramétrique apportée à la statistique t_ϕ ne modifie pas la distribution de la statistique qui reste identique à celle qui est observée dans le cas du test de Dickey-Fuller simple. En conséquence, les valeurs critiques tabulées par Dickey et Fuller demeurent également valables pour ce test.

Une fois l'ordre d'intégration des séries est connu (par les tests de racine unitaire), la deuxième étape consistera à l'examen de la présence d'éventuelle relation de cointégration qui peut exister à long terme entre les variables. Parmi les tests qui nous permet de vérifier l'existence ou non d'une telle relation le test d' [Engel et Granger, 1987] (l'approche univariée), le test de [Johansen, 1988] (l'approche multivariée) et le test de [Pesaran et al, 2001]. Dans notre étude on va aborder les trois démarches.

Le concept de Cointégration peut être défini comme un co-mouvement systématique à long terme entre deux ou plusieurs variables économiques.

L'approche d' [Engel et Granger, 1987] porte sur le test de racine unitaire des résidus. A partir du moment où les séries sont cointégrées de même ordre, on peut estimer par les moindres carrés ordinaires la relation de long terme entre les variables. L'estimation par les moindres carrés ordinaires permet de calculer le résidu. Si ce résidu est stationnaire, - à niveau - l'hypothèse d'une cointégration (la relation de long terme) entre les variables est acceptée. On peut résumer tout ça dans les étapes suivantes:

Estimation d'une relation de long terme par la méthode MCO ;

$$Y_t = B_0 + B_1 X_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Pour qu'il existe une relation de cointégration, il faut que les résidus e_t issu de la régression soient stationnaire

$$e_t = Y_t - B_0 - B_1 X_t \quad (11)$$

La stationnarité des résidus est testé à l'aide de test de Dicky Fuller Simple ou Augmenté, cependant, la relation porte sur les résidus estimé et non pas sur les vrais résidus de l'équation de long terme par conséquent on ne fait pas référence aux table de Dicky Fuller pour mener le test de stationnarité mais aux tables de Mackinon. On distingue deux cas :

Si les résidus ne sont pas stationnaires, alors c'est une fausse régression on doit estimer donc une relation de court terme et s'écrit ;

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Si les résidus sont stationnaires $I(0)$ donc il existe une relation de long terme, on peut estimer un modèle à correction d'erreur (MCE) et s'écrit ;

$$\Delta Y_t = \gamma \Delta X_t + \delta (Y_{t-1} - B_1 X_{t-1} - B_0) + v_t \quad (13)$$

avec ; δ est le coefficient de correction d'erreur et : $\delta < 0$

γ est le coefficient de court terme ;

B_1 est le coefficient de long terme.

Le MCE permet de modéliser conjointement les dynamiques de court et de long de terme, la représentation à correction d'erreur est validé lorsque le coefficient (δ) est statistiquement significatif, dans le cas contraire la spécification de type MCE n'est pas valable.

L'approche « en deux étapes » d'Engel et Granger est très restrictive. En effet, cette approche n'est applicable que dans le cas d'une seule et unique relation de cointégration (donc un seul vecteur cointégrant). Comme alternative à l'approche d'Engel et Granger, on utilise plutôt le test de cointégration de Johansen. Ce test permet de déterminer le nombre de relations d'équilibre de long terme entre des variables intégrées qu'elle que soit la normalisation utilisée.

L'approche de [Johansen, 1988] permet par la méthode de maximum de vraisemblance de tester l'existence d'une relation de long terme dans la série temporelle et d'obtenir tous les vecteurs de cointégration dans un cadre multivarié, cette démarche apparaît plus attrayante lorsqu'on veut tester la cointégration dans un système de plusieurs variables où on peut avoir jusqu'à $(K-1)$ relation de cointégration pour K variables. Le principe du test de Johansen repose sur les tests de la statistique de la trace et de la valeur propre maximale de la matrice (Π) . A partir des valeurs propres de la matrice (Π) on calcule une statistique $(\lambda_{(trace)}; \lambda_{(max)})$.

$$\lambda_{(trace)} = -n \sum_{i=r+1}^k \text{Log} (1 - \lambda_i) \quad (14)$$

$$\lambda_{(max)} = -n \text{Log} (1 - \lambda_{(r+1)}) \quad (15)$$

λ_i : la i^{eme} valeur propre de la matrice (Π) .

K : le nombre de variables.

r : le rang de la matrice (Π) .

n : le nombre d'observation.

Cette statistique suit une loi de probabilité similaire à une loi de Khi-deux tabulé par Johansen. Ce test est basé sur l'exclusion de l'hypothèse alternative, les hypothèses de test sont :

- ✓ H_0 : il existe au plus « r » vecteurs de cointégration ;
- ✓ H_1 : il existe au moins « r » vecteurs de cointégration.

Nous acceptons H_0 lorsque la statistique de la Trace est inférieure aux valeurs critiques à un seuil de signification donné. Par contre, nous rejetons H_0 dans le cas contraire. Ce test s'applique d'une manière séquentielle de $r = 0$, jusqu'à ce que $r = k-1$.

On distingue deux cas particuliers :

- ✓ Le rang de la matrice Π est égal à 0 : il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables;
- ✓ Si après avoir refusé les différentes hypothèses H_0 à la fin de la procédure on teste $H_0=k-1, H_1=k$. Si H_1 est accepté donc le rang de la matrice Π est égal à k dans ce cas il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables (on estime une relation de court terme basée sur un modèle VAR).

La forme générale d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) à K variables, (P) retards et (t) observations peut s'écrire sous la forme matricielle suivante où ε_t est un bruit blanc et u_t, v_t sont les matrices des résidus de dimension (k, n) avec $k =$ nombre de variables, $n =$ nombre d'observations ;

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_P Y_{t-P} + \varepsilon_t + \mu. \quad (16)$$

L'équation peut être réécrite sous la forme de différences:

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t + \mu. \quad (17)$$

Avec : $\Gamma_j = -(I_K - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_j)$ où : $j=1, \dots, p-1$ et I : la matrice identité
 $\Pi = -(I_K - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_p)$.

La condition nécessaire de mise en œuvre de deux démarches précédentes est que les séries soient toutes intégrées de même ordre $I(1)$. Cette exigence suppose alors que l'étude de la stationnarité de ces séries soit effectuée. De plus, l'application des tests de stationnarité sur des échantillons de petite taille conduit à des résultats qui manquent de puissance. Pour pallier cette insuffisance, le modèle ARDL (Auto Régressive Distributed Lag) de [Pesaran et al, 2001] propose une alternative pour ces modèles une nouvelle approche permettant d'obtenir de meilleures estimations sur des échantillons de petite taille.

De plus, l'approche de cointégration de [Pesaran et al, 2001] est plus générale, elle permet de tester les relations de long terme sur des séries qui ne sont pas intégrées d'un même ordre ($I(0)$ ou $I(1)$). Cette méthode exige par contre que l'ordre d'intégration des variables ne dépasse pas le 1. Avant de procéder à l'estimation du modèle ARDL il convient de déterminer au préalable le nombre de retard optimal du modèle ARDL et cela correspond au modèle qui minimise la statistique d'AIC.

Le modèle ARDL à correction d'erreur s'écrit de la manière suivante :

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta X_{t-i} + B_1 Y_{t-i} + B_2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Où : δ et λ représentent les coefficients de la relation de court terme.

B_1 et B_2 représentent les coefficients de la relation de long terme.

ε_t est un bruit blanc.

Les auteurs ont procédé au test suivant :

$H_0 : B_1 = B_2 = 0$ (Absence de cointégration) Contre l'hypothèse alternative ;

$H_1 : B_1 \neq B_2 \neq 0$ (Présence de cointégration).

Ces hypothèses sont testées à travers un test de Wald ou Fisher notée $F_{\text{statistique}}$ dont la valeur calculée est comparée aux valeurs critiques simulées par [Pesaran et al, 2001] suivant une loi non standard.

Ils ont défini deux valeurs critiques en fonction de l'ordre d'intégration des variables. Il définit une limite inférieure qui suppose que les variables sont $I(0)$ et une limite supérieure qui suppose que les variables sont stationnaires en différences premières ou intégrées d'ordre 1 (c'est pour cela on appelle le test ARDL l'approche aux bornes). La procédure de test est ainsi ;

- ✓ Si la valeur de Fisher calculée $>$ la borne supérieure \rightarrow on rejette H_0 il existe une relation de cointégration.
- ✓ Si la valeur de Fisher calculée $<$ la borne inférieure \rightarrow on accepte H_0 absence de relation de cointégration.
- ✓ Si ; la borne inférieure $<$ la valeur de Fisher calculée $<$ la borne supérieure \rightarrow pas de conclusion.

Enfin, la dernière étape et c'est la plus importante, c'est l'étude de la causalité entre les variables et c'est l'objectif ultime de notre recherche.

La causalité entre deux chroniques est généralement étudiée en termes d'amélioration de la prévision selon la caractérisation de [Granger 1969], ou en termes d'analyse impulsionnelle, selon les principes de Sims. Au sens de Granger, une série « cause » une autre série si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde. Selon Sims, une série peut être reconnue comme causale pour une autre série, si les innovations de la première contribuent à la variance d'erreur de prévision de la seconde. Entre ces deux principaux modes de la causalité, l'approche de Granger (1969) est la plus utilisée dans les recherches.

Le fondement de la causalité de Granger est la relation dynamique entre les variables. Pour ce faire, Granger considère, un modèle VAR d'ordre P défini de la façon suivante où Y_{1t} et Y_{2t} deux séries stationnaires :

$$\begin{cases} Y_{1t} = \gamma_1 + a_{11}Y_{1t-1} + a_{12}Y_{1t-2} + \dots + a_{1p}Y_{1t-p} + B_{11}Y_{2t-1} + B_{12}Y_{2t-2} + \dots + B_{1p}Y_{2t-p} + \varepsilon_{1t} & (19) \\ Y_{2t} = \gamma_2 + a_{21}Y_{1t-1} + a_{22}Y_{1t-2} + \dots + a_{2p}Y_{1t-p} + B_{21}Y_{2t-1} + B_{22}Y_{2t-2} + \dots + B_{2p}Y_{2t-p} + \varepsilon_{2t} & (20) \end{cases}$$

Le test consiste à poser les deux hypothèses suivantes :

Y_{2t} ne cause pas au sens de Granger Y_{1t} si l'hypothèse H_0 suivante est acceptée
 $B_{11} = B_{12} = B_{13} = \dots = B_{1p} = 0$
 Y_{1t} ne cause pas au sens de Granger Y_{2t} si l'hypothèse H_0 suivante est acceptée
 $a_{21} = a_{22} = a_{23} = \dots = a_{2p} = 0$

On teste ces deux hypothèses à l'aide du test de Fisher, on peut faire le test équation par équation :

$$\begin{cases} H_0 : B_{11}=B_{12}=B_{13}=\dots\dots\dots=B_{1p}=0 \text{ et } Y_{1t}=\gamma_1+a_{11}Y_{1t-1}+a_{12}Y_{1t-2}+\dots+a_{1p}Y_{1t-p} + \varepsilon_{1t} \\ H_1 : \text{au moins un des coefficients } B \neq 0, Y_{2t} \text{ cause } Y_{1t} . \end{cases}$$

Et :

$$\begin{cases} H_0 : a_{21}=a_{22}= a_{23}=\dots\dots\dots = a_{2p}=0 \text{ et } Y_{2t}=\gamma_2 +B_{21}Y_{2t-1}+B_{22}Y_{2t-2}+\dots\dots\dots+B_{2p}Y_{2t-p} + \varepsilon_{2t} \\ H_1 : \text{au moins un des coefficients } a \neq 0, Y_{1t} \text{ cause } Y_{2t} \end{cases}$$

La statistique du test du Fisher notée F_c est donnée par :

$$F_c = \frac{(SCRC - SCRNC) / C}{SCRNC / (n - k - 1)} \text{ suit une loi de Fisher } F_c, (c, n - k - 1) \text{ degré de liberté à un seuil donné, avec :}$$

c : le nombre de contraintes.

SCRC : somme des carrés des résidus du modèle contraint.

SCRNC : somme des carrés des résidus du modèle non contraint.

n : nombre d'observations.

k : le nombre de variables du système.

Si : $F_c > F_{\text{table}}$ on rejette H_0 , alors Y_{2t} cause Y_{1t} au sens de Granger et on suit la même procédure pour vérifier s'il existe un sens de causalité dans l'autre sens.

Dans le cas où, il existe une relation de causalité entre les variables, qui peut aller dans un seul sens, on dit que la causalité est unidirectionnelle, ou dans les deux sens, on parle de causalité bidirectionnelle.

Ce chapitre se compose de deux parties. Dans la première, nous avons fait une description théorique et statistique des variables que nous jugeons pertinentes pour notre étude et dans la deuxième partie, on a présenté la méthodologie adoptée pour modéliser les séries des variables non stationnaires et pour déterminer la relation existante entre ces dernières.

Chapitre 04

Étude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

en Algerie (1970-2018)

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Après avoir présenté les données, la méthodologie qu'on utilise pour la stationnarisation des séries temporelles et les méthodes utilisées pour chercher une éventuelle relation entre les variables, ce chapitre est consacré à la recherche des relations qui peuvent exister entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie (1970-2018).

La consommation d'électricité résidentielle et industrielle :

1. Spécification des modèles :

Pour approfondir notre analyse, nous avons consacré cette première partie à une étude sectorielle de la consommation d'électricité dont la consommation d'électricité résidentielle et la consommation d'électricité industrielle. Les modèles sous la forme fonctionnelle peuvent s'écrire comme suit :

$$CEI_t = F(PIB/H_t, VAI_t) \quad (21)$$

$$CER_t = F(RDBM_t, POPT_t) \quad (22)$$

Toutes les séries ont été transformées en logarithme. Cette transformation à l'avantage d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité et d'interpréter les coefficients en terme des élasticités, la spécification des deux modèles se présente comme suite :

$$\text{Log}(CEI)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(PIB/H_t) + \alpha_2 \text{Log}(VAI_t) + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\text{Log}(CER_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(RDBM_t) + \beta_2 \text{Log}(POPT_t) + \mu_t \quad (24)$$

Avec ε_t, μ_t les termes de l'erreurs, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_0, \beta_1$ et β_2 : les paramètres d'estimation ;

$\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2 > 0$ Et :

$\text{Log}(CEI_t)$: le logarithme de la consommation d'électricité industrielle à l'instant t ;

$\text{Log}(PIB/H_t)$: le logarithme du produit intérieur brut par habitant à l'instant t ;

$\text{Log}(VAI_t)$: le logarithme de la valeur ajoutée industrielle à l'instant t ;

$\text{Log}(CER_t)$: le logarithme de la consommation d'électricité résidentielle à l'instant t ;

$\text{Log}(RDBM_t)$: le logarithme du revenu disponible brut des ménages à l'instant t ;

$\text{Log}(POPT_t)$: le logarithme de la population totale à l'instant t

L'estimation des deux modèles avec la méthode des MCO donne les résultats suivants :

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N° 15 : Estimation par les MCO de la relation entre la consommation d'électricité industrielle, le PIB/H et la valeur ajoutée industrielle

Dépendent Variable: LOG(CEI)				
Method: Least Squares				
Date: 05/04/19 Time: 20:33				
Sample: 1970 2018				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.22239	3.291703	-4.624471	0.0000
LOG(PIB/H)	2.343870	0.441781	5.305501	0.0000
LOG(VAI)	0.296267	0.040029	7.401362	0.0000
R-squared	0.888225	Mean dependent var		7.388565
Adjusted R-squared	0.883365	S.D. dependent var		0.926258
S.E. of regression	0.316334	Akaike info criterion		0.595235
Sum squared resid	4.603095	Schwarz criterion		0.711060
Log likelihood	-11.58325	Hannan-Quinn criter.		0.639179
F-statistic	182.7705	Durbin-Watson stat		0.492541
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

Les résultats d'estimation s'écrivent de la manière suivante :

$$\text{Log}(CEI_t) = -15.22 + 2.34\text{Log}(PIB/H_t) + 0.29\text{Log}(VAI_t) + \varepsilon_t \quad (25)$$

[4.62] [5.30] [7.40]

$$F_c = 182.77 \quad R^2 = 88.82\% \quad DW = 0.49$$

Tableau N°16 : Estimation par les MCO de la relation entre la consommation d'électricité résidentielle, le revenu disponible brut des ménages et la population totale

Dependent Variable: LOG(CER)				
Method: Least Squares				
Date: 05/04/19 Time: 20:36				
Sample: 1970 2018				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-98.83647	21.63726	-4.567883	0.0000
LOG(RDBM)	-0.432776	0.209391	-2.066827	0.0444
LOG(POPT)	6.559506	1.428795	4.590936	0.0000
R-squared	0.936849	Mean dependent var		7.491619
Adjusted R-squared	0.934103	S.D. dependent var		1.169671
S.E. of regression	0.300259	Akaike info criterion		0.490925
Sum squared resid	4.147141	Schwarz criterion		0.606751
Log likelihood	-9.027658	Hannan-Quinn criter.		0.534869
F-statistic	341.2068	Durbin-Watson stat		0.340586
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats d'estimation s'écrivent de la manière suivante :

$$\text{Log}(CER_t) = -98.83 - 0.43\text{Log}(RDBM_t) + 6.55\text{Log}(POPT_t) + \mu_t \quad (26)$$

[4.56] [2.06] [4.59]

$$F_c = 341.20 \quad R^2 = 93.68\% \quad DW = 0.34$$

[.] représente les statistiques de Student associées aux coefficients du modèle concerné.

Interprétation des résultats d'estimation :

$\alpha_0 = -15.22$ représente le logarithme de la consommation d'électricité industrielle lorsque le produit intérieur brut par habitant et la valeur ajoutée industrielle sont à l'unité ;

$\alpha_1 = 2.34$ représente l'élasticité de la consommation d'électricité industrielle par rapport au PIB par habitant. Une hausse de 1% du PIB/H entraîne une augmentation de 2.34% de la consommation d'électricité industrielle.

$\alpha_2 = 0.29$ représente l'élasticité de la consommation d'électricité industrielle par rapport à la valeur ajoutée industrielle. Une hausse de 1% de la valeur ajoutée industrielle entraîne une augmentation de 0.29% de la consommation d'électricité industrielle.

$\beta_0 = -98,83$ représente le logarithme de la consommation d'électricité résidentielle lorsque le revenu disponible brut des ménages et la population totale sont à l'unité

$\beta_1 = -0.43$ représente l'élasticité de la consommation d'électricité résidentielle par rapport au revenu disponible brut des ménages. Pour un accroissement de 1% du revenu disponible des ménages, la consommation résidentielle d'électricité décroît de 0,43% (le revenu disponible brut des ménages influence négativement sur la consommation résidentielle d'électricité).

$\beta_2 = 6.55$ représente l'élasticité de la consommation d'électricité résidentielle par rapport à la population totale. Une hausse de 1% de la population totale entraîne une augmentation de 6.55% de la consommation d'électricité résidentielle.

L'estimation des deux modèles montre que les résultats sont interprétables sur le plan économique et statistique, tous les coefficients sont significatifs c'est-à-dire que les statistiques de Student associées aux coefficients des deux modèles (4.62), (5.30), (7.40), (4.56), (2.06) et (4.59) sont supérieures à la valeur critique tabulée par Student au seuil de 5% (1.96) et de même les probabilités associées aux coefficients sont inférieures au seuil de 5%.

La qualité de l'ajustement pour le premier modèle de la consommation d'électricité résidentielle correspond au rapport entre l'information totale sur la consommation industrielle d'électricité et l'information effectivement reconstituée à partir des connaissances procurées par la combinaison des variables explicatives. Cette qualité d'ajustement varie entre 0% (les variables sélectionnées n'apportent aucun élément de prévision sur la consommation d'électricité industrielle) et 100% (la connaissance des valeurs des variables explicatives permet de prévoir intégralement les valeurs de la consommation d'électricité industrielle) et dépend de l'intensité de la corrélation entre la consommation d'électricité industrielle et ses déterminants. Elle peut se calculer ou se mesurer directement à l'aide du coefficient de détermination, c'est-à-dire du carré du coefficient de corrélation. D'après les résultats d'estimation le R^2 est égale à 0.8882, donc la variabilité de la consommation d'électricité industrielle est expliquée par le produit intérieur brut

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

par habitant et la valeur ajoutée industrielle à 88.82 % la qualité d'ajustement est donc bonne. Ainsi, pour le deuxième modèle où la qualité d'ajustement $R^2 = 93.63\%$ montre que la variabilité totale de la consommation d'électricité résidentielle est expliquée par le revenu disponible brut et la population totale à 93.63% donc la qualité d'ajustement est bonne aussi.

Selon le test de Fisher qui se fonde sur l'équation d'analyse de la variance, il existe bien une relation entre les variables explicatives et la consommation d'électricité (industrielle et résidentielle). La statistique de Fisher obtenue de la régression pour les deux modèles est respectivement 182.77 et 341.20 sont largement supérieures à la valeur critique au seuil de 5%. On peut conclure que les deux modèles sont globalement significatifs c'est-à-dire que on peut considérer que le PIB/H et la valeur ajoutée industrielle sont des déterminants de la consommation industrielle d'électricité et de même pour le deuxième modèle où on peut considérer que le revenu disponible brut des ménages et la population totale comme des déterminants de la consommation d'électricité résidentielle.

Pour vérifier l'auto-corrélation des résidus, nous utiliserons le test de Durbin Watson qui détecte l'auto-corrélation d'ordre 1. Cette statistique varie entre 0 et 4 et nous avons $DW=2$ lorsque $\rho = 0$, elle dépend de deux valeurs d_1 et d_2 tabulées en fonction du nombre d'observations et le nombre de variables explicatives, constante exclue. Dans les deux modèles, la statistique de DW égale à 0.49 et 0.34 pour le premier et le deuxième modèle respectivement. Vu que pour les deux modèles, on a le nombre d'observation et le nombre de variables explicatives est le même donc on a les mêmes valeurs de d_1 et d_2 . On compare les valeurs des statistiques de DW aux valeurs d_1 et d_2 au seuil de 5%, soit 1,46 et 1,63 respectivement. On a 0.49 et 0.34 appartiennent à l'intervalle $[0 ; 1.46]$ Ceci nous permet de conclure qu'il y'a une auto-correlation positive des erreurs pour les deux modèles. Cette auto-correlation des erreurs est probablement due à la non stationnarité des variables et pour cela on passe à l'étude des propriétés stochastiques des séries.

2. Etude des propriétés stochastiques des séries

Pour éviter les régressions fallacieuses et par conséquent interpréter les résultats d'une manière erronée, la première étape de l'analyse économétrique est l'étude de la stationnarité des séries temporelles. Ceci va nous permettre de détecter la nature de la non stationnarité (TS ou DS) et de choisir la méthode de stationnarisation appropriée.

Une première intuition concernant la stationnarité des séries peut être fournie par une étude de la représentation graphique¹.

Sur le plan économétrique, une tendance à la hausse reflète que la série n'est pas stationnaire en espérance donc dans ce cas on peut dire que la série est générée par un processus TS. Dans le cas où les fluctuations sont persistantes, la série est générée par un processus DS.

Le graphique du PIB par habitant montre que la série est non stationnaire, elle possède des fluctuations à la hausse et à la baisse donc la série PIB/H est générée par un processus DS. Les graphiques de la consommation d'électricité industrielle et de la valeur ajoutée industrielle montrent que les séries sont non stationnaires, elles possèdent une tendance à la hausse donc les séries sont peut être générées par un processus TS. Les graphiques des séries ; la consommation d'électricité résidentielle, le revenu disponible brut des ménages et la population totale montrent qu'elles sont pas stationnaires, elles possèdent les trois une tendance à la hausse ce que fait que toutes ces séries peuvent être générées par un processus TS.

¹ Voir annexe 01

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Cependant les graphiques des séries en différence² (la consommation d'électricité industrielle, le produit intérieur brut, la valeur ajoutée industrielle et la consommation d'électricité résidentielle) montrent qu'elles sont stationnaires et pour les graphiques des deux séries du revenu disponible brut des ménages et de la population totale montrent qu'elles sont stationnaires en deuxième différence.

Cette intuition peut être renforcée par l'étude des corrélogrammes³ (l'analyse des autocorrélations) des séries. En observant le corrélogramme de la série consommation d'électricité industrielle, nous constatons une décroissance lente et progressive des autocorrélations ce qui caractérise bien un processus non stationnaire. Dans ce cas la composante tendancielle est dominante donc on peut suggérer que la série est générée par un processus TS. On constate que les premiers coefficients d'autocorrélation et d'autocorrélation partielles sont significatifs et correspond à un modèle ARIMA. Et de même les probabilités associées aux coefficients d'autocorrélation et d'autocorrélation partielles sont inférieures au seuil de 5%, on peut même ajouter qu'elles sont toujours nulles, ce qui signifie que l'on a 0% de chances de rejeter à tort l'hypothèse nulle de nullité des coefficients d'autocorrélation (les erreurs sont dépendantes). Ce qui confirme encore une fois que la série n'est pas stationnaire.

Les corrélogrammes des séries : la valeur ajoutée industrielle, la consommation d'électricité résidentielle, le revenu disponible brut des ménages et celui de la population totale donnent les mêmes indications.

Pour le corrélogramme de la série du PIB/H, on constate une décroissance et fluctuation des coefficients d'autocorrélation avec 3 coefficients d'autocorrélation et 1 coefficient d'autocorrélation partielle non nuls cela correspond à un modèle ARIMA. Et de même les probabilités associées aux coefficients d'autocorrélations sont inférieures à 5% ce que confirme la non stationnarité de la série et l'autocorrélation des erreurs. Dans ce cas le processus générateur de la série est un DS. Cependant les corrélogrammes des séries en différence indiquent que les séries sont stationnaires (les coefficients d'autocorrélations des séries convergent rapidement vers zéro) à l'exception des séries du revenu disponible brut des ménages et de la population totale où c'est le corrélogramme des séries en deuxième différence qui indique la stationnarité donc selon l'analyse des corrélogrammes, on peut conclure que les séries de la consommation d'électricité industrielle, du produit intérieur brut par habitant, de la valeur ajoutée industrielle et de la consommation d'électricité résidentielle sont intégrées d'ordre 1 et les séries de la population totale et du revenu disponible brut des ménages sont intégrés d'ordre 2 puisqu'il faut les différencier une fois et deux fois respectivement pour les rendre stationnaires.

Il est ensuite nécessaire de vérifier cette intuition en appliquant des tests de racine unitaire dans notre étude c'est les tests de l'ADF et de Phillips – Perron qui seront utilisés.

Avec le test de Dicky - Fuller Augmenté, on va pouvoir tester la stationnarité des séries en prenant en compte l'autocorrélation des erreurs. La procédure consiste d'abord à choisir le nombre de retards optimal de sorte à blanchir les résidus de la régression. On va déterminer le nombre de retard optimal par le biais de la méthode de minimisation des critères d'information. Pour ce faire, nous allons pratiquer le test de racine unitaire de Dicky- Fuller et pour les différents retards allant de $p = 0$ à p_{\max} . On prendra comme référence $p_{\max} = 4$. Les résultats sont les suivants⁴ ;

² Voir annexe 02

³ Voir annexe 03 et 04

⁴ Voir annexe 05

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N° 17 : le nombre de retard des séries

Séries	Log(CEI)	Log(PIB/H)	Log(VAI)	Log(CER)	Log(POPT)	Log(RDBM)
Retard optimal	3	2	1	3	3	1

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'EvIEWS.

Comme c'était déjà mentionné dans la partie méthodologies, le test de Dicky Fuller Augmenté consiste à vérifier l'hypothèse nulle $H_0 : p=0$ contre l'alternative $H_1 : p < 0$ et il est basé sur l'estimation des moindres carrés des trois modèles où on commence d'abord le test sur les séries en niveau et ensuite sur les séries en différence en cas où les séries en niveau fond preuve de l'existence d'une racine unitaire.

Tableau N° 18 : Résultats de test ADF sur les séries en niveau et en différence⁵

Modèles Séries	Test ADF sur les séries en niveau								Ordre d'intégration
	Modèle 03		Modèle 02				Modèle 01		
	β	T_{ADF}	C	T_{ADF}	P	T_{ADF}	P	T_{ADF}	
$Log(CEI_t)$	2.04	2.79	1.64	2.54	–	–	2.13	-1.94	I(1)
$Log(VAI_t)$	0.16	2.79	4.08	2.54	-3.36	-2.92	–	–	I(0)
$Log(PIB/H_t)$	1.63	2.79	0.67	2.54	–	–	1.10	-1.94	I(1)
$Log(CER_t)$	2.29	2.79	3.04	2.54	-2.60	-2.92	–	–	I(1)
$Log(POPT_t)$	2.46	2.79	1.58	2.54	–	–	0.71	-1.94	I(2)
$Log(RDBM_t)$	0.14	2.79	2.91	2.54	-2.16	-2.92	–	–	I(2)
Test ADF sur les séries en 1 ^{ère} différence									
$\Delta(Log(CEI_t))$	–	–	–	–	–	–	-3.81	-1.94	I(0)
$\Delta(Log(PIB/H_t))$	–	–	–	–	–	–	-2.65	-1.94	I(0)
$\Delta(Log(CER_t))$	–	–	–	–	-4.53	-2.92	–	–	I(0)
$\Delta(Log(POPT_t))$	–	–	–	–	–	–	-1.05	-1.94	I(1)
$\Delta(Log(RDBM_t))$	–	–	–	–	-2.39	-2.92	–	–	I(1)
Test ADF sur les séries en 2 ^{ème} différence									
$\Delta(\Delta(Log(POPT_t)))$	–	–	–	–	–	–	-3.93	-1.94	I(0)
$\Delta(\Delta(Log(RDBM_t)))$	–	–	–	–	-4.17	-2.92	–	–	I(0)

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'EvIEWS.

Les résultats du test de Dicky Fuller Augmenté sur la série de la consommation d'électricité industrielle au seuil de 5% indiquent que la statistique de Student associée à la tendance (2.04) est inférieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller (2.79) dans ce cas nous acceptons l'hypothèse $H_0 : \beta=0$ où on admet que la série n'est pas générée par un processus TS ; on passe au deuxième modèle pour tester la significativité de la constante, on a la statistique de student associée est de (1.64) est inférieure à la valeur critique de la table (2.54) de Dicky Fuller ce qui nous conduit à accepter l'hypothèse de la non significativité de la constante donc on passe à l'estimation du premier modèle où on vérifie l'existence d'une racine unitaire, on constate que la statistique de student associée à la racine unitaire (2.13) est supérieure à la valeur critique de la table (-1.94) dans ce cas on accepte l'hypothèse d'existence de racine unitaire dans la série

D'après ces résultats on peut dire que le processus générateur de la série est un DS sans dérive. On passe à l'application du test sur la série en différence, les résultats indiquent que au seuil de 5% la statistique de student associée à la racine unitaire (-3.81) est inférieure à la valeur

⁵ Voir annexe 06, 07 et 08

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

critique ce résultat nous conduit à l'acceptation de l'hypothèse de la stationnarité et on admet que le processus générateur de la série en différence est un AR(1) stationnaire.

Les résultats d'estimation de la série de la valeur ajoutée industrielle au seuil de 5% montrent que la tendance dans le modèle [03] est non significative vue que la statistique de student associée (0.16) est largement inférieure à la valeur critique tabulée (2.79) donc le processus générateur de la série ne peut pas être un TS. Ensuite en passe à l'estimation du modèle [2] où on a la statistique de student (4.07) est supérieure à la valeur de la table (2.54) ce que nous conduit à accepter l'hypothèse de la significativité de la constante donc l'existence de cette dernière dans le modèle. Dans ce même modèle on teste l'existence de la racine unitaire, les résultats montrent que la statistique de student associée à la racine unitaire (-3.63) est inférieure à la valeur de la table de Dicky Fuller ce que nous conduit à accepter l'hypothèse $H_1 : \rho < 0$ de l'absence de la racine unitaire dans la série donc la série de la valeur ajoutée industrielle est stationnaire en niveau.

Les résultats de l'estimation du modèle [3] de la série du PIB/H montrent que la statistique de student (1.63) est largement inférieure à la valeur de la table de Dicky Fuller Augmenté (2.79) dans ce cas on accepte l'hypothèse $H_0 : \beta=0$ donc le coefficient de la tendance est non significatif. On passe à l'estimation du modèle [2], les résultats indiquent que la statistique de student associée au coefficient de la constante (0.61) est largement inférieure à la valeur tabulé par Dicky Fuller (2.54) ce que nous conduit à l'acceptation de l'hypothèse $H_0 : C=0$ donc le modèle ne contient pas une constante. On passe à l'estimation du modèle [1] qui consiste à tester le coefficient de la racine unitaire, le résultat indique que la statistique ADF associée au coefficient de la racine unitaire (1.10) est supérieure à la valeur de la table de Dicky Fuller (-1.94) ce résultat nous amène à accepter l'hypothèse nulle de la présence de la racine unitaire dans le modèle donc la série n'est pas stationnaire en niveau, elle est générée par un processus DS sans dérive. Pour stationnariser la série du PIB on passe à l'application du test sur la série en différence. Les résultats indique que la série en différence suit un AR(1) vue que la statistique de student associée au coefficient de la racine unitaire (-2.65) est inférieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller (-1.94) au seuil de 5%.

Les résultats du test ADF du modèle [3] de la série consommation d'électricité résidentielle au seuil de 5% indiquent que la série ne possède pas une tendance puisque on a la statistique de student (2.29) est inférieure à la valeur de la table de Dicky Fuller (2.79) ce que nous a conduit à accepter l'hypothèse $H_0 : \beta= 0$ donc on écarte l'hypothèse que la série peut être généré par un processus TS. On passe à l'estimation du modèle [2], les résultats montrent que la constante est significative vue que la statistique de student associée au coefficient de la constante (3.04) est supérieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller (2.54), dans le même modèle on teste la racine unitaire, le résultat indique que la valeur ADF associée au coefficient de la racine unitaire (-2.60) est supérieure à la valeur critique au seuil de 5% (-2.92) ce que nous conduit à rejeter l'hypothèse de la stationnarité de la série donc le processus générateur de la série est un DS avec dérive. On passe à l'estimation du modèle [2] mais cette fois ci avec la série en différence, le résultat indique que la statistique ADF (-4.53) est inférieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller au seuil de 5% (-2.92). On peut conclure que la série consommation d'électricité résidentielle en différence est générée par un processus autorégressif d'ordre 1 stationnaire.

Les résultats d'application du test ADF sur la série population totale au seuil de 5% montrent que la série ne possède pas une tendance de fait que la statistique de student (2.46) associée au coefficient de la tendance est inférieure à la valeur de la table de Dicky Fuller (2.79) donc on a accepté l'hypothèse $H_0 : \beta= 0$. On passe à l'estimation du modèle [2] pour tester la significativité de la constante, le résultat indique que la statistique de student (1.58) est inférieure à la valeur de la table de Dicky Fuller (2.54) donc le modèle ne contient pas une constante. On passe

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

à l'estimation du modèle [1], le résultat indique la présence de la racine unitaire dans le modèle vu que la statistique ADF associée au coefficient de la racine unitaire (0.71) est supérieure à la valeur de la table de Dicky Fuller (-1.94) au seuil de 5% donc on a accepté l'hypothèse $H_0 : p=0$, après l'estimation des trois modèles sur la série en niveau on conclue que la série est générée par un processus DS sans dérive. Les résultats d'application du test sur la série en différence indiquent que la statistique ADF associée au coefficient de la racine unitaire (-1.05) est supérieure à la valeur critique de la table (-1.94) ce résultat nous conduit à accepter l'hypothèse de la non stationnarité de la série en première différence. Dans ce cas, on passe à l'estimation de la série en deuxième différence, le résultat nous conduit à l'acceptation de l'hypothèse $H_1 : p < 0$ puisque la statistique ADF (-3.93) est inférieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller (-1.94) au seuil de 5%. Tous ces résultats fondent la preuve que le processus générateur de la série en deuxième différence est un autorégressif d'ordre (1) stationnaire.

L'estimation du modèle [3] de la série revenu disponible des ménages au seuil de 5% montre l'absence de la composante tendancielle dans la série puisque la statistique de student associée au coefficient de la tendance (0.14) est largement inférieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller Augmenté (2.79) ce que nous a conduit à rejeter l'hypothèse de la significativité de la tendance donc la série ne peut pas être générée par un processus TS. On passe à l'estimation du modèle [2], les résultats indiquent que la statistique de student associée au coefficient de la constante (2.91) est supérieure à la valeur critique de la table de Dicky Fuller Augmenté (2.54) ce que nous conduit à accepter l'hypothèse de la significativité de la constante. On reste dans le modèle [2], on teste l'hypothèse de l'existence ou non d'une racine unitaire, les résultats indiquent que la statistique ADF (-2.16) est supérieure à la valeur critique de la table (-2.92) donc on accepte $H_0 : p=0$ et on rejette l'hypothèse de la stationnarité de la série. Pour stationnariser la série on passe à l'application du test ADF sur la série en différence, le résultat indique que la statistique ADF (-2.39) associée au coefficient de la racine unitaire est supérieure à la statistique ADF (-2.92) ce que nous conduit à rejeter une autre fois l'hypothèse de la stationnarité de la série en différence. Dans ce cas, on passe à l'estimation de la série en deuxième différence, les résultats indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de la non stationnarité de la série donc la série revenu disponible est stationnaire en deuxième différence et elle suit un processus AR(1) stationnaire.

Le test de Phillips-Perron :

Comme dans le cas du test ADF, les hypothèses à vérifier et les modèles à estimer restent identiques. Avant de commencer l'estimation avec le test de Phillips-Perron, nous devons déterminer le paramètre de troncature « l » dans le calcul de la variance de long terme des résidus, le plus utilisé est celui proposé par Newey et West tel que :

$$l = \text{int} [4*(N/100)^{2/9}]$$

Où N est le nombre d'observations totales et $\text{int} [X_t]$ désigne la partie entière de X_t .

Cependant on retient en général $l = N^{1/4}$; on aurait donc $l = 2.64$ ($N=49$) mais le logiciel Eviews 10 sélectionne automatiquement la troncature.

Nous allons procéder au test de Phillips-Perron pour les 3 modèles, nous suivons la procédure habituelle et commencerons par le modèle le moins contraint, le modèle n°3, pour finir avec le modèle le plus contraint, le modèle n°1.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N° 19: Résultats de test Phillips-perron sur les séries en niveau et en différence⁶.

Modèles Séries	Test Phillips-Perron sur les séries en niveau										Ordre d'intégration
	Modèle 03				Modèle 02				Modèle 01		
	β	T _{PP}	p	T _{PP}	C	T _{PP}	P	T _{PP}	P	T _{PP}	
$Log(CEI_t)$	7.44	2.79	-9.84	-3.50	-	-	-	-	-	-	TS
$Log(VAI_t)$	0.37	2.79	-	-	6.05	2.54	-4.83	-2.92	-	-	I(0)
$Log(PIB/H_t)$	1.29	2.79	-	-	1.35	2.54	-	-	1.99	-1.94	I(1)
$Log(CER_t)$	11.11	2.79	-12.42	-3.50	-	-	-	-	-	-	TS
$Log(POPT_t)$	0.57	2.79	-	-	7.65	2.54	-4.12	-2.92	-	-	I(0)
$Log(RDBM_t)$	0.95	2.79	-	-	6.02	2.54	-2.47	-2.92	-	-	I(1)
Test de Phillips- Perron sur les séries en difference											
$\Delta(Log(PIB_t))$	-	-	-	-	-	-	-	-	-8.14	-1.94	I(0)
$\Delta(Log(RDBM_t))$	-	-	-	-	-	-	-3.56	-2.92	-	-	I(0)

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

Les résultats d'estimation du modèle [03] de la série consommation d'électricité industrielle montrent que la statistique de student associée au coefficient de la tendance (7.44) est largement supérieure à la valeur critique de Phillips-Perron (2.79) donc on accepte l'hypothèse $H_1 : \beta \neq 0$. Pour savoir le processus générateur de la série on teste l'existence de la racine unitaire dans le modèle [3]. Les résultats indiquent que la statistique de Phillips-Perron associée au coefficient de la racine unitaire (-9.84) est largement inférieure à la valeur critique de la table (-3.50) dans ce cas on accepte l'hypothèse $H_1 : p < 0$ donc la série est générée par un processus TS.

Les résultats d'estimation de la série de la valeur ajoutée industrielle au seuil de 5% montrent que la série ne possède pas une composante tendancielle puisque la statistique associée au coefficient de la tendance (0.37) est largement inférieure à la valeur critique (2.79) c'est pour cela on accepte l'hypothèse $H_0 : \beta = 0$. On passe à l'estimation du modèle [2] pour la significativité de la constante, le résultat indique que la statistique de student (6.05) est largement supérieure à la valeur critique de Phillips-perron (2.54) ce résultat nous conduit à l'acceptation de l'hypothèse $H_1 : C \neq 0$ ce que nous permet d'accepter l'existence de la constante dans le modèle. On reste dans le modèle [2] pour tester la constante, les résultats indiquent que la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (-4.83) est inférieure à la valeur critique de la table (-2.92) ce que nous conduit à accepter l'hypothèse $H_1 : p < 0$ donc la série de la valeur ajoutée industrielle est stationnaire on niveau.

Les résultats d'estimation du modèle [3] de la série du PIB/H au seuil de 5% indiquent que la statistique associée à la composante tendancielle (1.29) est inférieure à la valeur critique (2.79) donc on accepte $H_0 : \beta = 0$ ce résultat fait preuve que le processus générateur de la série ne peut pas être un TS. On passe à l'estimation du modèle [2], le résultat montre que la statistique de student est inférieure à la valeur critique de la table ce que nous conduit à rejeter l'hypothèse de l'existence de la constante dans le modèle, ensuite on passe au modèle [1] pour tester la racine unitaire où les résultats indiquent que la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (1.99) est supérieure à la valeur critique de Phillips-Perron(-1.94) donc la série est générée par un processus DS sans dérive. Pour stationnariser la série on passe à l'application du test de Phillips – Perron sur la série en différence, les résultats indiquent que la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (-8.14) est inférieure à la valeur critique de la table (-1.94) donc on accepte l'hypothèse $H_1 : p < 0$ la série en difference est stationnaire et elle suit un processus AR(1) stationnaire.

⁶ Voir annexe 09 et 10

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats d'application du test de Phillips-Perron sur la série consommation d'électricité résidentielle au seuil de 5% indique que la statistique associée à la composante tendancielle (11.11) est largement supérieure à la valeur critique de la table qui correspond au modèle [3] (2.79) donc on accepte $H_1 : \beta \neq 0$. Pour détecter le processus générateur de la série on teste le coefficient de la racine unitaire dans le modèle [3]. Les résultats nous conduisent à l'acceptation de l'hypothèse $H_1 : \rho < 0$ donc la série est générée par un processus TS.

L'estimation du modèle [3] de la série population totale au seuil de 5% indique que la statistique de student associée à la composante tendancielle (0.57) est inférieure à la valeur critique de la table (2.79) donc on accepte l'hypothèse de la non significativité de la tendance. On passe à l'estimation du modèle [2], les résultats indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de la non significativité de la constante ensuite sur le même modèle on teste la racine unitaire, les résultats indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de l'existence de la racine unitaire puisque la valeur de la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (-4.12) est inférieure à la valeur de la table (-2.92) donc la série est stationnaire en niveau.

Les résultats d'application du test de Phillips-Perron sur la série du revenu disponible brut des ménages au seuil de 5% montrent que la statistique de student associée au coefficient de la tendance (0.95) est largement inférieure à la valeur critique de la table (2.79) donc on accepte l'hypothèse $H_0 : \beta = 0$ donc la série ne peut pas être générée par un processus TS. On passe à l'estimation du modèle [2], les résultats indiquent que la statistique de student (6.02) associée au coefficient de la constante est supérieure à la valeur de la table (2.54) donc on accepte $H_1 : c \neq 0$ d'où on admet l'existence de la constante dans le modèle, dans le même modèle, on teste l'hypothèse de la racine unitaire, les résultats indiquent l'existence de la racine unitaire donc la série est non stationnaire en niveau et pour la stationnariser on passe à l'application du test sur la série en différence. Les résultats indiquent que la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (-3.56) est inférieure à la valeur critique de la table (-2.92) donc on accepte l'hypothèse de la stationnarité.

3. La recherche de la relation de long terme et les relations de causalité entre les variables

Les résultats des tests de racine unitaire indiquent que les séries sont intégrées d'ordre différent, pour tester l'existence d'une relation de long terme entre les variables, le test le plus adapté dans ce cas est le test des limites « bounds test » dans un modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL (Auto Regressive Distributive Lags) développé par [Pesaran et Shin, 1997] et [Pesaran, Shin et Smith, 2001]. En raison de son caractère peu contraignant, cette technique est de plus en plus utilisée comme alternative aux tests de cointégration usuels (test de cointégration d'Engel et Granger [1987] et de Johansen [1988]) à causes de sa flexibilité et de même il offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme.

Dans cette partie, nous allons essayer de trouver une éventuelle relation existante entre les variables utilisées pour cela, nous utilisons le test de cointégration proposé par [Pesaran et al, 2001]. Nous commençons d'abord par le modèle de la consommation d'électricité résidentielle et ensuite le modèle de la consommation d'électricité industrielle.

3.1. La consommation d'électricité résidentielle

1. Test de cointégration de Pesaran et all (2001) :

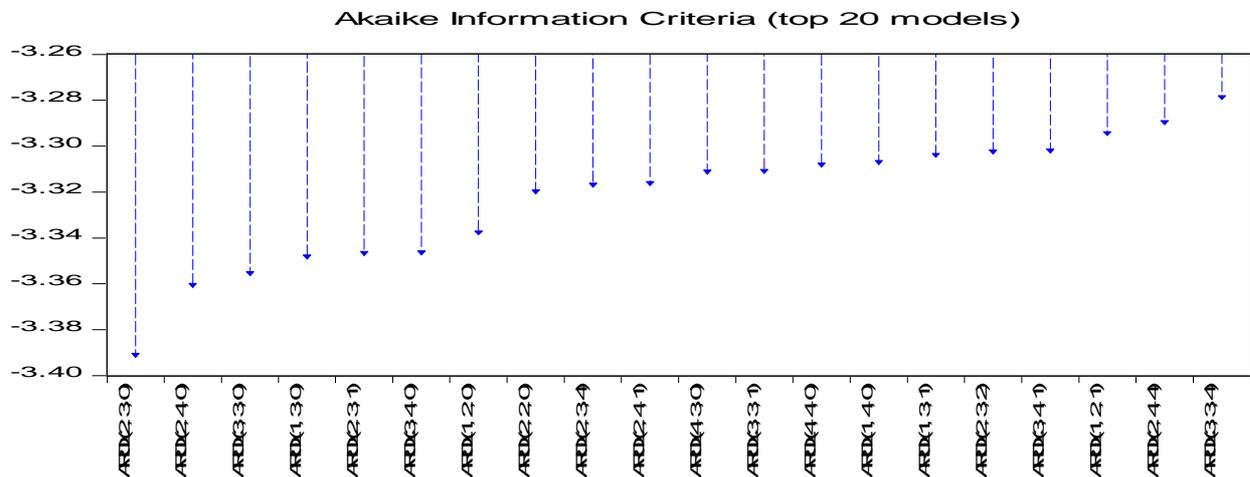
Le test de cointégration de [Pesaran et all] nécessite au préalable de déterminer le décalage optimal et faire recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre séries.

Estimation du modèle ARDL et décalage optimal :

Nous allons nous servir du critère d'information d'Akaike (AIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec moins de paramètres.

Ci-dessous les résultats d'estimation du modèle ARDL.

Figure N° 11 : détermination du nombre de retard du modèle ARDL



Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews

A partir du graphe ci-dessus, le modèle ARDL (2.3.0) est le meilleur modèle car il correspond à la valeur minimale du critère d'information AIC.

Tableau N°20: l'estimation du modèle de la consommation résidentielle par la méthode ARDL :

Dépendent variable : Log (CER), ARDL (2.3.0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
Log (CER (-1))	0.359832	0.159982	2.249197	0.0304
Log (CER (-2))	0.215502	0.109510	1.967869	0.0564
Log(RDBM)	0.112025	0.114871	0.975230	0.3356
Log (RDBM(-1))	-0.367207	0.183116	-2.005332	0.0521
Log (RDBM (-2))	0.028284	0.192638	0.146827	0.8840
Log (RDBM (-3))	0.268560	0.123976	2.166231	0.0366
Log (POPT)	0.874977	0.319131	2.741751	0.0093
C	-12.15408	4.776252	-2.544691	0.0151
R-squared	0.998313	F-statistic		3213.287
Adjusted R-squared	0.998003	Prob (F-statistic)		0.000000
S.E. of regression	0.040452	Durbin-Watson stat		2.040178

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews .

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Le modèle de la consommation résidentielle d'électricité estimée par la méthode ARDL s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \text{Log}(CEI_t) = & -12.15 + 0.35\text{Log}(CER_{t-1}) + 0.21\text{Log}(CER_{t-2}) + 0.11\text{Log}(RDBM_t) - \\ & [2.54] \quad [2.24] \quad [1.96] \quad [0.97] \\ & 0.36\text{Log}(RDBM_{t-1}) + 0.02\text{Log}(RDBM_{t-2}) + 0.26\text{Log}(RDBM_{t-3}) + 0.87\text{Log}(POPT_t) \quad (27) \\ & [2.00] \quad [0.14] \quad [2.16] \quad [2.74] \end{aligned}$$

$$F_C = 3213.28 \quad R^2 = 99.83\%.$$

Les résultats d'estimations montrent que les statistiques associées aux coefficients sont toutes supérieures à la valeur critique de la table de Student (1,96) au seuil de 5%, à l'exception de la statistique associée aux coefficients des variables du revenu disponible brut des ménages et retardé, car les valeurs de Student associées sont inférieures à la valeur critique de la table de Student (1,96) au seuil de 5%. La qualité d'ajustement $R^2 = 99.83\%$ montre que la variabilité totale de la consommation d'électricité résidentielle est expliquée par le revenu disponible brut et la population totale à 99.83%. La statistique de Fisher associée (3213.28) est largement supérieure à la valeur de la table de Fisher au seuil de 5%, la valeur de l'écart type d'erreur est de 0.04. La précision de l'ajustement est appréciable.

Test de cointégration (Bounds test)

Tableau N° 21: Résultats du test de cointégration de Pesaran et all. (2001)

Variables	LOG(CER), LOG(RDBM), LOG(POPT)	
F-Stat calculé	15.245	
Seuil critique	I(0)	I(1)
1%	4.695	5.758
5%	3.368	4.178
10%	2.788	3.513

Source: Etabli à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les statistiques F calculées pour le test de cointégration sont présentées dans le tableau ci-dessus. La statistique de Fisher (F=15.245) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité 1%, 5% et 10%. Ce résultat nous conduit à rejeter l'hypothèse d'absence de relation de long terme, il existe donc une relation de cointégration entre les variables.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Résultats d'estimation de la relation de long terme

Tableau N° 22 : Estimation de la relation de long terme

Dépendent variable : $\text{Log}(CER_t)$

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(RDBM)	0.098105	0.077100	1.272448	0.2109
LOG(POPT)	2.060386	0.569336	3.618930	0.0009
C	-28.62029	8.745152	-3.272704	0.0023
EC = LOG(CER) - (0.0981*LOG(RDBM) + 2.0604*LOG(POPT) -28.6203)				

Source: Etabli à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les résultats d'estimation de la relation de long terme s'écrivent sous la forme suivante :

$$\text{Log}(CER_t) = -28.62 + 0.098 \text{Log}(RDBM_t) + 2.06 \text{Log}(POPT_t) \quad (28)$$

[3.27]
[1.27]
[3.61]

Les résultats empiriques qui sont présentés dans le tableau ci-dessus montrent que les coefficients relatifs au revenu disponible brut des ménages et la population totale sont positifs. Lorsque le revenu disponible augmente de 1% la consommation d'électricité augmente de 0.09%. Et de même pour la population lorsqu'elle augmente de 1% la consommation cette fois ci augmente de 2.06%. Sur le plan statistique on trouve que la statistique de Student associée au coefficient du revenu disponible (1.29) est inférieure à la valeur de la table 1.96. On peut dire que le revenu disponible ne peut être considéré comme déterminant de la consommation d'électricité résidentielle. Le coefficient associé à la population totale est d'un point de vue statistique et économique significative la statistique associée à cette variable (3.61) est supérieure à la valeur de la table de Student 1.96 au seuil de 1%, 5% et 10% donc la population totale est une variable déterminante de la consommation résidentielle. En revanche, le signe de la constante est négatif et significatif la statistique de Student associée est supérieure à la valeur de la table (1.96) au seuil de 1%, 5% et 10%. Lorsque les deux variables explicatives sont égales à l'unité, la valeur de consommation résidentielle est égal à ($e^{-28.62}$).

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Estimation du modèle ECM :

Tableau N° 23 : Estimation du modèle à correction d'erreur

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(CER)				
Selected Model: ARDL(2, 3, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 05/04/19 Time: 20:54				
Sample: 1970 2018				
Included observations: 46				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(CER(-1))	-0.215502	0.104716	-2.057957	0.0465
DLOG(RDBM)	0.112025	0.097202	1.152504	0.2563
DLOG(RDBM(-1))	-0.296844	0.106873	-2.777545	0.0085
DLOG(RDBM(-2))	-0.268560	0.116248	-2.310236	0.0264
CointEq(-1)*	-0.424667	0.052354	-8.111468	0.0000
R-squared	0.756004	Mean dependent var		0.079469
Adjusted R-squared	0.732200	S.D. dependent var		0.075256
S.E. of regression	0.038944	Akaike info criterion		-3.551043
Sum squared resid	0.062183	Schwarz criterion		-3.352277
Log likelihood	86.67398	Hannan-Quinn criter.		-3.476584
Durbin-Watson stat	2.040178			

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les résultats de la régression s'écrivent sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(CER_t) = & -0.21 \Delta \text{Log}(CER_{t-1}) + 0.11 \Delta \text{Log}(RDBM_t) - 0.29 \Delta \text{Log}(RDBM_{t-1}) \\ & \quad [2.05] \qquad \qquad [1.15] \qquad \qquad [2.77] \\ & -0.26 \Delta \text{Log}(RDBM_{t-2}) - 0.42 (ECM_{t-1}) \qquad \qquad \qquad (29) \\ & \quad [2.31] \qquad \qquad [8.11] \end{aligned}$$

Selon les résultats d'estimation, on constate qu'à court terme le revenu disponible brut des ménages n'est pas une variable déterminante de la consommation d'électricité résidentielle, la valeur de la statistique de Student associée est inférieure à la valeur critique (1.96) ce qui nous conduit à rejeter l'hypothèse de la significativité du revenu disponible au seuil de 5% et de 10%. Ainsi, les résultats montrent que la consommation d'électricité résidentielle dépend négativement de ses valeurs passées et des valeurs passées du revenu disponible brut des ménages.

En plus, on constate que le coefficient de la force de rappel vers l'équilibre CointEq (-1) = -0.42 est négatif et significativement différent de 0 au seuil de 5 %. Il existe donc un mécanisme à correction d'erreur. Le modèle à correction d'erreur est donc validé. Les résultats indiquent que 42% des déséquilibres de l'année dernière sont corrigés au cours de l'année en cours, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc l'année dernière.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

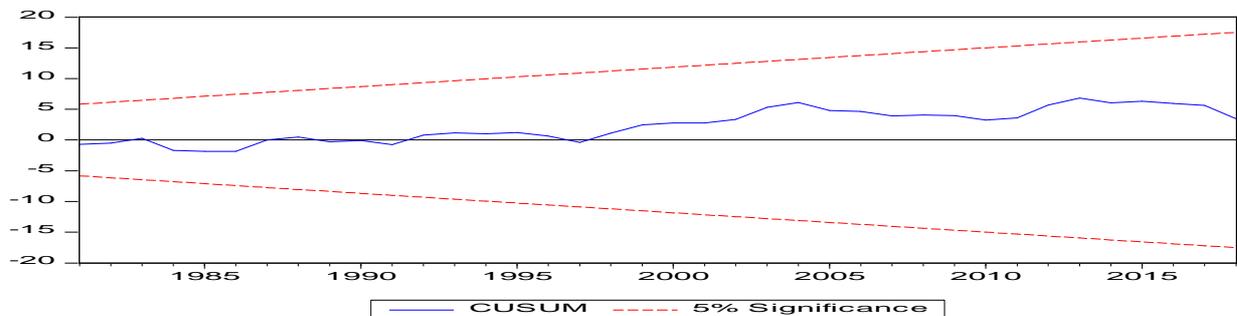
Le modèle estimé est soumis à une batterie des tests statistiques à savoir ; l'hypothèse de la normalité des erreurs, d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation des erreurs et de stabilité des coefficients.

Tableau N° 24 : Résultats des tests sur les résidus⁷

Hypothèse du test	Tests	Valeurs	p-value
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	1.88	0.39
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	7.32	0.39
	Arch	0.02	0.87
	White	26.56	0.32
Normalité	Jarque-Bera	0.51	0.77
Stabilité	Ramsey(Fisher)	0.10	0.74

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Figure N° 12 : Résultats de test de CUSUM.



Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews

Les résultats des différents tests nous conduisent à accepter l'hypothèse nulle pour chaque test vue que les probabilités associées sont toutes supérieures au seuil de 5% et 10%, l'absence d'autocorrélation des erreurs, il n'y a pas d'hétéroscédasticité, il y a normalité des erreurs (les résidus de l'estimation de long terme sont stationnaires), la probabilité critique du coefficient du test de Ramsey ($FITTED^2$) est égale à (0.74), on accepte l'hypothèse que le modèle est bien spécifié et enfin le test CUSUM montre clairement la stabilité de la relation de long terme entre la consommation d'électricité résidentielle, le revenu disponible brut et la population totale.

2. Le test de causalité entre les variables :

Le test de causalité de Granger est valable que sur des séries stationnaires, c'est pour cela, l'application du test est faite sur les séries en différence pour les séries non stationnaires en niveau.

Avant l'application de ce dernier, il convient de déterminer le retard optimal du modèle VAR. D'après les résultats d'estimation le retard optimal est égal à 1⁸. Le tableau suivant indique les résultats du test de causalité au sens de Granger;

⁷ Voir Annexe 11

⁸ Voir Annexe 12

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N° 25 : résultats du test de causalité de Granger à court terme :

Variables	Hypothèse nulle	F-Statistique	Probabilité	Conclusion
D(log(RDBM)) et D(log(CER))	D(Log(RDBM)) ne cause pas au sens de granger D(Log(CER))	0.264	0.6098	D(Log(RDBM)) ne cause pas au sens de granger D(Log(CER))
	D(Log(CER)) ne cause pas au sens de granger D(Log(RDBM))	0.556	0.4597	D(Log(CER)) ne cause pas au sens de granger D(Log(RDBM))
Log(POPT) et D(log(CER))	Log(POPT) ne cause pas au sens de granger D(Log(CER))	6.689	0.0131	Log(POPT) cause au sens de granger D(Log(CER))
	D(Log(CER)) ne cause pas au sens de granger Log(POPT)	1.905	0.1744	D(Log(CER)) ne cause pas au sens de granger Log(POPT)
Log(POPT) et D(log(RDBM))	Log(POPT) ne cause pas au sens de granger D(Log(RDBM))	3.532	0.0668	Log(POPT) ne cause pas au sens de granger D(Log(RDBM))
	D(Log(RDBM)) ne cause pas au sens de granger Log(POPT)	0.112	0.7385	D(Log(RDBM)) ne cause pas au sens de granger Log(POPT)

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

Le test révèle l'existence d'une causalité unidirectionnelle de la population totale vers la consommation d'électricité résidentielle au seuil de 5% (la probabilité est inférieure à 0.05). Ainsi les informations antérieures sur la population totale permettent une meilleure prévision de la consommation d'électricité résidentielle en d'autre terme, la population totale est un facteur déterminant de la consommation d'électricité résidentielle. Et de même il existe une causalité unidirectionnelle allant de la population totale vers le revenu disponible brut des ménages mais cette fois-ci elle est significative au seuil de 10%.

3. Test de non causalité (Toda et Yamamoto) basé sur le modèle VECM

La mise en œuvre du test de Granger exige que les séries soient stationnaires, l'application de ce test sur des séries non stationnaires conduit à des pertes d'information et à diminuer le degré de liberté particulièrement dans des échantillons de taille réduite. Pour pallier aux insuffisances de ce test, [Toda et Yamamoto \[1995\]](#) suggèrent une approche qui permet de se libérer de la contrainte des tests de racine unitaire, la sur-paramétrisation du VAR permet de prendre en compte l'ordre d'intégration des séries. Le test de non causalité de [Toda et Yamamoto](#) utilise un test de Wald modifié pour tester des restrictions sur les paramètres d'un modèle VAR d'ordre k . La statistique de ce test suit une loi de khi-deux à k degrés de liberté quand un VAR d'ordre $(k + d_{max})$ est estimé (d_{max} est l'ordre maximal d'intégration des séries du système).

La mise en œuvre de ce test se fait de la manière suivante :

- Détermination du degré d'intégration des séries et le nombre optimal de retard k du modèle VAR (le retard qui minimise le critère d'information AIC) ;
- Estimation d'un modèle VAR augmenté d'ordre $(k + d_{max})$;
- Tester la causalité au sens de Granger en menant un test de Wald sur les p premiers coefficients.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

. Pour notre cas l'ordre d'intégration maximal (d_{max}) des séries est de 1 et le nombre de retard optimal (k) de processus VAR qui est de 1⁹.

A partir d'un VAR d'ordre 2¹⁰ on effectue le test de [Toda Yamamoto], les résultats du test sont illustrés dans le tableau suivant :

Tableau N° 26 : résultats du test de causalité de Toda Yamamoto ;

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 05/04/19 Time: 21:10			
Sample: 1970 2018			
Included observations: 47			
Dependent variable: LOG(CER)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(RDBM)	11.54296	2	0.0031
LOG(POPT)	8.337529	2	0.0155
All	36.42420	4	0.0000
Dependent variable: LOG(RDBM)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(CER)	0.354339	2	0.8376
LOG(POPT)	5.257586	2	0.0722
All	7.354831	4	0.1183
Dependent variable: LOG(POPT)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(CER)	0.969812	2	0.6158
LOG(RDBM)	1.077440	2	0.5835
All	2.759039	4	0.5989

Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews.

Les résultats du test de [Toda Yamamoto, 1995] montrent qu'il existe deux relations de causalité unidirectionnelles au seuil de 5%, la première allant du revenu disponible brut des ménages vers la consommation d'électricité résidentielle et la seconde de la population totale vers la consommation d'électricité résidentielle (les probabilités associées sont inférieures au seuil de 5%). On constate aussi un autre lien de causalité qui va de la population totale vers le revenu disponible brut qui est significatif au seuil de 10%.

⁹ Voir Annexe 12

¹⁰ Voir Annexe 13

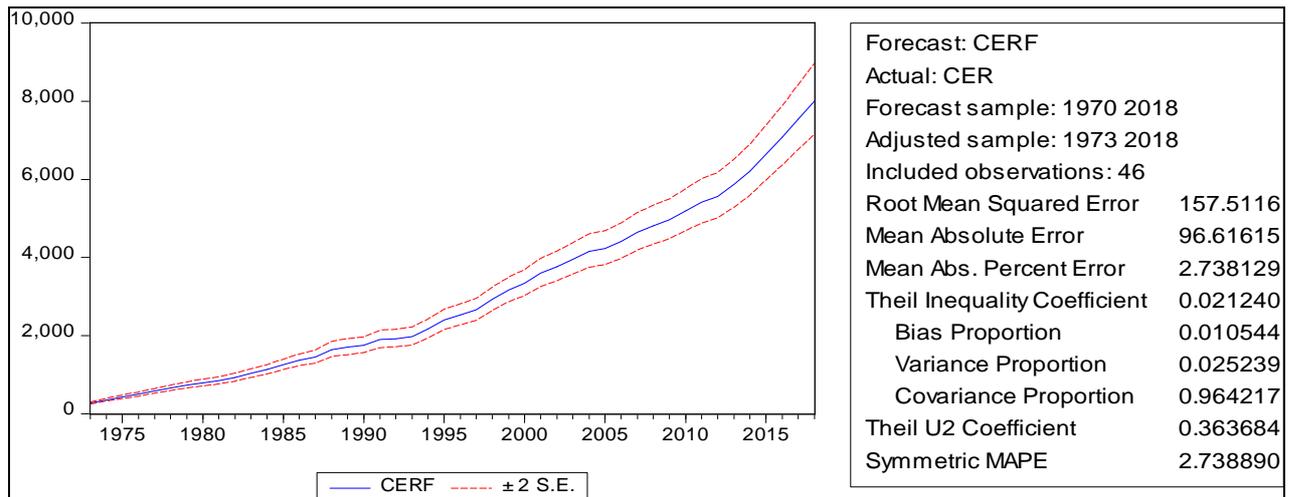
Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Ces résultats indiquent que le revenu disponible brut des ménages et la population totale sont des facteurs déterminants de la consommation d'électricité résidentielle à long terme.

4. Prédiction :

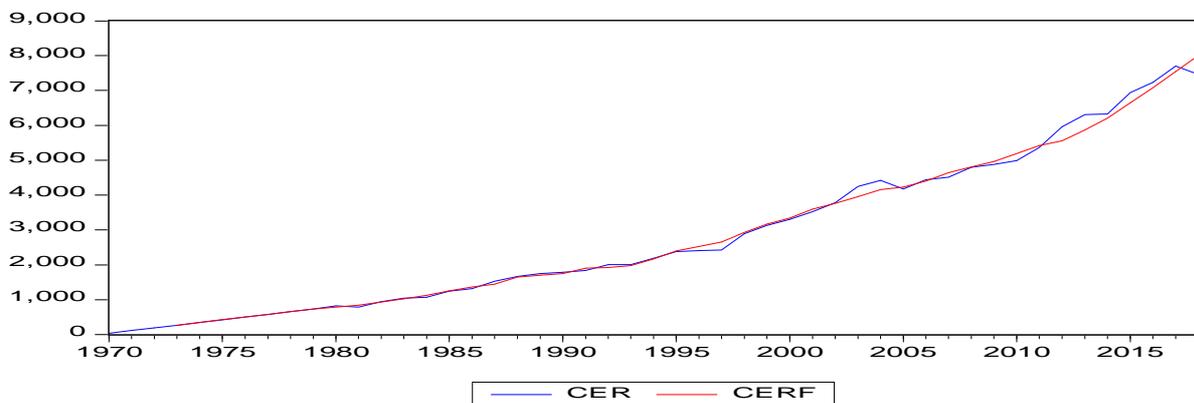
Le modèle de la consommation résidentielle étant validé nous pouvons nous attendre à une bonne reconstitution de la consommation d'électricité résidentielle de 1970 à 2018.

Figure N° 13 : La consommation d'électricité résidentielle reconstituée par le modèle.



Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews.

Figure N° 14 : la représentation graphique de la série réelle et prévue de la consommation d'électricité résidentielle



Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews.

D'après les statistiques associées à la figure notamment le coefficient de Theil qui varie entre 0 et 1, 0 si on a une parfaite prévision, on peut conclure qu'on a une bonne qualité de prévision (0.021 ~ 0), ce résultat est confirmé par la figure N° 12.

En se basant sur la relation de long terme, et dans le but de prévoir la consommation d'électricité résidentielle durant la période (2019-2025), il est nécessaire au préalable de déterminer les valeurs du revenu disponible brut des ménages et la population totale pendant cette

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

période. Pour y faire, nous avons fait recours à la méthode de Holt Winters. Les résultats sont résumés dans le tableau N°27:

La relation de long terme est la suivante (équation 28)

$$\text{Log}(CER_t) = -28.62 + 0.098 \text{Log}(RDBM_t) + 2.06\text{Log}(POPT_t)$$

[3.27] [1.27] [3.61]

Tableau N° 27: les résultats de la méthode de Holt Winters et la prévision de l'électricité (2019-2025).

	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
RDBM(MDA)	12588436	13172961	13757486	14342011	14926537	15511062	16095587
POPT	42848742	43607098	44365454	45123810	45882165	46640521	47398877
CER(KTEP)	9808.767	10215.953	10630.532	11053.377	11484.541	11923.841	12371.603

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews

Les résultats d'application de la méthode de Holt Winters indiquent que le revenu disponible brut des ménages va atteindre 16095587 Millions de DA et la population totale 47398877 à l'horizon de 2025 soit un taux de croissance moyen de 4.25%, et de 1.70% respectivement durant la période (2018-2025). En se basant sur ces résultats, on a prévu une demande d'électricité pour le secteur résidentiel qui va atteindre approximativement une valeur de 12371.603 KTEP en 2025.

Les résultats d'estimation par la méthode ARDL de la relation entre la consommation d'électricité résidentielle, le revenu disponible brut des ménages et la population totale indiquent qu'il existe une relation de long terme entre les variables. Sur le court terme, la consommation d'électricité résidentielle dépend négativement de son passé et des valeurs passées du revenu disponible brut des ménages. Le revenu disponible a un effet positif et non significatif sur la consommation d'électricité résidentielle. Ce résultat est attendu vu que la consommation de l'électricité dans le secteur résidentiel ne dépend pas du revenu des ménages.

De manière générale la consommation des ménages se résume à l'utilisation des appareils électroménagers et l'éclairage, et une variation de revenu disponible n'affecte pas l'utilisation de ces derniers donc la consommation d'électricité, cette situation pourrait s'expliquer par le prix faible d'électricité du fait qu'ils sont subventionnés par l'Etat. En remarque l'absence de la variable population totale dans la relation de court terme donc elle n'exerce pas d'influence sur la consommation d'électricité résidentielle à court terme. Sur le long terme, le revenu disponible brut des ménages et la population totale exerce un effet positif sur la consommation d'électricité résidentielle, significatif pour la population et moins significatif pour le revenu disponible brut des ménages ceci est normal vu que l'augmentation de la population est accompagné par plus de logement donc un besoin d'électrification pour satisfaire les besoins élémentaires quotidiens (se chauffer, faire fonctionner les appareils ...), de plus le marché algérien est inondé des différents équipements électriques qui consomment beaucoup d'énergie. Les ménages sont généralement séduits par des équipements bon marché qui se trouvent être des équipements qui consomment plus d'électricité. Donc on peut dire que à long terme l'augmentation de la consommation de l'énergie électrique dans le secteur résidentiel est du en premier lieu à la croissance démographique et en second lieu au revenu disponible brut des ménages, et le test de [Toda Yamamoto] confirme ce résultat.

3.2. La consommation d'électricité industrielle :

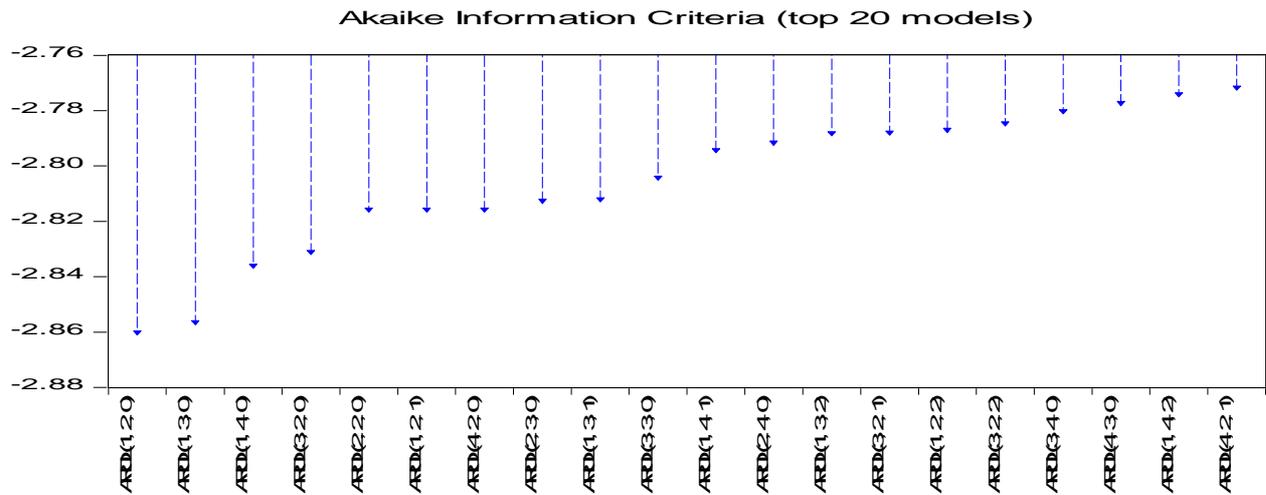
1. La recherche de la relation de long terme sans rupture structurelle :

Test de cointégration de Pesaran et al (2001) :

Comme dans le modèle précédant, nous allons nous servir du critère d'information d'Akaike (AIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal,

Détermination du nombre de retard du modèle ARDL

Figure N° 15: Graphique des critères d'informations d'Akaike (AIC)



Source: établi par nos soins avec Eviews.

Les statistiques d'Akaike suggèrent un modèle ARDL (1.2.0)

L'estimation du modèle de la consommation d'électricité industrielle avec l'approche ARDL, nous donne les résultats suivants;

Tableau N°28 : Estimation du modèle de la consommation d'électricité industrielle

Dependent Variable: LOG(CEI) ARDL (1.2.0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
Log(CEI _{t-1})	0.619107	0.061577	10.05424	0.0000
Log(PIB/H _t)	0.365000	0.308609	1.182725	0.2437
Log(PIB/H _{t-1})	-0.000251	0.332463	-0.000754	0.9994
Log(PIB/H _{t-2})	0.405688	0.216773	1.871485	0.0684
Log(VAI _t)	0.073705	0.018226	4.043941	0.0002
C	-4.269102	0.947416	-4.506050	0.0001
R-squared	0.994287	F-statistic		1427.084
Adjusted R-squared	0.993590	Prob (F-statistic)		0.000000
S.E. of regression	0.056214	Durbin-Watson stat		2.085868

Source: établi par nos soins avec Eviews.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats d'estimation s'écrivent sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 \text{Log}(CEI_t) = & -4.26 + 0.61\text{Log}(CEI_{t-1}) + 0.36\text{Log}(PIB/H_t) - 0.0002\text{Log}(PIB/H_{t-1}) + \\
 & \quad [4.50] \quad [10.05] \quad [1.18] \quad [0.00] \\
 & 0.40\text{Log}(PIB/H_{t-2}) + 0.07\text{Log}(VAI_t) \quad (30) \\
 & \quad [1.87] \quad [4.04] \\
 F_c = & 1427.084 \quad R^2 = 99.42\%.
 \end{aligned}$$

Les résultats d'estimation montrent que sur le plan économique les résultats sont interprétables, on peut observer que les signes des coefficients issus de l'estimation sont conformes à ceux attendus, l'augmentation de PIB par habitant et de la valeur ajoutée industrielle donc plus d'investissement entraîne une augmentation de la consommation d'électricité industrielle. Sur le plan statistique, les coefficients associés à la constante, la consommation d'électricité industrielle décalée, la valeur ajoutée industrielle sont d'un point de vue statistique significatifs, les statistiques de Student associées sont supérieures à la valeur critique (1.96) au seuil de 5%. Ce qu'il n'est pas le cas pour la série du produit intérieur brut par habitant, la valeur de la statistique de Student associée est inférieure à 1.96 ce que nous conduit à rejeter l'hypothèse de la significativité du PIB par habitant au seuil de 5%. De plus selon les résultats, la consommation d'électricité industrielle dépend positivement des ses valeurs passées. Le coefficient de détermination R^2 est égal à 99.42% c'est-à-dire que la variabilité de la consommation d'électricité industrielle est expliquée par le PIB par habitant et la valeur ajoutée industrielle à 99.42%, la qualité d'ajustement est bonne, on a aussi la valeur de l'écart type de l'erreur est de 0.05 ce que nous permet d'avancer que la précision de l'ajustement est appréciable.

Test de cointégration (Bounds test)

Tableau N° 29 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et all. (2001)

Variables	LOG(CEI), LOG(PIBH), LOG(VAI)	
F-Stat calculé	20.93	
Seuil critique	I(0)	I(1)
1%	4.695	5.758
5%	3.368	4.178
10%	2.788	3.513

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

La statistique de Fisher (F=20.93) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité 1%, 5%, et 10%. Ce que nous permet de rejeter l'hypothèse d'absence de relation de long terme, il existe donc une relation de cointégration entre les variables

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Estimation de la relation de long terme

Tableau N°30 : Résultats d'estimation à long terme

Dépendent variable : $Log(CEI_t)$

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB/H)	2.022826	0.224750	9.000355	0.0000
LOG(VAI)	0.193494	0.023318	8.298169	0.0000
C	-11.20894	1.685527	-6.650106	0.0000
EC = LOG(CEI) - (2.0228*LOG(PIB/H) + 0.1935*LOG(VAI) -11.2089)				

Source: établi par nos soins avec Eviews.

Les résultats d'estimation de la relation de long terme s'écrivent sous la forme suivante:

$$Log(CEI_t) = -11.20 + 2.02Log(PIB/H_t) + 0.19Log(VAI_t) \quad (31)$$

[6.65]
[9.00]
[8.29]

Les résultats empiriques montrent que les coefficients sont d'un point de vue économique interprétables, le PIB/H et la valeur ajoutée industrielle influencent positivement sur la consommation d'électricité industrielle une augmentation de 1% du PIB/H entrain un accroissement de 2.02% de la consommation d'électricité résidentielle et de même une augmentation de 1% de la valeur ajoutée industrielle entraine une augmentation de la consommation d'électricité industrielle de 0.19% et sur le plan statistique les résultats sont significatifs vu que les statistiques de Student associées aux coefficients sont supérieures à la valeur critique (1.96) au seuil de 5%.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Estimation du modèle ECM

Tableau N° 31: résultats d'estimation d'un modèle ECM

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(CEI)				
Selected Model: ARDL (1, 2, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 05/04/19 Time: 21:23				
Sample: 1970 2018				
Included observations: 47				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PIB/H)	0.365117	0.280675	1.300853	0.2006
DLOG(PIB/H(-1))	-0.405688	0.203722	-1.991378	0.0531
CointEq(-1)*	-0.380879	0.040186	-9.477818	0.0000
R-squared	0.771707	Mean dependent var		0.075375
Adjusted R-squared	0.761330	S.D. dependent var		0.111074
S.E. of regression	0.054264	Akaike info criterion		-2.928208
Sum squared resid	0.129562	Schwarz criterion		-2.810114
Log likelihood	71.81289	Hannan-Quinn criter.		-2.883768
Durbin-Watson stat	2.085879			

Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews.

Les résultats d'estimation d'un modèle ECM donnent l'équation suivante :

$$\Delta \text{Log}(CEI_t) = 0.36 \Delta \text{Log}(PIB/H_t) - 0.40 \Delta \text{Log}(PIB/H_{t-1}) - 0.38(ECM_{t-1}) \quad (32)$$

[1.30]
[1.99]
[9.47]

Les résultats de court terme indiquent que le PIB/H exerce un effet positif et non significatif sur la consommation d'électricité industrielle. La consommation d'électricité industrielle dépend négativement des valeurs passées du PIB/H.

Le coefficient d'ajustement ou force de rappel est négatif et statistiquement significatif, la statistique de Student associée est largement supérieure à la valeur critique de la table de student (1.96) au seuil de 5% et de 10%, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur, le modèle à correction d'erreur est donc valide.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

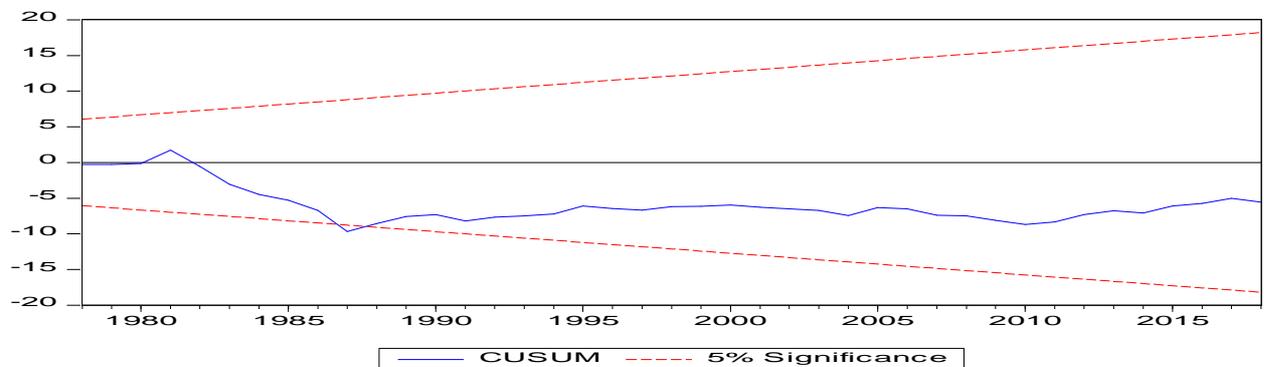
Le modèle estimé est soumis à une batterie des tests statistiques résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau N° 32 : Résultats des tests de validation¹¹

Hypothèse du test	Tests	Valeurs	p-value
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	3.27	0.19
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	7.43	0.19
	Arch	0.096	0.75
	White	25.47	0.06
Normalité	Jarque-Bera	150.76	0.00
Stabilité	Ramsey (Fisher)	0.012	0.90

Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews.

Figure N°16: Résultats de test de CUSUM.



Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews

D'après les résultats des tests nous acceptons, l'hypothèse d'absence d'autocorrélation [Breusch-Godfrey (0.19 > 0.05)], l'hypothèse d'une homoscedasticité [ARCH (0,75 > 0,05), Breusch-Pagan-Godfrey (0.19 > 0.05)], et l'hypothèse de la non normalité des résidus à long terme [Jarque-Bera (0.00 < 0.05)]. De plus, le test de CUSUM montre que la relation entre la consommation d'électricité résidentielle et les différentes variables retenue n'est pas stable sur toute la période (1970-2018). La figure N° 16 montre bien qu'il y'a une période où la valeur de la statistique est en dehors de l'intervalle de confiance, cette dernière correspond à l'année 1987.

Autrement dit, les variables déterminantes de la consommation d'électricité industrielle que nous avons introduites dans notre modèle ont connu des changements brusques durant cette période pouvant mettre profondément en cause la consommation d'électricité industrielle. Parfois le changement structurel peut être attribué à des forces extérieures ou à des variations de politiques économiques. En tenant compte de ces résultats, nous introduisons le changement structurel comme une variable explicative dans le modèle et on réestime la relation de long terme entre les variables.

¹¹ Voir Annexe 14

2. Le modèle de la consommation d'électricité industrielle avec rupture structurelle en 1987

2.1. La recherche de la relation de long terme avec rupture structurelle en 1987 :

1. Le test de Pesaran et al (2001) :

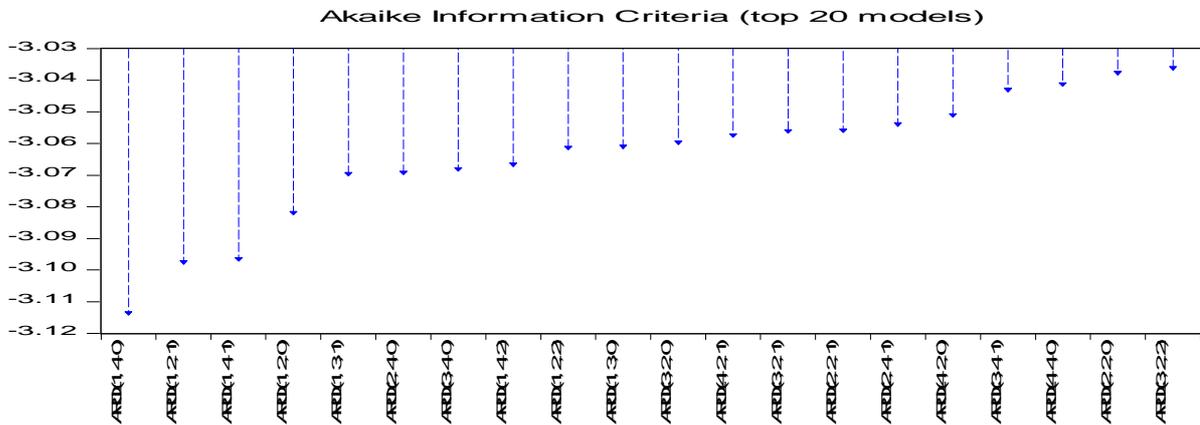
En tenant compte de la rupture structurelle, le modèle de la consommation d'électricité industrielle s'écrit de la manière suivante :

$$\text{Log}(CEI_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(PIB/H_t) + \beta_2 \text{Log}(VAI_t) + DUM + \varepsilon_t \quad (33)$$

Où: DUM est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 quand $t = t_0$ (date de rupture) et prend la valeur 0 sinon.

Détermination du nombre de retard du modèle ARDL

Figure N°17: Graphique des critères d'information d'Akaike (AIC)



Source: Etabli à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les statistiques d'Akaike suggèrent un modèle ARDL (1.4.0).

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N°29 : Estimation du modèle ARDL (1, 4, 0) :

Dependent Variable: LOG(CEI)				
Method: ARDL				
Date: 05/08/19 Time: 16:38				
Sample (adjusted): 1974 2018				
Included observations: 45 after adjustments				
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOG(PIB/H) LOG(VAI)				
Fixed regressors: DUM87 C				
Number of models evaluated: 100				
Selected Model: ARDL(1, 4, 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOG(CEI(-1))	0.681434	0.104263	6.535729	0.0000
LOG(PIB/H)	0.651491	0.347767	1.873356	0.0692
LOG(PIB/H(-1))	-1.403492	0.570670	-2.459374	0.0189
LOG(PIB/H(-2))	1.650916	0.513043	3.217890	0.0027
LOG(PIB/H(-3))	0.210913	0.282095	0.747666	0.4595
LOG(PIB/H(-4))	-0.424773	0.221720	-1.915814	0.0634
LOG(VAI)	0.055789	0.025174	2.216130	0.0331
DUM87	-0.193973	0.052458	-3.697648	0.0007
C	-3.824248	1.347368	-2.838310	0.0074
R-squared	0.994964	Mean dependent var		7.594841
Adjusted R-squared	0.993845	S.D. dependent var		0.595148
S.E. of regression	0.046692	Akaike info criterion		-3.113637
Sum squared resid	0.078485	Schwarz criterion		-2.752304
Log likelihood	79.05683	Hannan-Quinn criter.		-2.978936
F-statistic	889.0722	Durbin-Watson stat		2.018593
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source: Résultats d'estimations sur E-views.

Les résultats d'estimation s'écrivent sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 \text{Log}(CEI_t) = & -3.82 + 0.68\text{Log}(CEI_{t-1}) + 0.65\text{Log}(PIB/H_t) - 1.40\text{Log}(PIB/H_{t-1}) + 1.65\text{Log}(PIBH_{t-2}) \\
 & [2.83] \quad [6.53] \quad [1.87] \quad [2.45] \quad [3.21] \\
 & + 0.21\text{Log}(PIB/H_{t-3}) - 0.42\text{Log}(PIB/H_{t-4}) + 0.05\text{Log}(VAI_t) - 0.19DUM87 \quad (34) \\
 & [0.74] \quad [1.91] \quad [2.21] \quad [2.83]
 \end{aligned}$$

Les résultats de l'estimation indiquent que la consommation d'électricité industrielle dépend positivement de ses valeurs passées, et négativement des valeurs passées du PIB/H. La valeur ajoutée industrielle a un effet positif et significatif sur la consommation d'électricité industrielle contrairement au PIB/H qui exerce un effet positif mais non significatif vu que la statistique de student associée est inférieure à 1.96 au seuil critique de 5%. Le changement structurel de 1987 a un effet négatif et significatif sur la consommation d'électricité industrielle en 1987. La qualité d'ajustement $R^2=99.48\%$ c'est-à-dire que la variabilité de la consommation d'électricité industrielle est expliquée par ces variables retenues à 99.48%, la statistique de Fisher est largement supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5%. La valeur de l'écart type des résidus est de 0.04 donc la précision de l'ajustement est appréciable et le modèle est globalement significatif.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Test de cointégration aux bornes (Bounds Test)

Tableau N°30: Résultats du test de cointégration de Pesaran et all. (2001)

Variables	LOG(CEI), LOG(PIB/H), LOG(VAI), DUM87	
F-Stat calculé	10.183	
Seuil critique	I(0)	I(1)
1%	4.8	5.725
5%	3.368	4.203
10%	2.788	3.54

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les variables (La valeur de F-Statistic (10.183) est supérieure à la valeur de la borne supérieure) à tous les seuils de significativité 1%, 5% et 10%, ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme entre les variables.

Estimation de la relation de long terme

Tableau N°31 : Résultats d'estimation des coefficients de long-terme

Dépendent variable : $Log(CEI_t)$

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB/H)	2.150431	0.249025	8.635406	0.0000
LOG(VAI)	0.175126	0.028805	6.079692	0.0000
C	-12.00456	1.836730	-6.535831	0.0000
EC = LOG(CEI) - (2.1504*LOG(PIB) + 0.1751*LOG(VAI) -12.0046)				

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur E-views.

Les résultats d'estimation s'écrivent de la manière suivante :

$$Log(CEI_t) = -12.00 + 2.15Log(PIB/H_t) + 0.17Log(VAI_t) \quad (35)$$

[6.53] [8.63] [6.07]

D'après les résultats d'estimation, on constate que sur le plan économique les résultats sont interprétables le PIB/H et la valeur ajoutée industrielle ont un effet positif sur la consommation d'électricité industrielle. Et de même sur le plan statistique les résultats sont significatifs les statistiques de student associées aux coefficients sont supérieures à la valeur de la table (1.96) au seuil de 1%, 5% et 10%, aussi les probabilités associées sont inférieures au seuil de 1%, 5% et 10%.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Estimation du modèle ECM

Tableau N°32 : Résultats d'estimation d'un modèle ECM.

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(CEI)				
Selected Model: ARDL(1, 4, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 05/08/19 Time: 16:55				
Sample: 1970 2018				
Included observations: 45				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PIB/H)	0.651491	0.319031	2.042092	0.0485
DLOG(PIB/H(-1))	-1.437056	0.340255	-4.223473	0.0002
DLOG(PIB/H(-2))	0.213860	0.286037	0.747666	0.4595
DLOG(PIB/H(-3))	0.424773	0.190957	2.224441	0.0325
DUM87	-0.193973	0.047267	-4.103778	0.0002
CointEq(-1)*	-0.318566	0.047956	-6.642858	0.0000
R-squared	0.741365	Mean dependent var		0.060003
Adjusted R-squared	0.708207	S.D. dependent var		0.083047
S.E. of regression	0.044860	Akaike info criterion		-3.246970
Sum squared resid	0.078485	Schwarz criterion		-3.006082
Log likelihood	79.05683	Hannan-Quinn criter.		-3.157169
Durbin-Watson stat	2.018593			

Source: Résultats d'estimation sur Eviews.

Les résultats de la régression s'écrivent de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(CEI_t) = & 0.65 \Delta \text{Log}(PIB/H_t) - 1.43 \Delta \text{Log}(PIB/H_{t-1}) + 0.21 \Delta \text{Log}(PIB/H_{t-2}) \\ & [2.04] \qquad \qquad [4.22] \qquad \qquad [0.74] \\ & + 0.42 \Delta \text{Log}(PIB/H_{t-3}) - 0.19 DUM87 - 0.31 ECM_{t-1} \qquad \qquad (36) \\ & [2.22] \qquad \qquad [4.10] \qquad \qquad [6.64] \end{aligned}$$

En tenant compte du changement structurel de 1987, à court terme la consommation d'électricité industrielle dépend négativement des valeurs passées du PIB/H tandis que celui de l'année en cours a un effet positif et significatif sur la consommation d'électricité industrielle, de plus on constate qu'à court terme la valeur ajoutée industrielle n'a pas d'impact sur la consommation d'électricité industrielle vue que cette dernière ne figure pas dans la relation de court terme. Ainsi, suite à ce changement structurel, la consommation d'électricité industrielle diminue de 0.19% pour cette année (1987). Les résultats d'estimation montrent aussi que le coefficient à correction d'erreur CointEq (-1) est négatif et significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

Le coefficient -0.39 indique la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Cela traduit que les déviations à court terme de l'équilibre de la consommation d'électricité dans le secteur industriel se corrigent à 39% par an donc le modèle à correction d'erreur est validé avec une rupture structurelle en 1987.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

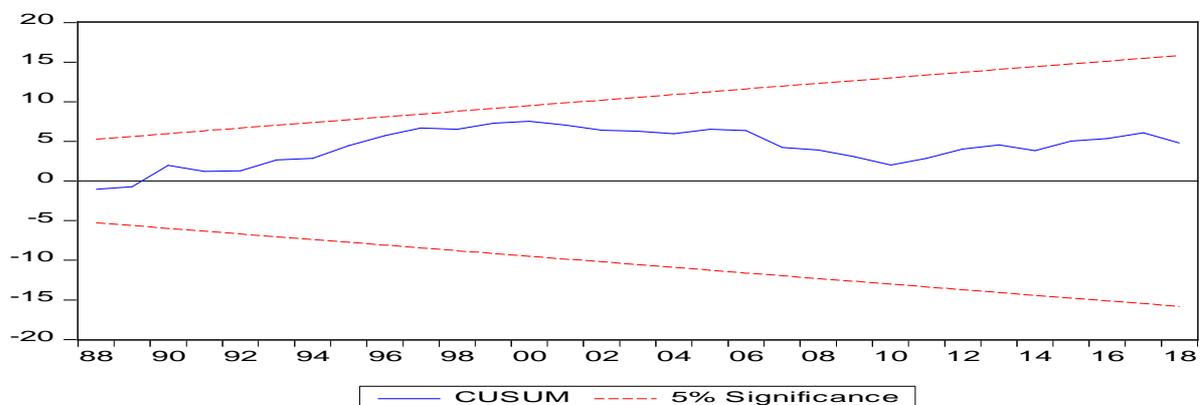
Le modèle estimé est soumis à une batterie des tests statistiques résumés dans le tableau ci-dessous ;

Tableau N°33 : résultats des tests de validation¹²,

Hypothèse du test	Tests	Valeurs	p-value
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	1.88	0.38
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	11.81	0.15
	Arch	0.10	0.75
Stabilité	Ramsey (Fisher)	0.70	0.40

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Figure N°18: Résultats du test de stabilité CUSUM



Source : réalisé par nos soins à partir d'Eviews.

Les résultats affichés indiquent que la probabilité associée à chaque test est largement supérieure au seuil de 5%, ce que nous conduit à accepter l'hypothèse nulle : d'absence d'autocorrélation des erreurs, d'homoscedasticite. La probabilité critique associée au test de spécification de Ramsey est égale à 0.70 est supérieure au seuil critique de 5%, ce que nous permet de dire que le modèle est bien spécifié. Le test CUSUM indique que la courbe de la somme des résidus demeure entre les lignes critiques ce que signifie la stabilité des coefficients du modèle de la consommation d'électricité industrielle durant toute la période (1970-2018).

2. Test de Causalité entre les variables

Comme c'était déjà mentionné, le test de causalité de Granger se fait sur la base des séries stationnaires donc on estime ce test sur les séries en différence pour celles qui ne sont pas stationnaire en niveau. L'estimation d'un modèle VAR sur des séries stationnaires indique que le retard optimal est égal à 3¹³.

¹² Voir Annexe 15

¹³ Voir Annexe 16

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N°34: Résultats du test de causalité de Granger

Variables	Hypothèse nulle	F-Statistique	Probabilité	Conclusion
D(log(PIB/H)) Et D(log(CEI))	D(Log(PIB/H)) ne cause pas au sens de granger D(Log(CEI))	3.633	0.0212	D(Log(PIB/H)) cause au sens de granger D(Log(CEI))
	D(Log(CEI)) ne cause pas au sens de granger D(Log(PIB/H))	0.912	0.4439	D(Log(CEI)) ne cause pas au sens de granger D(Log(PIB/H))
Log(VAI) et D(log(CEI))	Log(VAI) ne cause pas au sens de granger D(Log(CEI))	0.930	0.4355	Log(VAI) ne cause pas au sens de granger D(Log(CEI))
	D(Log(CEI)) ne cause pas au sens de granger Log(VAI)	2.209	0.1028	D(Log(CEI)) cause au sens de granger Log(VAI)
Log(VAI) et D(log(PIB/H))	Log(VAI) ne cause pas au sens de granger D(Log(PIB/H))	1.770	0.1692	Log(VAI) ne cause pas au sens de granger D(Log(PIB/H))
	D(Log(PIB/H)) ne cause pas au sens de granger Log(VAI)	1.492	0.2320	D(Log(PIB/H)) ne cause pas au sens de granger Log(VAI)

Source: Etablit par nos soins à la base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les résultats du test révèlent qu'il existe une relation de causalité unidirectionnelle allant du produit intérieur brut par habitant vers la consommation d'électricité industrielle, la probabilité associée (0.0212) est inférieure au seuil de 5%, cela signifie que les valeurs passées du PIB/H nous aident à prévoir la consommation d'électricité industrielle à court terme. Pour les autres relations, nous acceptons l'hypothèse nulle de non causalité.

3. Test de non causalité de Toda et Yamamoto basé sur le modèle VECM

Avant l'application de test de [Toda Yamamoto](#), il convient au préalable de déterminer le retard du modèle VAR augmenté, dans notre cas on a le retard optimal du modèle VAR estimé sur des séries en niveau est de 1¹⁴ et l'ordre d'intégration maximal des séries est de 1, donc on estime un VAR(2)¹⁵. Sur la base de ce dernier on applique le test de [Toda Yamamoto](#).

¹⁴ Voir Annexe 16

¹⁵ Voir Annexe 17

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Tableau N°35: Résultats du test du Toda Yamamoto :

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 05/09/19 Time: 16:18			
Sample: 1970 2018			
Included observations: 47			
Dependent variable: LOG(CEI)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG(PIB/H)	30.19242	2	0.0000
LOG(VAI)	20.22006	2	0.0000
All	33.28346	4	0.0000
Dependent variable: LOG(PIB/H)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG(CEI)	42.12656	2	0.0000
LOG(VAI)	4.496625	2	0.1056
All	44.03307	4	0.0000
Dependent variable: LOG(VAI)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG(CEI)	3.567465	2	0.1680
LOG(PIB/H)	1.157068	2	0.5607
All	4.384443	4	0.3565

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

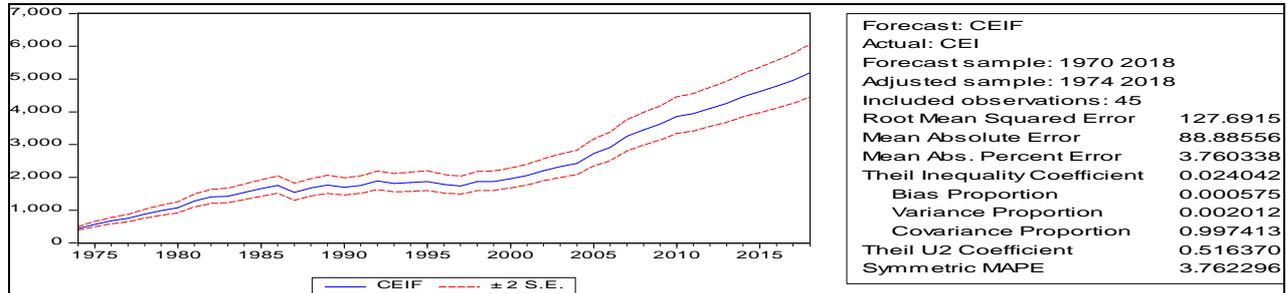
Les résultats du test de causalité par l'approche de [Toda et Yamamoto](#) montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité industrielle et le PIB par habitant au seuil de 5% (les probabilités associées sont inférieures au seuil de 5%). Ce test a mis en évidence une autre relation de causalité unidirectionnelle allant de la valeur ajoutée de l'industrie vers la consommation d'électricité industrielle, significative au seuil de 5%, d'après ces résultats on peut dire que la valeur ajoutée industrielle et le PIB/H sont des facteurs déterminants de la consommation d'électricité industrielle à long terme. De plus on peut ajouter que la consommation d'électricité industrielle est un facteur déterminant aussi du PIB/H donc une politique de conservation de l'énergie peut influencer négativement la croissance économique de l'Algérie.

4.Prévision :

Sur la base de tous ces résultats et principalement le résultat de test de CUSUM on peut dire que le modèle estimé est stable en présence du changement structurel en 1987. La consommation d'électricité industrielle est prévisible et peut être utilisée pour la mise en œuvre des politiques énergétiques. Le modèle retenu étant validé, nous pouvons nous attendre à une bonne reconstitution de la consommation d'électricité industrielle sur la période (1970-2018).

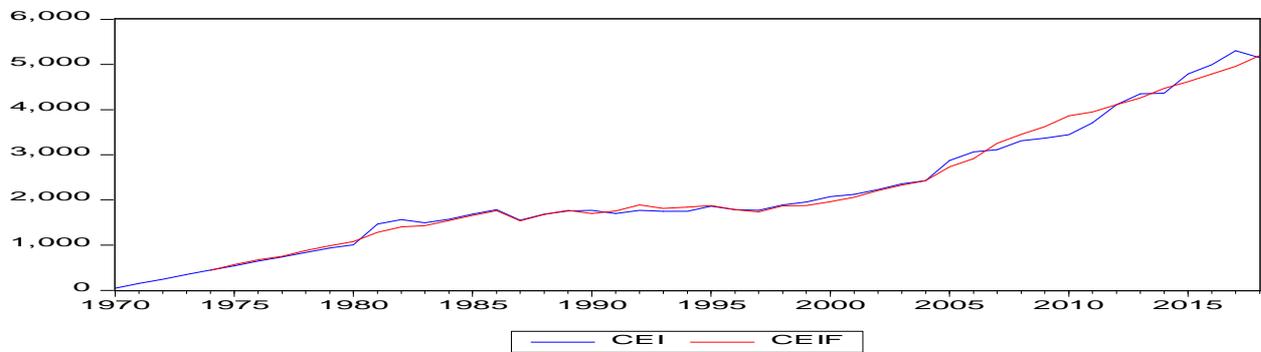
Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Figure N°19 : la consommation d'électricité industrielle reconstituée par le modèle avec un intervalle de confiance :



Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Figure N°20: la représentation graphique de la série réelle et prévue de la consommation d'électricité industrielle



Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Au regard de l'indice d'inégalité de Theil qu'est de 0.024 (proche de zéro), nous concluons en faveur d'une prévision de bonne qualité.

Comme dans le cas précédent, on utilise la méthode de Holt Winters pour prévoir les valeurs futures du PIB/H et de la valeur ajoutée industrielle durant la période (2019-2025) et à la base de la relation de long terme on détermine les valeurs de la consommation d'électricité industrielle pendant cette période. La relation de long terme est la suivante (équation 35)

$$\text{Log}(CEI_t) = -12.00 + 2.15\text{Log}(\text{PIB}/H_t) + 0.17\text{Log}(\text{VAI}_t)$$

[6.53] [8.63] [6.07]

Les résultats sont illustrés dans le tableau suivant :

Tableau N°36 : les résultats de la méthode de Holt Winters et la prévision de la consommation d'électricité industrielle (2019-2025).

	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
PIB/H(MDA)	4871.128	4902.547	4933.967	4965.386	4996.806	5028.225	5059.644
VAI (MDA)	817098.3	840603.4	864108.5	887613.6	911118.7	934623.8	958128.8
CEI(KTEP)	5647.698	5754.841	5862.691	5971.260	6080.584	6190.650	6301.484

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats indiquent qu'on prévoit une valeur de la demande d'électricité de 6301.484 KTEP à l'horizon de 2025 soit un taux de croissance moyen de 2.93% entre 2018 et 2025.

Les résultats d'estimation par la méthode ARDL de la relation entre la consommation d'électricité industrielle, le produit intérieur brut par habitant et la valeur ajoutée industrielle indiquent qu'il existe une relation de long terme entre les variables avec une rupture structurelle en 1987 (cette rupture a fait diminuer la consommation d'électricité industrielle de 0.19% en 1987).

A court terme (tableau 32), la consommation d'électricité industrielle dépend du produit intérieur brut par habitant mais ne dépend pas de la valeur ajoutée industrielle ceci est attendu vue que le secteur industrielle en Algérie ne dégage pas une valeur ajoutée suffisante à court terme pour investir et en effet, influencer sur la consommation d'électricité industrielle. On constate aussi que les déviations à court terme de l'équilibre de la consommation d'électricité dans le secteur industriel se corrigent à 39% par an. A long terme (tableau 31), la consommation d'électricité industrielle dépend de plus du PIB/H, de la valeur ajoutée industrielle. Ces résultats sont attendus vue que l'augmentation de la valeur ajoutée industrielle et du PIB par habitant favorise plus d'investissements donc un besoin de l'électricité croissant dans le secteur industriel. D'après ces résultats on peut conclure que la consommation d'électricité industrielle est expliquée par le produit intérieur brut par habitant à court terme et, elle est expliquée par la valeur ajoutée industrielle et le produit intérieur brut par habitant à long terme, les résultats des tests de causalité de Granger et de Toda Yamamoto confirment ce résultat.

Dans cette première partie, nous avons fait une analyse sectorielle du lien entre la consommation d'électricité et la croissance économique. Pour ce faire nous avons estimé deux modèles, un modèle de la consommation résidentielle d'électricité et un modèle de la consommation industrielle d'électricité.

Les séries des variables sélectionnées dans le cadre de notre travail sont intégrées d'ordres différents, l'approche utilisée dans ce cas est celle des modèles ARDL

Les résultats d'estimation par la méthode ARDL indiquent qu'il existe une relation de cointégration entre les variables avec une rupture en 1987 pour le modèle de la consommation d'électricité industrielle, cette rupture a impacté les résultats de stationnarité et la stabilité de la relation durant la période de l'étude.

A court terme, le test de Granger indique que la population est un facteur déterminant de la consommation d'électricité résidentielle et que le PIB par habitant est un déterminant de la consommation d'électricité industrielle.

Cependant à long terme, en utilisant le test de [Toda Yamamoto](#), les résultats indiquent que la consommation d'électricité résidentielle dépende de la population totale et le revenu disponible brut des ménages. Pour le deuxième modèle, ce test indique qu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre la consommation d'électricité industrielle et le PIB par habitant (les deux phénomènes sont interdépendants) et une causalité unidirectionnelle allant de la valeur ajoutée industrielle vers la consommation d'électricité industrielle sans effet feedback.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

La consommation d'électricité totale et la croissance économique

Dans cette section nous nous intéressons à la détermination de la relation qui peut exister entre la consommation d'électricité totale et la croissance économique en Algérie. En utilisant une approche bi-variée où on a choisi le PIB comme indicateur de croissance économique en niveau globale et la demande d'électricité totale comme proxy de la consommation d'énergie.

Pour ce faire, nous avons suivi les étapes suivantes : la première étape consiste à l'application du test de Phillips-Perron pour détecter l'existence ou non d'une racine unitaire dans nos variables, la deuxième étape consiste à la recherche d'une relation de cointégration entre les variables et la dernière l'étude de la causalité à court et long terme en utilisant le test de Granger et ce même test modifié par [Toda Yamamoto](#) respectivement.

1-La spécification du modèle :

La spécification retenue dans le cadre de ce travail s'écrit de la manière suivante :

$$\text{Log}(\text{DEL}_t) = c + a \text{Log}(\text{PIBR}_t) + v_t \quad (37)$$

Avec ; $a > 0$ et v_t est le terme d'erreurs

$\text{Log}(\text{DEL}_t)$: le logarithme de la demande d'électricité à l'instant t ;

$\text{Log}(\text{PIBR}_t)$: le logarithme du produit intérieur brut réel à l'instant t .

L'estimation du modèle avec la méthode des MCO donne les résultats suivants ;

Tableau N°37 : Estimation par les MCO de la relation entre la demande d'électricité et le PIB réel :

Dependent Variable: LOG(DEL)				
Method: Least Squares				
Date: 05/31/19 Time: 22:39				
Sample: 1970 2018				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.548746	0.421935	-20.26082	0.0000
LOG(PIBR)	2.253505	0.052743	42.72645	0.0000
R-squared	0.975421	Mean dependent var		9.451491
Adjusted R-squared	0.974887	S.D. dependent var		1.019294
S.E. of regression	0.161528	Akaike info criterion		-0.767504
Sum squared resid	1.200198	Schwarz criterion		-0.689537
Log likelihood	20.42010	Hannan-Quinn criter.		-0.738040
F-statistic	1825.550	Durbin-Watson stat		0.386146
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats d'estimation s'écrivent de la manière suivante :

$$\text{Log}(DEL_t) = -8.54 + 2.25\text{Log}(PIBR_t) + v_t \quad (38)$$

[20.26] [42.72]

$$F_c = 1825.55 \quad R^2 = 97.54\% \quad DW = 0.38$$

[.] représente les statistiques de Student associées aux coefficients du modèle.

$c = -8,54$ représente le logarithme de la demande d'électricité lorsque le produit intérieur brut réel est à l'unité ;

$a = 2.25$ représente l'élasticité de la demande d'électricité par rapport au PIB réel. Une hausse de 1% du PIB réel entraîne une augmentation de 2.25% de la demande d'électricité.

L'estimation du modèle indique que sur le plan économique les résultats sont interprétable et sur le plan statistique les résultats sont significatifs, les statistiques de student associées aux coefficients sont toutes supérieures à la valeur critique (1.96) au seuil de 5%. La qualité d'ajustement du modèle est très bonne, la variabilité de la demande d'électricité est expliquée à 97.54% par le produit intérieur brut réel. La statistique de Fisher est importante et la probabilité associée à ce dernier est égal à 0 est largement inférieure au seuil de 5%. D'après ces résultats on peut conclure que le modèle est globalement significatif. Cependant, la statistique de Durbin Watson indique qu'il existe une autocorrelation positive des erreurs ceci est probablement du à l'existence de la racine unitaire dans les variables du modèle.

2-Etude de la stationnarité des séries :

Pour vérifier la stationnarité des séries, nous avons fait recours au test de Phillips- Perron.

Comme dans les deux modèles précédents, nous allons procéder au test de Phillips-Perron pour les 3 modèles, nous suivons la procédure habituelle et commencerons par le modèle le moins contraint, le modèle n°3, pour finir avec le modèle le plus contraint, le modèle n°1. Les résultats de ce test sont résumés dans le tableau suivant¹⁶ :

Tableau N°38 : Résultats de test Phillips-perron sur les séries en niveau et en différence :

Modèles Variables	Test Phillips-Perron sur les séries en niveau								Ordre d'intégration
	Modèle 03		Modèle 02			Modèle 01			
	β	T _{PP}	C	T _{PP}	p	T _{PP}	p	T _{PP}	
Log(DEL)	1.78	2.79	6.50	2.54	-3.79	-2.92	-	-	I(0)
Log(PIBR)	1.98	2.79	1.75	2.54	-	-	5.19	-1.94	I(1)
Test de Phillips- Perron sur les séries en différence									
$\Delta(\text{Log(PIBR)})$	-	-	-	-	-	-	-5.94	-1.94	I(0)

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

Les résultats d'estimation du modèle [3] de la série de la demande d'électricité au seuil de 5% indiquent que la statistique associée à la composante tendancielle (1.78) est inférieure à la valeur critique de la table (2.79) au seuil de 5% donc on accepte $H_0 : \beta=0$ ce résultat montre que le

¹⁶ Voir annexe 18

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

processus générateur de la série ne peut pas être un TS. On passe à l'estimation du modèle [2], le résultat montre que la statistique de student associée au coefficient de la constante (6.50) est supérieure à la valeur critique (2.54) ce que nous conduit à admettre l'existence de la constante dans le modèle. Dans ce même modèle on teste l'existence de la racine unitaire, les résultats indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de la présence de la racine unitaire donc la série est générée par un processus autorégressif d'ordre 1 stationnaire.

Les résultats d'estimation du modèle [3] de la série du PIB réel au seuil de 5% indiquent que la statistique associée à la composante tendancielle (1.98) est inférieure à la valeur critique (2.79) donc la série ne contient pas une tendance significative. On passe à l'estimation du modèle [2], le résultat montre que la statistique de student est inférieure à la valeur critique de la table ce que nous conduit à rejeter l'hypothèse de l'existence de la constante dans le modèle, ensuite on passe au modèle [1] pour tester la racine unitaire où les résultats indiquent que la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (5.19) est supérieure à la valeur critique de Phillips-Perron(-1.94) donc la série est générée par un processus DS sans dérive. Pour stationnariser la série on passe à l'application du test de Phillips –Perron sur la série en différence, les résultats indiquent que la statistique associée au coefficient de la racine unitaire (-5.94) est inférieure à la valeur critique de la table (-1.94) ce que nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'existence de la racine unitaire. La série en différence est stationnaire et la série du PIB réel est intégrée d'ordre 1.

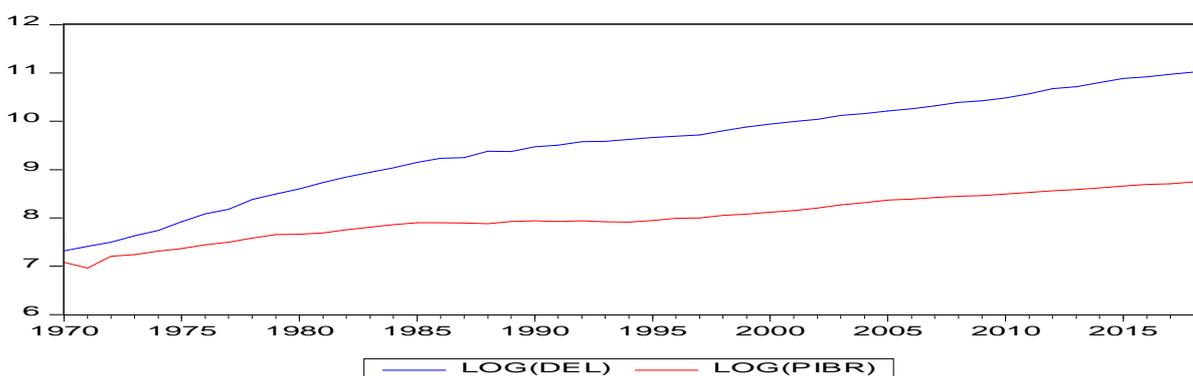
3-La recherche de la relation de long terme entre les variables :

Dans le but de détecter l'existence d'une relation de long terme entre les variables, nous avons utilisé l'approche de [Pesaran et al, 2001]. Ce test nécessite au préalable de déterminer le décalage optimal et faire recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre les séries.

Test de Pesaran et all (2001)

Examen graphique :

Figure N°21 : Evolution du PIB réel et de la demande d'électricité (1970-2018)



Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

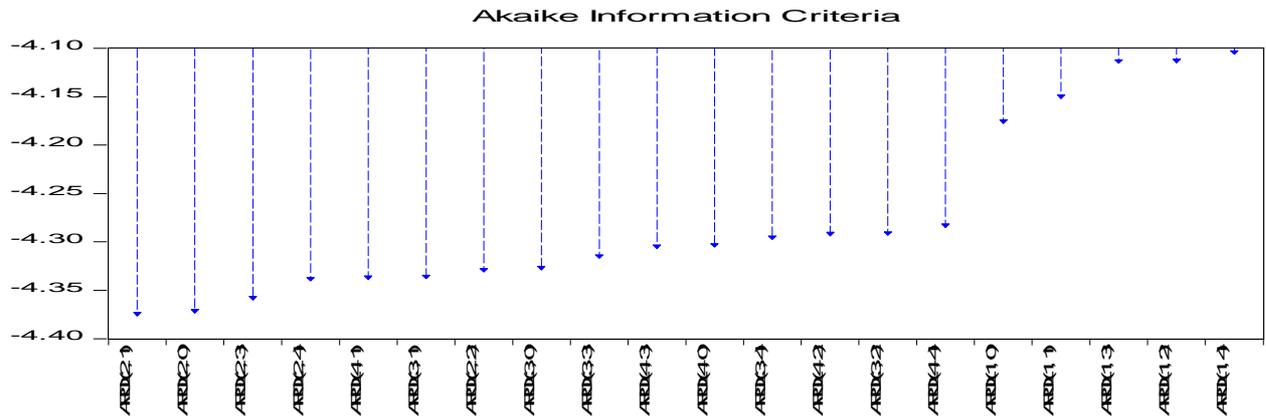
La figure ci-dessus décrit l'évolution du PIB réel et de la demande d'électricité de l'Algérie durant la période (1970-2018). On remarque que ces deux variables présentent des évolutions de long terme semblables et sont caractérisées en général par une tendance à la hausse. Cela indique une forte possibilité d'existence d'une relation de cointégration.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Estimation du modèle ARDL et décalage optimal :

Le critère d'information AIC indique le modèle ARDL (2.1) comme le plus optimal parmi les 20 modèles suggérés où ce dernier correspond à la valeur minimale du critère AIC.

Figure N° 22 : détermination du nombre de retard du modèle ARDL



Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews 10.

Tableau N° 39: l'estimation du modèle de la demande d'électricité par la méthode ARDL :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOG(DEL(-1))	0.501013	0.146736	3.414386	0.0015
LOG(DEL(-2))	0.310302	0.128520	2.414437	0.0203
LOG(PIBR)	0.212941	0.120875	1.761656	0.0856
LOG(PIBR(-1))	0.151456	0.127360	1.189199	0.2412
C	-1.032577	0.254270	-4.060942	0.0002
R-squared	0.999179	Mean dependent var		9.542223
Adjusted R-squared	0.999099	S.D. dependent var		0.939720
S.E. of regression	0.028203	Akaike info criterion		-4.196484
Sum squared resid	0.032611	Schwarz criterion		-3.997719
Log likelihood	101.5191	Hannan-Quinn criter.		-4.122026
F-statistic	12480.02	Durbin-Watson stat		1.865744
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir de l'Eviews.

Le modèle de la consommation d'électricité totale estimée par la méthode ARDL s'écrit de la manière suivante :

$$\text{Log}(DEL_t) = -1.03 + 0.50\text{Log}(DEL_{t-1}) + 0.31\text{Log}(DEL_{t-2}) + 0.21\text{Log}(PIBR_t) +$$

[4.06]
[3.41]
[2.41]
[1.76]

$$0.15\text{Log}(PIBR_{t-1}) \tag{39}$$

[1.18]

$$F_C = 12480.02 \quad R^2 = 99.91\%$$

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats d'estimation montrent que la consommation d'électricité dépend positivement de ses valeurs passées, du PIB réel et de la valeur décalée du PIB réel. Sur le plan statistique les valeurs passées de la consommation d'électricité sont significatives (les statistiques de student associées sont toutes supérieures à la valeur de la table 1.96 au seuil de 5%). Tandis que le PIB réel est statistiquement significatif au seuil de 10%, mais sa valeur décalée est non significative même au seuil de 10%. La qualité d'ajustement du modèle est très bonne, la valeur de l'écart type de l'erreur est proche de 0 (0.02), la probabilité associée à la statistique de Fisher est nulle donc on peut conclure que le modèle est globalement significatif.

Test de cointégration (Bounds test) :

Tableau N° 40 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et all. (2001)

Variables	LOG(DEL), LOG(PIBR)	
F-Stat calculé	26.47265	
Seuil critique	I(0)	I(1)
1%	5.50	6.24
5%	3.86	4.44
10%	3.17	3.65

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Les résultats du test de cointégration indiquent que la statistique de Fisher (F=26.47) est largement supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité 1%, 5% et 10%. Ce résultat nous conduit à rejeter l'hypothèse d'absence de relation de cointégration entre les variables.

Résultats d'estimation de la relation de long terme

Tableau N° 41 : Estimation de la relation de long terme

Dépendent variable : $Log(DEL_t)$

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBR)	1.931250	0.074271	26.00262	0.0000
C	-5.472509	0.646825	-8.460567	0.0000
EC = LOG(DEL) - (1.9312*LOG(PIBR) -5.4725)				

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'Eviews.

Sous la forme fonctionnelle, le modèle s'écrit:

$$Log(DEL_t) = -5.47 + 1.93Log(PIBR_t) \quad (40)$$

[8.46]
[26.00]

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats d'estimation indiquent que les coefficients sont économiquement interprétables, la demande d'électricité dépend du PIB réel à long terme, une augmentation du PIB réel de 1% entraîne une augmentation de la consommation d'électricité de 1.93%, en revanche, le signe de la constante est négatif et significatif la statistique de Student associée est supérieure à la valeur de la table (1.96) au seuil de 1%, 5% et 10%. Lorsque le PIB réel est égal à l'unité la consommation d'électricité est égale à $(e^{-5.47})$. Sur le plan statistique les résultats sont significatifs, les statistiques de student associées sont largement supérieures à la valeur critique au seuil de 5% et de même les probabilités associées sont inférieures au seuil de significativité 1%, 5% et 10%

Estimation du modèle ECM :

Tableau N° 42 : Estimation du modèle à correction d'erreur

ECM Regression Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(DEL(-1))	-0.310302	0.124863	-2.485140	0.0171
DLOG(PIBR)	0.212941	0.109248	1.949153	0.0581
CointEq(-1)*	-0.188684	0.020674	-9.126445	0.0000
R-squared	0.630231	Mean dependent var		0.077495
Adjusted R-squared	0.613032	S.D. dependent var		0.044270
S.E. of regression	0.027539	Akaike info criterion		-4.283441
Sum squared resid	0.032611	Schwarz criterion		-4.164182
Log likelihood	101.5191	Hannan-Quinn criter.		-4.238766
Durbin-Watson stat	1.865744			

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats d'EvIEWS.

Les résultats de la régression s'écrivent sous la forme suivante :

$$\Delta \text{Log}(DEL_t) = -0.31 \Delta \text{Log}(DEL_{t-1}) + 0.21 \Delta \text{Log}(PIBR_t) - 0.18(ECM_{t-1}) \quad (41)$$

[2.48]
[1.94]
[9.12]

Selon les résultats d'estimation, à court terme, on constate que l'historique de la consommation est un déterminant de la présente consommation d'électricité au seuil de 5%; tandis que le PIB réel est un déterminant au seuil de 10%.

En plus, on constate que le coefficient de la force de rappel vers l'équilibre CointEq (-1) = -0.1886 est négatif et significativement différent de 0 au seuil de 5%. Il existe donc un mécanisme à correction d'erreur. Le modèle à correction d'erreur est donc validé. Les résultats indiquent que 18.86% des déséquilibres de l'année dernière sont corrigés au cours de l'année en cours, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc l'année dernière.

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

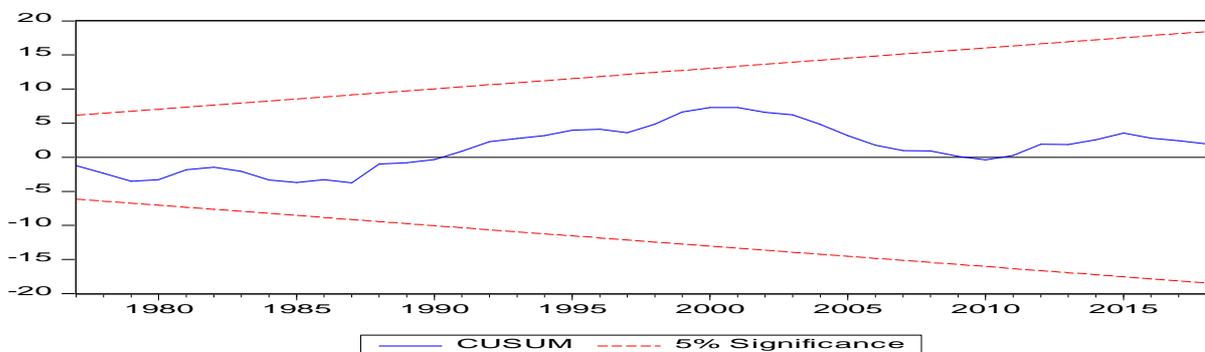
Le modèle estimé est soumis à une batterie des tests statistiques résumés dans le tableau ci-dessous ;

Tableau N° 43 : Résultats des tests de validation¹⁷

Hypothèse du test	Tests	Valeurs	p-value
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	1.055	0.58
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	3.24	0.51
	Arch	0.42	0.51
	White	8.48	0.74
Normalité	Jarque-Bera	0.48	0.78
Stabilité	Ramsey (Fisher)	0.71	0.40

Source: Etablit à base des résultats d'estimation sur Eviews.

Figure N° 23 : Résultats de test de CUSUM.



Source : réalisé par nos soins à partir de l'Eviews.

Les résultats des différents tests sur les résidus nous conduisent à accepter l'hypothèse nulle de chaque test, les probabilités associées sont toutes supérieures aux seuils de significativité de 1%, 5% et 10% donc on a : une absence d'autocorrélation des erreurs, les erreurs sont homoscedastiques, les résidus suivent une distribution normale et le modèle est bien spécifié selon le test de Ramsey. Le test de CUSUM indique que le modèle est structurellement stable durant toute la période (1970-2018) pour un intervalle de confiance de 5%.

4-Le test de causalité entre les variables:

L'estimation d'un modèle VAR sur les séries stationnaires du modèle indique que le retard optimal est égal à 1¹⁸, sur la base de ce dernier on applique le test de causalité de Granger.

Tableau N°44 : résultats du test de causalité de Granger à court terme :

Variables	Hypothèse nulle	F-Statistique	Probabilité	Conclusion
D(log(PIBR)) et log(DEL)	D(Log(PIBR)) ne cause pas au sens de granger Log(DEL)	3.36237	0.0736	D(Log(PIBR)) ne cause pas au sens de granger Log(CER)
	Log(DEL) ne cause pas au sens de granger D(Log(PIBR))	14.6354	0.0004	Log(DEL) cause au sens de granger D(Log(PIBR))

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats de l'Eviews.

¹⁷ Voir annexe 19

¹⁸ Voir annexe 20

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats du test indiquent qu'au seuil de 5%, il existe une causalité unidirectionnelle allant de la demande d'électricité vers le PIB réel à court terme, la probabilité associée est inférieure au seuil de 5%. Ce résultat nous permet de dire que la demande d'électricité est un facteur déterminant de la croissance économique donc toutes politiques de conservation de l'électricité peuvent influencer négativement la croissance du pays.

Cependant, au seuil de 10% les résultats montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la demande d'électricité et le PIB réel ceci implique que les deux variables sont dépendantes une politique de l'économie d'électricité peut ralentir la croissance économique et de même des fluctuations de cette dernière peuvent avoir un impact sur la consommation d'électricité.

5-Test de non causalité de Toda et Yamamoto (basé sur le modèle VECM)

Lorsque le terme de correction d'erreur est négatif et statistiquement significatif, ceci indique qu'il existe au moins un sens de causalité à long terme entre les variables. Pour affirmer cette conclusion, on a appliqué le test de [Toda Yamamoto, 1995]. Comme dans les deux modèles précédents il convient au préalable de déterminer le retard optimal du modèle VAR augmenté, pour notre cas le retard du modèle VAR est de 2¹⁹ et l'ordre d'intégration maximal des séries est de 1 donc le test de Toda Yamamoto est estimé sur la base d'un VAR d'ordre 3²⁰. Les résultats sont illustrés dans le tableau ci-dessous.

Tableau N° 45: Résultats du test du Toda Yamamoto

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 05/31/19 Time: 22:28			
Sample: 1970 2018			
Included observations: 46			
Dependent variable: LOG(DEL)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(PIBR)	11.25986	3	0.0104
All	11.25986	3	0.0104
Dependent variable: LOG(PIBR)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(DEL)	2.805037	3	0.4227
All	2.805037	3	0.4227

Source : réalisé par nos soins à partir de l'Eviews.

Les résultats du test de causalité de Toda Yamamoto indiquent qu'au seuil de 5% qu'il existe une relation de causalité unidirectionnelle allant du PIB réel vers la demande d'électricité à long terme, la probabilité associée est inférieure au seuil de 5%. D'après ce résultat, on peut dire que les mesures permettant d'économiser l'électricité peuvent être prises sans compromettre le développement économique.

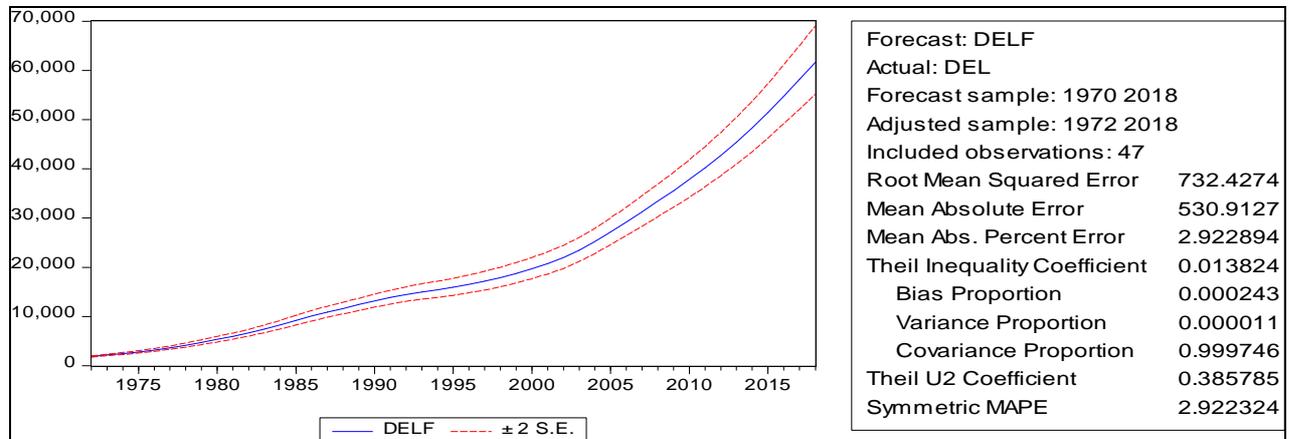
¹⁹ Voir annexe 20

²⁰ Voir annexe 21

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

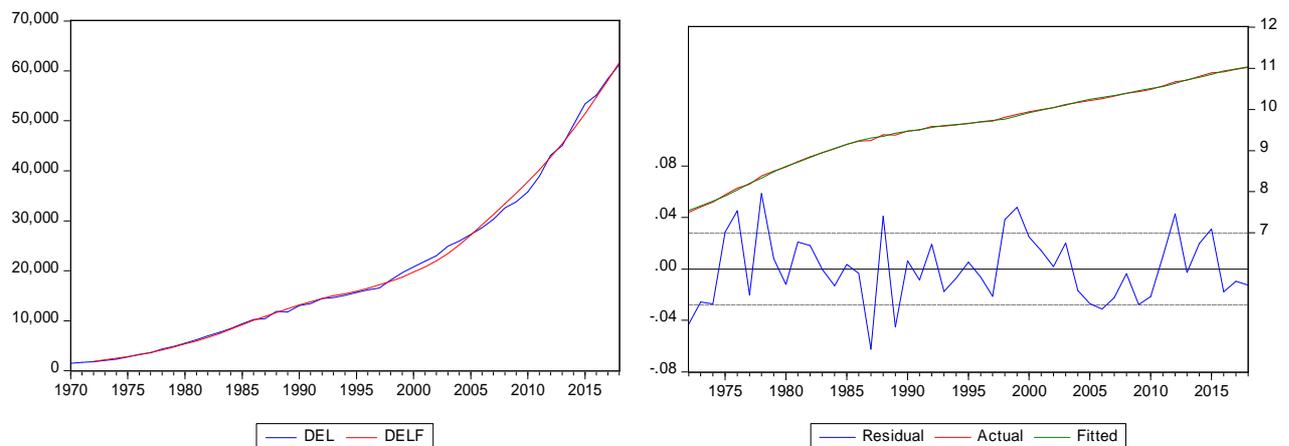
6- Prédiction :

Figure N° 24 : La consommation totale d'électricité reconstituée par le modèle.



Source : réalisé par nos soins à partir de l'Eviews.

Figure N° 25 : la représentation graphique de la série réelle et prévue de la consommation totale d'électricité



Source : réalisé par nos soins à partir de l'Eviews 10.

D'après les statistiques de la figure N°24 et notamment le coefficient de l'inégalité de Theil qu'est égal à 0.01 (proche de 0), nous pouvons conclure à une bonne qualité de prévision et ceci s'est affirmé par la figure N°25 qui représente les valeurs prédites et prévues de la consommation d'électricité.

Comme dans les deux modèles précédents, en utilisant la méthode de Holt Winters pour prévenir la croissance économique (les valeurs de PIB réel) et à la base de la relation de long terme nous avons déterminé la demande d'électricité en Algérie sur la période (2019-2025) ; la relation de long terme est la suivante (équation 40) ;

$$\text{Log}(DEL_t) = -5.47 + 1.93\text{Log}(PIBR_t)$$

[8.46]
[26.00]

Chapitre 04 : Etude empirique de la relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique

Les résultats sont illustrés dans le tableau suivant,

Tableau N° 46 : les résultats de la méthode de Holt Winters sur la série du PIB réel et la prévision pour la série de la demande d'électricité (2019-2025) :

	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
PIBR (MDA)	6441.870	6613.320	6784.770	6956.220	7127.670	7299.120	7470.571
DEL (GWH)	94580.642	99499.040	104537.469	109695.716	114973.571	120370.830	125887.327

Source : réalisé par nos soins à partir des résultats de l'Eviews.

La méthode de Holt Winters indique qu'à l'horizon de 2025, nous prévoyons une valeur du PIB réel de 7470.571 Milliards de DA, en se basant sur la relation de long terme, nous prévoyons une valeur de la demande d'électricité totale de 125887.327 Gwh soit un taux de croissance moyen de 9.85% entre (2018-2025).

L'objectif de cette étude empirique est de détecter la relation existante entre la consommation d'électricité et la croissance économique en utilisant les données annuelles de l'Algérie couvrant la période (1970-2018).

Pour bien mener notre travail, nous avons en premier lieu opté pour une analyse sectorielle où on s'est intéressé au secteur résidentiel et industriel vue que ces deux derniers présentent presque la totalité de la consommation d'électricité en Algérie, dans le second lieu nous avons examiné la relation en niveau globale.

Les variables sont intégrées d'ordres différents et pour cette raison que nous avons choisi l'approche de [Pesaran et al, 2001] pour vérifier une éventuelle relation entre les variables. Où les résultats empiriques indiquent l'existence de relation de long terme pour les variables des trois modèles.

Les résultats du test de [Toda Yamamoto, 1995] indiquent l'existence d'une causalité unidirectionnelle allant de la population totale, le revenu disponible brut vers la consommation d'électricité résidentielle ; une causalité unidirectionnelle allant de la valeur ajouté industrielle vers la consommation d'électricité industrielle, une causalité bidirectionnelle entre le PIB par habitant et la consommation d'électricité industrielle. Enfin pour l'analyse globale, ce test indique que le PIB réel est un facteur déterminant de la consommation d'électricité totale.

Conclusion Générale

Conclusion Générale

L'objectif de la présente étude était d'utiliser certains développements récents de l'économétrie des séries temporelles non stationnaires, notamment la théorie de la cointégration de Pesaran et al [2001] et le test de causalité de Granger basé sur un modèle VECM développé par Toda Yamamoto [1995], pour explorer le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique en Algérie durant la période (1970-2018).

Après avoir déterminé les caractéristiques statistiques des séries, l'application du test de cointégration de Pesaran et al [2001] a mis en évidence l'existence d'une relation de long terme entre la consommation d'électricité résidentielle, la population totale et le revenu disponible brut des ménages, ainsi l'existence d'une relation de long terme entre la consommation d'électricité industrielle, la valeur ajoutée industrielle et le PIB par habitant avec la présence d'un changement structurel en 1987 ce qui a impacté les résultats de la stationnarité des séries et la stabilité de la relation durant la période de l'étude (cette rupture a fait diminuer la consommation d'électricité industrielle de 0.19% en 1987), une rupture déterminée d'une manière exogène et qui fait référence au choc pétrolier de 1986 (les premiers mois qui suivent la chute des prix du pétrole), de plus l'existence d'une relation de long terme entre la consommation totale d'électricité et le produit intérieur brut réel. Le test de causalité indique qu'à court terme la population et le PIB par habitant influencent positivement sur la consommation d'électricité résidentielle et industrielle respectivement, de même l'application du test de causalité de Granger indique que la demande d'électricité totale est un facteur déterminant de la croissance économique à court terme. En appliquant le test de [Toda Yamamoto, 1995], les résultats indiquent qu'à long terme le revenu disponible brut des ménages et la population totale influencent positivement sur la consommation d'électricité résidentielle, ainsi pour le modèle de la consommation d'électricité industrielle, les résultats indiquent que la valeur ajoutée industrielle et le PIB par habitant sont des facteurs déterminants de la consommation d'électricité industrielle enfin pour l'analyse globale nous avons montré que c'est la croissance économique qui stimule la consommation d'électricité, ce dernier résultat supporte l'hypothèse de conservation de l'énergie selon la classification de [Aspergis et Payne, 2009]¹ et supporte l'approche orthodoxe selon la classification de [Lékana, 2018]².

Autrement dit, ces résultats confirment les hypothèses que nous avons émises dans le cadre de ce travail. En effet, il existe une relation de long terme entre la consommation d'électricité et la croissance économique; de plus il existe une relation de causalité entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Algérie (1970-2018).

En Algérie, à long terme, la causalité unidirectionnelle du PIB réel vers la consommation d'électricité pourrait statistiquement signifier que les mesures permettant d'économiser l'électricité peuvent être prises sans compromettre le développement économique car la consommation d'électricité n'est pas un facteur déterminant de la croissance économique, ces résultats ont des implications politiques utiles pour les décideurs, la conservation de l'énergie est une politique raisonnable sans conséquences néfastes sur la croissance économique. Les prix de l'électricité sont subventionnés par l'Etat, les résultats recommandent que la réforme des prix de cette énergie ne puisse avoir aucun effet négatif sur la croissance économique, d'un côté pour se bénéficier des recettes pour alimenter le budget de l'Etat, pour faire limite au gaspillage engendré par le prix bas de cette énergie et d'un autre côté pour réduire les effets négatifs sur l'environnement.

¹ Aspergis et Payne, (2009) *op.cit.*, p08

² Lékana, (2018) *op.cit.*, p09

Conclusion Générale

Cependant, réduire la consommation de l'électricité chez les populations qui ont un accès difficile à cette ressource, n'est pas une option envisageable autant que notre pays n'est pas encore atteint un niveau d'autonomie d'électricité pour se permettre une réduction de leur consommation ; en outre, il peut prévenir les conséquences néfastes liées à la consommation accrue de l'électricité. Au contraire en rendant l'électricité accessible à tous, cela pourrait contribuer à réduire non seulement la pauvreté, mais aussi à améliorer la qualité de vie de la population. Ainsi, l'adoption d'une politique de conservation de cette énergie doit prendre en considération les risques d'un impact négatif à court et à long terme. Puisqu'il existe une dynamique économique fortement dépendante de l'énergie dans le secteur industriel, une économie de l'énergie risque d'entraîner une décroissance économique dans ce secteur. C'est pour cela qu'il faut faire intervenir le concept de l'efficacité énergétique et dont l'objectif non seulement d'essayer de réduire la consommation de l'électricité mais en parallèle garder voir améliorer le rendement énergétique.

L'Algérie est un pays doté d'importantes sources d'énergies où la production d'électricité à 97% est à la base du gaz naturel, cependant cette dernière ressource reste épuisable et pour cela, Il est nécessaire d'avoir des solutions alternatives pour la continuité du développement des projets industrielles, d'accroître sa croissance et améliorer sa situation socio-économique.

Les résultats de l'étude confirment notre argumentation du premier chapitre que la nature de la relation entre la consommation d'énergie et de la croissance économique peut être différente, nos résultats dans l'analyse sectorielle se diffèrent de ceux de l'analyse globale. A long terme, dans l'analyse globale les résultats soutiennent l'hypothèse de la conservation tandis que dans l'analyse sectorielle les résultats soutient l'hypothèse de rétroaction ceci implique que à ce dernier niveau, la consommation d'électricité et la croissance économique sont sensible l'une par rapport à l'autre, sachant aussi que les résultats varient entre le court et le long terme.

L'analyse des résultats permet de dégager les recommandations suivantes :

- Formuler des politiques énergétiques spécifiques à chaque secteur plutôt qu'une seule politique adaptée à la totalité de l'énergie.
- Les politiques de l'électricité à long terme doivent être orientées de plus vers la promotion de l'utilisation de ressources renouvelables (telles que le solaire et l'éolien) pour générer de l'électricité qui contribuera à réduire les émissions de carbone où le gouvernement algérien devrait continuer à investir dans le secteur de la production d'électricité en utilisant des sources renouvelables ce que on appelle la transition énergétique tout en essayant de préserver les combustibles fossiles (adoption du mix énergétique), car ce pays a un fort potentiel en énergie solaire thermique. Pour ce faire, il faut encourager davantage le lancement des projets pour l'énergie électrique à partir de sources renouvelables, combiné aux actions strictes d'efficacité énergétique (incitations et amendes), créations de produits locaux utilisant des combustibles renouvelables et avec un mode de fonctionnement économique.
- Encourager l'investissement dans les autres secteurs comme le secteur agricole et touristique afin de couvrir les coûts pharamineux des énergies renouvelables concernant le prix de l'installation et l'accès à leur technologie, malgré cette limite de coûts, ces énergies restent une bonne alternative pour l'avenir, contribuer à la sécurité énergétique (satisfaire la

Conclusion Générale

demande), réduire le chômage (offre d'emploi) et acquérir le savoir faire (nouvelle perspective pour l'avenir), par le biais du transfert technologique.

Parmi les études qui ont aboutis aux mêmes résultats de notre analyse au niveau globale on trouve celle de ; [Y.W.Rufael, 2006] [Al-Iriani, 2006] , [F.Karanfil, 2008] [Chiou-Wei et al, 2008] [J.W.Saunoris et al, 2013], [M. Mihai, 2016], [Méhrrara, 2007] [Isah Wada, 2017] [J.Alam et al, 2017] et celle de [Ferid Uzturk, 2017] pour le cas de l'Algérie.

Notre étude est dotée d'insuffisance de données et de l'information, pour aller plus loin dans les recherches et dans le but de formuler des politiques énergétiques adéquates et plus précises, par conséquent améliorer la prévision en matière de la demande d'énergie, il convient au préalable de faciliter l'accès aux informations statistiques dans le secteur énergétique.

Théoriquement, le PIB (reflétant l'activité économique) est le principal facteur économique qui détermine l'évolution de la demande d'électricité. Cependant, la demande en électricité dépend aussi d'autres indicateurs économiques, pour cela dans les recherches futures nous recommandons en premier lieu l'inclusion d'autres variables pertinentes comme l'emploi, l'exportation, le cout d'énergie.... On deuxième lieu de ne pas marginaliser d'autres facteurs exogènes qui peuvent affecter cette demande tels que les préférences des consommateurs ce qu'on appelle les facteurs inobservables et de l'y intégrer dans l'étude en utilisant des méthodes récentes de la modélisation économétrique.

Aussi, les économistes chercheurs devraient accorder plus d'attention à la consommation d'électricité des secteurs résidentiel et industriel, aux prix réels du pétrole, au développement financier et à la durabilité environnementale de la consommation d'électricité, de manière à en tirer des implications politiques spécifiques.

Bibliographie

1. A. SMITH « Recherche sur la nature et les causes de la richesse des nations » 1776, Chapitre VI , Des parties constituantes du prix des marchandises M.G. ANAGO, Rapports de stage «consommation d'électricité et croissance économique en cote d'Ivoire» 2011.
2. A.E. Akinlo (2008) « Energy consumption and economic growth: Evidence from 11 Sub-Sahara African countries » *Energy Economics* 30, 2391–2400.
3. A.E. Akinlo (2009) « Electricity consumption and economic growth in Nigeria: Evidence from cointegration and co-feature analysis» *Journal of Policy Modeling* 3, 681–693.
4. A. Esseghir, L.H. Khouni (2014) «Economic growth, energy consumption and sustainable development: The case of the Union for the Mediterranean countries» *Energy* xxx, 01-08.
5. Achour Tani Yamna. Thèse de doctorat en sciences, «L'Analyse de la croissance économique en Algérie» Université de Tlemcen; 2013-2014.
6. Agence Internationale de l'Energie. (2000). *World Energy Outlook 2000*. F. Andriamanga (2017) Relationship between energy consumption and economic growth in Madagascar: Empirical Approach (1995-2015) disponible en ligne sur, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82967/>.
7. Akarca, A. T., Long, T. V. (1979) «Energy and Employment: A Time Series Analysis of the Causal Relationship». *Resources and Energy* 2: 151-162.
8. Ali Acaravci, Ilhan Ozturk (2010) « Electricity consumption-growth nexus: Evidence from panel data for transition countries» *Energy Economics* 32, 604–608.
9. Alice Shiu, Pun Lee Lam (2004) « Electricity consumption and economic growth in China» *Energy Policy* 32, 47–54.
10. Ansgar, Frauke.D, Christian.D (2011) « Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship» *Energy Economics* 33, 782–789.
11. Aqeel. A., Butt. M. S (2001), « The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan ». *Asia Pacific Development Journal*, 8(2), 101-110.
12. Aspergis, Nicholas and Payne, James, E (2009) «Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model », *Energy Economics* 31, 211–216.
13. Auguste K. Kouakou (2011) « Economic growth and electricity consumption in Cote d'Ivoire: Evidence from time series analysis » *Energy Policy* 39, 3638–3644.
14. Bahram Shakouri and Soheila Khoshnevis Yazdi (2017) « Causality between renewable energy, energy consumption, and economic growth» *Energy sources, part B: Economics, Planning and Policy*, disponible en ligne <http://dx.doi.org/10.1080/15567249.2017.1312640>.
15. Bartleet M, Rukmani G (2010) « Energy consumption and economic growth in New Zealand: Results of trivariate and multivariate models» *Energy Policy* 38, 3508–3517.
16. BOAD, Forum sur le Thème : « Les Etats de l'UEMOA face aux défis du développement », 33ème anniversaire de la BOAD, 2008, Rapport de synthèse des travaux, Lomé, 13
17. Bob Kambale Kighoma, 2009, «Stratégie de croissance économique et environnement de l'investissement au Nord Kivu-RDC, période post conflit» mémoire de licence, institut supérieur d'informatique et de gestion, disponible sur <https://www.memoireonline.com/> , consulté le 15/01/2019
18. Bowden.N, Payne.J.E (2009) «The causal relationship between U.S. energy consumption and real output: A disaggregated analysis» *Journal of Policy Modeling* 31, 180–188.
19. Bowden.N, Payne.J.E, (2010) «Sectoral Analysis of the Causal Relationship Between Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Real Output in the US» *Energy Sources, Part B*, 5:400–408.
20. Charles B.L. Jumbe (2004) «Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi» *Energy Economics* 26, 61–68.
21. Chien-Chiang Lee (2005) « Energy consumption and GDP in developing countries: A cointegrated panel analysis» *Energy Economics* 27, 415– 427.
22. Chien-Chiang Lee (2006) « The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited» *Energy Policy* 34, 1086–1093.
23. Chiou Wei.S.Z, Chen.C et Zhu. Z., (2008), « Economic Growth and Energy Consumption Revisited- Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality ». *Energy Economics* 30 (6), 3063-3076.
24. Ciarreta A, Zarraga.A (2010) « Economic growth-electricity consumption causality in 12 European countries: A dynamic panel data approach» *Energy Policy* 38, 3790–3796.
countries» *Energy Policy* 35, 2939–2945.
25. D. RICARDO «Principes de l'économie politique et de l'impôt» 1821 Fichier 02, Chapitre XXXI, Des machines. M.G. ANAGO, Rapports de stage «consommation d'électricité et croissance économique en cote d'Ivoire» 2011.
26. [E. Ziramba](#) (2015) « Causal Dynamics Between Oil Consumption and Economic Growth in South Africa» *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, Volume 10, Issue 3, 250-256.
27. Erdal.G.L, Erdal.H, Kemal.E (2008) «The causality between energy consumption and economic growth in Turkey» *Energy Policy* 36, 3838–3842.

Bibliographie

28. Ertugrul Yildirim, Alper Aslan (2012) « Energy consumption and economic growth nexus for 17 highly developed OECD countries: Further evidence based on bootstrap-corrected causality tests» *Energy Policy* 51,985–993.
29. F.Abderrahmani, F.Blaid (2013) « Electricity consumption and economic growth in Algeria: A multivariate causality analysis in the presence of structural change» *Energy Policy* 55, 286–295.
30. Faisal Abbas, Nirmalya Choudhury (2013) « Electricity consumption-economic growth Nexus: An aggregated and disaggregated causality analysis in India and Pakistan» *Journal of Policy Modeling* 35, 538–553.
31. Fatih Karanfil (2008) « Energy consumption and economic growth revisited: «Does the size of unrecorded economy matter» *Energy Policy* 36, 3029– 3035.
32. Fatiha TALAHITE. Thèse d'habilitation à diriger des recherches, «Réformes et transformations économiques en Algérie», Université Pais 13-Nord, 2010.
33. Ferguson.R,Wilkinson.W,Robert.H(2000), «Electricity use and economic development» *Energy Policy* 28, 923-934
34. Feride Ozturk (2017) «Energy consumption–GDP causality in MENA countries». *Energy Sources, part B, Economic, Planning, and Policy Vol 12*, 231-236.
35. Fethi Amri (2017) « The relationship amongst energy consumption (renewable and non-renewable), and GDP in Algeria», *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76, 62-71.
<https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.03.029>
36. Fidimanantsoa Andriamanga (2017) «Relationship between energy consumption and economic growth in Madagascar: Empirical Approach, 1995-2015» <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82967/>
37. G.Abdoli, Y.G.Farahani,S.M, S.M, S.M. Dastan (2015) « Electricity consumption and economic growth in OPEC countries: a cointegrated panel analysis »*OPEC Energy Review*.
38. Galip Altinay, Erdal Karagol (2005) «Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey» *Energy Economics* 27,849–856.
39. Ghali.K.H, El-Sakka.M.I.T (2004), « Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis» *Energy Economics* 26, 225–238
40. Gideon Fadiran, Adebisi T. Adebusuyi, David Fadiran (2018) « Natural gas consumption and economic growth: Evidence from selected natural gas vehicle markets in Europe» *Energy* 169, 467-477.
41. GUELLIL Mohammed Seghir. Thèse de doctorat «Modélisation dynamique de la trajectoire énergétique: Analyse de la relation causale par le recours à la cointégration en données de panel» Université de Tlemcen; 2016.
42. Hanan Naser (2017) « On the cointégration and causality between oil market, nuclear energy consumption, and economic growth: evidence from developed countries» *Energy. Ecol. Environ.* 2(3), 182–197.
43. Hao Yen Yang (2000) « A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan» *Energy Economics* 22, 309-317.
44. Henryk Gurgul, Lukasz Lach (2012) «The electricity consumption versus economic growth of the Polish economy» *Energy Economics* 34,500–510.
45. Hsiao-Tien Pao (2009) « Forecast of electricity consumption and economic growth in Taiwan by state space modeling», *Energy* 34, 1779–1791.
46. Ilhan Ozturk et Usama Al-Mulali (2015) « Natural gas consumption and economic growth nexus: Panel data analysis for GCC countries» *Renewable and Sustainable Energy Reviews* [Volume 51](#), 998-1003.
47. Isah Wada (2017) «Energy production and economic growth in Saudi Arabia: Dynamic causality» *Energy Sources, Part B:Economics, Planning, and Policy*, <http://dx.doi.org/10.1080/15567249.2016.1248872>.
48. J.B. SAY « Traité d'économie politique ou simple exposition de la manière dont se forment, se distribuent ou se consomment les richesses», 1803. Palakiyem Kpemoua 2016, Electric energy consumption and economic growth in Togo MPRA_69113.disponible en ligne <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/69113/>.
49. James W.Saunoris, Brandon J.Sheridan (2013) « The dynamics of sectoral electricity demand for a panel of US states: New evidence on the consumption–growth nexus» *Energy Policy* 61, 327–336.
50. Jay Squalli (2007) «Electricity consumption and economic growth: «Bounds and causality analyses of OPEC members» *Energy Economics* 29, 1192–1205.
51. Jiahai Yuan, Changhong.Z, Shunkun.Y, Zhaoguang.H (2007) « Electricity consumption and economic growth in China: Cointégration and co-feature analysis» *Energy Economics* 29, 1179–1191.
52. John Asafu, Adjaye (2000) « The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries» *Energy Economics* 22,615-625.
53. José Alberto.F, António Cardoso.M (2012) « Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL bounds test approach (1965–2009) » *Energy Economics* 34,511–517.
54. Jude C. Eggoh, Chrysost Bangake, Christophe Rault (2011) « Energy consumption and economic growth revisited in African countries». *Energy Policy* 39, 7408–7421.

Bibliographie

55. K.Saidi, M.B.Mbarek, M. Amamri (2015) «Causal Dynamics between Energy Consumption, ICT, FDI, and Economic Growth: Case Study of 13 MENA Countries » Springer Science+Business Media New York DOI 10.1007/s13132-015-0337-5.
56. Korhan Gokmenoglu et Mohamad Kaakeh (2017) « Causal Relationship between Nuclear Energy Consumption and Economic Growth: Case of Spain» Strategic Planning for Energy and the Environment <http://www.tandfonline.com/loi/ustp20>.
57. Kraft .J and Kraft, A. (1978), «On the relationship between energy and GNP» , Journal of Energy and Development, 401–403.
58. Kraft .J and Kraft, A. (1978), «On the relationship between energy and GNP», Journal of Energy and Development, 401–403.
59. Lamia ARFAOUI (2016) « Modelling Economic Growth and Energy Consumption in MENA Countries: Cointégration and Causality Analysis » International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences. Vol. 6, No. 4, 274-286
60. Lékana H. (2018) « Relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC ANNALES» de l'université MARIEN NGOUABI sciences économiques et de gestion, volume 18, num 02, 57-71
61. Lékana, H. C., Kane, C. S., et Ndinga, M. M. A., (2018). « Effet de seuil de la consommation d'énergie sur la croissance économique des pays de la Communauté Économique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC). » éd Harmattan. Paris.
62. Lim.H.J, Yoo.S.H (2012) «Natural Gas Consumption and Economic Growth in Korea: A Causality Analysis» Energy Sources, Part B, 7,169–176.
63. M. BALAT (2009) « Electricity Consumption and Economic Growth in Turkey: A Case Study» Energy Sources, Part B, 4:155–165.
64. M.J. Herrerias. Joyeux, E.Girardin (2013) «Short and long run causality between energy consumption and economic growth: Evidence across regions in China» Applied Energy 112, 1483–1492.
65. M Jahangir Alam, Mumtaz A, I. A. Begum (2017) « Nexus between non-renewable energy demand and economic growth in Bangladesh: Application of Maximum Entropy Bootstrap approach» Renewable and Sustainable Energy Reviews 72, 399–406.
66. M.Mehrra (2007), « Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting Magrin, G., et Dieye, P. N(2007), Biocarburants, aménagement du territoire et politiques
67. Mahmoud .A. Al-Iriani (2006) « Energy–GDP relationship revisited: An example from GCC countries using panel causality» Energy Policy 34, 3342–3350.
- MAINGUY Y., « L'économie de l'énergie », édition publiée en 1967. Paris.
68. Marc Nouschi et Régis Bénichi,« La croissance aux XIXème et XXème siècle» Histoire économique contemporaine. 2^{ème} édition, P. 44.
69. Masih, A.M.M., Masih, R., (1997), «On the temporal causal relationship between energy consumption, real income, and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs based on a multivariate cointégration vector error correction approach'', Journal of Policy Modeling 19, pp. 417-440.
70. Mazbahul Golam Ahamad, A.K.M.Nazrul Islam (2011) « Electricity consumption and economic growth nexus in Bangladesh: Revisited evidences» , Energy Policy 39,6145–6150.
71. Mehrzad Zaman (2007) «Energy consumption and economic activities in Iran Energy» Economics 29, 1135–1140.
72. Mohsen Méhrra (2007) «Energy consumption and economic growth: The case of oil exporting countries» Energy Policy 35, 2939–2945.
73. Moritomo, R., et Hope, C., (2004), « The impact of electricity supply on economic growth in Sri Lanka», Energy Economics 26, 77–85.
74. Mounir Belloumi (2009) « Energy consumption and GDP in Tunisia: Cointégration and causality analysis» Energy Policy 37, 2745–2753.
75. Muhammad Shahbaz, Hooi Hooi Lean (2012) « the dynamics of electricity consumption and economic growth: A revisit study of their causality in Pakistan» Energy 39,146-153.
76. Mutascu Mihai (2016) « [A bootstrap panel Granger causality analysis of energy consumption and economic growth in the G7 countries](#), » [Renewable and Sustainable Energy Reviews](#), Elsevier, vol. 63(C), pages 166-171.
77. Nachan.D.M.N, Ramesh.M.N, Ajith.V.K, (1988) «Co-Integration and Causality Testing of the Energy–GDP Relationship: A Cross-Country Study» Applied Economics 20, 1511-1531.
78. Narayan, P.K, Singh, B. (2007) «The Electricity Consumption and GDP Nexus for the Fiji Islands». Energy Economics, Vol. 29, Issue 6, 1141-1150.
79. Narayan,P.K., & Smyth, R. (2008)«Energy consumption and real GDP in G7 countries: new
80. Narayan.P.K, Smyth.R (2005), « Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests» Energy Policy 33, 1109–1116.

Bibliographie

81. Nicholas Apergis, James E. Payne (2009) « Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model» *Energy Economics* 31,211–216.
82. Nicholas Apergis, James E. Payne (2010) « A panel study of nuclear energy consumption and economic growth» *Energy Economics* 32, 545–549.
83. Nicholas Apergis, James E. Payne (2011) « A dynamic panel study of economic development and the electricity consumption-growth nexus» *Energy Economics* 33,770–781.
84. Nicholas Apergis, James E. Payne (2010) « Renewable energy consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries» *Energy Policy* 38,656–660.
85. Nicholas M. Odhiambo (2009) « Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach» *Energy Policy* 37,617–622.
86. Nicholas M. Odhiambo (2010) « Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: A comparative study» *Energy Policy* 38, 2463–2469.
87. Odhiambo Nichola.M (2009)«Electricity consumption and economic growth in South Africa: A trivariate causality test» *Energy Economics* 31 635–640.
88. Oh, W., Lee, K., (2004), « Causal relationship between energy consumption and GDP
89. Okey, Mawussé Komlagan Nézan (2009), « Energy consumption and GDP growth in WAEMU countries: A panel data analysis», MPRA Paper No. 15521.
90. Palakiyèm Kpemoua (2017) «Analyse du lien entre la croissance économique et consommation d'énergie au Togo» disponible en ligne sur <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01452909>.
91. Palakiyem Kpemoua(2016) «Consommation d'énergie électrique et croissance économique au Togo» disponible en ligne <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/69113/>
92. Patrice Ongono(2010) «Energy consumption and economic performance in Cameroon» MPRA Paper No. 23525 disponible en ligne: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/23525/>. Page 14.
93. Patrice, O., (2009), «Consommation d'énergie et performances économiques au Cameroun», MPRA Paper No. 23525, P 31.
94. Polemis Michael, Dagoumas.A. «The electricity consumption and economic growth nexus: Evidence from Greece» *Energy Policy* 62(2013)798–808.
95. Perron (1989), « The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis » *Econometrica*, 57, 1361–1401
96. Presley P.Wesseh, Babette Zoumara (2012) « Causal independence between energy consumption and economic growth in Liberia: Evidence from a non-parametric bootstrapped causality test» *Energy Policy* 50, 518–527.
97. R. Werner Kristjanpoller, C. Alejandro Sierra, Javier Scavia (2018) « Dynamic co-movements between energy consumption and economic growth. A panel data and wavelet perspective» *Energy economic* doi:10.1016/j.eneco.2018.05.010
98. R.M.Kapila.T.R, D. M. K. N. Seneviratna et Wei Long (2018) « The dynamic relationship between energy consumption and economic growth in China»*Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, disponible en ligne: <https://doi.org/10.1080/15567249.2015.1084402>.
99. S. JEVONS «l'impact de la limitation de la production de charbon sur le développement industriel au Royaume-Unis», 1985. ANAGO Mahena Gildas, Rapport de stage «consommation d'électricité et croissance économique en cote d'Ivoire», 2011.
100. S.Adams, E.Kwam, M.Klobodu, E.Evans, O.Opoku (2016) « Energy consumption, political regime and economic growth in sub-Saharan Africa »*Energy Policy* 9636–9644.
101. S.-H. Yoo (2006) «The causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries» *Energy Policy* 34, 3573–3582.
102. Sajal Ghosh (2012) « Electricity consumption and economic growth in India» *Energy Policy* 30, 125–129.
103. Salah Abosedra, Dah.A, Ghosh.S (2009) « Electricity consumption and economic growth, the case of Lebanon». *Applied Energy* 86, 429–432.
104. Samuel. A, Christophe.M (2005) « Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité», Bureau d'Application des Méthodes Statistiques et Informatiques, DT/12/2005, p 27.
105. Shahbaz, M, ChorFoon.T, Shahbaz.S.M (2011) « Electricity consumption and economic growth nexus in Portugal using cointegration and causality approaches» *Energy Policy* 39, 3529–3536.
106. Shyamal Paul, Rabindra.N. B (2004), «Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results »*Energy Economics* 26 977– 983.
107. Song.Z, Chiou, Ching. F.C, Zhen.Z (2008), «Economic growth and energy consumption revisited Evidence from linear and nonlinear Granger causality » *Energy Economics* 30, 3063–3076.
108. Soytas, Sari.R (2003), «Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets» *Energy Economics* 25, 33-37.

Bibliographie

109. Stern, D.I, (1993), « Energy use and economic growth in the USA, a multivariate approach», *Energy Economics*, 15, 137–150.
110. Suleiman Sa'ad (2010) «Energy Consumption and Economic Growth: Causality Relationship for Nigeria ». *OPEC Energy Review*, 15-24.
111. T. Akinlo, O. T. Apanisile (2014) « Electricity and economic growth in Sub-Saharan Africa: Evidence from panel data» *International Journal of Energy and Statistics* Vol. 2, No 4,301–312.
112. Tang.C.F, M.Shahbaz, M.Arouri (2013) «Re-investigating the electricity consumption and economic growth nexus in Portugal» *Energy Policy* 62, 1515–1524.
113. Thomas Jobert, Fatih Karanfil (2007) « Sectoral energy consumption by source and economic growth in Turkey» *Energy Policy* 35, 5447–5456.
114. Tsani Stela.Z (2010) « Energy consumption and economic growth: A causality analysis for Greece» *Energy Economics* 32, 582–590.
115. Tsani, S. Z., (2010), « Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis from Greece ». *Energy Economics*, 32(3), 582-590.
116. Wolde-Rufael, Menyah Kojo (2010) « Nuclear energy consumption and economic growth in nine developed countries» *Energy Economics* 32,550–556.
117. Y. Wolde-Rufael (2012) « Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in Taiwan» *Energy Sources, Part B*, 7, 21–27.
118. Y. Wolde-Rufael (2004) « Disaggregated industrial energy consumption and GDP: the case of Shanghai», 1952–1999 *Energy Economics* 26, 69–75.
119. Y.Wolde-Rufael (2006) «Electricity consumption and economic growth: a time series experience for 17 African countries» *Energy Policy* 34, 1106–1114.
120. Y.Wolde-Rufael (2009) «Energy consumption and economic growth: The experience of African countries »revisited *Energy Economics* 31,217–224.
121. Y.Wolde-Rufael (2010) « Bounds test approach to cointégration and causality between nuclear energy consumption and economic growth in India» *Energy Policy* 38, 52–58.
122. Yu. E. S. H, Choi J.Y «The Causal Relationship between Energy and GNP: An International Comparison »*The Journal of Energy and Development*, spring 1985, vol. 10, no. 2, 249-272.
123. Yuan Wang, Yichen Wang, Jing Zhou, Xiaodong Zhu, Genfa Lu (2011) « Energy consumption and economic growth in China: A multivariate causality test» *Energy Policy* 39, 4399–4406.
124. Yue Jun Zhang, (2011) « Interpreting the dynamic nexus between energy consumption and economic growth: Empirical evidence from Russia» *Energy Policy* 39 2265–2272.
125. Zhang Zhixin, Ren Xin (2011) « Causal Relationships between Energy Consumption and Economic Growth» *Energy Procedia* 5, 2065–2071.
126. Bilan énergétique national 2017 édition 2018, tableau 2.A Page 27.
127. <http://la-tour-solaire.e-monsite.com/pages/les-energies-renouvelables-1.html>
128. <http://www.andi.dz/index.php/fr/statistique/bilan-du-commerce-exterieur>
129. <http://www.dgpp-mf.gov.dz/index.php/dossiers-thematiques/36-statistiques/donnees-statistiques/24-tableau-de-bord>
130. <http://www.energy.gov.dz/francais/index.php?page=electricite>
131. <http://www.explorateurs-energie.com/index.php/l-energie/qu-est-ce-que-l-energie>
132. <http://www.mf.gov.dz/rubriques/58/Publications-et-Rapports.html>
133. <http://www.ons.dz/-Publications-disponibles-sur-le-.html>
134. <https://databank.worldbank.org/data/source/world-development-indicators>
135. <https://fr.wikidia.org/wiki/%C3%89nergie>
136. <https://www.journaldunet.fr/business/dictionnaire-economique-et-financier/1199057-taux-de-croissance-definition-calcul-traduction/>
137. <https://www.linternaute.fr/dictionnaire/fr/definition/pib-par-habitant/>
138. https://www.oecd-ilibrary.org/economics/gdp-and-spending/indicator-group/french_b20e9769-fr
139. <https://www.planete-energies.com/fr/medias/decryptages/l-energie-les-differentes-formes-d-energie>

Liste des tableaux et figures

Liste des tableaux

- Tableau N° 01:** L'évolution des valeurs ajoutées par secteur pour les années;(2003, 2007, 2011, 2015 et 2017).
- Tableau N° 02:** Evolution de la structure des exportations en Algérie (2009-2017).
- Tableau N° 03:** Evolution des principaux indicateurs macroéconomique (moyenne/période) en Algérie [1970 -2018].
- Tableau N° 04:** Evolution de la consommation d'électricité dans le secteur résidentiel et industriel (moyenne/période) en Algérie (1970-2018).
- Tableau N° 05:** Evolution des revenus disponibles bruts des ménages (moyenne/période) en Algérie (1970-2018) en Millions de Dinars (MDA).
- Tableau N° 06:** Evolution de la population (moyenne/période) en l'Algérie durant la période (1970-2018).
- Tableau N° 07:** Evolution du produit intérieur brut par habitant (moyenne/période) en Algérie (1970-2018) en \$ US constants de 2010.
- Tableau N° 08:** Evolution de la valeur ajoutée de l'industrie (moyenne/période) en Algérie (1970- 2018) en Millions de Dinars (MDA).
- Tableau n° 09:** Matrice de corrélation pour les variables: consommation d'électricité résidentielle (CER), revenu disponible brut des ménages (RDBM) et la population totale (POPT).
- Tableau N° 10:** Matrice de corrélation pour les variables : consommation d'électricité industrielle (CEI), le produit intérieur brut par habitant (PIB/H) et la valeur ajoutée du secteur industrielle (VAI).
- Tableau N° 11:** Statistiques descriptives.
- Tableau N° 12:** Estimation par les MCO de la relation entre la consommation d'électricité industrielle, le PIB/H et la valeur ajoutée industrielle.
- Tableau N° 13:** Estimation par les MCO de la relation entre la consommation d'électricité résidentielle, le revenu disponible brut des ménages et la population totale.
- Tableau N° 14:** Le nombre de retard des séries.
- Tableau N° 15:** Résultats de test ADF sur les séries en niveau et en différence.
- Tableau N° 16:** Résultats de test Phillips-perron sur les séries en niveau et en différence.
- Tableau N° 17:** L'estimation du modèle de la consommation résidentielle par la méthode ARDL.
- Tableau N° 18:** Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001).
- Tableau N° 19:** Estimation de la relation de long terme.
- Tableau N° 20:** Estimation du modèle à correction d'erreur.
- Tableau N° 21:** Résultats des tests de validation.
- Tableau N° 22:** Résultats du test de causalité de Granger à court-terme
- Tableau N° 23:** Résultats du test de causalité de Toda Yamamoto.
- Tableau N° 24:** Estimation du modèle de la consommation d'électricité industrielle.
- Tableau N° 25:** Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001).
- Tableau N° 26:** Résultats d'estimation à long terme.
- Tableau N° 27:** Résultats d'estimation d'un modèle ECM.
- Tableau N° 28:** Résultats des tests de validation.
- Tableau N° 29:** Estimation du modèle ARDL (1, 4, 0).
- Tableau N° 30:** Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001).
- Tableau N° 31:** Résultats d'estimation des coefficients de long-terme.
- Tableau N° 32:** Résultats d'estimation d'un modèle ECM.
- Tableau N° 33:** Résultats des tests de validation.
- Tableau N° 34:** Résultats du test de causalité de Granger.
- Tableau N° 35:** Résultats du test du Toda Yamamoto.
- Tableau N° 36:** Les résultats de la méthode de Holt Winters et la prévision de la consommation de l'électricité industrielle (2019-2025).
- Tableau N° 37:** Estimation par les MCO de la relation entre la demande d'électricité et le PIB réel.
- Tableau N° 38:** Résultats de test Phillips-perron sur les séries en niveau et en différence.
- Tableau N° 39:** L'estimation du modèle de la demande d'électricité par la méthode ARDL.
- Tableau N° 40:** Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001).
- Tableau N° 41:** Estimation de la relation de long terme.
- Tableau N° 42:** Estimation du modèle à correction d'erreur.
- Tableau N° 43:** Résultats des tests de validation.
- Tableau N° 44:** Résultats du test de causalité de Granger à court terme
- Tableau N° 45:** Résultats du test du Toda Yamamoto.

Liste des tableaux et figures

Tableau N° 46: Les résultats du test de Holt Winters sur la série du PIB réel et la prévision pour la série de la demande d'électricité (2018-2025).

Liste des figures

Figure N° 01: Variations des Taux de croissance du PIB et du PIB HH en Algérie d 1998 à 2018.

Figure N° 02: Evolution de la consommation d'électricité en Algérie.

Figure N° 03: Evolution de la Consommation d'électricité par secteur.

Figure N° 04: Evolution de la consommation d'électricité dans le secteur résidentiel (CER) et le secteur Industriel et BTP(CEI) en Algérie durant la période (1970-2018) en KTEP.

Figure N° 05: Evolution des revenus bruts des ménages en Algérie durant la période (1970-2018) en Millions de Dinars Algérien.

Figure N° 06: Evolution de la population totale en Algérie durant la période (1970-2018).

Figure N° 07: Evolution du produit intérieur brut par habitant en Algérie durant la période (1970-2018) en \$ US constants de 2010.

Figure N° 08: Evolution de la valeur ajoutée de l'industrie.

Figure N° 09: détermination du nombre de retard du modèle ARDL.

Figure N° 10: Résultats de test de CUSUM.

Figure N° 11: La consommation d'électricité résidentielle reconstituée par le modèle.

Figure N° 12: La représentation graphique de la série réelle et prévue de la consommation d'électricité résidentielle.

Figure N° 13: Graphique des critères d'informations d'Akaike (AIC).

Figure N° 14: Résultats de test de CUSUM.

Figure N° 15: Graphique des critères d'information d'Akaike (AIC).

Figure N° 16: Résultats du test de stabilité CUSUM.

Figure N° 17: La consommation d'électricité industrielle reconstituée par le modèle avec un intervalle de confiance.

Figure N° 18: La représentation graphique de la série réelle et prévue de la consommation d'électricité industrielle.

Figure N° 19: la consommation d'électricité industrielle reconstituée par le modèle avec un intervalle de confiance.

Figure N° 20: la représentation graphique de la série réelle et prévue de la consommation d'électricité industrielle.

Figure N° 21: Evolution du PIB réel et de la demande d'électricité (1970-2017).

Figure N° 22: détermination du nombre de retard du modèle ARDL.

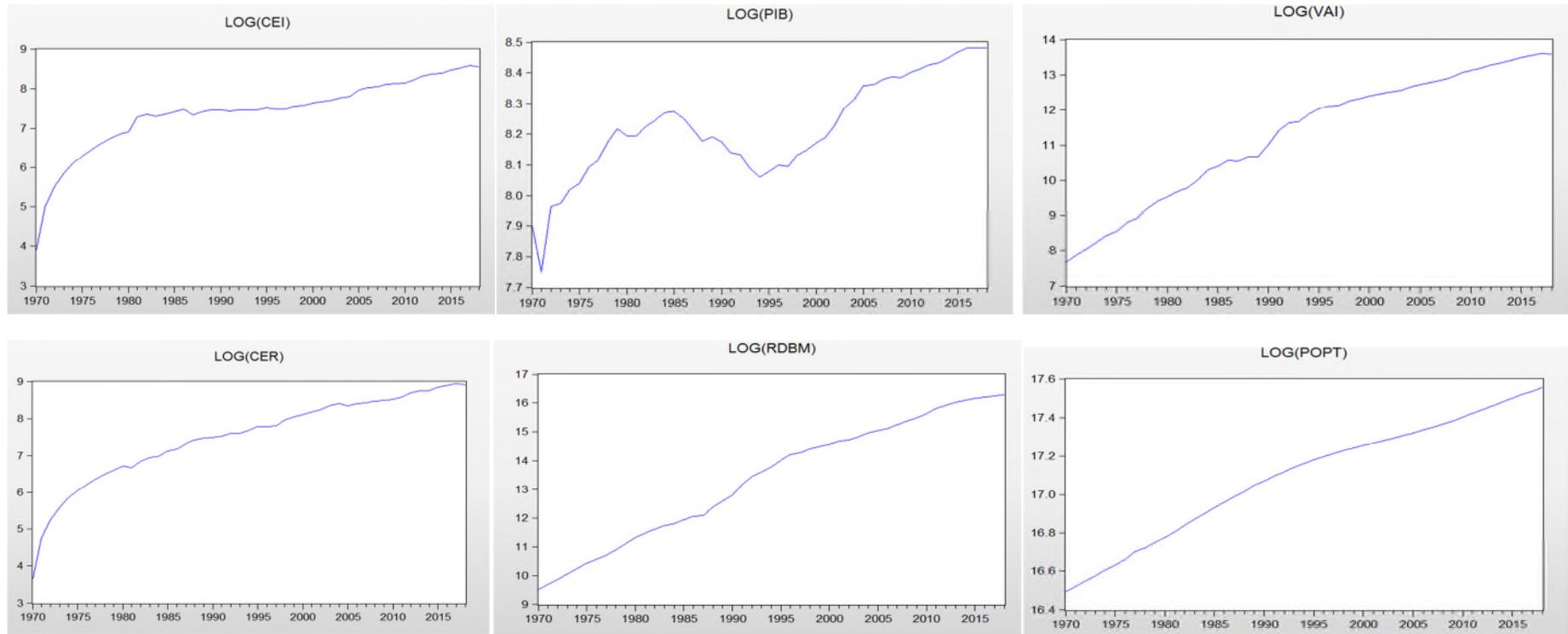
Figure N° 23: Résultats de test de CUSUM.

Figure N° 24: La demande d'électricité reconstituée par le modèle.

Figure N° 25: la représentation graphique de la série réelle et prévue de la demande d'électricité.

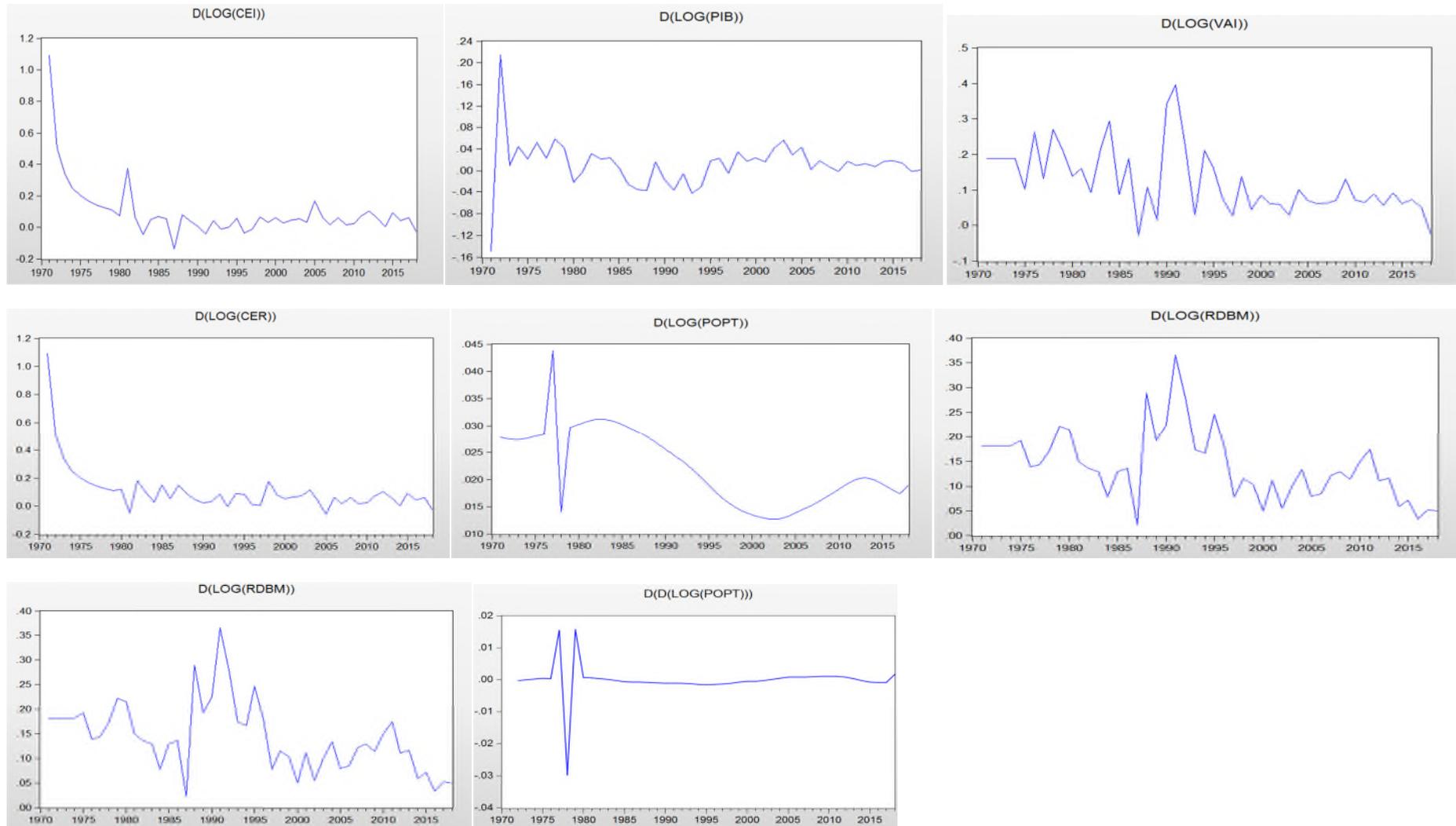
Annexe : 01

Les graphiques des séries en niveau :



Annexe : 02

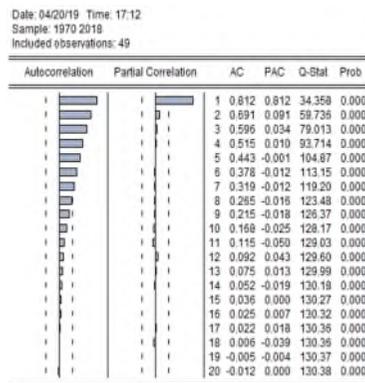
Les graphiques des séries en différence



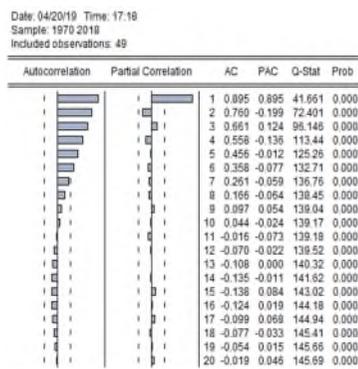
Annexe : 03

Les corrélogrammes des séries :

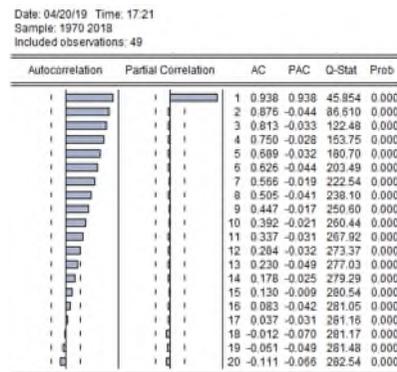
Le corrélogramme Log(CEI)



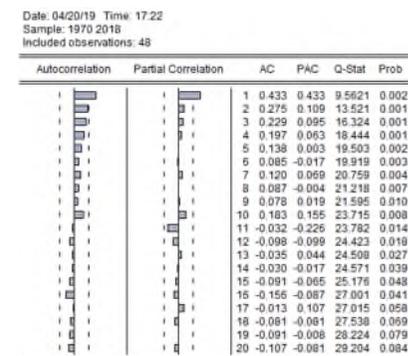
Le corrélogramme Log(PIB/H)



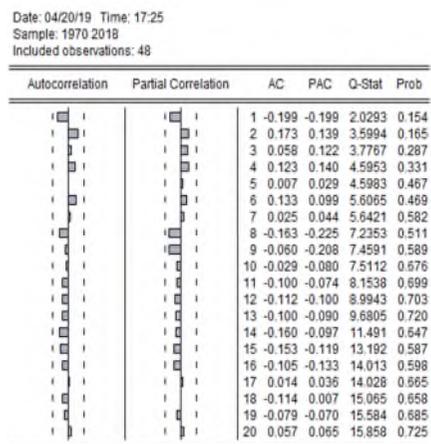
Le corrélogramme Log(VAI)



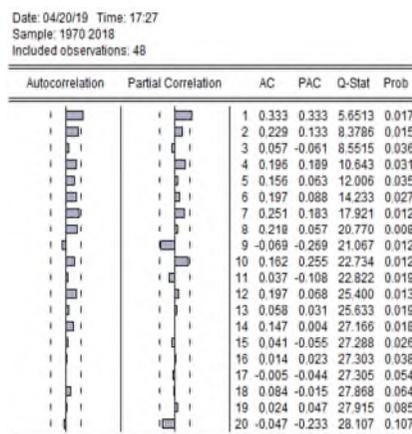
Le corrélogramme d(Log(CEI))



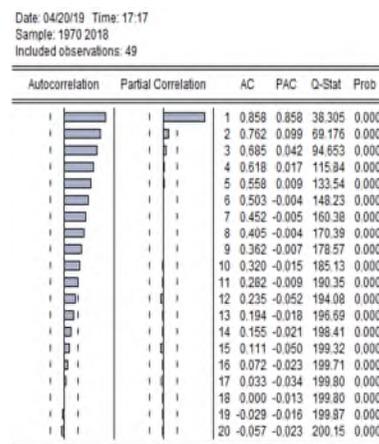
Le corrélogramme d(Log(PIB/H))



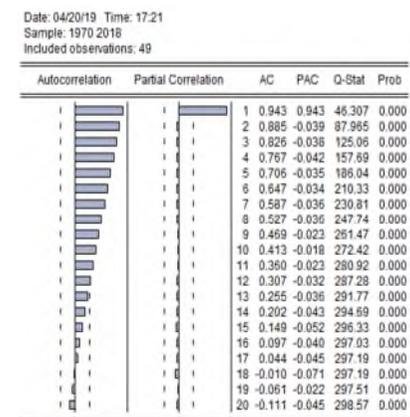
Le corrélogramme d(Log(VAI))



Le corrélogramme Log(CER)

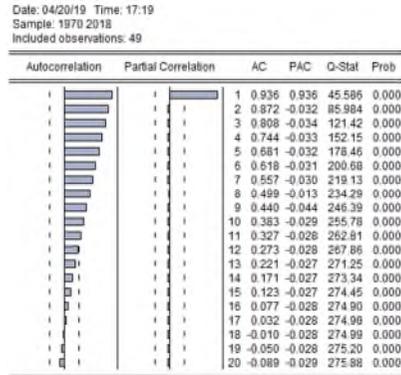


Le corrélogramme Log(RDBM)

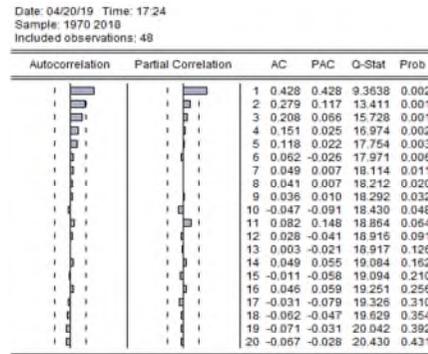


Annexe : 04

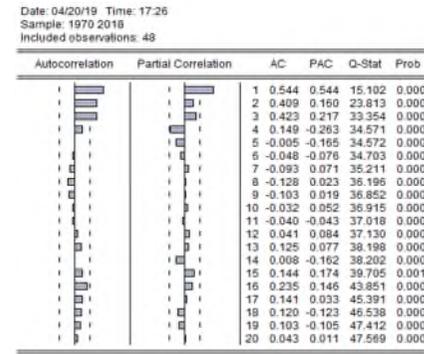
Le corrélogramme Log(POPT)



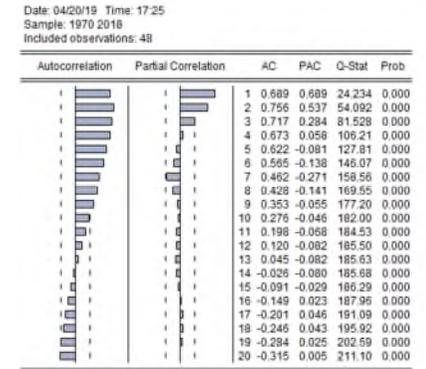
Le corrélogramme d(Log(CER))



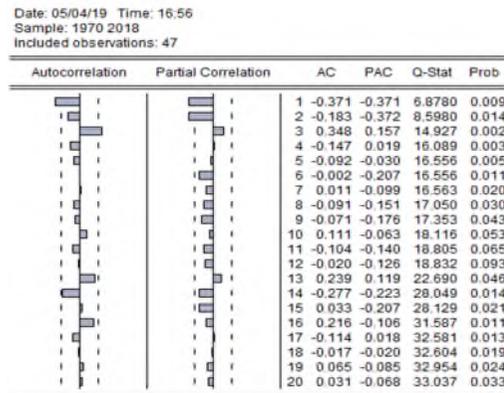
Le corrélogramme d(Log(RDBM))



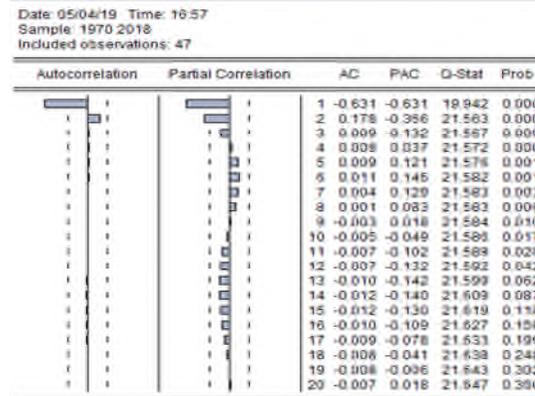
Le corrélogramme d(Log(popt))



Le corrélogramme d(d(Log(RDBM)))



Le corrélogramme d(d(Log(POPT)))



Annexes : 05

Les retards des séries

Le retard de la série Log (CEI)

Null Hypothesis: LOG(CEI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.137022	0.9913
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CEI))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 17:42
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CEI(-1))	0.003825	0.001790	2.137022	0.0386
D(LOG(CEI(-1)))	0.127003	0.148892	0.852989	0.3966
D(LOG(CEI(-2)))	-0.003879	0.145984	-0.026570	0.9789
D(LOG(CEI(-3)))	0.214972	0.089489	2.402226	0.0209
R-squared	0.291354	Mean dependent var	0.060003	
Adjusted R-squared	0.239502	S.D. dependent var	0.083047	
S.E. of regression	0.072422	Akaike info criterion	-2.327919	
Sum squared resid	0.215044	Schwarz criterion	-2.167327	
Log likelihood	56.37818	Hannan-Quinn criter.	-2.268052	
Durbin-Watson stat	2.134705			

Le retard de la série Log (PIB/H)

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.101769	0.9274
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 22:35
Sample (adjusted): 1973 2018
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB(-1))	0.000504	0.000457	1.101769	0.2767
D(LOG(PIB(-1)))	0.261802	0.087115	3.005254	0.0044
D(LOG(PIB(-2)))	0.227516	0.074306	3.061878	0.0038
R-squared	0.255517	Mean dependent var	0.011231	
Adjusted R-squared	0.220889	S.D. dependent var	0.025207	
S.E. of regression	0.022249	Akaike info criterion	-4.710010	
Sum squared resid	0.021287	Schwarz criterion	-4.590751	
Log likelihood	111.3302	Hannan-Quinn criter.	-4.665335	
Durbin-Watson stat	1.719934			

Le retard de la série Log (VAI)

Null Hypothesis: LOG(VAI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.659138	0.9977
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(VAI))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 22:51
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(VAI(-1))	0.004828	0.001816	2.659138	0.0108
D(LOG(VAI(-1)))	0.487227	0.134528	3.621765	0.0007
R-squared	0.033527	Mean dependent var	0.121799	
Adjusted R-squared	0.012050	S.D. dependent var	0.092210	
S.E. of regression	0.091653	Akaike info criterion	-1.899990	
Sum squared resid	0.378013	Schwarz criterion	-1.821260	
Log likelihood	46.64976	Hannan-Quinn criter.	-1.870363	
Durbin-Watson stat	2.192052			

Le retard de la série Log (CER)

Null Hypothesis: LOG(CER) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.239313	0.9995
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CER))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 22:29
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CER(-1))	0.005166	0.001595	3.239313	0.0024
D(LOG(CER(-1)))	-0.008581	0.150729	-0.056932	0.9549
D(LOG(CER(-2)))	0.121606	0.137506	0.884365	0.3817
D(LOG(CER(-3)))	0.191559	0.084794	2.259114	0.0293
R-squared	0.328438	Mean dependent var	0.073774	
Adjusted R-squared	0.278300	S.D. dependent var	0.065318	
S.E. of regression	0.056451	Akaike info criterion	-2.861940	
Sum squared resid	0.126068	Schwarz criterion	-2.701348	
Log likelihood	68.39365	Hannan-Quinn criter.	-2.802073	
Durbin-Watson stat	2.078904			

Le retard de la série Log (RDBM)

Null Hypothesis: LOG(RDBM) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.218967	0.9929
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 22:46
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(RDBM(-1))	0.002931	0.001321	2.218967	0.0316
D(LOG(RDBM(-1)))	0.687504	0.112240	6.125329	0.0000
R-squared	0.255372	Mean dependent var	0.140758	
Adjusted R-squared	0.238825	S.D. dependent var	0.070817	
S.E. of regression	0.061784	Akaike info criterion	-2.688717	
Sum squared resid	0.171778	Schwarz criterion	-2.609987	
Log likelihood	65.18485	Hannan-Quinn criter.	-2.659090	
Durbin-Watson stat	2.331712			

Le retard de la série Log (POPT)

Null Hypothesis: LOG(POPT) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.716476	0.8663
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 22:41
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(POPT(-1))	9.00E-05	0.000126	0.716476	0.4778
D(LOG(POPT(-1)))	0.105850	0.146732	0.721381	0.4748
D(LOG(POPT(-2)))	0.461752	0.128548	3.592067	0.0009
D(LOG(POPT(-3)))	0.341802	0.146363	2.335313	0.0245
R-squared	0.680677	Mean dependent var	0.021778	
Adjusted R-squared	0.657312	S.D. dependent var	0.007137	
S.E. of regression	0.004178	Akaike info criterion	-8.033291	
Sum squared resid	0.000716	Schwarz criterion	-7.872699	
Log likelihood	184.7490	Hannan-Quinn criter.	-7.973424	
Durbin-Watson stat	2.079573			

Annexe 06 :

Le test de Dicky Fuller Augmenté :

La série Log(CEI) :

Null Hypothesis: LOG(CEI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.451193	0.3497
Test critical values:		
1% level	-4.175640	
5% level	-3.513075	
10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CEI))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:37
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CEI(-1))	-0.154928	0.063205	-2.451193	0.0188
D(LOG(CEI(-1)))	0.083792	0.142284	0.588906	0.5593
D(LOG(CEI(-2)))	-0.065932	0.140804	-0.468252	0.6422
D(LOG(CEI(-3)))	0.091023	0.096319	0.945010	0.3505
C	1.076741	0.419117	2.569073	0.0141
@TREND("1970")	0.005416	0.002644	2.048632	0.0473

R-squared	0.400757	Mean dependent var	0.060003
Adjusted R-squared	0.322931	S.D. dependent var	0.083047
S.E. of regression	0.068284	Akaike info criterion	-2.406719
Sum squared resid	0.181645	Schwarz criterion	-2.185830
Log likelihood	60.15117	Hannan-Quinn criter.	-2.316918
F-statistic	5.210416	Durbin-Watson stat	2.007390
Prob(F-statistic)	0.000925		

Null Hypothesis: LOG(CEI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.471934	0.5365
Test critical values:		
1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CEI))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:40
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CEI(-1))	-0.033432	0.022713	-1.471934	0.1489
D(LOG(CEI(-1)))	0.087502	0.147949	0.591837	0.5573
D(LOG(CEI(-2)))	-0.053547	0.146188	-0.365296	0.7161
D(LOG(CEI(-3)))	0.165057	0.092792	1.778977	0.0828
C	0.293389	0.178322	1.645270	0.1078

R-squared	0.336271	Mean dependent var	0.060003
Adjusted R-squared	0.269898	S.D. dependent var	0.083047
S.E. of regression	0.070960	Akaike info criterion	-2.348956
Sum squared resid	0.201414	Schwarz criterion	-2.149216
Log likelihood	67.85151	Hannan-Quinn criter.	-2.274122
F-statistic	5.066379	Durbin-Watson stat	2.074614
Prob(F-statistic)	0.002127		

Null Hypothesis: LOG(CEI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.137022	0.9913
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CEI))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:41
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CEI(-1))	0.003825	0.001790	2.137022	0.0386
D(LOG(CEI(-1)))	0.127003	0.148892	0.852989	0.3986
D(LOG(CEI(-2)))	-0.003879	0.145994	-0.26570	0.7969
D(LOG(CEI(-3)))	0.214972	0.089489	2.402226	0.0209

R-squared	0.291354	Mean dependent var	0.060003
Adjusted R-squared	0.239502	S.D. dependent var	0.083047
S.E. of regression	0.072422	Akaike info criterion	-2.327919
Sum squared resid	0.215044	Schwarz criterion	-2.167327
Log likelihood	56.37818	Hannan-Quinn criter.	-2.269052
Durbin-Watson stat	2.134705		

Null Hypothesis: D(LOG(CEI)) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.811849	0.0003
Test critical values:		
1% level	-2.618579	
5% level	-1.948495	
10% level	-1.612135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CEI)2)
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:47
Sample (adjusted): 1975 2018
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(CEI(-1)))	-0.495501	0.129990	-3.811849	0.0005
D(LOG(CEI(-1),2))	-0.361889	0.131008	-2.762338	0.0086
D(LOG(CEI(-2),2))	-0.348652	0.120516	-2.893001	0.0061
D(LOG(CEI(-3),2))	-0.109468	0.095262	-1.149129	0.2573

R-squared	0.464729	Mean dependent var	-0.006359
Adjusted R-squared	0.424583	S.D. dependent var	0.096831
S.E. of regression	0.073453	Akaike info criterion	-2.297847
Sum squared resid	0.215811	Schwarz criterion	-2.135648
Log likelihood	54.55263	Hannan-Quinn criter.	-2.237696
Durbin-Watson stat	2.088546		

La série Log(PIB/H):

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.701779	0.7345
Test critical values:		
1% level	-4.170583	
5% level	-3.510740	
10% level	-3.185512	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:55
Sample (adjusted): 1973 2018
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB(-1))	-0.066366	0.038998	-1.701779	0.0964
D(LOG(PIB(-1)))	0.273037	0.088351	3.090369	0.0036
D(LOG(PIB(-2)))	0.247932	0.074349	3.334682	0.0018
C	0.532679	0.312450	1.704848	0.0958
@TREND("1970")	0.000678	0.000416	1.632137	0.1103

R-squared	0.308344	Mean dependent var	0.011231
Adjusted R-squared	0.240865	S.D. dependent var	0.025207
S.E. of regression	0.021952	Akaike info criterion	-4.696655
Sum squared resid	0.019776	Schwarz criterion	-4.497890
Log likelihood	113.0231	Hannan-Quinn criter.	-4.622196
F-statistic	4.569497	Durbin-Watson stat	1.773156
Prob(F-statistic)	0.003822		

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.649505	0.8490
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:59
Sample (adjusted): 1973 2018
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB(-1))	-0.015554	0.023948	-0.649505	0.5195
D(LOG(PIB(-1)))	0.251329	0.089057	2.822101	0.0073
D(LOG(PIB(-2)))	0.228130	0.074792	3.050208	0.0040
C	0.132361	0.197359	0.670661	0.5061

R-squared	0.263405	Mean dependent var	0.011231
Adjusted R-squared	0.210791	S.D. dependent var	0.025207
S.E. of regression	0.022393	Akaike info criterion	-4.677184
Sum squared resid	0.021061	Schwarz criterion	-4.518172
Log likelihood	111.5752	Hannan-Quinn criter.	-4.617617
F-statistic	5.006373	Durbin-Watson stat	1.697633
Prob(F-statistic)	0.004664		

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.101769	0.9274
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:01
Sample (adjusted): 1973 2018
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB(-1))	0.000504	0.000457	1.101769	0.2767
D(LOG(PIB(-1)))	0.261802	0.087115	3.005254	0.0044
D(LOG(PIB(-2)))	0.227516	0.074306	3.061878	0.0038

R-squared	0.255517	Mean dependent var	0.011231
Adjusted R-squared	0.220889	S.D. dependent var	0.025207
S.E. of regression	0.022249	Akaike info criterion	-4.710010
Sum squared resid	0.021287	Schwarz criterion	-4.590751
Log likelihood	111.3302	Hannan-Quinn criter.	-4.665335
Durbin-Watson stat	1.719934		

Null Hypothesis: D(LOG(PIB)) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.652248	0.0091
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB)2)
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:02
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(PIB(-1)))	-0.342526	0.129146	-2.652248	0.0112
D(LOG(PIB(-1),2))	-0.238101	0.138912	-1.714048	0.0939
D(LOG(PIB(-2),2))	-0.041091	0.079695	-0.515665	0.6088

R-squared	0.294308	Mean dependent var	-0.000206
Adjusted R-squared	0.260704	S.D. dependent var	0.025822
S.E. of regression	0.022202	Akaike info criterion	-4.712896
Sum squared resid	0.020704	Schwarz criterion	-4.592452
Log likelihood	109.0402	Hannan-Quinn criter.	-4.667996
Durbin-Watson stat	2.011477		

Annexe 07 :

La série Log(VAI) :

Null Hypothesis: LOG(VAI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.633174	0.9721
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(VAI))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:26
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(VAI(-1))	-0.021732	0.034322	-0.633174	0.5300
D(LOG(VAI(-1)))	0.109110	0.153243	0.712009	0.4803
C	0.357108	0.280838	1.307185	0.1981
@TREND("1970")	-0.000521	0.004454	-0.116915	0.9075

R-squared	0.299707	Mean dependent var	0.121799
Adjusted R-squared	0.250849	S.D. dependent var	0.092210
S.E. of regression	0.079811	Akaike info criterion	-2.137038
Sum squared resid	0.273903	Schwarz criterion	-1.979578
Log likelihood	54.22039	Hannan-Quinn criter.	-2.077785
F-statistic	6.134280	Durbin-Watson stat	1.975647
Prob(F-statistic)	0.001442		

Null Hypothesis: LOG(VAI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.366323	0.0173
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(VAI))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:28
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(VAI(-1))	-0.025642	0.007617	-3.366323	0.0016
D(LOG(VAI(-1)))	0.113145	0.147623	0.765446	0.4475
C	0.397859	0.097343	4.087175	0.0002

R-squared	0.299484	Mean dependent var	0.121799
Adjusted R-squared	0.267642	S.D. dependent var	0.092210
S.E. of regression	0.078912	Akaike info criterion	-2.179273
Sum squared resid	0.273990	Schwarz criterion	-2.051179
Log likelihood	54.21292	Hannan-Quinn criter.	-2.134833
F-statistic	9.405423	Durbin-Watson stat	1.975286
Prob(F-statistic)	0.000397		

La série Log(CER) :

Null Hypothesis: LOG(CER) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.717757	0.2347
Test critical values:		
1% level	-4.175640	
5% level	-3.513075	
10% level	-3.186854	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(CER))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:21
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CER(-1))	-0.189629	0.069774	-2.717757	0.0098
D(LOG(CER(-1)))	-0.181335	0.139442	-1.300428	0.2011
D(LOG(CER(-2)))	-0.100425	0.131892	-0.751938	0.4507
D(LOG(CER(-3)))	0.087467	0.063526	1.047182	0.3015
C	1.285322	0.435226	2.953291	0.0053
@TREND("1970")	0.009774	0.004253	2.298133	0.0270

R-squared	0.520098	Mean dependent var	0.073774
Adjusted R-squared	0.459572	S.D. dependent var	0.065318
S.E. of regression	0.048062	Akaike info criterion	-3.109075
Sum squared resid	0.090089	Schwarz criterion	-2.968187
Log likelihood	75.95419	Hannan-Quinn criter.	-3.019274
F-statistic	8.453316	Durbin-Watson stat	1.969673
Prob(F-statistic)	0.000817		

Null Hypothesis: LOG(CER) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.600471	0.1004
Test critical values:		
1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(CER))
Method: Least Squares
Date: 04/20/19 Time: 23:25
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CER(-1))	-0.031473	0.012103	-2.600471	0.0130
D(LOG(CER(-1)))	-0.162842	0.148471	-1.111768	0.2729
D(LOG(CER(-2)))	-0.027816	0.134633	-0.206607	0.8374
D(LOG(CER(-3)))	0.178171	0.077453	2.300390	0.0267
C	0.310088	0.101688	3.049393	0.0041

R-squared	0.455109	Mean dependent var	0.073774
Adjusted R-squared	0.400620	S.D. dependent var	0.065318
S.E. of regression	0.050569	Akaike info criterion	-3.026516
Sum squared resid	0.102289	Schwarz criterion	-2.825776
Log likelihood	73.09661	Hannan-Quinn criter.	-2.951682
F-statistic	8.352299	Durbin-Watson stat	2.090870
Prob(F-statistic)	0.000054		

Null Hypothesis: D(LOG(CER)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.538301	0.0007
Test critical values:		
1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(CER),2)
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 15:20
Sample (adjusted): 1975 2018
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(CER(-1)))	-0.830990	0.183106	-4.538301	0.0001
D(LOG(CER(-1)),2)	-0.314918	0.135991	-2.315726	0.0259
D(LOG(CER(-2)),2)	-0.305202	0.110588	-2.757830	0.0088
D(LOG(CER(-3)),2)	-0.104110	0.088583	-1.181965	0.2444
C	0.049315	0.015435	3.194921	0.0028

R-squared	0.579200	Mean dependent var	-0.006392
Adjusted R-squared	0.536041	S.D. dependent var	0.078262
S.E. of regression	0.053306	Akaike info criterion	-2.918816
Sum squared resid	0.110828	Schwarz criterion	-2.718067
Log likelihood	69.21395	Hannan-Quinn criter.	-2.843627
F-statistic	13.42014	Durbin-Watson stat	2.048730
Prob(F-statistic)	0.000001		

Annexe 08

La série Log (popt) :

Null Hypothesis: LOG(POPT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.792474	0.2075
Test critical values:		
1% level	-4.175640	
5% level	-3.513075	
10% level	-3.196854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:06
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(POPT(-1))	-0.039144	0.014018	-2.792474	0.0081
D(LOG(POPT(-1)))	-0.015396	0.143404	-0.107359	0.9151
D(LOG(POPT(-2)))	0.395026	0.127757	3.092002	0.0037
D(LOG(POPT(-3)))	0.365888	0.142874	2.560903	0.0144
C	0.656141	0.232784	2.818675	0.0075
@TREND("1970")	0.000735	0.000299	2.462951	0.0183
R-squared	0.739995	Mean dependent var	0.021778	
Adjusted R-squared	0.705661	S.D. dependent var	0.007137	
S.E. of regression	0.003895	Alkaike info criterion	-8.149906	
Sum squared resid	0.000583	Schwarz criterion	-7.909018	
Log likelihood	189.3729	Hannan-Quinn criter.	-8.050105	
F-statistic	22.19945	Durbin-Watson stat	2.207244	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LOG(POPT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.559587	0.4946
Test critical values:		
1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:08
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(POPT(-1))	-0.005663	0.003631	-1.559587	0.1267
D(LOG(POPT(-1)))	0.038742	0.150547	0.244050	0.8084
D(LOG(POPT(-2)))	0.383626	0.135518	2.839820	0.0072
D(LOG(POPT(-3)))	0.287163	0.147809	1.942804	0.0591
C	0.102972	0.064954	1.585298	0.1208
R-squared	0.699554	Mean dependent var	0.021778	
Adjusted R-squared	0.669509	S.D. dependent var	0.007137	
S.E. of regression	0.004103	Alkaike info criterion	-8.049781	
Sum squared resid	0.000673	Schwarz criterion	-7.949041	
Log likelihood	186.1201	Hannan-Quinn criter.	-7.974947	
F-statistic	23.28382	Durbin-Watson stat	2.044803	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LOG(POPT) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.716476	0.8863
Test critical values:		
1% level	-2.617384	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.512229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:09
Sample (adjusted): 1974 2018
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(POPT(-1))	9.00E-05	0.000126	0.716476	0.4778
D(LOG(POPT(-1)))	0.105850	0.146732	0.721381	0.4748
D(LOG(POPT(-2)))	0.461752	0.128548	3.592067	0.0009
D(LOG(POPT(-3)))	0.341802	0.146363	2.335313	0.0245
R-squared	0.680677	Mean dependent var	0.021778	
Adjusted R-squared	0.657312	S.D. dependent var	0.007137	
S.E. of regression	0.004178	Alkaike info criterion	-8.033291	
Sum squared resid	0.000716	Schwarz criterion	-7.872699	
Log likelihood	184.7490	Hannan-Quinn criter.	-7.973424	
Durbin-Watson stat	2.079573			

Null Hypothesis: D(LOG(POPT)) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.052201	0.2597
Test critical values:		
1% level	-2.618579	
5% level	-1.948495	
10% level	-1.512135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT),2)
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:10
Sample (adjusted): 1975 2018
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(POPT(-1)))	-0.029308	0.027854	-1.052201	0.2990
D(LOG(POPT(-1)),2)	-0.395183	0.154957	-2.549887	0.0000
D(LOG(POPT(-2)),2)	-0.474067	0.196727	-2.409764	0.0207
D(LOG(POPT(-3)),2)	-0.129786	0.155550	-0.834367	0.4090
R-squared	0.495163	Mean dependent var	-0.000195	
Adjusted R-squared	0.457300	S.D. dependent var	0.005726	
S.E. of regression	0.004218	Alkaike info criterion	-8.012431	
Sum squared resid	0.000712	Schwarz criterion	-7.850232	
Log likelihood	180.2735	Hannan-Quinn criter.	-7.952280	
Durbin-Watson stat	1.989675			

Null Hypothesis: D(LOG(POPT),2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.935496	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.619851	
5% level	-1.948686	
10% level	-1.612036	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT),3)
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 15:31
Sample (adjusted): 1976 2018
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(POPT(-1)),2)	-2.340298	0.584664	-3.935496	0.0003
D(LOG(POPT(-1)),3)	0.447745	0.502677	0.890722	0.3785
D(LOG(POPT(-2)),3)	0.012563	0.344023	0.036517	0.9711
D(LOG(POPT(-3)),3)	-0.055379	0.160510	-0.345016	0.7319
R-squared	0.841410	Mean dependent var	2.84E-05	
Adjusted R-squared	0.829211	S.D. dependent var	0.010460	
S.E. of regression	0.004323	Alkaike info criterion	-7.961347	
Sum squared resid	0.000729	Schwarz criterion	-7.797514	
Log likelihood	175.1690	Hannan-Quinn criter.	-7.900931	
Durbin-Watson stat	2.015291			

La série Log(RDBM) :

Null Hypothesis: LOG(RDBM) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.428338	0.9836
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:19
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(RDBM(-1))	-0.015037	0.035106	-0.428338	0.6705
D(LOG(RDBM(-1)))	0.450220	0.143978	3.126995	0.0032
C	0.257271	0.332576	0.773570	0.4434
@TREND("1970")	0.000803	0.005357	0.149838	0.8816
R-squared	0.376470	Mean dependent var	0.140758	
Adjusted R-squared	0.332968	S.D. dependent var	0.070817	
S.E. of regression	0.057837	Alkaike info criterion	-2.781097	
Sum squared resid	0.143842	Schwarz criterion	-2.623638	
Log likelihood	69.35579	Hannan-Quinn criter.	-2.721844	
F-statistic	8.654061	Durbin-Watson stat	2.122639	
Prob(F-statistic)	0.000131			

Null Hypothesis: LOG(RDBM) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.164660	0.2215
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM))
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 00:20
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(RDBM(-1))	-0.009822	0.004538	-2.164660	0.0359
D(LOG(RDBM(-1)))	0.442733	0.133522	3.315809	0.0018
C	0.208630	0.071484	2.918549	0.0055
R-squared	0.376144	Mean dependent var	0.140758	
Adjusted R-squared	0.347787	S.D. dependent var	0.070817	
S.E. of regression	0.057191	Alkaike info criterion	-2.823129	
Sum squared resid	0.143917	Schwarz criterion	-2.705034	
Log likelihood	69.34352	Hannan-Quinn criter.	-2.778689	
F-statistic	13.26456	Durbin-Watson stat	2.114757	
Prob(F-statistic)	0.000031			

Null Hypothesis: D(LOG(RDBM)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.395759	0.1485
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM),2)
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 19:49
Sample (adjusted): 1973 2018
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(RDBM(-1)))	-0.348859	0.145615	-2.395759	0.0210
D(LOG(RDBM(-1)),2)	-0.190076	0.152901	-1.243133	0.2208
C	0.046401	0.022771	2.037672	0.0478
R-squared	0.238989	Mean dependent var	-0.002863	
Adjusted R-squared	0.203573	S.D. dependent var	0.066918	
S.E. of regression	0.059719	Alkaike info criterion	-2.735335	
Sum squared resid	0.153354	Schwarz criterion	-2.616075	
Log likelihood	65.91270	Hannan-Quinn criter.	-2.690559	
F-statistic	6.751162	Durbin-Watson stat	2.096310	
Prob(F-statistic)	0.002819			

Null Hypothesis: D(LOG(RDBM),2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.172180	0.0020
Test critical values:		
1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM),3)
Method: Least Squares
Date: 04/21/19 Time: 19:51
Sample (adjusted): 1975 2018
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(RDBM(-1)),2)	-1.583075	0.379436	-4.172180	0.0002
D(LOG(RDBM(-1)),3)	0.133085	0.276820	0.480764	0.6333
D(LOG(RDBM(-2)),3)	-0.159408	0.156606	-1.017894	0.3148
C	-0.004901	0.009174	-0.534231	0.5961
R-squared	0.735897	Mean dependent var	-5.87E-05	
Adjusted R-squared	0.716090	S.D. dependent var	0.113343	
S.E. of regression	0.060393	Alkaike info criterion	-2.689378	
Sum squared resid	0.145893	Schwarz criterion	-2.527179	
Log likelihood	63.16632	Hannan-Quinn criter.	-2.629227	
F-statistic	37.15209	Durbin-Watson stat	2.005205	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Annexe 09

Le test de Phillips – Perron

La série Log(CEI)

Null Hypothesis: LOG(CEI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.846339	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005514
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.010033

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CEI))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:42
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CEI(-1))	-0.320380	0.025020	-12.80484	0.0000
C	2.156008	0.150723	14.30443	0.0000
@TREND("1970")	0.012243	0.001645	7.443474	0.0000
R-squared	0.832412	Mean dependent var		0.096553
Adjusted R-squared	0.824954	S.D. dependent var		0.183313
S.E. of regression	0.076693	Akaike info criterion		-2.237549
Sum squared resid	0.264682	Schwarz criterion		-2.120599
Log likelihood	56.70118	Hannan-Quinn criter.		-2.193353
F-statistic	111.7581	Durbin-Watson stat		1.351286
Prob(F-statistic)	0.000000			

La série Log(PIB/H)

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.829957	0.6745
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001846
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001852

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:49
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(PIB(-1)))	-0.126937	0.068624	-1.823806	0.0748
C	1.025634	0.555395	1.852171	0.0706
@TREND("1970")	0.001045	0.000805	1.298051	0.2009
R-squared	0.071046	Mean dependent var		0.012154
Adjusted R-squared	0.020759	S.D. dependent var		0.045050
S.E. of regression	0.044375	Akaike info criterion		-3.331815
Sum squared resid	0.088812	Schwarz criterion		-3.214805
Log likelihood	62.96396	Hannan-Quinn criter.		-3.257620
F-statistic	1.730795	Durbin-Watson stat		1.982637
Prob(F-statistic)	0.190488			

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.289278	0.6272
Test critical values:		
1% level	-3.574485	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001915
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001739

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:50
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(PIB(-1)))	-0.053014	0.040298	-1.315830	0.1948
C	0.447595	0.331039	1.352096	0.1820
R-squared	0.036253	Mean dependent var		0.012154
Adjusted R-squared	0.015313	S.D. dependent var		0.045050
S.E. of regression	0.044074	Akaike info criterion		-3.336723
Sum squared resid	0.091939	Schwarz criterion		-3.258756
Log likelihood	62.09135	Hannan-Quinn criter.		-3.307259
F-statistic	1.739852	Durbin-Watson stat		2.081738
Prob(F-statistic)	0.194818			

L a série Log(CER)

Null Hypothesis: LOG(CER) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-12.42359	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003411
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.005557

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CER))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:47
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CER(-1))	-0.343469	0.022112	-15.53343	0.0000
C	2.171896	0.123968	17.51978	0.0000
@TREND("1970")	0.020429	0.001837	11.11978	0.0000
R-squared	0.884485	Mean dependent var		0.109473
Adjusted R-squared	0.879351	S.D. dependent var		0.173862
S.E. of regression	0.060321	Akaike info criterion		-2.717612
Sum squared resid	0.163738	Schwarz criterion		-2.600862
Log likelihood	68.22749	Hannan-Quinn criter.		-2.673616
F-statistic	172.2794	Durbin-Watson stat		1.456787
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LOG(PIB) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.397725	0.9880
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947815	
10% level	-1.612492	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001991
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001697

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:50
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(PIB(-1)))	0.001458	0.000792	1.841507	0.0719
R-squared	0.002038	Mean dependent var		0.012154
Adjusted R-squared	-0.002038	S.D. dependent var		0.045050
S.E. of regression	0.045086	Akaike info criterion		-3.339415
Sum squared resid	0.095582	Schwarz criterion		-3.300433
Log likelihood	61.14559	Hannan-Quinn criter.		-3.324884
Durbin-Watson stat	2.127345			

Null Hypothesis: D(LOG(PIB)) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.184299	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001693
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004080

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:51
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(PIB(-1)))	-1.097451	0.129932	-8.446324	0.0000
R-squared	0.607066	Mean dependent var		0.003196
Adjusted R-squared	0.607066	S.D. dependent var		0.066355
S.E. of regression	0.041594	Akaike info criterion		-3.500555
Sum squared resid	0.079584	Schwarz criterion		-3.461291
Log likelihood	83.28540	Hannan-Quinn criter.		-3.485042
Durbin-Watson stat	0.695202			

Annexe 10

La série Log(RDBM)

Null Hypothesis: LOG(RDBM) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.348205	0.9868
Test critical values:		
1% level	-4.151144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003682
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.008245

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:57
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(RDBM(-1))	0.018325	0.025644	0.711241	0.47117
C	0.024517	0.248118	0.070833	0.9438
@TREND("1970")	-0.005159	0.005396	-0.95881	0.3427

R-squared	0.23224	Mean dependent var	0.141501
Adjusted R-squared	0.205411	S.D. dependent var	0.070302
S.E. of regression	0.062667	Akaike info criterion	-2.841503
Sum squared resid	0.176722	Schwarz criterion	-2.524553
Log likelihood	86.39807	Hannan-Quinn criter.	-2.587307
F-statistic	7.075053	Durbin-Watson stat	1.150912
Prob(F-statistic)	0.002130		

Null Hypothesis: LOG(RDBM) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.471025	0.1280
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003757
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.008776

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:58
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(RDBM(-1))	-0.015792	0.004358	-3.640585	0.0007
C	-0.351638	0.058396	-6.021555	0.0000

R-squared	0.223879	Mean dependent var	0.141801
Adjusted R-squared	0.206893	S.D. dependent var	0.073302
S.E. of regression	0.052612	Akaike info criterion	-2.862943
Sum squared resid	0.180333	Schwarz criterion	-2.584975
Log likelihood	85.91053	Hannan-Quinn criter.	-2.533479
F-statistic	13.25388	Durbin-Watson stat	1.100828
Prob(F-statistic)	0.000687		

Null Hypothesis: D(LOG(RDBM)) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.568117	0.0103
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003388
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003718

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(RDBM))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:58
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(RDBM(-1)))	-0.434774	0.125793	-3.456268	0.0012
C	0.059615	0.020035	2.975473	0.0047

R-squared	0.209775	Mean dependent var	-0.002802
Adjusted R-squared	0.192214	S.D. dependent var	0.066188
S.E. of regression	0.059487	Akaike info criterion	-2.764485
Sum squared resid	0.159243	Schwarz criterion	-2.685755
Log likelihood	86.98540	Hannan-Quinn criter.	-2.734858
F-statistic	11.94579	Durbin-Watson stat	2.200402
Prob(F-statistic)	0.001207		

La série Log (popt)

Null Hypothesis: LOG(POPT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.358849	0.8604
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.30E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.02E-05

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:55
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(POPT(-1))	-0.025431	0.015605	-1.629678	0.1102
C	0.451733	0.258265	1.749107	0.0871
@TREND("1970")	0.000197	0.000343	0.573726	0.5690

R-squared	0.526577	Mean dependent var	0.022140
Adjusted R-squared	0.505536	S.D. dependent var	0.007049
S.E. of regression	0.004957	Akaike info criterion	-7.715517
Sum squared resid	0.001106	Schwarz criterion	-7.598667
Log likelihood	189.1748	Hannan-Quinn criter.	-7.671422
F-statistic	25.02619	Durbin-Watson stat	1.244091
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: LOG(POPT) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.127524	0.0021
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.32E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.09E-05

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POPT))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:55
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(POPT(-1))	-0.016581	0.002334	-7.103455	0.0000
C	0.305364	0.039878	7.657532	0.0000

R-squared	0.523114	Mean dependent var	0.022140
Adjusted R-squared	0.512747	S.D. dependent var	0.007049
S.E. of regression	0.004921	Akaike info criterion	-7.749996
Sum squared resid	0.001114	Schwarz criterion	-7.672029
Log likelihood	187.9999	Hannan-Quinn criter.	-7.720532
F-statistic	50.45908	Durbin-Watson stat	1.246460
Prob(F-statistic)	0.000000		

La série Log(VAI)

Null Hypothesis: LOG(VAI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.341348	0.9871
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005792
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004356

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(VAI))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 15:59
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(VAI(-1))	-0.015665	0.032424	-0.482831	0.6318
C	0.337737	0.265251	1.273271	0.2095
@TREND("1970")	-0.001570	0.004180	-0.375605	0.7090

R-squared	0.297065	Mean dependent var	0.123192
Adjusted R-squared	0.265824	S.D. dependent var	0.091733
S.E. of regression	0.078600	Akaike info criterion	-2.188418
Sum squared resid	0.278011	Schwarz criterion	-2.071468
Log likelihood	55.52203	Hannan-Quinn criter.	-2.144222
F-statistic	9.508670	Durbin-Watson stat	1.773503
Prob(F-statistic)	0.000359		

Null Hypothesis: LOG(VAI) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.839126	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005810
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004712

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(VAI))
Method: Least Squares
Date: 04/23/19 Time: 18:15
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(VAI(-1))	-0.027598	0.006292	-4.385821	0.0001
C	0.433590	0.071660	6.050662	0.0000

R-squared	0.294862	Mean dependent var	0.123192
Adjusted R-squared	0.279533	S.D. dependent var	0.091733
S.E. of regression	0.077863	Akaike info criterion	-2.229554
Sum squared resid	0.278883	Schwarz criterion	-2.148988
Log likelihood	55.44691	Hannan-Quinn criter.	-2.197491
F-statistic	19.23543	Durbin-Watson stat	1.748022
Prob(F-statistic)	0.000067		

Annexe 11

Les tests de validation du modèle de la consommation résidentielle d'électricité :

Test d'Autocorrélation de Breusch-Godfrey :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.767192	Prob. F(2,36)	0.4718
Obs*R-squared	1.880453	Prob. Chi-Square(2)	0.3905

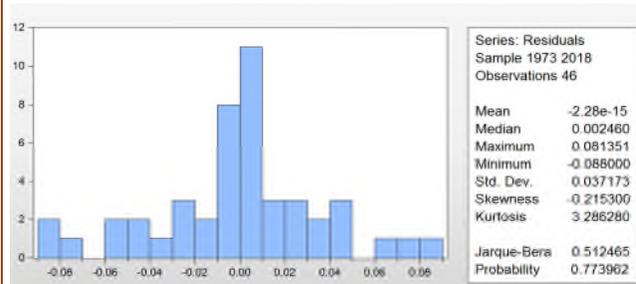
Test d' Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.028873	Prob. F(7,38)	0.4273
Obs*R-squared	7.329240	Prob. Chi-Square(7)	0.3954
Scaled explained SS	5.717549	Prob. Chi-Square(7)	0.5731

Test d'ARCH :

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.022827	Prob. F(1,43)	0.8806
Obs*R-squared	0.023876	Prob. Chi-Square(1)	0.8772

Test de Jarque Berra :



Test de Ramsey :

	Value	df	Probability
t-statistic	0.323062	37	0.7485
F-statistic	0.104369	(1, 37)	0.7485

F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000175	1	0.000175
Restricted SSR	0.062183	38	0.001636
Unrestricted SSR	0.062008	37	0.001676

Test de White :

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.195910	Prob. F(24,21)	0.3416
Obs*R-squared	26.56410	Prob. Chi-Square(24)	0.3252
Scaled explained SS	20.72268	Prob. Chi-Square(24)	0.6550

Test d'autocorrélation des résidus :

Date: 05/04/19 Time: 14:57
Sample: 1970 2018
Included observations: 46
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1		-0.074	-0.074	0.2716	0.602
2		-0.128	-0.134	1.0934	0.579
3		-0.059	-0.082	1.2725	0.736
4		-0.033	-0.065	1.3291	0.856
5		0.040	0.021	1.4580	0.918
6		-0.328	-0.351	7.3796	0.287
7		-0.145	-0.243	8.5749	0.295
8		-0.067	-0.272	8.6382	0.356
9		0.120	-0.087	8.6959	0.376
10		0.148	-0.003	11.037	0.355
11		0.051	0.043	11.187	0.427
12		0.053	-0.067	11.266	0.506
13		0.134	0.057	12.469	0.490
14		0.000	-0.095	12.469	0.569
15		-0.184	-0.194	14.376	0.497
16		0.043	-0.074	14.513	0.561
17		-0.080	0.004	14.998	0.586
18		-0.137	-0.136	16.469	0.560
19		-0.023	-0.034	16.512	0.623
20		-0.011	-0.111	16.521	0.684

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Annexe 12

Nombre de retard du modèle VAR :

Endogenous variables: D(LOG(CER)) D(LOG(RDBM)) LOG(POPT)

Exogenous variables: C

Date: 05/04/19 Time: 19:22

Sample: 1970 2018

Included observations: 44

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	122.7135	NA	8.70e-07	-5.441522	-5.319873	-5.396409
1	306.0869	333.4061	3.15e-10	-13.36758	-12.88099*	-13.18713*
2	311.7652	9.549906	3.68e-10	-13.21660	-12.36505	-12.90081
3	322.2389	16.18657	3.50e-10	-13.28358	-12.06709	-12.83245
4	335.6951	18.96106*	2.95e-10*	-13.48614*	-11.90470	-12.89967

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Nombre de retard du modèle VAR pour le test de Toda Yamamoto

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LOG(CER) LOG(RDBM) LOG(POPT)

Exogenous variables: C

Date: 05/04/19 Time: 19:28

Sample: 1970 2018

Included observations: 45

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	55.92773	NA	1.91e-05	-2.352344	-2.231900	-2.307443
1	318.4217	478.3223	2.45e-10	-13.61874	-13.13696*	-13.43914
2	331.1356	21.47242	2.09e-10	-13.78380	-12.94070	-13.46950*
3	341.9661	16.84740	1.95e-10	-13.86516	-12.66072	-13.41616
4	354.2108	17.41474*	1.74e-10*	-14.00937*	-12.44360	-13.42566

Annexe 13

Les résultats d'un VAR(2)

Vector Autoregression Estimates			
Date: 05/04/19 Time: 19:38			
Sample (adjusted): 1972 2018			
Included observations: 47 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	LOG(CER)	LOG(RDBM)	LOG(POPT)
LOG(CER(-1))	0.582264 (0.13424) [4.33746]	-0.056933 (0.17459) [-0.32609]	0.007652 (0.01491) [0.51319]
LOG(CER(-2))	0.045859 (0.07759) [0.59107]	0.017546 (0.10091) [0.17388]	-0.002222 (0.00862) [-0.25777]
LOG(RDBM(-1))	-0.328436 (0.11059) [-2.96973]	1.283680 (0.14384) [8.92440]	-0.002173 (0.01228) [-0.17691]
LOG(RDBM(-2))	0.339069 (0.10130) [3.34730]	-0.421005 (0.13175) [-3.19558]	-0.001905 (0.01125) [-0.16933]
LOG(POPT(-1))	0.760757 (1.39643) [0.54479]	-1.347316 (1.81620) [-0.74183]	1.249535 (0.15511) [8.05568]
LOG(POPT(-2))	0.176920 (1.45722) [0.12141]	2.313258 (1.89526) [1.22055]	-0.252066 (0.16186) [-1.55727]
C	-13.21973 (4.99154) [-2.64843]	-14.24369 (6.49200) [-2.19404]	0.072781 (0.55445) [0.13127]
R-squared	0.998313	0.999352	0.999776
Adj. R-squared	0.998060	0.999255	0.999742
Sum sq. resids	0.071866	0.121565	0.000887
S.E. equation	0.042387	0.055128	0.004708
F-statistic	3945.356	10281.24	29706.99
Log likelihood	85.66287	73.31007	188.9467
Akaike AIC	-3.347356	-2.821705	-7.742412
Schwarz SC	-3.071802	-2.546151	-7.466858
Mean dependent	7.631323	13.52159	17.11618
S.D. dependent	0.962358	2.019455	0.293110
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.19E-10	
Determinant resid covariance		7.36E-11	
Log likelihood		348.2316	
Akaike information criterion		-13.92475	
Schwarz criterion		-13.09809	
Number of coefficients		21	

Annexe 14 :

Test sur les résidus du modèle de la consommation d'électricité industrielle sans rupture

Test d'Autocorrélation de Breusch-Godfrey

Test d' Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey

Test d'ARCH :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1.459959	Prob. F(2,39)	0.2447
Obs*R-squared	3.273769	Prob. Chi-Square(2)	0.1946

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.539770	Prob. F(5,41)	0.1988
Obs*R-squared	7.430276	Prob. Chi-Square(5)	0.1906
Scaled explained SS	28.80667	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.092717	Prob. F(1,44)	0.7622
Obs*R-squared	0.096728	Prob. Chi-Square(1)	0.7558

Test de White :

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.219443	Prob. F(16,30)	0.0289
Obs*R-squared	25.47692	Prob. Chi-Square(16)	0.0618
Scaled explained SS	98.77227	Prob. Chi-Square(16)	0.0000

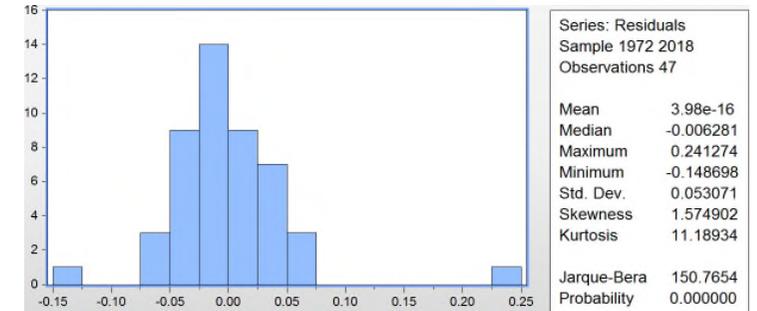
Test de Ramsey :

	Value	df	Probability
t-statistic	0.113948	40	0.9098
F-statistic	0.012984	(1, 40)	0.9098

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	4.20E-05	1	4.20E-05
Restricted SSR	0.129562	41	0.003160
Unrestricted SSR	0.129520	40	0.003238

Test de Jarque Berra :



Test d'autocorrélation des résidus :

Date: 05/10/19 Time: 03:01
Sample: 1970 2018
Included observations: 47
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1		-0.048	-0.048	0.1171	0.732
2		-0.236	-0.239	2.9678	0.227
3		-0.059	-0.090	3.1500	0.369
4		0.119	0.056	3.9081	0.419
5		-0.102	-0.133	4.4764	0.483
6		-0.287	-0.293	9.1074	0.168
7		0.086	-0.002	9.5376	0.216
8		0.083	-0.077	9.9452	0.269
9		-0.056	-0.095	10.133	0.340
10		-0.083	-0.085	10.564	0.393
11		0.012	-0.130	10.572	0.480
12		-0.034	-0.213	10.650	0.559
13		0.065	0.017	10.938	0.616
14		0.015	-0.078	10.953	0.690
15		-0.057	-0.175	11.191	0.739
16		0.011	-0.090	11.200	0.797
17		0.166	0.055	13.304	0.716
18		-0.055	-0.172	13.548	0.758
19		0.023	0.097	13.590	0.807
20		0.021	-0.018	13.627	0.849

Annexe 16 :

Nombre de retard du modele VAR (test de Granger)

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LOG(CEI)) D(LOG(PIB/H)) LOG(VAI)						
Exogenous variables: C						
Date: 05/11/19 Time: 00:08						
Sample: 1970 2018						
Included observations: 44						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	75.56021	NA	7.42e-06	-3.298192	-3.176542	-3.253078
1	214.8249	253.2086	1.99e-08	-9.219315	-8.732717*	-9.038861*
2	219.6212	8.066458	2.43e-08	-9.028236	-8.176691	-8.712442
3	236.1996	25.62117*	1.75e-08*	-9.372709*	-8.156216	-8.921575
4	242.2095	8.468567	2.06e-08	-9.236798	-7.655357	-8.650323
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Le nombre de retard du modele VAR avec changement structurel (test de Toda Yamamoto)

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LOG(CEI) LOG(PIB/H) LOG(VAI)						
Exogenous variables: C DUM87						
Date: 05/11/19 Time: 00:12						
Sample: 1970 2018						
Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-12.21276	NA	0.000451	0.809456	1.050344	0.899257
1	234.4802	438.5653	1.17e-08	-9.754676	-9.152455*	-9.530174
2	249.1168	24.06906*	9.17e-09	-10.00519	-9.041638	-9.645988*
3	258.8645	14.72980	9.04e-09*	-10.03842*	-8.713535	-9.544516
4	264.8963	8.310578	1.07e-08	-9.906504	-8.220285	-9.277898
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Annexe 15 :

Les tests sur les résidus du modèle de la consommation d'électricité industrielle avec changement structurel en 1986

Test d'Autocorrélation de Breusch-Godfrey

Test d' Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey

Test d'ARCH :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.744130	Prob. F(2,34)	0.4827
Obs*R-squared	1.887150	Prob. Chi-Square(2)	0.3892

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.601818	Prob. F(8,36)	0.1588
Obs*R-squared	11.81317	Prob. Chi-Square(8)	0.1597
Scaled explained SS	29.94103	Prob. Chi-Square(8)	0.0002

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.096142	Prob. F(1,42)	0.7580
Obs*R-squared	0.100490	Prob. Chi-Square(1)	0.7512

Test de Ramsey :

	Value	df	Probability
t-statistic	0.838160	35	0.4076
F-statistic	0.702513	(1, 35)	0.4076

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.001544	1	0.001544
Restricted SSR	0.078485	36	0.002180
Unrestricted SSR	0.076940	35	0.002198

Test d'autocorrélation des résidus :

Date: 05/10/19 Time: 03:26
 Sample: 1970 2018
 Included observations: 45
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.028	-0.028	0.0390	0.844		
2	-0.144	-0.145	1.0567	0.590		
3	-0.096	-0.107	1.5189	0.678		
4	0.040	0.012	1.6018	0.808		
5	-0.076	-0.107	1.9069	0.862		
6	-0.164	-0.183	3.3590	0.763		
7	-0.024	-0.070	3.3904	0.847		
8	-0.035	-0.124	3.4597	0.902		
9	0.084	0.020	3.8752	0.919		
10	-0.180	-0.238	5.8342	0.829		
11	-0.046	-0.133	5.9672	0.876		
12	0.003	-0.138	5.9677	0.918		
13	-0.044	-0.225	6.0933	0.943		
14	-0.015	-0.173	6.1077	0.964		
15	0.050	-0.147	6.2870	0.975		
16	0.216	-0.001	9.6827	0.883		
17	-0.011	-0.148	9.6912	0.916		
18	0.149	0.062	11.429	0.875		
19	0.049	0.036	11.621	0.901		
20	-0.067	-0.105	12.000	0.916		

Annexe 17 :

Estimation de modèle VAR ($p+d_{\max}$)

Vector Autoregression Estimates			
Date: 05/09/19 Time: 16:51			
Sample (adjusted): 1972 2018			
Included observations: 47 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	LOG(CEI)	LOG(PIB/H)	LOG(VAI)
LOG(CEI(-1))	0.634157 (0.12592) [5.03614]	0.076110 (0.06183) [1.23087]	-0.057143 (0.18562) [-0.30786]
LOG(CEI(-2))	-0.019928 (0.07335) [-0.27169]	-0.120118 (0.03602) [-3.33484]	0.100147 (0.10812) [0.92624]
LOG(PIB/H(-1))	0.214844 (0.17617) [1.21952]	0.855361 (0.08651) [9.88737]	-0.279273 (0.25969) [-1.07542]
LOG(PIB/H(-2))	0.575749 (0.19584) [2.93984]	0.187314 (0.09617) [1.94773]	0.214106 (0.28869) [0.74166]
LOG(VAI(-1))	-0.006431 (0.10004) [-0.06428]	-0.016797 (0.04913) [-0.34191]	1.066254 (0.14747) [7.23020]
LOG(VAI(-2))	0.074407 (0.09573) [0.77726]	0.031487 (0.04701) [0.66981]	-0.112605 (0.14111) [-0.79799]
C	-4.305437 (0.90878) [-4.73758]	-0.179023 (0.44627) [-0.40116]	0.865299 (1.33961) [0.64593]
DUM87	-0.188056 (0.05279) [-3.56239]	-0.040284 (0.02592) [-1.55401]	-0.208783 (0.07781) [-2.68309]
R-squared	0.995588	0.974980	0.998359
Adj. R-squared	0.994796	0.970489	0.998064
Sum sq. resids	0.100058	0.024128	0.217412
S.E. equation	0.050652	0.024873	0.074664
F-statistic	1257.196	217.1074	3389.215
Log likelihood	77.88556	111.3115	59.64845
Akaike AIC	-2.973854	-4.396235	-2.197806
Schwarz SC	-2.658935	-4.081316	-1.882887
Mean dependent	7.513270	8.235962	11.44519
S.D. dependent	0.702142	0.144789	1.697015
Determinant resid covariance (dof adj.)	8.76E-09		
Determinant resid covariance	5.00E-09		
Log likelihood	249.0921		
Akaike information criterion	-9.578389		
Schwarz criterion	-8.633632		
Number of coefficients	24		

Annexe 18 :

Le test de Phillips –Perron

La série log(DEL)

Null Hypothesis: LOG(DEL) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.476617	0.3378
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001137
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001758

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(DEL))
Method: Least Squares
Date: 06/15/19 Time: 16:47
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DEL(-1))	-0.068960	0.024960	-2.762870	0.0083
C	0.649272	0.192550	3.371970	0.0015
@TREND("1970")	0.003252	0.001817	1.789368	0.0803

R-squared	0.390033	Mean dependent var	0.077164
Adjusted R-squared	0.362924	S.D. dependent var	0.043623
S.E. of regression	0.034819	Akaike info criterion	-3.816871
Sum squared resid	0.054555	Schwarz criterion	-3.699921
Log likelihood	94.60490	Hannan-Quinn criter.	-3.772675
F-statistic	14.36725	Durbin-Watson stat	1.994897
Prob(F-statistic)	0.000015		

Null Hypothesis: LOG(DEL) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.791507	0.0056
Test critical values:		
1% level	-3.574448	
5% level	-2.923790	
10% level	-2.599925	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001217
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002144

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(DEL))
Method: Least Squares
Date: 06/15/19 Time: 16:50
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DEL(-1))	-0.025197	0.005101	-4.940093	0.0000
C	0.315315	0.048481	6.503834	0.0000

R-squared	0.345633	Mean dependent var	0.077164
Adjusted R-squared	0.332429	S.D. dependent var	0.043623
S.E. of regression	0.035642	Akaike info criterion	-3.789803
Sum squared resid	0.050437	Schwarz criterion	-3.711836
Log likelihood	92.95527	Hannan-Quinn criter.	-3.760339
F-statistic	24.40452	Durbin-Watson stat	1.942455
Prob(F-statistic)	0.000011		

La série log(PIBR)

Null Hypothesis: LOG(PIBR) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.167346	0.4983
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001738
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001367

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIBR))
Method: Least Squares
Date: 06/15/19 Time: 16:51
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBR(-1))	-0.151380	0.067131	-2.255151	0.0288
C	1.130719	0.485054	2.349528	0.0232
@TREND("1970")	0.004250	0.002142	1.984168	0.0534

R-squared	0.121081	Mean dependent var	0.034599
Adjusted R-squared	0.092818	S.D. dependent var	0.044835
S.E. of regression	0.043053	Akaike info criterion	-3.382505
Sum squared resid	0.083411	Schwarz criterion	-3.275356
Log likelihood	84.81532	Hannan-Quinn criter.	-3.348109
F-statistic	3.098232	Durbin-Watson stat	2.952476
Prob(F-statistic)	0.054808		

Null Hypothesis: LOG(PIBR) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.592441	0.4937
Test critical values:		
1% level	-3.574448	
5% level	-2.923790	
10% level	-2.599925	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001890
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001426

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIBR))
Method: Least Squares
Date: 06/15/19 Time: 16:52
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBR(-1))	-0.021145	0.014500	-1.458278	0.1516
C	0.203495	0.115995	1.754330	0.0860

R-squared	0.044187	Mean dependent var	0.034599
Adjusted R-squared	0.023409	S.D. dependent var	0.044935
S.E. of regression	0.044406	Akaike info criterion	-3.350102
Sum squared resid	0.090790	Schwarz criterion	-3.272135
Log likelihood	82.40244	Hannan-Quinn criter.	-3.320538
F-statistic	2.126574	Durbin-Watson stat	2.188722
Prob(F-statistic)	0.151558		

Null Hypothesis: LOG(PIBR) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	5.304827	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.614028	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612482	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002016
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001935

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIBR))
Method: Least Squares
Date: 06/15/19 Time: 16:53
Sample (adjusted): 1971 2018
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBR(-1))	0.004254	0.000819	5.195706	0.0000

R-squared	-0.018762	Mean dependent var	0.034599
Adjusted R-squared	-0.018762	S.D. dependent var	0.044935
S.E. of regression	0.045377	Akaike info criterion	-3.221008
Sum squared resid	0.088777	Schwarz criterion	-3.288022
Log likelihood	80.84813	Hannan-Quinn criter.	-3.312274
Durbin-Watson stat	2.107588		

Null Hypothesis: D(LOG(PIBR)) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.947884	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.512406	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002874
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002521

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PIBR))
Method: Least Squares
Date: 06/15/19 Time: 16:54
Sample (adjusted): 1972 2018
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(PIBR(-1)))	-0.715448	0.134422	-5.322427	0.0000

R-squared	0.379588	Mean dependent var	0.003291
Adjusted R-squared	0.379588	S.D. dependent var	0.056354
S.E. of regression	0.052285	Akaike info criterion	-3.043915
Sum squared resid	0.125657	Schwarz criterion	-3.004550
Log likelihood	72.53201	Hannan-Quinn criter.	-3.029102
Durbin-Watson stat	1.117705		

Annexe 19:

Les tests sur les résidus du modèle de la demande d'électricité (1970-2018)

Test d'Autocorrélation de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.458007	Prob. F(2,39)	0.6359
Obs*R-squared	1.055632	Prob. Chi-Square(2)	0.5899

Test d' Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.778302	Prob. F(4,41)	0.5458
Obs*R-squared	3.246363	Prob. Chi-Square(4)	0.5175
Scaled explained SS	2.018985	Prob. Chi-Square(4)	0.7323

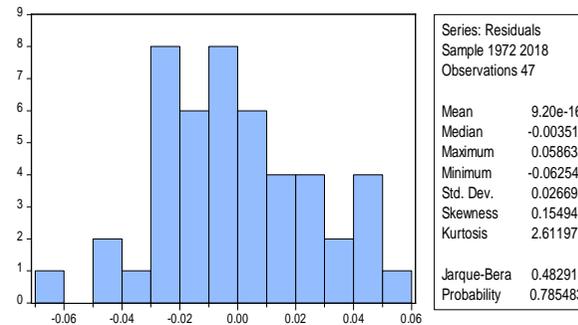
Test d' ARCH :

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.407579	Prob. F(1,43)	0.5266
Obs*R-squared	0.422532	Prob. Chi-Square(1)	0.5157

Test de White

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.621700	Prob. F(12,33)	0.8084
Obs*R-squared	8.481839	Prob. Chi-Square(12)	0.7464
Scaled explained SS	5.275042	Prob. Chi-Square(12)	0.9482

Test de la normalité des résidus de Jarque Bera



Test de Ramsey :

	Value	df	Probability
t-statistic	0.843920	40	0.4037
F-statistic	0.712200	(1, 40)	0.4037

F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000570	1	0.000570
Restricted SSR	0.032611	41	0.000795
Unrestricted SSR	0.032040	40	0.000801

Test d'autocorrélation des résidus :

Date: 06/11/19 Time: 01:16
Sample: 1970 2018
Included observations: 47
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.039	0.039	0.0773	0.781	
2	0.135	0.134	1.0087	0.604	
3	0.082	0.074	1.3605	0.715	
4	-0.049	-0.073	1.4887	0.829	
5	-0.231	-0.256	4.4172	0.491	
6	-0.253	-0.257	8.0094	0.237	
7	-0.073	-0.001	8.3166	0.306	
8	-0.192	-0.086	10.484	0.233	
9	-0.222	-0.223	13.468	0.143	
10	0.060	0.005	13.695	0.187	
11	-0.207	-0.305	16.449	0.125	
12	0.042	-0.076	16.563	0.167	
13	0.109	0.045	17.364	0.183	
14	0.028	-0.157	17.418	0.235	
15	0.043	-0.157	17.550	0.287	
16	0.036	-0.181	17.645	0.345	
17	0.141	-0.099	19.165	0.319	
18	-0.074	-0.174	19.605	0.355	
19	-0.014	-0.209	19.621	0.418	
20	0.184	-0.067	22.513	0.313	

Annexe 20 :

Nombre de retard du modele VAR (test de Granger)

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LOG(DEL) D(LOG(PIBR))						
Exogenous variables: C						
Date: 06/01/19 Time: 23:07						
Sample: 1970 2018						
Included observations: 44						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	47.94580	NA	0.000405	-2.137014	-2.055098	-2.106806
1	191.4757	267.0323*	6.15e-07	-8.626774	-8.381026*	-8.536150*
2	195.1243	6.448694	6.26e-07	-8.610430	-8.200849	-8.459389
3	200.0901	8.314850	6.01e-07	-8.655352	-8.081938	-8.443895
4	204.8800	7.574715	5.83e-07*	-8.692091*	-7.954845	-8.420217

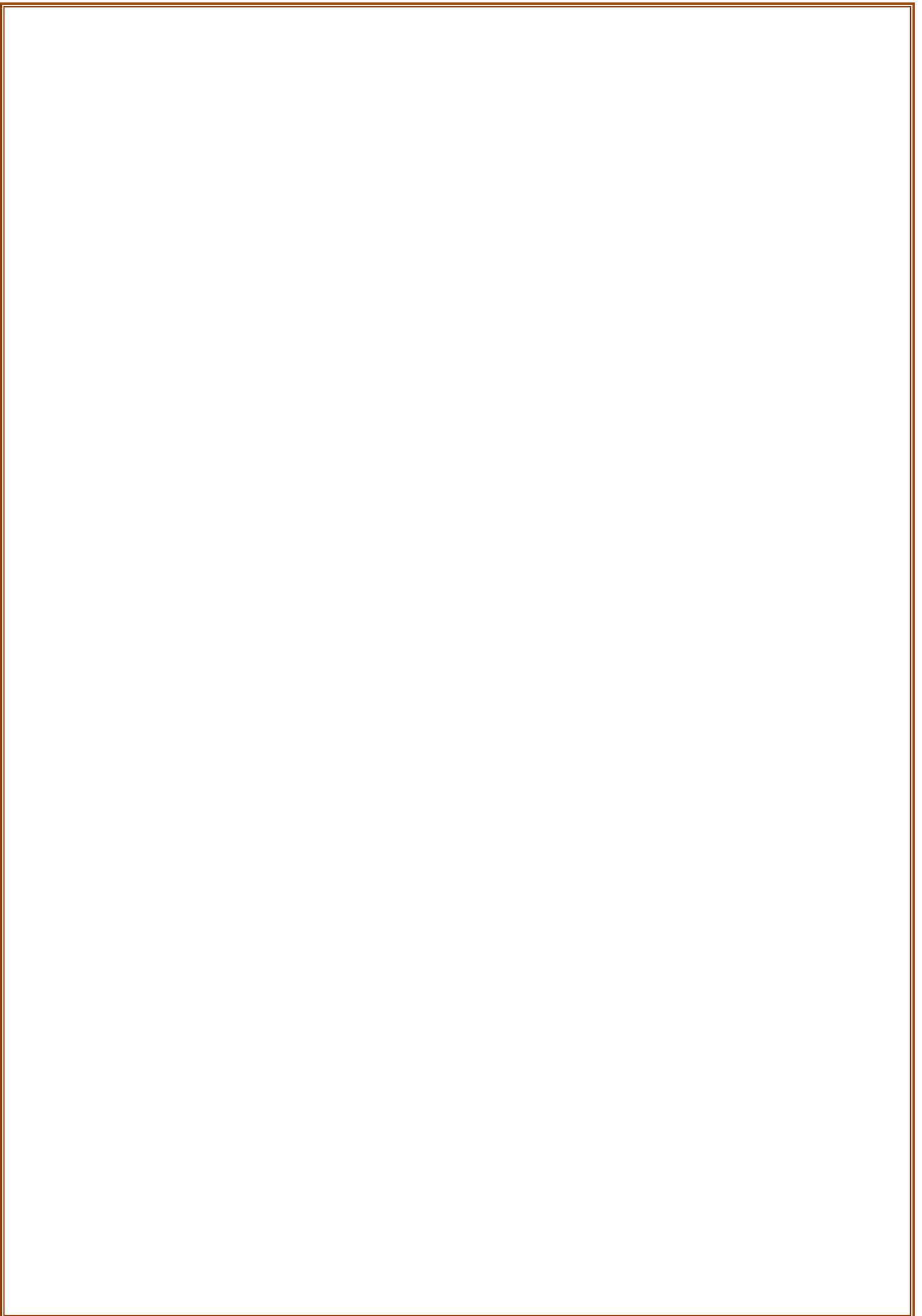
Nombre de retard du modele VAR (test de Toda Yamamoto)

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LOG(DEL) LOG(PIBR)						
Exogenous variables: C						
Date: 06/01/19 Time: 18:13						
Sample: 1970 2018						
Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	0.647853	NA	0.003645	0.061461	0.142561	0.091537
1	198.5667	368.8488	5.42e-07	-8.753033	-8.509735	-8.662806
2	208.5317	17.66516*	4.14e-07*	-9.024168*	-8.618670*	-8.873790*
3	211.4534	4.913797	4.36e-07	-8.975155	-8.407458	-8.764626
4	212.9207	2.334354	4.92e-07	-8.860033	-8.130137	-8.589352

Annexe 21:

Estimation du modèle VAR ($p+d_{\max}$)

Vector Autoregression Estimates		
Date: 06/01/19 Time: 23:05		
Sample (adjusted): 1973 2018		
Included observations: 46 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	LOG(DEL)	LOG(PIBR)
LOG(DEL(-1))	0.588538 (0.16707) [3.52274]	0.203114 (0.12417) [1.63574]
LOG(DEL(-2))	0.372217 (0.17913) [2.07796]	-0.142800 (0.13313) [-1.07260]
LOG(DEL(-3))	-0.123279 (0.14799) [-0.83304]	-0.030746 (0.10999) [-0.27954]
LOG(PIBR(-1))	0.270599 (0.14265) [1.89692]	1.180469 (0.10602) [11.1339]
LOG(PIBR(-2))	0.032189 (0.14450) [0.22275]	-0.049203 (0.10740) [-0.45812]
LOG(PIBR(-3))	-8.79E-05 (0.12164) [-0.00072]	-0.193697 (0.09041) [-2.14245]
C	-0.792166 (0.34402) [-2.30265]	0.220489 (0.25569) [0.86232]
R-squared	0.999034	0.997193
Adj. R-squared	0.998882	0.996750
Sum sq. resids	0.034243	0.018916
S.E. equation	0.030019	0.022311
F-statistic	6552.960	2249.863
Log likelihood	97.71853	111.0715
Akaike AIC	-4.031935	-4.625402
Schwarz SC	-3.750898	-4.344366
Mean dependent	9.587658	8.047886
S.D. dependent	0.897790	0.391350
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.24E-07
Determinant resid covariance		2.31E-07
Log likelihood		216.0940
Akaike information criterion		-8.981958
Schwarz criterion		-8.419885
Number of coefficients		14



ABSTRACT

This study aims at examining empirically the relationship between electricity consumption and economic growth in Algeria from 1970 to 2018. In order to achieve this we use Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach of cointegration developed by [Pesaran and al, 2001] and using a modified version of the Granger causality test due to [Toda and Yamamoto, 1995]. The results indicate the existence of a long-run relationship between its two variables, and they showed a unidirectional long-run causality from real GDP to electricity consumption.

Keywords: economic growth, electricity consumption, ARDL, Pesaran and al, causality, Toda and Yamamoto, long-run relationship.

RESUME

Cette étude a comme objectif d'examiner d'une manière empirique la relation entre la consommation d'électricité et la croissance économique en Algérie durant la période [1970- 2018]. Pour ce faire, nous avons utilisé le modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) développé par [Pesaran et all, 2001] et le test de causalité de Granger modifié par [Toda et Yamamoto, 1995]. Les résultats indiquent l'existence de relation de long terme entre ces variables et ils montrent qu'à long terme, il existe une relation de causalité unidirectionnelle allant du PIB réel vers la consommation d'électricité.

Mots-clés : croissance économique, consommation d'électricité, ARDL, Pesaran et all, causalité, Toda et Yamamoto, relation de long terme.