



Actes de la conférence internationale

*ENJEUX et PERSPECTIVES ÉCONOMIQUES en AFRIQUE
FRANCOPHONE*

Dakar, 4-5-6 février 2019

Les déterminants de l'investissement dans les énergies renouvelables en Afrique Francophone

Nadine MOGODE

Doctorante au Laboratoire d'Économie d'Orléans, Orléans, France
nadine.mogode-mbaibedje@univ.orleans.fr

Faten LOUKIL

Maître de conférences, Université de Tunis, UAQUAP, ISG Tunis, Tunisie
faten.loukil@gnet.tn

RÉSUMÉ *L'objectif de l'article est d'analyser les principaux déterminants de l'investissement dans les énergies renouvelables dans les pays en développement (PED). Dans ce cadre, nous proposons une analyse théorique des facteurs socioéconomiques, institutionnels et environnementaux liés à la promotion des énergies renouvelables. Ensuite, nous envisageons l'étude du cas pratique de la Tunisie sur la période allant de 1990-2014, et ce, en s'appuyant sur le modèle vectoriel autorégressif (VAR). Les résultats mettent en évidence que les investissements directs étrangers en Tunisie ne sont pas favorables à la promotion des énergies renouvelables. En revanche, le niveau élevé des émissions de CO2 et les progrès accumulés durant les dernières années dans la réduction de l'intensité énergétique encouragent le recours aux énergies renouvelables.*

JEL Classification : Q20, Q25, Q43

MOTS CLÉS *Énergies renouvelables, Modèle VAR, Tunisie, Sécurité énergétique*

Les idées et opinions exprimées dans les textes sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou celles de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Pour citer ce document :

Mogode, N. ; Loukil, F. 2019. « Les déterminants de l'investissement dans les énergies renouvelables en Afrique Francophone », dans *Enjeux et perspectives économiques en Afrique francophone* (Dakar, 4 – 6 février 2019). Montréal : Observatoire de la Francophonie économique de l'Université de Montréal, 598-622 pages.

1. Introduction

Le recours aux énergies renouvelables est considéré aujourd'hui comme un défi important afin de réduire la consommation d'énergie fossile, renforcer la sécurité énergétique des pays et limiter ainsi le réchauffement climatique à moins de 2°C (CCNUCC-COP 21, 2015). En effet, les pays d'Afrique sont les plus exposés aux conséquences du dérèglement climatique, mais paradoxalement contribuent le moins à la destruction des ressources naturelles. Le taux d'électrification en Afrique Subsaharienne n'est que 32% en 2015 (International Energy Agency, 2015) avec de fortes disparités entre les milieux ruraux et urbains¹. Le nombre d'habitants qui n'ont pas accès à l'électricité en Afrique, estimé entre 600 à 700 millions, devrait augmenter d'ici 2050, avec la croissance exponentielle de la population (Banque Mondiale, 2017). Par ailleurs, l'énergie fossile ne garantit pas un approvisionnement optimal dans plusieurs pays en Afrique. Dans ce sens, de grandes villes comme le Caire ou Dakar font face régulièrement à des coupures d'électricité entraînant des heures considérables d'arrêt de travail qui causent un manque à gagner et un frein au développement de la société. Dans ce contexte, la promotion des énergies renouvelables permet non seulement de satisfaire la demande des populations subsahariennes à des services énergétiques modernes et fiables, mais aussi de réduire les coûts, la dépendance énergétique et les impacts sur l'environnement et la santé. À ce titre, la question de la sécurité énergétique se pose avec acuité d'autant plus que la plupart des pays africains sont dépendants de l'extérieur pour leur approvisionnement énergétique. D'un autre côté, l'Afrique dispose d'un fort potentiel en énergie renouvelable. Dans ce sens, seulement 8% des réserves d'énergie hydraulique, estimées à 1 100 térawattheures (TWh)² en Afrique, sont exploitées (IRENA, 2018). Le projet hydraulique de « Grand Inga » en République démocratique du Congo pourrait produire jusqu'à 40 000 mégawatts (MW) et approvisionner plusieurs pays limitrophes en énergie (International Rivers). Il existe aussi un grand potentiel hydraulique au Cameroun, au Gabon et à Madagascar, mais qui n'est pas encore exploité. L'énergie éolienne est aussi abondante en Afrique francophone, notamment en Égypte, avec plus de 15 MWh de capacité installée et un grand potentiel supplémentaire.

¹ 2,7 milliards de personnes (800 millions d'africains et 1,8 milliards d'asiatiques) dépendent de la biomasse pour la cuisson de leurs aliments

² 1Watt*1 heure= 3600 Joules

À l’instar de l’énergie hydraulique et éolienne, l’énergie solaire est l’une des ressources naturelles les plus abondantes sur le continent. Les sept pays les plus ensoleillés dans le monde sont en Afrique. Le Tchad, l’Égypte et le Kenya profitent d’une irradiation supérieure à 2000KWh/m², un potentiel important d’autant plus que les coûts moyens à l’échelle mondiale du solaire photovoltaïque devraient baisser au moins de 50% durant la période allant de 2015 à 2025 (IRENA, 2018). Les projets d’électrification solaire les plus importants en Afrique francophone sont au Burkina Faso, au Maroc (noor solar), au Sénégal et en Égypte. Au Sénégal, la centrale de Santhiou Mekhe à Thiès est opérationnelle depuis 2017 avec une capacité de 30 MW³. Au Burkina Faso, le projet de la centrale de Zagtouli, alimentera plus de 5% de la consommation nationale d’électricité avec une capacité de 33MW (Agence Française de Développement, 2017). Les mini-réseaux solaires contribuent au développement des unités indépendantes pour l’électrification rurale et sont des initiatives innovantes qui méritent un soutien financier. Installés dans les centres ruraux en Afrique, ils assurent l’éclairage des foyers, des écoles et des centres de santé. Ils participent également au chargement des téléphones portables et à l’alimentation en électricité dans les hôpitaux et les pharmacies. Ces pratiques innovantes représentent une bouffée d’oxygène pour les États africains devant l’incapacité, des sociétés nationales d’électricité qui en ont le monopole, de répondre à une demande de plus en plus croissante d’électricité. Dès lors, l’encouragement des projets d’électrification et la promotion des investissements directs étrangers sont un facteur de progrès afin d’assurer une continuité de l’alimentation en énergie et redynamiser un marché fragmenté.

Dans cette perspective, l’objectif de l’article est d’analyser les principaux déterminants de l’investissement dans les énergies renouvelables et de mettre ainsi l’accent sur les freins et les leviers liés au développement des énergies renouvelables abondantes (solaires, éoliens, hydrauliques...) en Afrique Francophone. L’article est structuré en quatre sections. La première est consacrée à une analyse de la revue de la littérature se rapportant d’une part, à l’étude de la relation entre les indicateurs économiques, environnementaux et énergétiques et d’autre part aux travaux économétriques portant sur les déterminants de la promotion des énergies

³ Ministère du pétrole et de l’énergie du Sénégal

renouvelables. La deuxième section présente le modèle vectoriel autorégressif appliqué à la Tunisie durant la période allant de 1990 à 2014, et destiné à déterminer les facteurs significatifs expliquant les investissements en énergies renouvelables. La troisième section expose et discute les résultats de la modélisation. Finalement, la dernière section apporte les principales conclusions et recommandations.

2. Un survey théorique des déterminants de la promotion des énergies renouvelables

La question de la promotion des énergies renouvelables suscite un grand intérêt dans la littérature économique. Dans le prolongement des travaux portant sur la courbe environnementale de Kuznets (CEK) (Grossman et Krueger, 1995), mettant le lien entre la dégradation de l'environnement et le niveau de revenu⁴, Brock et Taylor (2010) développent un modèle théorique intitulé « Green Solow Model » (GSM). Son apport réside principalement dans la correction du biais de spécification de la relation entre les émissions de polluants par habitant et le revenu par tête.

À ce titre, plusieurs études ont tenté de mettre en évidence le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique à travers diverses techniques économétriques, mais les résultats demeurent mitigés. Dans cette perspective, les travaux de Kraft & Kraft (1978) ont montré que c'est le produit national brut qui est la cause de la consommation d'énergie (une causalité unidirectionnelle) aux États-Unis durant la période de 1947 à 1974. Dans ce sens, des politiques énergétiques restrictives peuvent être envisagées sans conséquence sur le niveau de croissance de l'économie. Akarca et Long (1980) ont critiqué ces résultats estimant que la période

⁴ Elle dérive de la courbe introduite par Simon Kuznets en 1955 pour montrer la relation entre l'inégalité économique et le niveau de développement d'un pays. Elle a été reprise en 1991 par Grossman et Krueger pour s'appliquer au domaine de l'environnement. Mais, il faut attendre la parution de l'article de Panayotou (1993) pour voir apparaître clairement l'expression CEK : $e_t = c + b y_t + a (y_t \dot{t})^2 + \varepsilon_t \dot{t}$, avec e_t l'indicateur de la pollution, y_t la richesse par habitant (mesurée par le PIB par tête), ε_t le terme d'erreur et c la constante. La forme de la courbe est déterminée par les paramètres a et b .

allant de 1947-1974 est instable puisqu'elle inclut le 1^{er} choc pétrolier de 1973. Ils ont repris cette analyse sur une période plus courte et stable (1950-1968) et ont montré qu'il n'existe pas de causalité entre le PIB et la consommation d'énergie. Durant, plusieurs décennies d'études, le débat s'est poursuivi couvrant ce large éventail de la relation entre énergie-environnement-économie autant pour les pays développés que les pays en développement.

En Afrique, l'étude d'Ebohon (1996) confirme l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et la consommation d'énergie pour la Tanzanie et le Nigeria. La promotion des énergies renouvelables est alors, une alternative aux énergies fossiles, qui garantit un développement durable et renforce la sécurité énergétique des pays. À ce titre, les travaux d'Apergis et Payne (2010) ont mis en évidence une relation bidirectionnelle entre les énergies renouvelables et la croissance économique aussi bien à court terme qu'à long terme. Ils ont montré aussi que la consommation des énergies renouvelables ne contribue pas toujours à réduire les émissions de dioxyde de carbone en raison de la difficulté de stockage des énergies renouvelables et leur intermittence. Dès lors, leur utilisation simultanée avec des sources d'énergies polluantes (charbon, gaz) accélère le processus du réchauffement climatique.

Les résultats controversés relatifs au lien entre les énergies renouvelables et la croissance économique ont conduit Marques et Fuinhas (2012) à s'interroger sur les freins à la croissance économique que peut induire l'utilisation d'énergie renouvelable.

Aguirre et Ibikunle (2014) ont étudié les déterminants de la croissance des énergies renouvelables dans cinq pays sur une longue période (1990-2010). Il ressort de leur analyse trois principaux facteurs qui agissent sur le développement des énergies renouvelables: les facteurs politiques, les facteurs socioéconomiques et les facteurs spécifiques à chaque pays.

A partir de ses travaux empiriques portant sur un panel de 11 pays africains sur une période de 41 ans (de 1970 à 2010), Hamit-Hagggar (2016) propose des implications de politiques majeures pour l'ensemble des pays de l'Afrique subsaharienne. Dans l'élaboration de la politique énergétique, les décideurs devraient mettre l'accent sur la

diversification des sources d'énergie et un approvisionnement en énergie sûr et stable. De plus, l'utilisation d'énergie propre stimule non seulement la croissance économique, mais aide aussi les pays à réduire leurs émissions de CO₂. Dans ce cadre, l'auteur recommande le recours à l'énergie propre afin de promouvoir le développement économique durable.

Da Silva et al. (2018) utilisent la technique des données de panel, à savoir le modèle ARDL sur une période de 15 ans (1990-2014) pour 17 pays africains. Les résultats suggèrent que le développement économique (exprimé par le produit intérieur brut par habitant) et une utilisation accrue d'énergie accélèrent le développement des énergies renouvelables tandis que la croissance démographique le freine. Toutes les autres variables, le prix de combustibles fossiles, les importations, la croissance démographique, les émissions de CO₂ ont un effet négatif. Dans certains cas, ces résultats contrastent avec les résultats des économies plus riches. En effet, les pays d'Afrique Sub-saharienne, en raison de leur niveau de revenu, ont tendance à surmonter leurs défis énergétiques par des technologies moins chères ou plus rapides et donc, recourent aux combustibles fossiles. En outre, il semble qu'il y ait peu ou pas de préoccupation de problèmes environnementaux et que même le fait de ratifier le protocole de Kyoto ne permet pas de promouvoir les sources d'énergies renouvelables en Afrique. Aussi, certains pays après l'avoir ratifié, ont poursuivi leur propre mode de développement insoutenable.

3. Modélisation des déterminants des énergies renouvelables : cas de la Tunisie

Le pays d'Afrique francophone retenu dans le cadre de notre étude est la Tunisie. En effet, malgré, une instabilité économique et politique, la Tunisie a fait des efforts importants dans la réduction de son intensité énergétique et envisage de réduire ses émissions de GES à travers un accroissement de la part des énergies renouvelables estimées à 30% en 2030 (Ministère de l'environnement et du développement durable 2015). La chute du cours du dinar tunisien par rapport à l'euro et la hausse de la dette publique⁵ fragilisent davantage la situation économique du pays. En effet, la Tunisie est un importateur net d'énergie depuis 2001 renforçant sa vulnérabilité énergétique et

⁵ L'euro dépasse la barre de 3,400 Dinars en décembre 2018 et le taux de l'endettement est de 71,7% en 2018

confortant la priorité d'investir dans les énergies renouvelables comme une composante importante de sa transition écologique.

Certes, les énergies renouvelables sont un levier important pour le développement durable en Tunisie, mais elles ne représentent à ce jour que 3% du mix énergétique. Il est alors, impératif d'investir dans les déterminants principaux à la promotion des énergies fiables et durables et d'essayer d'en tirer des implications pour la politique énergétique commune de l'Afrique francophone.

3.1. Données utilisées et statistiques descriptives

Nous voulons examiner l'impact des facteurs politiques, socioéconomiques et environnementaux sur la promotion des énergies renouvelables pendant la période 1990-2014. En nous basant sur la littérature économique et en prenant en considération la disponibilité des données, nous avons retenu six variables afin d'expliquer le développement des énergies renouvelables, classées en trois grandes catégories : institutionnelles, socioéconomiques et environnementales et qui sont détaillées dans le tableau 1.

Tableau 1 : Description des variables et source des données.

Variables	Définition	Unité de mesure	Source	Signe attendu
ERTJ	Énergies renouvelables : solaire, vent, bois, géothermie, hydraulique, déchets...	Téra Joules	BM	
GDP	Produit intérieur brut par habitant	dollars américains constants de 2011	BM	positif (effet accélérateur)
ECO2	Emission de dioxyde de carbone par habitant	tonnes métriques par habitant	BM	Positif (mais minima)
FDI	Investissement Direct Etranger	dollars américains constants	BM	positif ou négatif
CORRUP	L'indice de perception de la corruption	Index de 0 à 6 (faible au plus fort)	PRS	Négatif
INT	Intensité énergétique : ratio entre la consommation d'énergie et le PIB.	Joules/ PIB en dollars américains constants de 2011	BM	Positif

Source: Banque Mondiale (BM) 2017. PRS: Political Risk Services, 2015.

Le facteur institutionnel est pris en compte à travers l'indice de corruption. Les variables socioéconomiques sont les investissements directs étrangers et la croissance économique. Les facteurs environnementaux sont les émissions de CO2 et l'intensité énergétique (considérée comme un proxy du progrès technologique).

D'après notre revue de la littérature, nous avons également déterminé le signe attendu des variables sélectionnées avant les estimations économétriques. Toutes les variables proviennent de la banque mondiale, à part les données sur la corruption (PRS).

Les travaux d'Aguirre et Ibikunle (2014), ont inclus le PIB par habitant dans leurs modèles explicatifs de la demande en énergies renouvelables. L'hypothèse de base est que les pays à revenu plus élevé sont plus susceptibles de déployer les technologies

liées aux énergies renouvelables, car ils peuvent supporter plus facilement les coûts de développement de ces technologies et les encourager au moyen d'incitations économiques. Dans un autre sens, l'utilisation des énergies renouvelables, réduirait le coût de l'électricité en Afrique francophone et influencerait positivement sur la croissance économique. Nous avons retenu la variable corruption pour rendre compte de la qualité institutionnelle d'un pays et nous avons fait l'hypothèse que la qualité institutionnelle influence fortement, les investissements en énergies renouvelables d'une nation. Selon Aguirre et Ibunkilé (2014), les technologies associées aux énergies renouvelables sont relativement coûteuses et ne peuvent être mises en place qu'avec le support des politiques publiques. Cela peut prendre la forme d'instruments de régulation économique, taxes ou subventions. Gbetnkom (2012) montre le rôle néfaste de la corruption sur les investissements étrangers et locaux. En effet, en demandant une partie des bénéfices des entreprises en contrepartie de meilleurs services par exemple, la corruption jouerait le rôle d'une taxe. Ainsi, les projets d'éducation, de santé, d'électrification sont délaissés au profit des projets non productifs plus susceptibles de générer une rente pour les gouvernants. Ainsi, la corruption augmente l'incertitude sur les investissements et le risque de marginalisation du pays dans l'économie internationale (Banque Mondiale, 1997).

Tableau 2: Statistiques descriptives

Variables	LERTJ	LGDP	LFDI	LECO2	LINT	LCORRUP
Moyenne	10,38556	8,979321	20,24767	0,738704	1,398454	0,940172
Maximum	10,72860	9,284244	21,89881	0,955380	1,494963	1,098612
Minimum	10,00106	8,633186	18,14993	0,477169	1,268955	0,693147
Ecart type	0,222462	0,222799	0,870378	0,142570	0,062829	0,181935
Observations	25	25	25	25	25	25

Source : auteurs, à partir des données de la BM, 2017 et de la PRS, 2015.

A partir du tableau 2, on constate que la variable investissement direct étranger (FDI) a une forte valeur en écart type mettant en évidence une forte instabilité dans le temps qui est étroitement lié à l'instabilité politique dans le pays durant la dernière décennie.

Par ailleurs, nous avons opté pour une analyse de la corrélation entre les variables explicatives (voir annexe 1).

La méthodologie utilisée se déroule en 3 étapes. Nous étudierons d'abord le degré d'intégration de chacune des variables. Une fois l'ordre d'intégration connu, nous procéderons aux tests de causalité de Granger pour classer les variables du modèle. Enfin, nous estimerons nos paramètres en utilisant les modèles VAR et VECM et nous analyserons les fonctions de causalité, la décomposition de la variance et les réponses impulsionnelles.

Notre modèle VAR s'écrit sous sa forme générale : $\mathbf{X}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mathbf{X}_{t-i} + \boldsymbol{\mu}_t$.

Avec \mathbf{X} : vecteur des variables, p : le nombre des retards, $\boldsymbol{\mu}$: le terme d'erreur, t : de 1990 à 2014

Le modèle général se présente alors comme suit :

$$\mathbf{LERTJ}_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{LFDI}_t + \beta_2 \mathbf{LGDP}_t + \beta_3 \mathbf{LINT}_t + \beta_4 \mathbf{LCORRUP}_t + \beta_5 \mathbf{LECO2}_t + \varepsilon_t$$

Le processus Vecteur Autorégressif (VAR) représente une généralisation des modèles autorégressifs dans le cas multivarié développé par Sims (1980). Il a pour avantage de modéliser des variables dépendant linéairement de leur passé dans leur dynamique en prenant en compte le choix des variables et le nombre des retards (p) du VAR. Il permet, alors de déterminer le sens de causalité entre les variables même si elles ne sont pas cointégrées et de saisir les effets des chocs des unes sur les autres, à travers les fonctions de réponse impulsionnelle.

3.2. Tests de validité du modèle global

Il s'agit de vérifier l'absence d'hétéroscédasticité, d'auto corrélation, des erreurs et de multicolinéarité dans les données temporelles afin de s'assurer de la robustesse du modèle.

Tableau 3 : Estimation du modèle général

LERTJ	Coef.	Ecart type	T	P>t	[95% Inter.	Conf.]
LGDP	1,159489	0,205415	5,64	0,000	0,7295486	1,589429
LFDI	0,008758	0,016366	0,54	0,599	-,0254966	0,043014
LECO2	-0,507368	0,275418	-1,84	0,081	-1,083827	0,069088
LINT	0,136008	0,346377	0,39	0,699	-,5889674	0,860983
LCORRUP	-0,258496	0,062671	-4,12	0,001	-,3896707	-0,127323
_cons	0,224417	1,955508	0,11	0,910	-3,868508	4,317344

Source : auteurs, à partir des données de la BM, 2017 et de la PRS, 2015.

Nous observons que deux variables seulement ont des coefficients significatifs (LGDP et LCORRUP) tandis que la significativité globale du modèle est très élevée (avec un $R^2 \approx 98\%$). Ce qui amène à nous poser des questions sur la validité du modèle. Nous effectuons alors les tests de validité suivants : Test d'autocorrélation des erreurs (LM) et test d'hétéroscédasticité des erreurs (Breush Pagan). Les tests de validation du modèle nous révèlent la présence d'autocorrélation des erreurs d'une part et que les erreurs sont homoscedastiques, d'autre part.

Tableau 4 : Résultats test de multi colinéarité ou Test VIF

VARIABLES	VIF	1 /VIF
LGDP	28,47	0,035127
LFDI	2,76	0,362583
LECO2	20,96	0,047719
LINT	6,44	0,155349
LCORRUP	1,77	0,565920
Moyenne VIF	12,08	

Source : auteurs, à partir des données de la BM, 2017 et de la PRS, 2015.

Les variables PIB et les émissions de CO2 ont des valeurs $1/VIF < 0.1$ (voir tableau 4). Afin de résoudre le problème de multi colinéarité, nous considérons deux modèles :

Le modèle 1 intègre le PIB

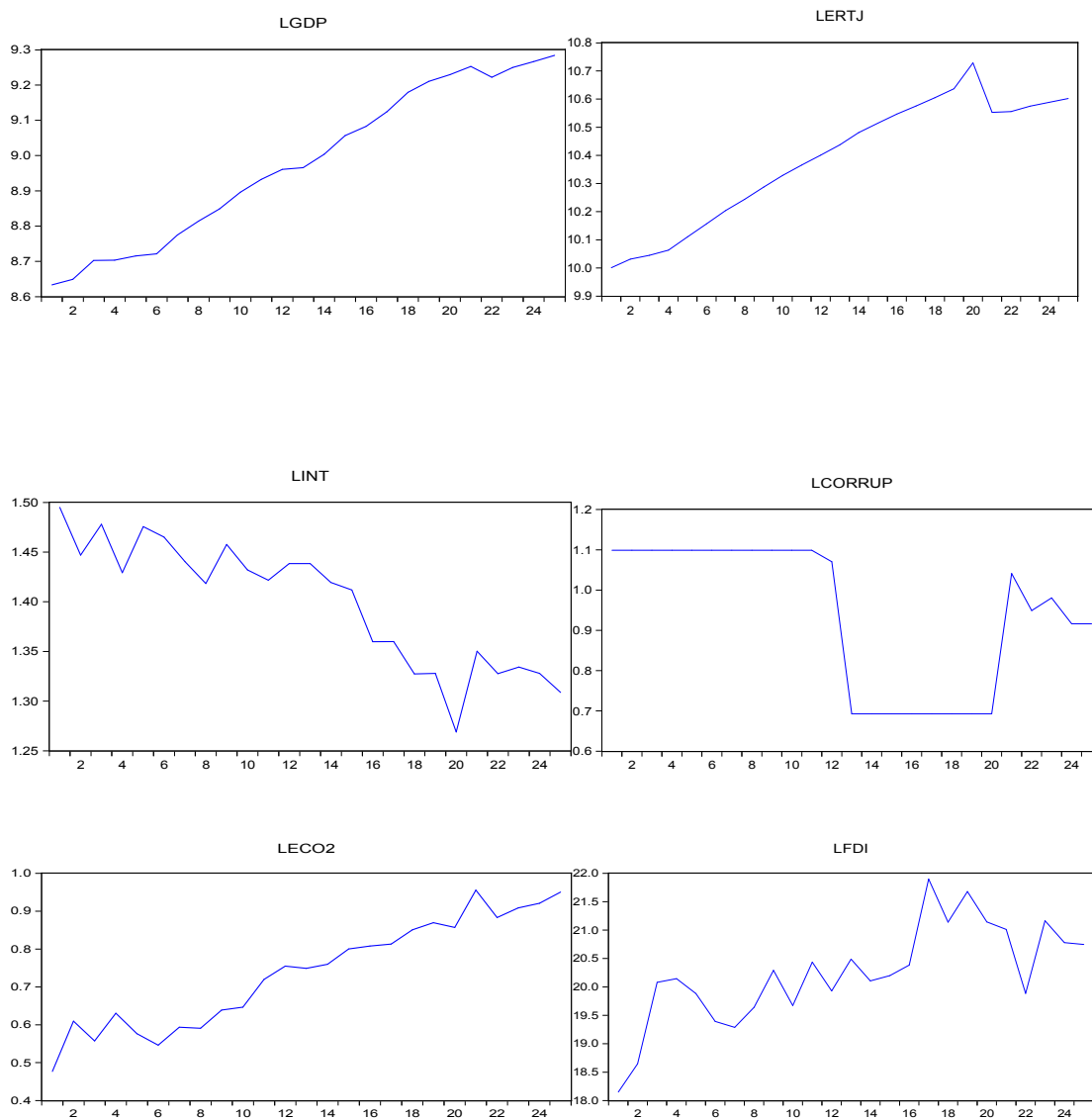
$$LERTJ_t = \beta_0 + \beta_1 LFDI_t + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LINT_t + \beta_4 LCORRUP_t + \varepsilon_t$$

Le modèle 2 intègre les émissions de CO2

$$LERTJ_t = \beta_0 + \beta_1 LFDI_t + \beta_3 LINT_t + \beta_4 LCORRUP_t + \beta_5 LECO2_t + \varepsilon_t$$

Lorsque nous effectuons les tests de validité des modèles 1 et 2, nous observons que la présence de multicollinéarité entre les variables a été résolue en séparant les deux variables qui sont à l'origine de ce problème. Après séparation, les tests de Breush Pagan ou test d'hétéroscédasticité des erreurs nous confirment la présence d'homoscédasticité des erreurs pour les deux modèles. Le problème d'autocorrélation des erreurs qui n'a pas été résolu est habituellement fréquent dans l'étude des séries chronologiques. D'où la nécessité de chercher à analyser la cointégration des variables de nos deux modèles à travers des modèles VAR-VECM.

L'analyse graphique des séries en Tunisie de 1990 en 2014 est représentée par les graphiques suivants :



Source : auteurs, à partir des données de la BM, 2017 et de la PRS, 2015.

L'analyse graphique nous montre qu'il y a une tendance dans le temps à la baisse de l'intensité énergétique. L'évolution des investissements directs étrangers en Tunisie est fortement instable. La croissance économique et la consommation des énergies renouvelables suivent la même évolution dans le temps (effet accélérateur).

4. Résultats et discussions

Dans la modélisation VAR (p), l'étude de la stationnarité des variables est très importante. En effet, si les variables ne sont pas stationnaires, les estimations des paramètres du modèle VAR sont fallacieuses, car elles ne renseignent plus sur les délais d'absorption des chocs. Nous vérifions la stationnarité des séries, car la plupart

des variables sont non stationnaires en niveau dans la réalité (Greene, 2002). Dans la littérature économétrique, il existe plusieurs tests pour étudier l'ordre d'intégration d'une série. Nous utiliserons les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), de Phillips-Perron (PP) et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS).

Tableau 5: Résultats des tests de stationnarité.

VARIABLE S	ADF		PP		KPSS		Ordre
	Niveau	diff.1 ^{ère}	Niveau	diff.1 ^{ère}	niveau	diff.1 ^{ère}	
LERTJ	-1,622	-5,109**	-1,732	-5,109**	0,681	0,271**	I (1)
LGDP	-0,876	-4,261**	-0,865	-4,268**	0,722	0,171**	I (1)
LFDI	-2,712	-6,813**	0,852	-6,767**	0,629	0,146**	I (1)
LECO2	-0,115	-9,883**	-1,158	-10,158**	0,724	0,075**	I (1)
LINT	-0,444	-8,935**	-1,170	-9,103**	0,675	0,028	I (1)
LCORRUP	-1,598	-5,071**	-1,587	-5,071**	0,380**	0,105**	I (1)

** : dénotent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%

Source : auteurs, à partir des données de la BM, 2017 et de la PRS, 2015.

Les résultats obtenus pour les variables en niveau indiquent que les séries LERTJ, LGDP, LFDI, LECO2, LINT et LCORRUP ne sont pas stationnaires en niveau. En effet, les statistiques des tests ADF, PP et KPSS ont des probabilités supérieures à 5% et autorisent donc à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire (non-stationnarité) à l'exception de la série LCORRUP qui accepte l'hypothèse de stationnarité pour le test de KPSS. Cependant en considérant les résultats des tests d'ADF et PP, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour cette variable. Les tests effectués sur les séries en différence première permettent de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité pour toutes les séries au seuil de 5%.

La cointégration introduite en 1980 par Granger permet de déterminer s'il existe ou pas une relation de long terme entre des variables stationnaires. Les tests de cointégration les plus utilisés sont le test d'Engle Granger et celui de Johansen. Nous utiliserons ce dernier, car il est plus efficace que le test à deux étapes d'Engle Granger

lorsque l'échantillon est de petite taille et le nombre de variables élevé. Pour effectuer le test de Johansen, il faut d'abord spécifier et estimer un modèle VAR à p décalage temporel.

4.1. Le modèle 1 :

$$\text{LERTJ}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LFDI}_t + \beta_2 \text{LGDP}_t + \beta_3 \text{LINT}_t + \beta_4 \text{LCORRUP}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

A partir du test de sélection du retard optimal (annexe 2), on conclut que l'ordre du VAR qui minimise les critères AKAIKE (AIC) et HANNAN-QUINN (HQ) est 1 (fixé par parcimonie).

Pour étudier les relations à long terme de nos variables, on passe au test de cointégration ci-dessous. L'existence d'au moins une relation de cointégration est nécessaire pour attester de l'opportunité et de l'adéquation du modèle vectoriel à correction d'erreur pour connaître le sens de la causalité. L'existence d'au moins une relation de cointégration traduit celle d'une relation de long terme entre l'évolution des deux variables. Cette notion a été introduite par Granger en 1981. Nous utiliserons le test de cointégration de Johansen parmi tant d'autres tests.

Le test d'hypothèse est le suivant :

H0 : Non cointégration (rang de cointégration vaut zéro)

H1 : Cointégration (rang de cointégration supérieur ou égal à 1)

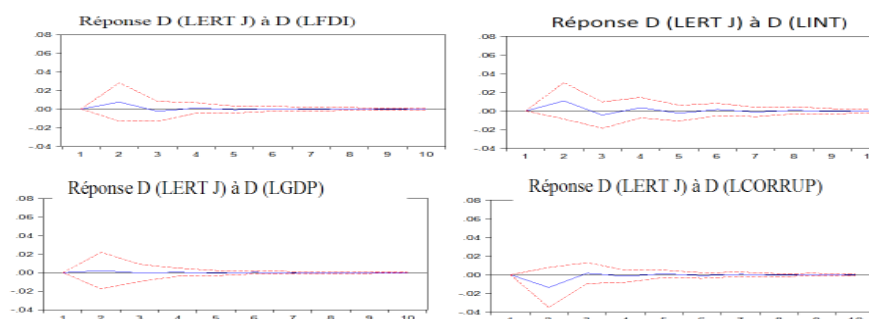
Les résultats du test de la Trace et celui du Maximum Eigenvalue nous donnent les mêmes résultats qui sont présentés dans les tableaux en annexe 3. D'après les résultats des tests, nous acceptons H0, il n'existe aucune relation de cointégration au seuil de 5%. La trace statistique est inférieure à la valeur critique ($62.19279 < 69.81889$ et $22.73290 < 33.87687$).

Tests de cointégration	Nombre de relation de cointégration
<i>Test de la trace</i>	$r=0$
<i>Test du Maximum Eigenvalue</i>	$r=0$

Nous concluons que nos variables ne sont pas cointégrées d'où l'utilisation d'un modèle VAR à travers la causalité de Granger. Les types de causalité qui existent entre les variables peuvent être étudiés par les fonctions de réponse impulsionnelle et les décompositions de variance d'erreur de prévision. Nous vérifions d'abord si le modèle VAR que nous allons étudier satisfait aux conditions de non-corrélation, d'homoscédasticité et de normalité des erreurs.

Il n'y a pas de problème d'autocorrélation des résidus à un et deux décalages temporels de notre modèle. Les tests de Jacques Bera ou normalité des erreurs nous confirment la distribution normale de nos erreurs au seuil de 1%. Le test d'hétéroscédasticité de white nous confirme l'homoscédasticité des erreurs. Le modèle VAR est stationnaire, l'inverse de toutes les racines se trouve dans le cercle unité (les résidus sont un bruit blanc). (Voir Annexes 4, 5, 6 et 7).

Par l'étude des fonctions de réponse impulsionnelle, nous voulons voir comment la consommation d'énergies renouvelables réagit (les réponses) suite à un choc ou une innovation (impulsion) sur les investissements directs étrangers et l'intensité énergétique.



A partir de ces graphiques, on constate que le PIB n'a pas un impact significatif sur le développement des énergies renouvelables. Ce résultat confirme les travaux de Carfora et al. (2018) qui ont montré, à travers un panel de 56 pays sur une période allant de 2004 à 2011 que le niveau de PIB n'affecte pas le recours aux énergies renouvelables.

D'un autre côté, l'impact négatif de la corruption sur la promotion des énergies renouvelables montre l'importance de la stabilité institutionnelle et la mise en place des mécanismes de gouvernance qui assurent la transparence afin de créer un environnement favorable au développement des énergies renouvelables.

4.2. Le modèle 2 :

$$LERTJ_t = \beta_0 + \beta_1 LFDI_t + \beta_3 LINT_t + \beta_4 LCORRUP_t + \beta_5 LECO2_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Cherchons le nombre de retards optimal et la relation de cointégration pour le modèle 2 ; nous obtenons un modèle à un décalage optimal de 1 et une relation de cointégration à l'ordre de 5% (annexes 9 et 10). D'où l'existence d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Le VECM est un modèle qui permet de modéliser les ajustements qui conduisent à une situation d'équilibre à long terme. Montrons que la force de rappel est significativement négative à travers le terme de correction d'erreur (ECT). Dans notre modèle, le terme est négatif (-0.0188266), non significatif.

L'équation de cointégration de long terme peut s'écrire sous la forme de :

$$ECT_{t-1} = Lnertj - 0,161054 Lnfdi - 2,6597 Lneco2 - 3,495831 Lninteng - 0,2082566 Lncorrupt.$$

(0,000) (0,000) (0,000) (0,153)

Les coefficients à long terme sont significatifs au seuil de 5% pour toutes les variables sauf pour la variable corruption.

Tableau 6: Résultats de l'estimation VECM

Variables	Coef.	Ecart type	Z	P>z	[95% Interv.	Confian.]
LFDI	-0,161054	0,031663	-5,09	0,000	-0,223114	-0,098994
LECO2	-2,659785	0,304329	-8,74	0,000	-3,256259	-2,063311
LINT	-3,495831	0,366447	-9,54	0,000	-4,214055	-2,777608
LCORRUP	-,2082566	0,145800	-1,43	0,153	-0,494019	,0077506

Source : auteurs, à partir des données de la BM, 2017 et de la PRS, 2015.

Les investissements directs étrangers, les émissions de dioxyde de carbone et l'intensité énergétique ont un impact significatif et négatif sur la consommation des énergies renouvelables à long terme. Ce qui aboutit aux constats économiques suivants. D'une part, les IDE en Tunisie, ne contribuent pas à promouvoir les énergies renouvelables, bien au contraire ils encouragent les projets polluants. La Tunisie n'attire pas les investissements propres et elle est appelée à revoir ses mécanismes

d'incitation aux investissements directs étrangers. Ce résultat confirme plusieurs travaux qui ont introduit le concept de « havres de pollution » (Copeland et Taylor 2004) qui explique que les pays en développement attirent davantage les projets polluants suite à une politique fiscale minimaliste et la priorité de la création d'emploi et des richesses sur les préoccupations environnementales. D'un autre côté, l'impact négatif de la hausse des émissions de CO₂ sur la consommation d'énergie renouvelable confirme l'apport des énergies renouvelables dans la stratégie de lutte contre la pollution et le réchauffement climatique souligné par plusieurs auteurs.

La relation entre l'intensité énergétique et la consommation d'énergie renouvelable révèle qu'une diminution de 1% de l'intensité énergétique en Tunisie permet d'augmenter la consommation d'énergies renouvelables de 3,49%. Ce résultat montre que l'investissement de la Tunisie dans une politique de maîtrise de l'énergie et de réduction de l'intensité énergétique améliore la capacité du pays à promouvoir les énergies renouvelables.

5. Conclusion

Les politiques économiques, énergétiques et environnementales des pays francophones doivent permettre d'atteindre les Objectifs de Développement Durable. L'Afrique dispose d'un énorme potentiel en énergies renouvelables qui doit être exploité et financé pour le rendre accessible et abordable aux populations (Organisation des Nations Unies, 2015). Les 2/3 de la production électrique en Afrique subsaharienne entre 2008-2014 ont été alimentées par des combustibles fossiles alors que l'Afrique dispose des sources d'énergies renouvelables comme le vent, la biomasse, le solaire et l'hydro-électricité réparties inégalement. Le Sahara reçoit un ensoleillement exceptionnel, mais son potentiel reste limité, car les populations locales sont très pauvres et ne disposent pas de l'expertise dans le développement de ces énergies. À travers une analyse des déterminants du recours aux énergies renouvelables et une modélisation VAR appliquée au cas de la Tunisie, ce travail montre que les Investissements Directs Étrangers ne participent pas à l'effort national de promotion des énergies renouvelables. En revanche, les politiques d'amélioration de l'efficacité énergétique menées en Tunisie depuis plusieurs années contribuent à promouvoir et à faciliter les investissements en énergies propres.

BIBLIOGRAPHIE

Agence Française de Développement (2017). Burkina Faso : le soleil brille sur Zagtoui. Novembre 2017. <https://www.afd.fr/fr/burkina-faso-le-soleil-brille-sur-zagtoui>, consulté le 20 novembre 2018.

Aguirre, M., & Ibikunle, G. (2014). Determinants of renewable energy growth: A global sample analysis. *Energy Policy*, 69, 374-384.

Akarca, A. T., & Long, T. V. (1980). On the relationship between energy and GNP: a reexamination. *The Journal of Energy and Development*, 326-331.

Apergis N. & Payne J. (2010). Renewable energy consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries. *Energy Policy*, 38, 656-660.

Banque Mondiale (2017). Indicateurs du développement mondial 2017. Washington, D.C., World Bank.

Banque Mondiale (1997). Helping countries combat corruption, the role of the World Bank, poverty reduction and economic management. World Bank 1997.

Brock, W. A., & Taylor, M. S. (2010). The green Solow model. *Journal of Economic Growth*, 15(2), 127-153.

Carfora A., Pansini R.V., Romano A.A. & Scandurra G. (2018). Renewable energy development and green public policies complementarities: The case of developed and developing countries, *Renewable Energy*, 115, 741-749.

CCNUCC-COP 21 (2015). Rapport de la Conférence des Parties sur sa vingt et unième session, tenue à Paris du 30 novembre au 13 décembre 2015. <https://unfccc.int/process-and-meetings/conferences/past-conferences/paris-climate-change-conference-november-2015/cop-21>.

Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2004). Trade, growth, and the environment. *Journal of Economic literature*, 42(1), 7-71.

Da Silva, P. P., Cerqueira, P. A., & Ogbe, W. (2018). Determinants of renewable energy growth in Sub-Saharan Africa: Evidence from panel ARDL. *Energy*, 156, 45-54.

Ebohon, O. J. (1996). Energy, economic growth and causality in developing countries: a case study of Tanzania and Nigeria. *Energy policy*, 24(5), 447-453.

Gbetnkom, D. (2012). Corruption and small and medium-sized enterprise growth in Cameroon.

Granger, C. (1980). Testing for causality: A personal viewpoint, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, issue 1, p. 329-352.

Greene, W. H. (2002). LIMDEP: Version 8.0: Econometric Modeling Guide. Econometric Software.

Grossman G. & Krueger A. (1995). Economic environment and the economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, No.2, pp. 353-377.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). *Environmental impacts of a North American free trade agreement* (No. w3914). National Bureau of Economic Research.

Hamit-Hagggar M. (2016). Clean energy-growth nexus in sub-Saharan Africa: Evidence from cross-sectionally dependent heterogeneous panel with structural breaks. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 57, 1237-1244.

International Energy Agency (2015). World Energy Outlook. <https://www.iea.org/publications/freepublications/publication/WEO2015.pdf>

IRENA (2018). Renewable capacity statistics 2018. IRENA. https://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2018/Mar/IRENA_RE_Capacity_Statistics_2018.pdf.

Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *The Journal of Energy and Development*, 401-403.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.

Marques, AC & Fuinhas JA. (2012). Are public policies towards renewables successful? Evidence from European countries. *Renewable Energy*, 44, 109-118.

Ministère de l'environnement et du développement durable (2015). Contribution prévue déterminée au niveau national Tunisie. Aout 2015.

Organisation des Nations Unies (2015). Objectifs de développement durable, Rapport 2015, <https://www.un.org/sustainabledevelopment/fr/>.

Panayotou, T. (1993). Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development, Working Paper WP238, Technology and Employment Program, International Labour Office, Geneva.

PRS Group. (2015). "International Country Risk Guide (ICRG)" East Syracuse, NY, USA; <http://www.prsgroup.com/>.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.

Annexes

Annexe n° 01 : Tableau corrélation des variables

	LERTJ	LFDI	LGDP	LECO2	LINTEN~G	LCORRUP
LERTJ	1.0000					
LFDI	0.7932	1.0000				
LGDP	0.9670	0.7807	1.0000			
LECO2	0.9247	0.7663	0.9756	1.0000		
LINTENENERG	-0.8860	-0.7274	-0.9188	-0.8939	1.0000	
LCORRUP	-0.7398	-0.6125	-0.6220	-0.5918	0.5831	1.0000

Annexe n° 02 : Résultats de la détermination du nombre de retard optimal

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LERTJ LFDI LGDP LINT LCORRUP

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	97.73683	NA	2.17e-10	-8.064072	-7.817225	-8.001991
1	193.7488	141.9307*	4.79e-13*	-14.23902*	-12.75794*	-13.86654*
2	208.4358	15.32566	1.69e-12	-13.34225	-10.62694	-12.65935

* indicates lag order selected by the criterion

Annexe n° 03 : résultats du test de la trace

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.627823	62.19279	69.81889	0.1743
At most 1	0.466330	39.45989	47.85613	0.2424
At most 2	0.403473	25.01642	29.79707	0.1608
At most 3	0.355123	13.13390	15.49471	0.1100
At most 4	0.123961	3.043917	3.841466	0.0810

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.627823	22.73290	33.87687	0.5510
At most 1	0.466330	14.44348	27.58434	0.7908
At most 2	0.403473	11.88251	21.13162	0.5593
At most 3	0.355123	10.08999	14.26460	0.2061
At most 4	0.123961	3.043917	3.841466	0.0810

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

Annexe n° 04 : Résultats du test d'autocorrélation des résidus.
Test de Breush Pagan

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.51972	0.9950
2	14.96370	0.9422

Probs from chi-square with 25 df.

Annexe n° 05 : Test de la normalité des erreurs

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7.993153	2	0.0184
2	1.797992	2	0.4070
3	1.072452	2	0.5850
4	0.535510	2	0.7651
5	7.029929	2	0.0297
Joint	18.42904	10	0.0481

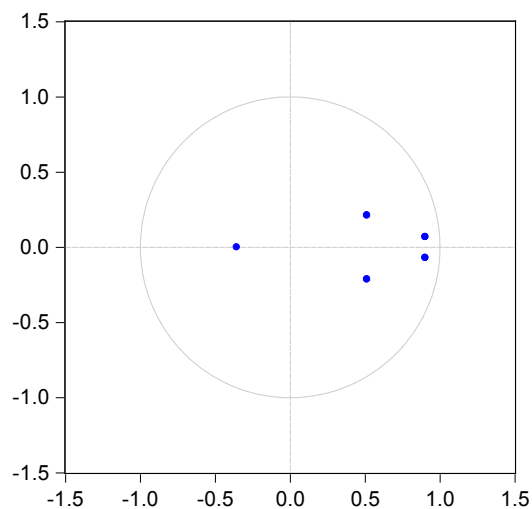
Annexe n° 06 : Test d'hétéroscédasticité des erreurs

Joint test:

Chi-sq	Df	Prob.
315.9074	300	0.2529

Annexe n° 07 :

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Annexe n° 08 : Test de la causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/24/18 Time: 15:51

Sample: 1 25

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LFDI does not Granger Cause LERTJ	24	0.57293	0.4575
LERTJ does not Granger Cause LFDI		8.20665	0.0093
LGDP does not Granger Cause LERTJ	24	0.09591	0.7598
LERTJ does not Granger Cause LGDP		12.4290	0.0020
LINT does not Granger Cause LERTJ	24	4.46984	0.0466
LERTJ does not Granger Cause LINT		5.50432	0.0289
LCORRUP does not Granger Cause LERTJ	24	0.10777	0.7459
LERTJ does not Granger Cause LCORRUP		0.35777	0.5561
LGDP does not Granger Cause LFDI	24	6.05217	0.0226
LFDI does not Granger Cause LGDP		0.00765	0.9311
LINT does not Granger Cause LFDI	24	11.8460	0.0024
LFDI does not Granger Cause LINT		3.20990	0.0876
LCORRUP does not Granger Cause LFDI	24	5.47840	0.0292
LFDI does not Granger Cause LCORRUP		0.19112	0.6664
LINT does not Granger Cause LGDP	24	0.34842	0.5613
LGDP does not Granger Cause LINT		14.1254	0.0012
LCORRUP does not Granger Cause LGDP	24	6.47407	0.0189
LGDP does not Granger Cause LCORRUP		0.41447	0.5267
LCORRUP does not Granger Cause LINT	24	2.49549	0.1291
LINT does not Granger Cause LCORRUP		0.90691	0.3518

Annexe n° 09: Détermination du nombre de retard optimal (modèle 2)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	95.57923	NA	2.61e-10	-7.876455	-7.629608	-7.814373
1	180.7545	125.9112*	1.48e-12*	-13.10908*	-11.62800*	-12.73660*
2	199.6917	19.76063	3.61e-12	-12.58189	-9.866578	-11.89900

Annexe n° 10 : résultats du test de Cointégration de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.728849	73.13492	69.81889	0.0265

At most 1	0.532628	43.11812	47.85613	0.1297
At most 2	0.397323	25.62364	29.79707	0.1403
At most 3	0.330319	13.97705	15.49471	0.0836
At most 4 *	0.186772	4.755097	3.841466	0.0292

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Annexe n° 11 : Tests de validité du modèle 2

VEC Residual Serial Correlation LM Tests VEC Residual
Null Hypothesis: no serial correlation at Heteroskedasticity
lag order h Tests: No Cross
Date: 12/26/18 Time: 12:47 Terms (only levels
Sample: 1 25 and squares)
Date: 12/26/18 Time: 12:46
Sample: 1 25
Included observations: 23 Prob

Joint test:	10.95856	0.9931
2	12.96101	0.9770
Chi sq	df	Prob.
Probs from chi-square with 25 df.		
181.8105	180	0.4482