

Essai d'analyse de l'impact du développement de l'infrastructure du réseau électrique sur la croissance de la valeur ajoutée industrielle en Algérie

Test of analysis of the impact of the development of the infrastructure of the electricity network on the growth of industrial value added in Algeria

Naoual ASSOUL

Doctorante, Laboratoire LED, Enseignante MAA

Université de Bejaia, 06000, Algérie

eco_n2002@yahoo.fr

Hamid KHERBACHI

Professeur

Université de Bejaia, 06000, Algérie

Kher_bej@yahoo.fr

Date de soumission: 2018-04-17, Date d'acceptation : 2018-07-09

Date de publication:2018-08-18

Résumé:

Ce papier évalue l'effet du développement de l'infrastructure du réseau électrique sur la croissance de la valeur ajoutée industrielle nationale. Nous estimons deux modèles économétriques autorégressifs VAR sous l'hypothèse d'une présence d'interdépendance entre l'infrastructure de réseau électrique et le stock des autres réseaux, à savoir le réseau routier, le réseau ferroviaire et le réseau des télécommunications.

Auteur Correspondant: Naoual ASSOUL eco_n2002@yahoo.fr

Les estimations ont confirmé la présence d'une relation de causalité unidirectionnelle entre le développement du réseau électrique et la croissance de la valeur ajoutée industrielle. Il y a une contribution notable du développement du réseau électrique à la croissance de la valeur ajoutée industrielle en Algérie.

Mots clés : électricité, valeur ajoutée, modèle VAR

Code JEL : L94, C22, H54, O49

Abstract:

This paper assesses the effect of the development of infrastructure of the electricity network on the growth of national industrial value added. We estimate two VAR autoregressive econometric models under the assumption of a presence of interdependence between the electricity network infrastructure and the stock of the other networks, namely the road network, the rail network and the telecommunications network. The estimates confirmed the presence of a unidirectional causal relationship between the development of the electricity grid and the growth of industrial value added. There is a notable contribution from the development of the electricity grid to the growth of industrial value added in Algeria.

Keywords: Electricity, value added, VAR model

Jel Classification Codes: L94, C22, H54, O49

Introduction

La réhabilitation et le développement de l'infrastructure électrique contribue à l'amélioration de la fiabilité et de la performance du réseau électrique national, renforce le taux de couverture national en énergie électrique en faisant face aux attentes des consommateurs (demande nationale croissante en électricité) et contribue à l'amélioration des interconnexions électriques. Le développement de l'infrastructure électrique a drainé 32% des investissements durant les deux plans quadriennaux contre un taux de plus de 45% en 2012. Il a permis de relever la longueur du réseau électrique national de 23844 km en 1962 à 277918 km en 2010 puis à 293240Km en 2012, et d'améliorer la qualité du service de distribution

d'électricité avec la baisse du nombre des délestages électriques. Le nombre de branchements annuels est passé de 15000 branchements en 2000 à 65701 branchements en 2010. La contribution du développement des infrastructures de réseau électrique à la croissance de la valeur ajoutée industrielle sera estimée à l'aide de deux modèles autorégressifs VAR sous l'hypothèse d'une interdépendance entre les stocks de l'infrastructure électrique et les autres stocks de réseaux routiers, des télécommunications et des rails. Dans le premier modèle, nous supposons l'absence d'une interaction entre le stock d'infrastructure électrique et les réseaux routier et ferroviaire (évolution indépendante) alors que dans le second modèle, nous retenons une présence d'interaction.

1. Revue de la littérature

De nombreux travaux empiriques ont soutenu l'idée de l'effet positif des investissements en infrastructures publiques sur la croissance de la production et de la productivité, notamment dans les industries de réseaux électriques et de transport. D'un point de vue économique, les effets de l'infrastructure et de l'énergie électrique se rapportent aux gains de productivité qu'elle génère aux entreprises et à ses effets sur la croissance économique et sociale. Ses effets ont été mis en relief dans les travaux de Canning, D. et Pedroni, P. (2004). Les travaux de Nomba Um, Straub et Vellutini (2009) ont pu intercepter ces externalités en montrant que, dans la région MENA, l'accroissement de 1% de la capacité de production d'électricité, a été suivi par une augmentation du PIB de 0,22%. Les travaux d'Esfahani et Ramirez (2003) ont analysé 75 pays et montré des effets importants et positifs. Le développement des infrastructures pour la croissance de la capacité de production d'électricité a eu un effet positif sur la croissance du PIB au niveau des 75 pays. Foster et Garmendia (2010) estiment que les entreprises africaines perdaient 5% de leurs chiffres d'affaires à cause des fréquents délestages d'électricité. Prasad et Dieden (2007) ont attribué un chiffre de 40% à 53% des augmentations des activités de PME, au déploiement du réseau électrique en Afrique du Sud. Pour Barro (1990), les investissements publics en infrastructures rendent la

productivité des entreprises privées positive. Pour Munnell (1992) a montré l'importance des investissements publics en infrastructure dans la croissance de l'économie américaine. Il montre que l'impact du capital public sur la production et la productivité du secteur privé est de l'ordre de 0,34% pour chaque accroissement de 1% du stock en capital public. Pour les industries de réseau notamment électriques, les réflexions portent sur la croissance et les gains de productivité qu'engendrent les infrastructures et de l'énergie électrique pour les entreprises privées. En développant un modèle de croissance structurelle, Esfahani et Ramirez (2003) ont confirmé les résultats de Barro (1995) et de Canning et Pedroni (2004). Selon les régions, les résultats ont montré que les effets sur la croissance du PIB sont estimés entre 2 et 3% pour les infrastructures de télécommunication et la capacité de production d'électricité. Canning et Pedron(2004) analysent la relation entre le revenu par habitant et le stock d'infrastructures par habitant et montrent qu'il existe un niveau optimal d'infrastructure pour lequel la croissance est maximisée. Pour les infrastructures électriques, les auteurs confirment la présence d'externalité sous forme de gain de revenu dont profitent les entreprises privées et concluent sur un niveau optimal d'infrastructure électrique dont dispose l'ensemble de ces pays. Prasad et Dieden (2007) montrent qu'en Afrique du sud, l'augmentation des activités des PME est attribuée de 40% à 53% au déploiement du réseau électrique¹⁸. Numba Um, Straub et Vellutini (2009) ont montré que toutes les variables d'infrastructures sont négatives et non significatives dans la plupart du temps, à l'exception de la capacité de production d'électricité et la longueur des routes qui montrent des effets positifs. Zekane A(2004) confirme en Algérie la relation entre le capital en infrastructure et la croissance à long terme mais à faible amplitude. En termes d'analyse des effets du développement des infrastructures de réseaux notamment électrique en Algérie, les études sont très rares. Notre travail s'inscrit dans cette perspective.

2. Description des variables et Estimation Empirique

L'analyse économétrique de l'impact du développement de l'infrastructure électrique sur la croissance de la valeur ajoutée industrielle sera effectuée à l'aide d'une modélisation en séries temporelles couvrant les années de 1985 à 2014. Cette analyse s'appuie sur une modélisation autorégressive. Nous utiliserons pour le stock physique en infrastructures électrique, la variable ELECT (variable explicative). Cette variable mesure la longueur en circuit de kilomètre du réseau de transport et distribution électrique. Nous intégrerons pour les autres variables explicatives, les différents stocks physiques en infrastructure de réseaux routiers, des télécommunications et des rails. Le stock physique en infrastructure routière (variable LRRT) est représenté par la longueur du réseau routier donné en kilomètre de routes nationales, des chemins de wilaya et communaux. Le réseau ferroviaire défini par la variable LRail exprime, en circuit de Km, la longueur des lignes de chemins de fer exploitées, tandis que, le réseau des télécommunications (variable TELEC) est déterminé par le pourcentage des lignes téléphoniques fixes. La valeur ajoutée industrielle, VAID, est donnée en millions de dinars algériens. La variable INTER1 exprime la présence d'une cohésion entre le stock en infrastructure électrique et le réseau routier. Elle est calculée par le produit $ELECT*LRRT$. L'interaction entre le stock d'infrastructure électrique et le réseau des rails (variable INETR2) s'obtient par le produit $ELECT*LRAIL$. Les données relatives à la valeur ajoutée industrielle et des télécommunications sont tirée des bases de données de la banque mondiale. Quant aux réseaux des rails et des routes, les données sont obtenues par la fusion des données de la banque mondiale et de l'ONS. Les statistiques sur la longueur du réseau électrique sont recueillies à partir des rapports d'activité du ministère de l'énergie et des mines, des rapports de SONELGAZ et des bulletins statistiques du COMELECT (2000-2014). La réflexion sur l'interdépendance des composantes physiques des systèmes de réseaux et l'analyse de leurs apports au développement de la valeur ajoutée industrielle nous amène à l'examen des hypothèses suivantes :

-Hypothèse 1 : En évoluant indépendamment des autres stocks de réseau, le stock de l'infrastructure électrique contribue significativement (positivement) à la création de la valeur ajoutée industrielle (VA industrielle VAID). Nous supposons une absence d'interaction entre le stock d'infrastructure électrique et les autres infrastructures (routière et ferroviaire) et retenons le modèle :

$$VAID_t = B_0 + B_1 ELEC_t + B_2 LRRT_t + B_3 RAIL_t + B_4 TELEC_t + \mu_t \quad (1)$$

-Hypothèse 2 : Supposons une présence d'interaction entre le stock de l'infrastructure électrique et le stock des autres secteurs et introduisons les variables INETR1 et INTER2 dans le modèle précédent pour obtenir le modèle :

$$VAID_t = B_0 + B_1 ELEC_t + B_2 LRRT_t + B_3 RAIL_t + B_4 TELEC_t + B_5 INETR1_t + B_6 INTER2_t + \mu_t \quad (2)$$

2.1 Méthode d'estimation empirique

L'analyse des corrélogrammes indique une non stationnarité en moyenne pour l'ensemble des variables sauf la variable VAID avec une stationnarité à niveau. Les séries ont une tendance linéaire à la hausse pour la plupart des variables à l'exception des séries VAID et LRAIL. La statistique Q de Ljung-Box confirme le rejet de l'hypothèse de nullité des coefficients de régressions (série non stationnaire). L'analyse des fonctions de corrélations et l'application de la méthode Ljung-Box sur les séries des deux modèles 1 et 2 ont montré une stationnarité à niveau pour la variable VAID et une stationnarité en première différence pour le reste des variables. Pour déduire l'ordre d'intégration des variables et confirmer les tests de stationnarité, nous avons effectué les tests de racine unitaire au seuil de 5% à l'aide du logiciel Eviews 9, sur l'ensemble des variables retenues pour le modèle 1 et puis pour le modèle 2. Le test Dicky Fuller Augmenté tient compte du nombre de retards et de l'hypothèse que l'erreur soit non corrélée et donne de meilleurs résultats concernant la stationnarité des séries et l'ordre d'intégration. Le tableau 1 donne une analyse du type de processus TS ou DS.

Tableau 1. Analyse du type de processus TS ou DS

Test de stationnarité (au seuil 5%) A niveau		
Variables	Stationnarité à niveau	
	Non/oui	Nature de non stationnarité
VAID	Oui	Stationnaire à niveau
ELEC	Non	Ds(avec constante)
LRRT	Non	DS (avec Constante)
LRAIL	Non	DS (sans tendance et sans constante)
TELECT	Non	DS (sans tendance et sans constante)
INTER1	Non	DS (sans tendance et sans constante)
INTER2	Non	DS(sans tendance et sans constante)

Source : tableau établi par nos soins à partir de la modélisation VAR sous Eviews 9.

Toutes les variables sont non stationnaires à niveau sauf VAID. Toutes les séries (LRRT, TELECT, LRAIL, INTER1, INTER2, ELEC) sont des processus non déterministes (de type DS et sans composante aléatoire affectée de tendance TS).

2.2 Tests de stationnarité et ordre d'intégration des variables DFA

Le test de stationnarité Dicky Fuller Augmenté sur les séries confirme les résultats de stationnarité des variables effectués à l'aide du test Ljung-Box pour l'ensemble des séries et diverge uniquement pour les deux séries INTER1 et INTER2 qui sont, dans ce cas, stationnaires à la deuxième différence. Le résultat du test DFA est plus fiable et plus précis. Ce test montre que toutes les variables ne sont pas stationnaires à niveau à l'exception VAID (ordre d'intégration est de I(0)). L'examen de l'ordre d'intégration des variables en différence première ressort la stationnarité des variables (LRRT, TELECT, ELEC, LRAIL) qui sont intégrées d'ordre 1 et pour le filtre en deuxième différence, les variables INTER1 et INTER2 deviennent intégrées d'ordre deux I(2). L'analyse de la stationnarité des séries temporelles indique que les variables ne sont pas intégrées du même ordre, et ainsi pas de relation de co-intégration. Nous optons pour un modèle autorégressif VAR pour sa robustesse et simplicité. Il permettra de ressortir les

interdépendances entre les différentes variables du modèle et d'appréhender les liens et les causalités entre les variables en tenant compte de leur évolution dans le passé. La sélection du nombre de retards dans notre modèle VAR est réalisée à l'aide de critères d'information AKAIKE (AIC), Schwarz (SC), qui prennent en considération la précision de l'estimation et le nombre de paramètres à estimer. Les résultats des retards optimaux obtenus à l'aide du test LAG sous Eviews 9 sont donnés dans le tableau 3.

Tableau 2: Tests de stationnarité par la méthode DFA (au seuil 5%)

Variab le	Stationnarité Oui/non		Dicky Fuller Augmenté DFA	
	Ordre d'intégration		Modèle retenu : M1 : sans constante ni tendance. M2 : avec constante. M2 : avec tendance.	Probabilité
ELEC	Oui	I(1)	M 2: Stationnaire à la différence première $Ts_{4,33} > Ttab_{2,97}$	0,0021
VAID	Oui	I(0)	M2 : Stationnaire à Niveau $Ts_{5,57} > Ttab_{2,96}$	0,0001
LRRT	Oui	I(1)	M2 : Stationnaire à la différence primaire $Ts_{3,54} > Ttab_{2,97}$	0,0140
LRAI L	Oui	I(1)	M1 : Stationnaire à la première différence $Ts_{3,97} > Ttab_{1,95}$	0,0003
TELE CT	Oui	I(1)	M1 : Stationnaire à la première différence $Ts_{4,42} > Ttab_{1,95}$	0.0001
INTE R1	Oui	I(2)	M1 : Stationnaire à la Seconde différence $Ts_{6,15} > Ttab_{1,95}$	0.0000
INTE R2	Oui	I(2)	M1 : Stationnaire à la Seconde différence $Ts_{6,73} > Ttab_{1,95}$	0.0000

Source : tableau établi par nos soins à partir de la modélisation VAR sous Eviews 9.

Tableau 3: Analyse du nombre de retards optimaux

MODELE 1		
retards	Critère AIC	Critère E SC
0	76.35813	76.60007*
1	77.09835	78.55000
2	77.77851	80.43987
3	75.56370*	79.43477
MODELE 2		

0	154,77	155,10
1	151.1621	153.8718*
2	149.2996*	154.3804

Source : tableau établi par nos soins à partir de la modélisation VAR sous Eviews 9.

Pour le modèle 1, nous retiendrons un modèle VAR(3) qui s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \text{VAID} = & -0.081*\text{VAID}(-1) - 0.407*\text{VAID}(-2) - 0.344*\text{VAID}(-3) \\ & + 77.60*\text{DELEC}(-1) + 18.77*\text{DELEC}(-2) + 90.30*\text{DELEC}(-3) \\ & - 165343.95*\text{DTELECT}(-1) - 100176.501*\text{DTELECT}(-2) - 25936.586*\text{DTELECT}(-3) \\ & - 245.22*\text{DLRAIL}(-1) - 868.35*\text{DLRAIL}(-2) + 277.2*\text{DLRAIL}(-3) \\ & - 7.05*\text{DLRRT}(-1) - 124.07*\text{DLRRT}(-2) + 3.61*\text{DLRRT}(-3) - 892655.215 \end{aligned}$$

Pour le modèle 2, nous retiendrons un modèle autorégressif d'ordre UN [VAR(1)]:

$$\begin{aligned} \text{VAID} = & - 0.069*\text{VAID}(-1) + 15.66*\text{DELEC}(-1) + 8052.804*\text{DTELECT}(-1) \\ & - 32.368*\text{DLRAIL}(-1) + 5.911*\text{DLRRT}(-1) + 2.76881358207e-05*\text{DINTER1}(-1) \\ & + 3.10042266522e-05*\text{DINTER2}(-1) + 60828.652 \end{aligned}$$

3. Analyse et comparaison des résultats de l'estimation des deux modèles

Les résultats de l'estimation montrent, dans le VAR 3, que la contribution de la variable ELEC (développement de l'infrastructure électrique) dans la formation de la valeur ajoutée industrielle est significative. Quand le réseau électrique est combiné aux autres réseaux (réseau routier, le réseau des rails), sa contribution devient non significative. Le développement du réseau routier contribue également à la formation de la valeur ajoutée industrielle mais quand le réseau électrique évolue indépendamment des autres infrastructures (absence de cohésion). Le tableau 4 donne les estimations.

Tableau 4: Comparaison des estimations des deux VAR

	MODELE 1 (var 3)		MODELE 2 (var 1)	
	T-stat	probabilité 5%	T-stat	probabilité 5%
ELEC	2.428396	0.0188	0.602751	0.5477
TELECT	-1.278154	0.2071	0.074351	0.9408
RAIL	-0.590452	0.557	-0.065133	0.9482

LRRT	-2.172870	0.0346	0.134354	0.8933
INTER1	-	-	0.174615	0.8616
INTER2	-	-	0.015467	0.9877

Source : tableau établi par nos soins à partir de la modélisation VAR sous Eviews 9.

La modélisation VAR permet d'effectuer des simulations sur le comportement des variables suite à un choc affectant les variables instruments (réaction aux chocs des variables clés). L'analyse de l'inverse des racines du polynôme indique que toutes les valeurs des racines données sont inférieures à l'unité et la condition de stationnarité est vérifiée pour les deux VAR. L'analyse de l'interdépendance des résidus par le test serial corrélation LM test (Tableau 5) montre une absence d'auto corrélation des résidus pour les deux modèles VAR. La probabilité jusqu'à P retards, dans notre cas pour $p = 3$, est supérieure à 5% (95,10%). Nous rejetons l'auto corrélation des résidus.

Tableau 5: Test serial corrélation LM test pour le modèle1

Lags	LM-Stat	Probabilité
1	36.87197	0.0594
2	24.37310	0.4979
3	14.56207	0.9510

Source : tableau établi par nos soins à partir de la modélisation VAR sous Eviews 9.

Les résultats pour le modèle 2 (voir Tableau 6) indiquent également l'absence d'auto corrélation. Les probabilités correspondantes aux LM-STAT sont supérieures à 5% (0,05). Le tableau 6 résume les résultats pour le modèle 2. L'analyse des fonctions de réponse à une impulsion pour le modèle 1 indique que le choc sur la valeur ajoutée industrielle VAID se répercute instantanément sur la variable elle-même. Aucun effet significatif n'a été enregistré pour le reste des variables en début de période (à très court terme) et ce n'est qu'à partir de la deuxième année que le choc s'est répandu.

Tableau 6: Test serial correlation LM test pour le modèle 2

Lags	LM-Stat	Probabilité
1	56.86452	0.2055
2	46.86039	0.5603
3	49.42505	0.4561

La réponse de la variable DELEC (infrastructure électrique) à une innovation affectant sa valeur indique que le choc se répercute instantanément (à court terme) sur la variable elle-même et la valeur ajoutée (effet négatif). L'effet est d'autant plus élevé sur la variable elle-même que sur VAID en début de période T_0 et devient plus important sur VAID à partir de la deuxième année. Aucun choc immédiat en T_0 n'a été enregistré pour le reste des variables (pas d'effet significatif). L'impact du choc sur DELEC se répercute également sur DLRRT, DLRAIL et DTELECT à partir de la deuxième année. Les résultats pour le modèle 2 montrent des effets différents et à faible amplitude. La réponse de la valeur ajoutée industrielle VAID pour un choc affectant sa valeur n'indique un effet immédiat que sur la variable elle-même. Aucune réaction n'a été enregistrée pour le reste des variables à très court terme. A long terme, l'impact est faible pour le reste des variables. L'effet d'un choc touchant l'infrastructure électrique (variable ELEC) a entraîné un effet négatif et immédiat sur la valeur ajoutée industrielle dès la première année et il ne s'est estompé qu'à partir de la sixième année. Le choc sur ELEC se répercute également sur la variable elle-même et fini par s'amortir à partir de la quatrième année. Le choc sur DELEC a eu l'effet sur l'infrastructure des télécommunications DTELECT, sur le réseau routier DLRRT et sur le réseau des chemins de fer DLRAIL. Pour les variables DINTER1 et DINTER2, le choc sur ELEC n'a eu aucun effet. Pour le modèle 1, la variance de l'erreur de prévision de la variable VAID est due en moyenne à plus de 43% au stock de l'infrastructure électrique DELEC, plus de 39% à ses propres innovations, 9,14% au réseau ferroviaire DLRAIL et à plus de 6,8% au le stock de l'infrastructure des télécommunication DTELECT. Le réseau routier contribue en moyenne de 1,39% à la variance de l'erreur de prévision de VAID. On conclue que le réseau électrique DELEC contribue de près de la moitié dans la détermination de la variance de l'erreur de prévision de VAID suivie par la variable elle-même qui contribue une bonne partie de sa variance de prévision d'erreur. La variable DELEC contribue en moyenne de plus de 62% à sa propre variance d'erreur de prévision. Pour les autres variables, un taux de plus

de 18% est enregistré pour DLRAIL et 10,4% pour VAID. Le réseau électrique DELEC, contribue de plus de 62% dans la détermination de sa variance de l'erreur de prévision suivie par VAID qui contribue plus de 10%. L'impact du choc affectant VAID sur DELEC est plus important que l'impact du choc affectant DELEC sur VAID. L'analyse des variances de décomposition pour le modèle 2 indique que, quand l'infrastructure électrique est combinée aux infrastructures routière et ferroviaire, les variances de décompositions des séries changent de structure par rapport au modèle sans interaction. La décomposition de la variance indique que la variance de l'erreur de prévision de la variable VAID est due en moyenne à 95% à ses propres innovations. La variable DELEC ne contribue qu'à 3,28% dans la détermination de la variance de l'erreur de prévision de VAID. VAID contribue pour une grande partie dans la détermination de sa variance de l'erreur de prévision. Le réseau électrique DELEC contribue pour une faible part (pas d'effet à court et à long terme). La variance de l'erreur de prévision de DELEC est due, en moyenne, pour plus de 72% à ses propres innovations et plus de 12% à l'infrastructure routière DLRRT. Les variables LRAIL et VAID contribuent en moyenne pour 8,2% et 5,11%. DELEC contribue fortement à ses propres innovations. Les variables DLRRT, DLRAIL et VAID constituent ensemble la partie restante. L'analyse comparative du test de Granger indique que pour le modèle 1, une seule relation de causalité entre la variable dépendante VAID et les autres variables explicatives est relevée. Seule la variable DELEC (infrastructures électriques) cause la variable VAID au sens de GRANGER. DELEC cause VAID. Pour le reste des variables explicatives, nous rejetons la causalité. Les variables explicatives, prises toutes ensemble, ne causent pas la variable VAID. Pour le modèle 2, aucune relation de causalité n'a été relevée. Le tableau 7 résume les résultats du test de Granger.

Tableau 7: Test Granger causalité pour les deux modèles 1 et 2

Granger causalité pour le modèle 1		Granger causalité pour le modèle 2
Dependent variable: VAID		Dependent variable: VAID

Exclud ed	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi- sq	df	Prob.
DEL EC	8.258	3	0.041	DELEC	0.191	1	0.661 8
DLR AIL	3.613	3	0.306	DLRAIL	0.008	1	0.928 5
DLR RT	5.025	3	0.169	DLRRT	0.010	1	0.918 6
DTE LECT	2.321	3	0.508	DTELECT	0.003	1	0.953 8
-	-	-	-	DINTER1	0.121	1	0.727 0
-	-	-	-	INTER2	0.550	1	0.458 2
All	10.01	1	0.614	All	1.491	6	0.960 0

Source : tableau établi par nos soins à partir de la modélisation VAR sous Eviews 9.

Conclusion

La relation entre l'infrastructure électrique et la croissance de la valeur ajoutée industrielle apparaît dans l'analyse du modèle 1 à travers les résultats des équations du modèle VAR(3) où les coefficients de régressions de la variable ELEC retardée d'une période et de trois périodes sont significatifs et confirment la contribution de la variable ELEC dans l'explication de la variable VAID. L'analyse du modèle 2 ne donne pas les mêmes résultats, mais nous pouvons retenir le VAR (3) comme modèle de référence du fait du rejet de l'hypothèse (sous le modèle2) de fortes cohésions entre le stock de l'infrastructure électrique et ceux des autres réseaux routiers (inter1) et ferroviaires (inter2) car le développement de l'infrastructure électrique suit le dynamisme de l'imprégnation du tissu urbain. Les politiques d'investissements dans les infrastructures électriques ne s'interfèrent pas forcément aux investissements dans les réalisations des infrastructures de réseaux (routiers, ferroviaires et des télécommunications).

L'analyse de l'impact du développement de l'infrastructure électrique sur la croissance de la valeur ajoutée industrielle a été également décelée à travers les fonctions de réponse à une impulsion et de la variance de décomposition. L'analyse de la

fonction de réponse à une impulsion indiquait que l'impact d'un choc touchant l'infrastructure électrique (variable ELEC) a entraîné un effet négatif et immédiat sur la valeur ajoutée industrielle dès la première année (présence d'effet à court et à long terme) et ne s'est amorti qu'à partir de la sixième année. L'analyse de la variance d'erreur de prévision de la variable VAID a montré que 43% de ses fluctuations (VAID) sont dues en moyenne au choc sur la variable ELEC, alors que la variance de décomposition de la variable ELEC montre que l'impact du choc sur ELEC a influencé VAID à hauteur de 14% à la sixième année et 10,48% à la dixième année. Le test de causalité de GRANGER a montré sous le VAR(3) que la relation de causalité entre les variables ELEC et VAID est unidirectionnelle (présence d'une causalité à un seul sens). Cependant, ce test a indiqué que seule la variable ELEC cause la variable VAID. Ceci conforte notre hypothèse de la contribution notable de l'état du stock de l'infrastructure électrique (ouvrages et lignes électriques : ELEC) dans la formation de la valeur ajoutée créée par le secteur de l'industrie (output industriel).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Articles de Revue:

- 1- Barro J-R. (1990), «Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth», *Journal of Political Economy* VOL 98, N° 5, October, pp 106-108.
- 2- Canning D., Pedroni P. (2004), «The Effect of Infrastructure on Long Run Economic Growth», *Department of Economics Working Paper 2004-04*, Williams College, pp 1-30.
- 3- Esfahani H-S., Ramirez M-T. (2003), «Institutions, Infrastructure, and Economic Growth». *Journal of Development Economics* N°70, PP 1-38.
- 4- Foster V., Briceno-Garmendia C. (2010), «Africa's Infrastructure : une transformation impérative », *Rapport Banque Mondiale*, p7.
- 5- Munnell Alicia H. (1992), «Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth», *Journal of Economic Perspectives*, Volume 6, N° 4, pp 190-192
- 6- NombaUm P., Straub S., Vellutini C. (2009), «Infrastructure and Economic Growth in the Middle East and North Africa ». *The Policy Research Working Paper 5105*, October, pp 1-28.
- 7- Prasad G., Dieden S. (2007), « Does access to electricity enable the uptake of small and medium enterprises in South Africa », *Domestic use of Energy Conference*, pp 1-9.
- 8- ZEKANE A. (2009), « L'impact des dépenses d'infrastructures sur la croissance en Algérie. Une approche en séries temporelles multi variées », *les Cahiers du CREAD n°87*, p 18