

ANALYSE EMPIRIQUE DES INTERACTIONS CONTEMPORAINES ET STRUCTURELLES ENTRE TAUX DE CROISSANCE ECONOMIQUE, TAUX DE VARIATION DES FLUX D'IDE ET TAUX DE CHANGE EFFECTIF D'EQUILIBRE

Khaled HAMIDI

RESUME :

Cet article traite de façon empirique les éventuelles interactions entre le taux de croissance économique, le taux de variations des flux d'investissements directs étrangers (*IDE*) entrants et le taux de change réel effectif d'équilibre, et ce pour voir si les efforts en matière d'*IDE* et de politique de change ont produit les effets attendus sur la croissance économique intérieure.

INTRODUCTION

L'analyse empirique des interactions est entendu le sens suivant : nous rendrons comptes des les relations linéaires, passées et présentes, entre les trois variables. Précisément, nous montrerons comment chacune des trois variables est déterminée¹: (1) par les deux autres (relations contemporaines et structurelles); (2) par son passé et le passé des deux autres (relations dynamiques et autorégressives).

Comme l'aspect évolutif est déterminant, pour cette analyse, nous commencerons par rapporter en **première section** les tendances empiriques déclinés dans les questions suivantes: (1) Quelle a été l'évolution du *PIB* et quelles ont été les différentes politiques macroéconomiques qui ont été menées pour? (2) Quels sont les facteurs d'attractivité des *IDE*, et quelle est la réalité des investissements directs étrangers en Algérie ? (3) Quelle a été l'évolution du taux de change et quelles ont été les politiques de change adoptées?

Concernant les deux premières questions, car ayant déjà étaient traitées dans notre article, nous en donnons uniquement un bref aperçu, pour nous intéresser davantage à la troisième. Nous le ferons dans la première section. En **deuxième section**, nous mènerons notre analyse à travers les modèles d'autorégressions vectorielles.

1. ANALYSE DES TENDANCES EMPIRIQUES

En se basant sur les données de la CNUCED² sur la période allant de 1970 à 2011, nous avons obtenus les graphiques ci-après, et où les deux variables *PIB* et *IDE* sont représentées en niveau et en taux, tandis que la troisième l'est en valeurs nominales (*TCN*) et valeurs réelles d'équilibre (*REER*).

¹ Les modèles économétriques permettant d'analyser ce genre d'interactions, sont les modèles d'autorégression vectorielles structurels (*SVAR*).

² Disponibles sur le site de la CNUCED

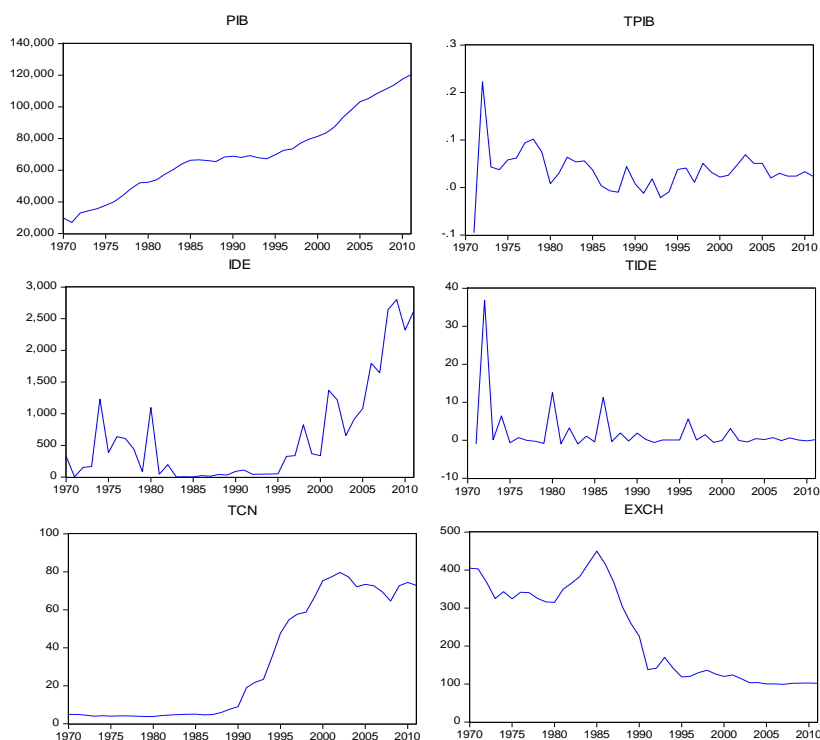


Figure 1 : graphes relatifs a l'évolution des agrégats macroéconomiques (1970-2011).

Tel que déjà mentionné en introduction, la description des tendances de ces deux variables a été faite da, nous en résumons les points essentiels. S'agissant de l'évolution du **PIB**, nous avons retenu trois tendances (découpées en trois périodes) :

1. Durant la première (1970-1988), l'évolution du taux de croissance du **PIB** réel est marquée par d'importantes fluctuations : après avoir atteint 22% en 1972³ et 10% en 1978, il marque un net recul dès 1986 avec des valeurs négatives en 1987 et 1988 (ce qui peut être en rapport direct avec le crash pétrolier antérieur). Toutefois, avec un taux de croissance annuel moyen de 4.46%, la tendance est bonne.
2. Durant la deuxième (1989-1999), les fluctuations sont moins importantes, mais la tendance est baissière. Le taux de croissance moyen est de 1.45% avec des valeurs négatives entre 1990 et 1994. Ceci, serait du aux accords conclus avec le FMI, comprenant entre autre mesures, la libéralisation du commerce extérieur, la dévaluation du dinar et la compression de la dépense publique.
3. La période (2000-2011) est marquée par quelques fluctuations d'environ 2.2% en 2000 pour atteindre 6.9% en 2003. Le taux moyen s'élève à 3.6%, et ce, pensons-nous, en partie aux politiques d'attractivité aux **IDE**, et au regain de stabilité politique.

En matière d'**IDE**, les graphes montrent une évolution en quatre grandes périodes. **La première** (1970-1981) se caractérise, d'une part, par une évolution erratique des flux d'**IDE** entrants, et d'autre part, par d'importantes fluctuations en taux. Le taux annuel moyen est négatif (-15,11%). **La deuxième** (1982-1992) en connaît une légère hausse des flux d'**IDE** entrants avec un taux annuel moyen de 5.63%. **La troisième** (1993-1995) est celle de la quasi-absence des **IDE**. Les divers gouvernements de cette période, réticents à toute intervention étrangère, ont, en outre, remis en cause le plan de valorisation des hydrocarbures qui prévoyait un programme ambitieux d'investissements. **La quatrième** et dernière, est celle de reprise des flux grâce aux réformes macroéconomiques en vue de plus de stabilisation de l'économie.

³ Il s'agit de la période du pré-plan, suivie du plan où de gros investissements publics ont été consentis.

S'agissant de l'évolution du taux de change, nous nous intéressons au taux nominal et au taux effectif réel d'équilibre : (es deux derniers graphes ci-dessus). Le graphe du **TCN** est obtenu à partir des données du Ministère des Finances. Le graphe du **REER** est issu de données d'estimation⁴.

Concernant le **TCN**, les dates importantes sont 1970, 1974 et 1986. Il est utile de rappeler qu'en 1970, le dinar à parité égale avec le franc français, subissait alors les mêmes fluctuations par rapport à l'USD. Le cours se situait autour de 4 dinars pour 1 USD, et ce jusqu'au 1973 comme le montre le graphique.

A partir de **1974**, en raison de l'importance des recettes provenant des exportations du pétrole et des paiements au titre du service de la dette, l'Algérie a opté pour un panier de monnaies dont le dollar avait le coefficient de pondération le plus élevé, ce qui a induit la stabilisation du change entre de 4 et 5 dinars pour 1 USD, et ce jusqu'en 1985. Cette stabilité est clairement visible sur le graphe du **TCN**.

En **1986**, date du contre-choc pétrolier, la politique de régime de change fixe ancré à un panier de monnaies, avait pour conséquence néfaste la surévaluation du dinar. L'Algérie a opté pour une politique de taux de change active, afin de corriger la surévaluation. A partir de 1986, le dinar commença graduellement à perdre de sa valeur, en passant de 4.7 dinars pour 1 UDS en 1986 à 8.9 en 1990. En septembre 1991, la première dévaluation officielle entraîna le cours à 19 dinars pour 1 USD, soit une baisse de sa valeur de l'ordre de 75% par rapport à 1986. La seconde dévaluation officielle, entreprise en **1994**, le porte à 35 dinars pour 1 USD.

A partir de **1995**, le dinar algérien continua à se déprécier progressivement jusqu'à atteindre les 79 dinars pour 1 USD en 2002. Avec l'adoption d'un régime flottant⁵, au flottement dirigé, le cours est désormais déterminé par l'offre et la demande sur le marché interbancaire des changes. A partir de 2002, l'évolution du TCN est quasi-stable : les fluctuations sont limitées autour d'un taux d'équilibre.

Le graphe du **REER**, taux d'équilibre, indique une surévaluation de 98% du **TCN** par rapport au **REER** durant les années soixante-dix : le REER, estimé, montre un cours de 405 dinars pour 1 USD en 1970 qui continue d'évoluer progressivement jusqu'à atteindre en 1985, les 449 dinars. De 1981 à 1991, le **REER** est passé sous la barre des 200 dinars (137 en 1991) : les deux taux restent quand même quelques peu éloignés l'un de l'autre. De 1992 à 2002, les deux taux continuent à se rapprocher : en 2002, le REER est de 114 dinars pour 1 USD, et le TCN de 79. En 2008, le REER baisse à 101 dinars.

2. LES INTERACTIONS ENTRE LES TROIS VARIABLES

Notre analyse empirique des interactions entre les trois variables sera menée deux points : (1) calcul des corrélations empiriques et (2) modélisation ; le premier constitue un support pour deuxième est structuré en trois axes : l'analyse de la stabilité des variables, la modélisation dynamique et la modélisation structurelle.

Premièrement, l'analyse des **corrélations empiriques** linéaires (matrice des corrélations ci-après où les valeurs données entre parenthèses concernent les corrélations en taux et les autres les corrélations en niveau) indique, en niveau, une forte corrélation positive entre le **PIB** et les **IDE**, une

⁴ Voir Mémoire d'Ingénieur, réalisé par Ait Abdelmalek Samira et encadré par moi-même : estimation du mésalignement du taux de change en Algérie.

⁵ La banque d'Algérie fixe un taux de change primordial, et peut le faire varier en prenant en considération plusieurs indicateurs : l'état du marché parallèle, l'évolution de la balance des paiements, l'évolution des réserves de changes...

forte corrélation négative entre le **PIB** et le **REER** et une corrélation négative et moins significative entre l'**IDE** et le **REER**.

	PIB	IDE	REER
PIB		(0.546707)	(0.050796)
IDE	0.700646		(-0.06562)
REER	-0.785508	-0.529592	

Les corrélations entre les trois taux de croissance sont faibles, à raison de 5% entre le Taux du **PIB** et taux **REER**, de -6% entre le Taux de l'**IDE** et le taux **REER**, et d'un peu plus de 50%, entre le taux du **PIB** et le taux de l'**IDE**.

Deuxièmement, à travers la modélisation VAR nous analyserons le comportement dynamique et les liens entre les tendances des trois variables, ainsi que les réactions face aux *chocs* qu'elles subissent ; ensuite avec la modélisation SVAR, nous étudierons leurs effets et leurs relations contemporaines.

Les tests de l'hypothèse de stationnarité des trois séries, une à une, sont résumés dans la table suivante. Les trois séries sont stationnaires : le taux de croissance de l'**IDE** et du **REER**, sont stationnaires autour de leurs moyennes (nulles), et le taux du **PIB** autour d'une constante.

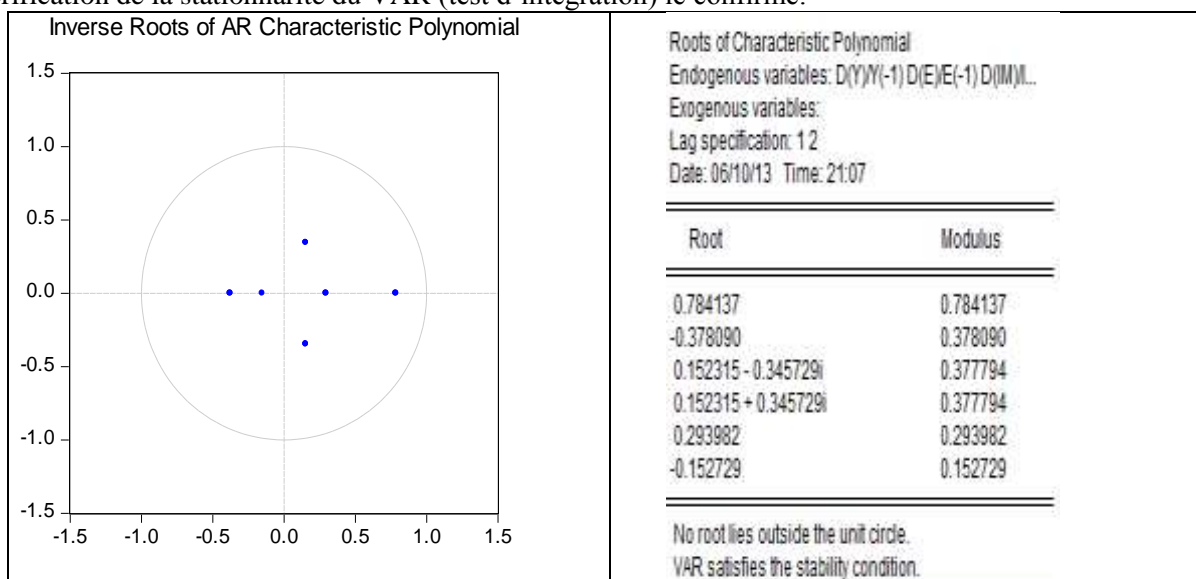
Série en taux	PIB	IDE	REER
Existence de racine unitaire	non	Non	non
Présence d'une constante	oui	Non	non
Présence d'une tendance déterministe	non	non	non

Nous mettons les trois séries dans un vecteur, ayant comme première composante le taux de croissance économique, en deuxième le taux de variation des **IDE** et en troisième le taux de change. Cet ordre est sans impact sur le VAR, mais pourrait l'être sur le SVAR. Nous y reviendrons lors de l'estimation des relations contemporaines dans le SVAR.

Une fois les composantes réunies dans le VAR, il est d'usage de reprendre par précaution l'analyse de la stabilité. Nous commencerons par le choix du nombre de retards d'autorégression, et ensuite l'analyse de l'intégration et de la cointégration. Le tableau suivant donne les valeurs des deux critères pour les différents modèles avec et sans constante :

Modèle	P	AIC	SIC
Avec constante	Var(1)	0.993388	1.500052
	Var(2)	-1.115794	-0.220030
	Var(3)	-1.098556	0.194275
	Var(4)	-0.702169	0.995827
Sans constante	Var(1)	1.410414	1.790411
	Var(2)	-0.782363	-0.014566
	Var(3)	-0.960783	0.202765
	Var(4)	-0.672664	0.894715

Le nombre de retard qui minimise les deux critères est $p = 2$ et donc on a un **VAR(2)**. Cela étant, nous ne faisons pas le test de cointégration sur les séries de taux vu que celles-ci sont stationnaires. La vérification de la stationnarité du VAR (test d'intégration) le confirme:



Nous en déduisons que notre **VAR(2)** est stationnaire. Son estimation avec la méthode des moindres carrés conditionnels, sans et avec constante, est respectivement:

$$\begin{bmatrix} \text{TPIB}(t) \\ \text{TIDE}(t) \\ \text{TEXC}(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.488 & -0.002 & 0.000 \\ 11.169 & -0.126 & 0.004 \\ 113.451 & -0.816 & 1.321 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{TPIB}(t-1) \\ \text{TIDE}(t-1) \\ \text{TEXC}(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.062 & -0.000 & -0.000 \\ 4.464 & 0.093 & -0.001 \\ 105.426 & -0.929 & -0.359 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{TPIB}(t-2) \\ \text{TIDE}(t-2) \\ \text{TEXC}(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \text{TPIB}(t) \\ \text{TIDE}(t) \\ \text{TEXC}(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.426 & -0.002 & 0.000 \\ 11.169 & -0.126 & 0.004 \\ 113.451 & -0.816 & 1.321 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{TPIB}(t-1) \\ \text{TIDE}(t-1) \\ \text{TEXC}(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.015 & 0.000 & -0.000 \\ 4.464 & 0.093 & -0.001 \\ 105.426 & -0.929 & -0.359 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{TPIB}(t-2) \\ \text{TIDE}(t-2) \\ \text{TEXC}(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.017 \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} \text{CONST} + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \end{bmatrix}$$

Le fait d'introduire une constante dans l'équation relative au taux de croissance (1^{ère} équation), ne change pas sensiblement les coefficients de cette équation : le coefficient 0.488 devient 0.426 et le coefficient 0.062 devient 0.015, ce sont les deux coefficients antérieurs du taux du PIB. La constante est estimée à 0.017, elle représente la valeur du taux du PIB ne dépendant pas des IDE et du Taux de Change.

Nous retiendrons donc un **VAR(2)** sans constante : les seuils de signification des tests de nullité sont insérés aux colonnes homologues ci-après, où bien évidemment tous les coefficients avec un seuil dépassant les 5% sont considérés comme nuls.

Premier Retard				Deuxième Retard		
0	0.00	1	0.00	0	0.00	0.00
0	0.42	2	0.10	0	0.01	0.375
7	0.32	1	0.85	9	0.15	0.971
				736	89	0.015
				0	0.7	
				340	44	

Il en vient alors que :

- L
e taux de croissance économique contemporain est déterminé par le passé des trois variables.
- L
e taux de variation contemporain des **IDE** n'est déterminé que par le taux de change antérieur.
- L
e taux de change contemporain n'est déterminé que par le taux de change antérieur.

Comme nous avons retenu un système à trois variables nos conclusions ne sont valables qu'à l'intérieur de notre système.

La variable (**TPIB**) est expliquée par sa propre valeur retardée d'une période, et par la valeur du **TIDE** retardée de deux périodes mais aussi par la valeur du (**TEXC**) retardée d'une période, quand le **PIB** en (**t-1**) augmente d'une valeur de 0.488, et que l'**IDE** diminue de 0.002 en (**t-1**) et de 0.000 en (**t-2**) et que le taux de change baisse quant à lui de 0.000 en (**t-1**), le PIB de l'année en cours (en **t**) augmente d'une unité.

De la deuxième équation on conclut que le taux de variation contemporain des **IDE** n'est expliqué ni par sa propre valeur antérieure, ni par le taux de croissance de croissance économique (**TPIB**), mais seulement par la valeur décalée d'une seule période du taux de change (**TEXC**). Quand la valeur de (**TEXC**) s'apprécie de 0.004, le taux de variation des **IDE** de l'année en cours va augmenter d'une unité.

De l'équation du taux de change contemporain, on note que ce dernier est déterminé par sa propre valeur retardée de 2 périodes en (**t-2**), Si (**TEXC**) se déprécie de 0.359, le taux de change de l'année en cours s'apprécierait quant à lui d'une unité.

Les tests statistiques sur les résidus de cette estimation sont résumés dans les points suivants :

Le test d'absence d'autocorrélation développé par Lütkepohl (1993), pour 16 retards donne un seuil de signification dépassant les 5% (p-value: 0.5308).

Le test du multiplicateur de Lagrange en donne confirmation pour 5 retards avec un seuil de 0.3381.

Le test de normalité est, par contre, non concluant : notre deuxième équation (celle du taux de variation de l'**IDE**) présente des problèmes d'aplatissement et des problèmes d'asymétrie.

Variable	Test stat	p-Value(Chi ²)	Skewness	Kurtosis
u1	0.9727	0.6149	-0.3476	2.6605
u2	121.7445	0.0000	2.5952	9.9267
u3	1.2145	0.5449	0.1146	3.8336

Toutefois, les résidus des trois équations ne présentent pas d'hétéroscédasticité conditionnelle de forme autorégressive. Parmi toutes les estimations que nous avons faites, celle-ci étant la meilleure d'un point de vue statistique, et, est économiquement interprétable. Sachant aussi que les problèmes de normalité peuvent provenir des cas de non-linéarité, nous nous en tiendrons à cela, et nous passerons à l'estimation des relations contemporaines.

La modélisation par les autorégressions vectorielles structurelles permet d'introduire les relations contemporaines entre les trois variables. Cependant, elle pose des problèmes d'identification des relations contemporaines. Nous ne pouvons pas, contemporanément, estimer toutes les relations possibles et imaginables entre les trois variables. Besoin est donc de spécifier d'emblée uniquement trois relations sur les six (une variable contemporaine ne peut pas s'auto-influencer).

Nous pensons utile de nous interroger si :

Le taux de croissance économique contemporain est influencé par le taux de change et le taux de variations des IDE contemporains ;

Le Taux de variation des IDE est influencé par le taux de croissance et le taux de change contemporains ;

Le taux de change contemporain est influencé par le taux de croissance et le taux de variation des IDE contemporains.

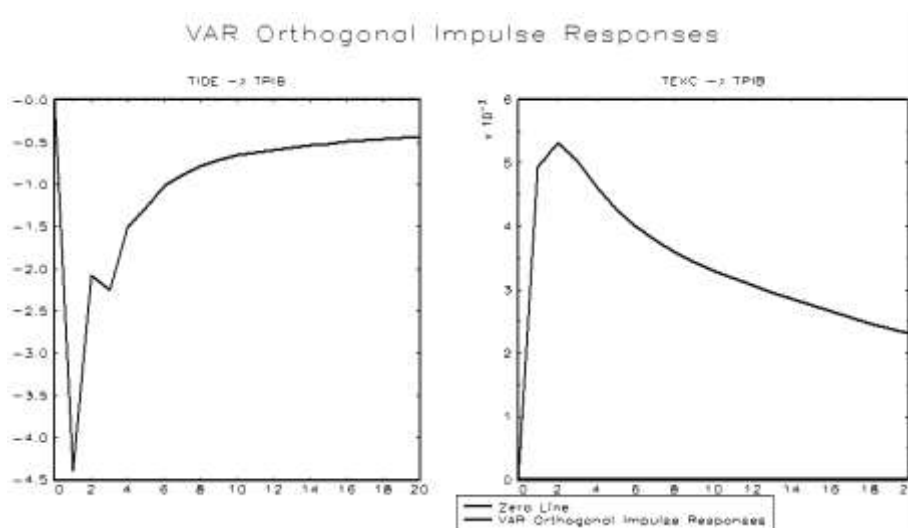
Comme la théorie économique ne tranche pas de façon précise sur le sujet, nous construisons deux scénarios à relations contemporaines sur les six. Nous retiendrons donc les deux relations contemporaines suivantes : **(1)** le taux de croissance économique courant dépend du taux de variations des IDE et du taux de change courants ; **(2)** le taux de variation des IDE courant dépend du taux de change courant. Les estimations sont réunies dans le tableau suivant :

ML Estimation, Scoring Algorithm (see Amisano & Giannini (1992))	
Convergence after 1 iterations; Log Likelihood: -76.1478	
Structural VAR is just identified; Structural VAR Estimation Results	
Estimated A matrix	Estimated standard errors for A matrix:

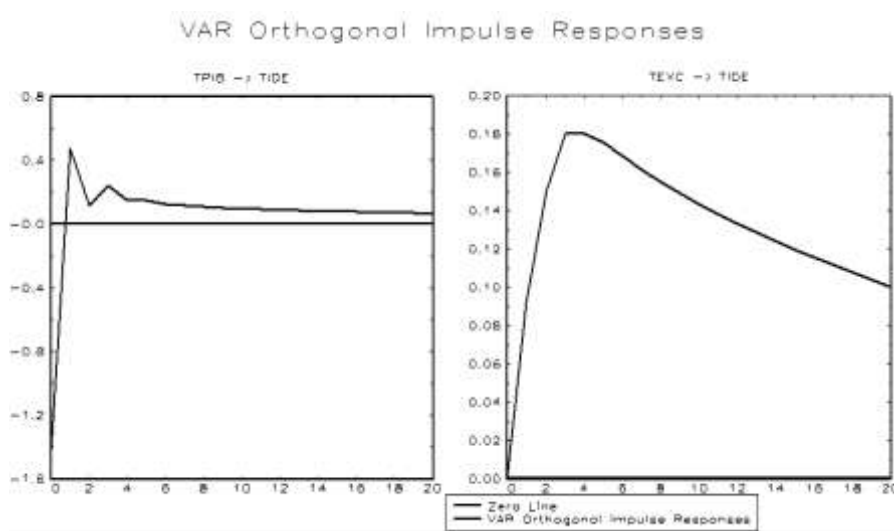
	<i>TPIB</i>	<i>TIDE</i>	<i>TREER</i>	<i>E_TPIB</i>	<i>E_TIDE</i>	<i>T_REER</i>
<i>TPIB</i>	1.0000	0.0045	-0.0001		0.0013	0.0002
<i>TIDE</i>		1.0000	-0.0093			0.0191
<i>TREER</i>			1.0000			
Estimated B matrix				Estimated standard errors for B matrix		
<i>TPIB</i>	0.0226			0.0026		
<i>TIDE</i>		2.8808			0.3262	
<i>TREER</i>			24.1556			2.7351
$(A^{-1}) * B$				Sigma $U \sim * 100$		
<i>TPIB</i>	0.0226	-0.0128	0.0003	0.0675	-3.6920	0.6758
<i>TIDE</i>		2.8808	0.2251	-3.6920	834.9746	543.8434
<i>TREER</i>			24.1556	0.6758	543.8434	58349.2802

Les relations contemporaines supposées et estimées sont toutes significatives au seuil de 5%. Il y apparaît que le taux de croissance contemporain est une fonction négative du taux de variation des IDE et positive du taux de change contemporain ; que le taux de variation des IDE est une fonction positive du taux de change courant. Tandis que la première relation est difficilement soutenable d'un point de vue économique, la deuxième l'est.

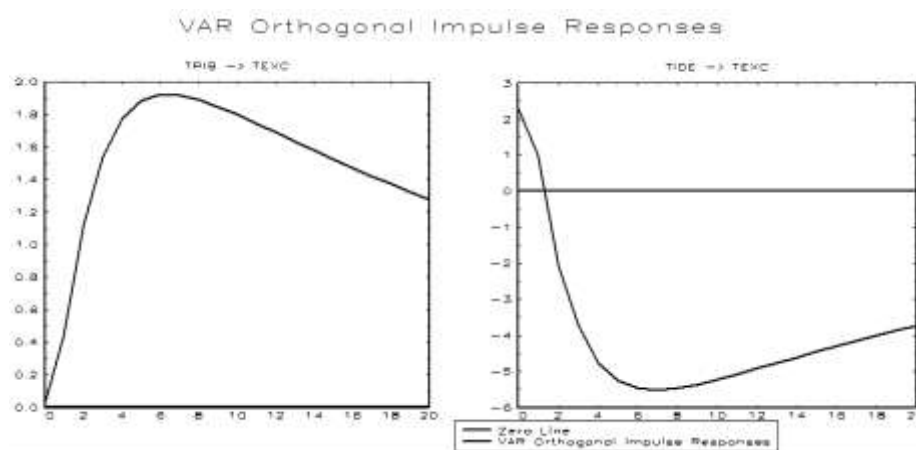
L'analyse des chocs structurels et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision sont un complément d'analyse aux estimations des élasticités. Commençons donc, par la première, l'analyse des réponses impulsionnelles :



Nous remarquons que la réponse du taux de croissance économique à un choc affectant le taux de variations des IDE est ambiguë les deux premières années, mais se stabilise au-delà et devient presque linéaire sans s'estomper dans le temps ; que la réponse de la même variable à un choc du taux de change est importante durant les deux premières années mais décroît au-delà.



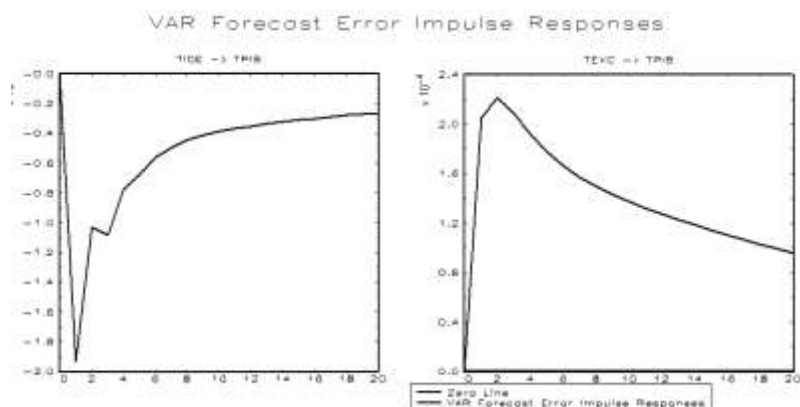
La réponse du taux des IDE à un choc du taux de croissance du PIB est assez conséquente la première année, mais se stabilise au delà de la quatrième année et devient approximativement linéaire, ses effets s'estompent dans le temps ; la réponse de cette même variable à un choc du taux de change, est relativement importante et cela dure jusqu'à la troisième année, mais elle décroît au-delà. L'effet d'un choc de taux de change est pareil pour les deux variables.



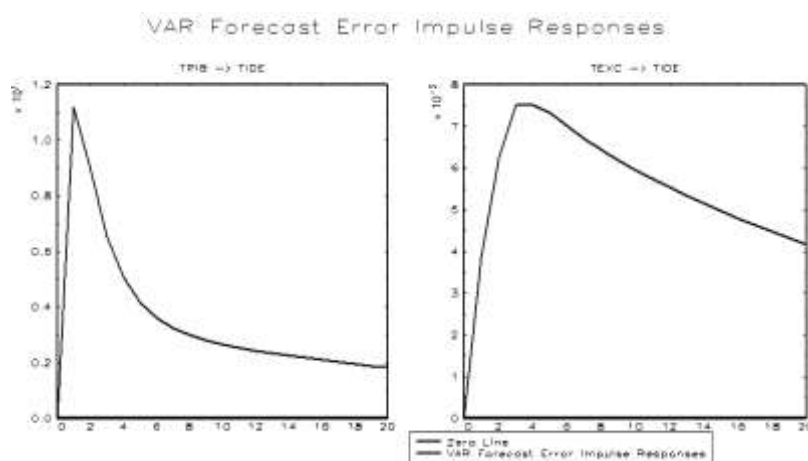
Dans le cas d'un choc produit sur le taux du PIB, on note que la réponse du taux de change est croissante pendant les 6 premières années, mais finit par décroître au delà, quant à sa réponse à un choc sur la variation des flux d'IDE, nous remarquons qu'il subit une forte décroissance sur les 6 premières années, pour finir par reprendre une légère croissance tout en restant négatif par la suite.

Concernant l'analyse de la *décomposition de la variance de l'erreur de prévision*, nous constatons qu'un choc des flux d'IDE induit une réponse ambiguë du taux de croissance économique (TPIB), et

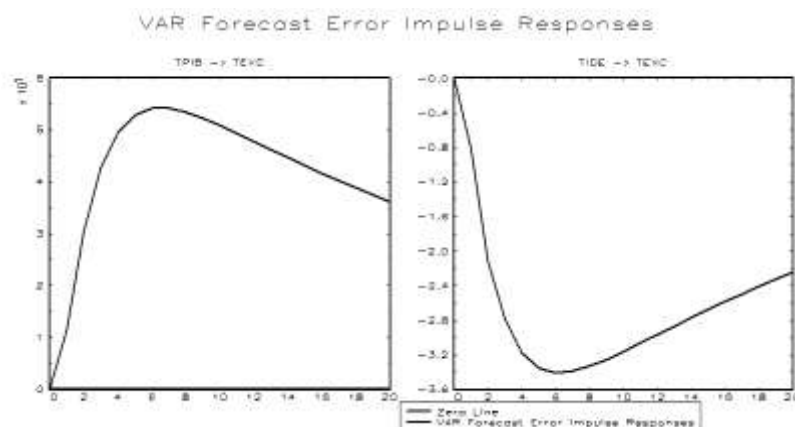
ce durant les deux premières années, mais se stabilise au-delà et devient approximativement linéaire sans que son effet ne disparaisse au cours du temps.



La réponse du taux de croissance (TPIB) à un choc de taux de change, est importante durant les 3 premières années, et puis elle décroît au-delà et les effets de ce choc se font de moins en moins ressentir.



La réponse des flux d'IDE à un choc du taux de la croissance économique est très important les deux premières années, cet effet diminue lentement à partir de la troisième année, mais ne disparaît pas totalement au cours du temps, quant à sa réponse à un choc du taux de change, elle est aussi importante les 4 premières années, puis décroît très lentement et son effet ne s'estompe pas au cours du temps.



La réponse du taux de change à un choc opéré au niveau du taux de croissance économique (TPIB), se fait ressentir les 8 premières années qui succèdent ce choc et commence par décroître lentement au-delà de la 10^{ème}, néanmoins les effets ne disparaissent pas au cours du temps, et concernant la réponse de cette même variable à un choc des flux d'IDE, elle est significative et décroît lentement puis reprend à partir de la 10^{ème} année, elle est négative sur toute la période son effet ne disparaît pas au cours le temps.

La décomposition de la variance montre que la variance de l'erreur de prévision du taux de croissance économique (TPIB), est due à 4.17% à ses propres innovations, et à -0.03% à celles du taux de variations des IDE (TIDE), et elle n'est pas due aux innovations du taux de change (0%), on remarque donc qu'il ya une très faible relation de variation entre le TPIB et

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision montre que la variance du taux des IDE (TIDE), est due à -1.13% à ses propres innovations, et respectivement à 181% aux innovations du taux de croissance économique (TPIB) et à 0.42% aux innovations du taux de change (TEXC)

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision montre que la variance du taux de change (TEXC), est due à 0.83% à ses propres innovations, et respectivement à -2.25% aux innovations du taux des IDE (TIDE) et à -2.25% aux innovations du taux du PIB (TPIB).

CONCLUSION

Notre analyse des éventuelles interactions entre les trois agrégats macroéconomiques que sont le PIB, les IDE et le Taux de change, aussi bien contemporaines que structurelles avait pour objet de vérifier empiriquement si, dans le cas algérien, les efforts en matière d'IDE et de politique de change, ont produit les effets attendus sur la croissance économique.

Nous avons pu dégager les résultats empiriques suivants. En premier lieu, nous notons que le niveau de croissance économique actuel de l'Algérie est déterminé par les politiques antérieurement adoptées en matière d'IDE et de change, que le taux de change s'avère être une variable déterminante des flux d'IDE, et, que le taux de change est n'est déterminé que par les politiques de change entreprises dans le passé.

En deuxième lieu, en matière d'IDE, il y a une ambiguïté entre les enseignements théoriques et les résultats empiriquement obtenus : il nous est apparu qu'une augmentation des flux d'IDE contribue

d'abord négativement à la croissance, ce qui est difficilement soutenable économiquement, car même s'il est fait par des étrangers, l'IDE comme tout autre investissement devrait contribuer à la croissance.

En troisième lieu, nous sommes arrivés aussi à vérifier que selon nos résultats empiriques le taux de change est une fonction positive des valeurs antérieures du taux de croissance et du taux de variation des IDE.

Par ailleurs, en effectuant une modélisation dans laquelle la variable des taux IDE est une variable explicative des variables endogènes taux de PIB et Taux de Change, nous avons obtenus de très résultats statistiques, ce qui signifie que l'IDE revêt un aspect exogène par rapport au PIB et l'IDE.

REFERENCES

Serge REY & Jacques JAUSSAUD, 2012. "*FDI to Japan and Trade Flows: A Comparison of BRICs, Asian Tigers and Developed Countries*," Working Papers 2011-2012_6, CATT - UPPA - Université de Pau et des Pays de l'Adour, revised Mar 2012.

Serge REY, 2011. "*La Macroéconomie des PSEM : état des lieux et relations avec l'Union européenne*," Working Papers 2011-2012_3, CATT - UPPA - Université de Pau et des Pays de l'Adour, revised Dec 2011

Khaled HAMIDI, 2012 "*Croissance Economique Intérieure et IDE en Algérie*" Revue d'Economie et de Statistique Appliquée Editée par l'ENSSEA, N ° 1 7 2 0 1 2 ISSN 1112-234-X, Ben Aknoun, Alger.

Søren JOHANSEN, 1995 "*Likelihood-Based Inference In Cointegrated Vector Autoregressive Models*" Oxford University Press, USA, Economics, ISBN-13: 9780198774501, General, Econometrics, Business & Economics.

Samira AITABDELMALEK, 2012 "*Estimation du mésalignement du taux de change en Algérie*" Mémoire d'Ingénieur, encadré par Khaled Hamidi, Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée, Ben Anoun Alger.