

LYLIA SAMI ET AHMED ZAKANE

Effet d'un choc budgétaire sur les variables macroéconomiques : approche économétrique par utilisation des modèles VECM appliquée au cas de l'Algérie

L'Algérie mène une politique budgétaire plutôt expansionniste depuis 2001 suite au lancement du plan de soutien à la relance économique (PSRE) (2001-2004) qui a été ensuite renforcé par un plan de consolidation (PCSC) (2005-2009).

Le présent article propose dans ce cadre une analyse empirique de l'impact d'un choc budgétaire sur les variables macro-économiques, par approche économétrique de type VECM (Vector Error Correction Model) appliquée aux données de l'Algérie.

Les estimations sont menées sur des données annuelles couvrant la période 1970-2003 à partir d'un VECM à quatre variables : les dépenses publiques, les importations, le PIB et le taux d'inflation. A partir de ce modèle, nous effectuerons une analyse de la causalité ensuite nous mènerons l'analyse en nous servant de deux outils : l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle.

Mots clés :

Choc budgétaire, dépenses publiques, VECM, variables macro-économiques

Abstract

Since 2001, Algeria undertakes a budgetary policy which is rather expansionist resulting from the launch of the economic revival plan (PSRE) (2001-2004). Later on this plan was reinforced by a consolidation plan (PCSC) (2005-2009).

Within this framework, this paper presents an empirical analysis of the impact of a budgetary shock on the macroeconomic variables using an econometric approach, i.e. VECM (Vector Error Correction Model), applied to the data of Algeria.

The estimates are carried out using annual data covering the period from 1970 to 2003. Our VECM is constructed with four variables : the public expenditure, imports, GDP and the rate of inflation. Using this model we will first carry out an analysis of the causality and then

continue the work using two tools: Forecast Error Variance Decomposition and Impulse Response Analysis.

Key words :

Budgetary shock, public expenditure, Vector Error Correction Model, macroeconomics variables

ملخص

اتخذت الجزائر منذ عام 2001 سياسة ميزانية توسعية ناتجة عن تطبيق برنامج دعم النمو (2004-2001) الذي عزز ببرنامج تكميلي (2005-2009). في هذا الإطار، يعرض هذا المقال تحليل تجريبي لأثر صدمه في الميزانية ناتجة عن ارتفاع حجم النفقات العمومية على متغيرات الاقتصاد الكلي باستخدام منهج الاقتصاد القياسي عن طريق تطبيق نموذج VECM (نموذج شعاع تصحيح الخطأ)، مطبق على بيانات خاصة بالجزائر.

تمت التقديرات باستخدام بيانات سنوية تغطي الفترة 1970 - 2003. يتكون النموذج VECM من أربعة متغيرات : النفقات العمومية، الواردات، الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم.

سنقوم بتحليل نتائج النموذج أولاً بإجراء تحليل السببية ثم نواصل التحليل استناداً بنتائج أداتين: تحليل تباين الخطأ المتوقع و دالة الإجابات النبضية.

الكلمات المفتاحية :

صدمة مالية، نفقات عمومية، نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM)، متغيرات الاقتصاد الكلي

CLASSIFICATION JEL : C22, C51, E13, E61**1 - CHOIX DU MODELE**

La politique budgétaire est un des instruments de gestion de l'économie et constitue l'un des moyens d'atteindre l'objectif de développement économique.

Le recours à cet instrument est d'actualité car les dépenses publiques jouent un rôle productif à long terme. Le rôle productif des dépenses publiques ressort des modèles récents de croissance dits de "croissance endogène", qui tendent à intégrer la thèse selon laquelle un surcroît de dépenses publiques peut avoir un effet durable sur la croissance. Ces modèles postulent l'existence de rendements d'échelle croissants. Les dépenses publiques agissent par le biais d'externalités. Celles-ci sont liées à l'accumulation de facteurs tels que: le capital physique (Romer (1986)), la technologie (Romer (1990), Aghion et Howitt (1992)), (Grossman et Helpman (1994)), le capital humain (Lucas (1988), Mankiw, Romer et Weil (1992)), le capital public (les infrastructures publiques) (Barro (1990)).

Dans ce cadre, plusieurs travaux empiriques ont été réalisés notamment ceux d'Aschauer (1989) sur des données américaines, qui sont parvenus à confirmer l'existence d'une corrélation positive entre dépenses publiques et croissance.

Les études économétriques de P.Artus et Moncef Kaabi confirment l'impact des dépenses publiques ciblées sur la R & D (effort d'éducation, de recherche publique) sur l'activité des pays de l'OCDE au cours des années 80. Tanzi et Zee (1997), pour leur part, ont suggéré que les dépenses publiques peuvent affecter le taux de croissance économique.

L'Algérie, depuis 2001, a notamment utilisé l'instrument budgétaire pour relancer l'économie. Dans cette perspective, il serait intéressant d'engager une réflexion sur l'effet d'un choc budgétaire sur l'activité économique, en procédant à une analyse empirique de l'impact d'un choc budgétaire sur les variables macroéconomiques pour le cas de l'Algérie.

Sur le plan empirique, le recours aux modèles VECM (Vector Error Correction Model) pour analyser les impacts des politiques économiques

dans le monde nous mène à nous intéresser à l'application de ce type de modèle en Algérie dans le domaine budgétaire. Cette technique n'est pas exploitée à notre connaissance dans ce domaine pour l'Algérie.

Le modèle VECM a été construit à partir de quatre variables : les dépenses publiques (DEP) ; le taux d'inflation (INF); les importations (IMPORT) et le PIB. La variable dépenses publiques permet d'identifier le choc budgétaire alors que les trois autres variables permettent d'analyser l'effet induit par ce choc.

Le modèle VECM (Vector Error Correction Model) à travers la dynamique du VAR (Vector Auto Regressif) nous permet d'analyser l'impact d'un choc budgétaire sur les variables macroéconomiques en utilisant deux outils : l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle.

En effet, empiriquement, les principales utilisations des processus VAR (Vector Auto Regressif) ou VECM (Vector Error Correction Model) résident dans l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et l'analyse de réponse impulsionnelle :

- la décomposition de la variance de l'erreur de prévision a pour objectif de déterminer pour chacune des innovations sa contribution à la variance de l'erreur. Cette analyse consiste à prendre la variance de l'erreur de prévision à un horizon précis en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables et rapporter chacune de ces variances à la variance totale pour obtenir son poids relatif en pourcentage ;

- la fonction de réponse impulsionnelle représente l'effet d'un choc d'une innovation (ou résidu) sur les valeurs courantes et futures des variables spécifiées dans le modèle. Un choc sur une variable peut affecter directement celle ci, mais il se transmet également à l'ensemble des autres variables au travers de la structure dynamique du VAR (Vector Auto Regressif).

Pour que l'analyse soit interprétable, les chocs ne doivent pas être corrélés entre eux. Il faut orthogonaliser les chocs à l'aide d'une matrice de transformation linéaire, en multipliant le vecteur des innovations canoniques (ou résidus canoniques) par une matrice préalablement définie. Il existe plusieurs définitions de cette matrice; la matrice issue de la décomposition de Cholesky est la technique utilisée dans cette étude. Cette méthode étant la plus utilisée, elle ne requiert aucun a priori économique, mais le choix de l'ordre des séries est important; celles-ci doivent être rangées de la plus exogène à la moins exogène.

2 - LES DONNEES

La période d'estimation a été choisie compte tenu des données disponibles. Dans ce cadre nous considérons que la période 1970-2003 est significative car elle couvre toutes les étapes qu'a connu l'économie de l'Algérie.

Le choix des variables dans cette étude s'est fait par rapport au but même de l'étude, à savoir analyser l'effet d'un choc budgétaire sur les variables

macroéconomiques en Algérie.

Les variables choisies sont au nombre de quatre :

- la variable "*dépenses publiques*" pour identifier le choc budgétaire. En effet, l'Algérie, dès 2001, s'est lancée dans des dépenses publiques dans le cadre du programme de soutien à la relance de la croissance économique (PSRE). De ce fait, il y a eu un choc budgétaire à travers un accroissement des dépenses publiques, ce qui justifie le choix de la variable " dépenses publiques" pour identifier le choc budgétaire ;
- la variable "*PIB*" (produit intérieur brut), permet d'analyser la croissance économique ;
- la variable "*importations*", a un impact direct sur l'investissement et l'approvisionnement de l'économie nationale ;
- la variable "*taux d'inflation*", cerne les aspects relatifs à l'effet prix suite à un choc budgétaire.

Notre choix est aussi dicté par la disponibilité des données à prix réel. En effet, l'analyse de la dynamique du VAR à travers notamment l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et celle des fonctions de réponse impulsionnelle requièrent l'utilisation de données à prix réel.

Nous avons ainsi choisi d'utiliser les données en valeur réelle de la Banque Mondiale pour les dépenses publiques, le PIB et les importations pour la période 1970/2003. Par ailleurs, nous avons utilisé le taux d'inflation fourni par l'ONS (Office National des Statistiques).

Faute de disponibilité de données mensuelles et trimestrielles, nous avons utilisé des données annuelles.

3 - DESCRIPTION DES DONNEES

3.1 - Le produit intérieur brut

L'évolution annuelle du PIB pour la période 1970-2003 permet de relever d'importantes fluctuations.

Afin d'analyser cette évolution, il est intéressant de passer par le taux de croissance annuel moyen par grandes périodes.

Tableau 1 : Evolution du taux de croissance annuel moyen du produit intérieur brut

Périodes	1970/79	80/84	85/89	90/94	99 5/99	00/03
Taux de croissance annuel moyen en %	6,57	5,09	0,72	-0,61	3,36	4,48

Source : Construction à partir des données de la banque mondiale.

La décennie 70 marque une croissance assez élevée avec un taux de 6,57% en moyenne par an. Cette période est caractérisée par la construction du système de production et un investissement massif. Le ratio investissement/PIB a été maintenu à environ 45% jusqu' à la fin des années 70.

La première moitié des années 80 enregistre un taux de 5,09%, soit une hausse moins importante que celle observée durant la période précédente.

Suite au contrechoc pétrolier (1986), l'économie algérienne a été considérablement affectée. C'est ainsi qu'entre 1985 et 1989, le produit intérieur brut a régressé enregistrant moins d'un point de croissance par an (0,72%), traduisant une nette décélération du rythme de la hausse.

Dés la fin des années 80, des réformes économiques ont été engagées en Algérie, traduisant un véritable renversement des perspectives et une nouvelle organisation de son système politique, économique et social pour adopter un système d'économie de marché. Cependant, cette réorientation de la politique nationale, conjuguée à une diminution des ressources financières a perturbé l'économie et provoqué un ralentissement de l'activité économique. C'est ainsi qu'entre 1990 et 1994, le produit intérieur brut (PIB) enregistre un taux d'accroissement négatif avec -0,61%. Néanmoins, le programme d'ajustement structurel qui a été appuyé par le FMI et appliqué entre 1994 et 1997, a permis d'enregistrer une reprise à la hausse de l'activité économique avec un taux annuel moyen de 3,36% pour la période 1995-1999.

A partir de 2000, la situation de l'économie algérienne s'est nettement améliorée suite au lancement du programme de soutien à la relance économique (PSRE) dès 2001, ce qui a entraîné un relèvement du taux de croissance. Ainsi, le produit intérieur brut (PIB) a crû de 4,48% en moyenne par an entre 2000 et 2003.

3.2 - Les dépenses publiques

Tableau 2 : Evolution du taux de croissance annuel moyen des dépenses publiques

Périodes	1970/79	80/84	85/89	90/94	95/99	200/03
Taux de croissance annuel moyen en %	10,92	5,10	-3,35	-1,36	1,4	5,79

Source : Construction à partir des données de la banque mondiale.

La décennie 70 a été caractérisée par un investissement massif de l'Etat. Les dépenses publiques ont enregistré une forte croissance avec en moyenne 10,92% par an.

Entre 1980 et 1984, les dépenses publiques ont progressé de 5,10% en moyenne, par an, soit une hausse de moindre ampleur que celle observée durant la décennie 70.

En 1986, sous l'effet du fléchissement de plus de 50% des recettes d'hydrocarbures (qui équivalaient à près de la moitié des recettes budgétaires totales), suite à l'effondrement des cours mondiaux du pétrole,

l'Algérie s'est vue dans l'obligation de compresser ses dépenses. C'est ainsi, que les dépenses publiques enregistrent une croissance moyenne annuelle négative de 3,35% entre 1985 et 1989.

Durant la période 1990-1994, caractérisée par des déséquilibres, les dépenses publiques ont considérablement chuté (-1,36% par an).

A partir de 1994, avec la mise en place du programme d'ajustement structurel, appuyé par le FMI, les dépenses publiques ont progressé. Ainsi, le taux de croissance annuel moyen de ces dépenses entre 1995 et 1999 est passé à 1,4%.

L'Algérie a lancé en avril 2001 un plan de soutien à la relance économique (PSRE), induisant des dépenses d'équipement supplémentaires. Ce plan, qui couvrait la période 2001-2004 a engagé des frais d'un montant estimé à 7 milliards de dollars EU, traduisant une politique d'expansion budgétaire. Entre 2000 et 2003 les dépenses publiques ont crû en moyenne de 5,79% par an.

3.3 - Les importations

Tableau 3 : Evolution du taux de croissance annuel moyen des importations

Périodes	1970/84	1985/90	1991/93	1994/99	2000/03
Taux de croissance annuel moyen en %	7,80	-4,26	-0,80	-0,78	7,50

Source : construction à partir des données de la banque mondiale.

Jusqu'au milieu des années 1980, le niveau des prix du pétrole permettait à l'Algérie de financer un haut niveau d'absorption intérieure; les importations ont enregistré en termes réels un taux d'accroissement annuel moyen de 7,80% entre 1970 et 1984. Dès 1986, l'effondrement des prix mondiaux du pétrole a imposé des restrictions à l'importation, conduisant une croissance annuelle moyenne négative (- 4,26%) pour la période 1985/1990.

Entre 1991 et 1993, les importations ont régressé en moyenne de 0,80% par an.

Le programme d'ajustement structurel mis en place à partir de 1994 comprenait un important volet touchant la libéralisation du commerce. La libéralisation des échanges commerciaux a induit une forte remontée des importations en 1994, une tendance qui s'est maintenue en 1995. Néanmoins, les importations ont reculé en termes réels en 1996 pour reprendre en 1997.

Depuis 2000, les importations ont progressé. Avec la nette remontée des cours mondiaux du pétrole et le lancement du programme de relance de la croissance économique dès 2001, la croissance moyenne annuelle a atteint les 7,50% entre 2000 et 2003.

3.4 - Le taux d'inflation

Durant la période couvrant les décennies 70 et 80, le taux moyen d'inflation annuelle en Algérie s'établissait à environ 8,30%. Cette période a été caractérisée par une réglementation générale des prix, qui a permis de refouler les pressions inflationnistes malgré la monétisation d'importants déficits budgétaires. En 1990, les prix ont été plafonnés, provoquant des pénuries. En outre, les dévaluations du dinar algérien ont entraîné une hausse des déficits budgétaires et des déséquilibres importants. Pour rétablir l'équilibre il y a eu création monétaire, l'inflation atteint ainsi en 1992 un taux de 31,67%.

La mise en place du programme d'ajustement structurel lancé dès 1994, qui comportait une dévaluation du dinar, n'a pas permis initialement d'atténuer cette inflation qui est restée à un niveau relativement élevé avec 29,78% en 1995. Néanmoins, il a été enregistré une tendance à la baisse du taux d'inflation à partir de 1996. Ainsi, ce taux qui était de 18,69% en 1996, est passé à 5,73% en 1997 puis à 3,23% par an en moyenne pour la période 1998-2003.

4 - SPECIFICATION DU MODELE

Notre modèle a été construit en quatre étapes :

- Etude de la stationnarité des variables.
- Détermination du VAR (Vector Auto Regressif) optimal.
- Etude de la cointégration.
- Estimation et validation du modèle VECM (Vector Error Correction Model).

Nous transformons les variables en logarithmique afin d'aplatir les écarts entre les grands nombres et d'amplifier les écarts entre les petits [\[1\]](#) :

- Les dépenses publiques (LDEP), les importations (LIMPORT), PIB (LPIB) et le taux d'inflation (LINF).

i) Étude de la stationnarité des variables

Le test ADF (Augmented Dickey Fuller) conclut que les quatre séries chronologiques (les variables) sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première. Ces séries sont toutes intégrées d'ordre 1 I(1) (voir annexe 1).

ii) Détermination du VAR optimal

Afin de déterminer le VAR optimal, nous construisons des modèles vectoriels autorégressifs VAR (Vector Auto Regressif) pour différents retards allant de 1 à 5. Le retard optimal est celui qui minimise les critères d'Akaike et Schwarz [\[2\]](#).

Les résultats de l'estimation des différents modèles concluent que le retard qui minimise les critères d'Akaike et Schwarz est le retard 3. Donc le

modèle VAR (Vector Auto Régressif) optimal correspond au retard 3, nous construisons donc un VAR(3) (voir annexe 2).

iii) Etude de la cointégration

Pour tester la cointégration, nous utilisons le test de la trace et celui de la valeur propre maximale.

Les résultats de ces tests, confirment l'hypothèse selon laquelle il existe une relation de cointégration entre les quatre variables (voir annexe 3).

iv) Estimation et validation du modèle VECM

Nous estimons un modèle vectoriel à correction d'erreur VECM (Vector Error Correction Model) avec une équation de cointégration et 3 retards.

L'analyse des résultats obtenus nous permet de valider le modèle (voir annexe 4) [3].

Avant d'exposer les résultats, nous présentons de manière générale, le modèle de type VECM :

Soit la représentation VAR(p) à k variables :

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon$$

avec X_t (kx1), A_0 (kx1), A_i (kxk)

En différence première le modèle peut s'écrire :

$$\Delta X_t = B_0 + B_1 \Delta X_{t-1} + B_2 \Delta X_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \left(\sum_{i=1}^p A_i - I \right) \Delta X_{t-p} + \varepsilon$$

$$\text{et } B_i = \sum_{j=1}^i A_j - I.$$

Si : $1 \leq r \leq k-1$ (r étant le rang de la matrice A), alors la représentation VECM est la suivante :

$$\Delta X_t = B_0 + B_1 \Delta X_{t-1} + B_2 \Delta X_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \gamma e_{t-1} + \varepsilon$$

γ : la force de rappel vers l'équilibre et $e_t = \beta' X_t$: les résidus issus de l'estimation et β : le vecteur des coefficients des relations de long terme des variables.

Nous avons ainsi construit un VECM regroupant les quatre variables donc $X_t = (\text{LDEP}, \text{LIMPORT}, \text{LPIB}, \text{LINF})$.

5 - ANALYSE DE LA CAUSALITE

Pour connaître le sens de causalité entre les variables nous effectuons une analyse de la causalité. En effet, connaître le sens de causalité entre les variables est aussi important que de mettre en évidence des relations entre les variables.

Etant donné que les variables sont non stationnaires en niveau, le test de causalité classique de Granger basé sur le modèle vectoriel autorégressif VAR (Vector Auto Régressif) n'est plus applicable. Le test de causalité utilisé sera basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur VECM (Vector Error Correction Model). Ce test est construit à partir du test de restriction des coefficients de Wald basé sur chaque équation du modèle à correction d'erreur ECM (Error Correction Model).

Les résultats du test de causalité basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur sont présentés dans le tableau suivant [4] :

Tableau 4 : Causalité entre les dépenses publiques et le PIB

Hypothèse nulle	Statistique de Fisher	Statistique du χ^2
LDEP ne cause pas LPIB	6.404448*	25.61779*
LPIB ne cause pas LDEP	1.247443	4.989772

* Dénote le rejet de l'hypothèse nulle à 1%.

Tableau 5 : Causalité entre les dépenses publiques et les importations

Hypothèse nulle	Statistique de Fisher	Statistique du χ^2
LDEP ne cause pas LIMPORT	6.373977*	25.49591*
LIMPORT ne cause pas LDEP	5.126572*	20.50629*

* Dénote le rejet de l'hypothèse nulle à 1%.

Tableau 6 : Causalité entre les dépenses publiques et le taux d'inflation

Hypothèse nulle	Statistique de Fisher	Statistique du χ^2
LDEP ne cause pas LINF	2.887122***	11.54849**
LINF ne cause pas LDEP	2.279625	9.118502

** Dénote le rejet de l'hypothèse nulle à 5%.

*** Dénote le rejet de l'hypothèse nulle à 10%.

Le test de causalité révèle :

- l'existence d'une causalité unidirectionnelle des dépenses publiques vers le PIB.
- l'existence d'une causalité unidirectionnelle des dépenses publiques vers le taux d'inflation.
- l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les dépenses publiques et les importations.

6 - ANALYSE DE L'IMPACT D'UN CHOC BUDGETAIRE

Afin d'analyser l'impact d'un choc budgétaire sur les variables macroéconomiques spécifiées dans notre modèle nous exploitons les résultats de l'analyse de la variance de l'erreur de prévision et ceux des fonctions de réponse impulsionnelle :

6.1 - La variance de l'erreur de prévision

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision donne les résultats suivants (voir annexe 5) :

- pour les dépenses publiques, la variance est due en moyenne à 83,4% à ses propres innovations (contre 7,2% pour les importations; 5,2% pour le PIB et 4,2% pour l'inflation). Donc la variable «*dépenses publiques*» est la plus exogène parmi les variables spécifiées dans le modèle, ce qui justifie le choix de celle-ci pour identifier le choc.

- pour les importations, on constate la prédominance du choc budgétaire. La variance des importations est due en moyenne à 9,2% à ses propres innovations et à 71,8% à celle des dépenses publiques (avec 10,5% pour le PIB et 8,5% pour l'inflation). Donc les dépenses publiques ont un impact significatif sur le niveau des importations des biens et services.

- pour le produit intérieur brut, il en ressort une bonne contribution du choc imprimé par la politique budgétaire à travers les dépenses publiques et ceci à partir de l'horizon de 2 ans. La variance du PIB est due en moyenne à 35,1% à ses propres innovations et à 42,8% à celle des dépenses publiques (contre 17,2% pour les importations et 4,9% pour l'inflation), ce qui nous permet de dire que les dépenses publiques ont un impact significatif sur le PIB.

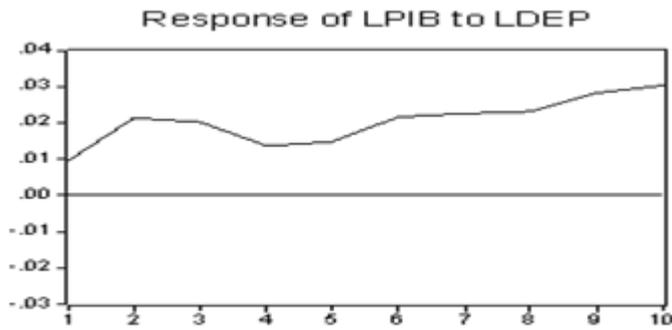
- pour le taux d'inflation, cette variance est due en moyenne à 27,3% à ses propres innovations et à 39,3% à celle des dépenses publiques (avec 17,5% pour le PIB et 15,9% pour les importations).

Donc les dépenses publiques ont un impact significatif sur le taux d'inflation.

6.2 - Les fonctions de réponse impulsionnelle

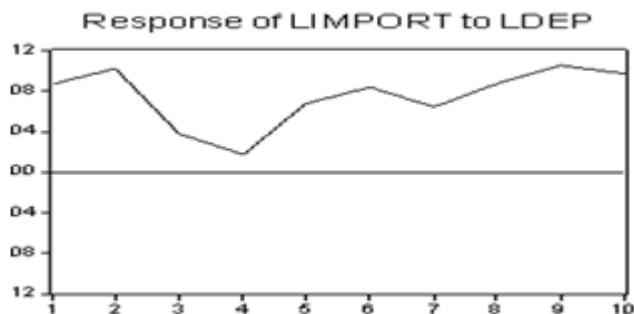
Ces fonctions permettent d'identifier la nature des impacts sur les différentes variables spécifiées dans le modèle. Les résultats de ces fonctions confirment ceux de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Ils permettent de tirer les enseignements suivants :

- pour le produit intérieur brut; le choc budgétaire s'est traduit par un effet positif et instantané. Son effet apparaît à l'horizon d'une année et reste positif et cumulatif. Un choc budgétaire à travers les dépenses publiques aura pour effet une stimulation de la croissance économique.



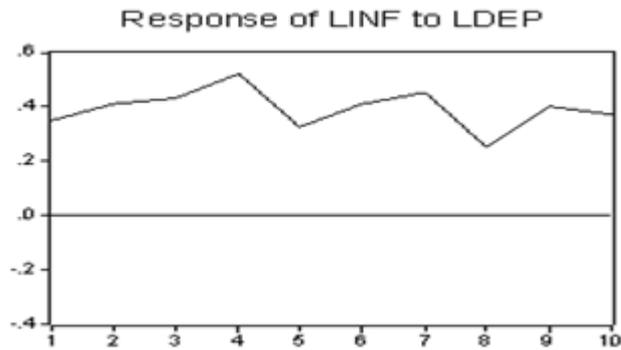
Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

- pour les importations, la fonction de réponse impulsionnelle montre bien que l'impact d'un choc positif à travers une augmentation des dépenses publiques est instantané et positif; cela dit cet impact reste instable. Une augmentation des dépenses publiques entraînerait une augmentation des importations compte tenu des besoins accrus de l'économie. Le volume des investissements sera plus important, entraînant l'acquisition de biens d'équipement et de consommation en volume plus important.



Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

- pour le taux d'inflation, la fonction de réponse impulsionnelle montre bien que l'effet de l'impact d'un choc sur les dépenses publiques est significatif. Cet effet est substantiel et cumulatif, ce qui laisse penser qu'une expansion budgétaire entraînerait l'augmentation de la masse monétaire en circulation et provoquerait donc une inflation. L'effet est instantané. Une augmentation des dépenses publiques entraîne une augmentation de la demande de biens et services favorisée par la distribution de revenus et l'amélioration du pouvoir d'achat des salariés, ce qui se traduirait par des tensions inflationnistes.



Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude vise à analyser l'impact d'un choc budgétaire sur les variables macroéconomiques. Nous avons construit un modèle valide de type VECM (Vector Error Correction Model) appliqué aux données algériennes. Ce modèle, à travers l'analyse de la variance de l'erreur de prévision et celle des fonctions de réponse impulsionnelle, nous permet de tirer les enseignements suivants :

Un choc budgétaire à travers un accroissement des dépenses publiques se traduit par :

- une contribution à la stimulation de la croissance économique ;
- une augmentation des importations ;
- des tensions inflationnistes.

Aussi, compte tenu des résultats relevés, il y a lieu de recommander une politique budgétaire prudente qui visera à bénéficier des effets positifs tout en cherchant à atténuer les effets négatifs induits par l'accroissement des dépenses publiques.

Il est à noter que l'Algérie a mené ces dernières années une politique d'expansion budgétaire à travers le lancement des deux programmes (PSRE et PCSC) qui a donné des résultats relativement satisfaisants. Néanmoins il y a lieu de rester vigilant pour éviter des tensions inflationnistes difficiles à maîtriser et qui risquent de remettre en cause les résultats obtenus.

En outre, la politique d'expansion budgétaire ne devrait pas dépasser les limites des moyens financiers disponibles car l'économie de l'Algérie est très sensible aux fluctuations des prix des hydrocarbures, ce qui la place dans une position de vulnérabilité en cas de chute considérable de leur prix.

Enfin, le modèle utilisé dans cette étude s'inscrit dans un cadre restreint qui n'englobe certes pas toutes les variables macro-économiques, mais qui donne un éclairage intéressant, notamment sur l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique.

Références bibliographiques

AGHION, P., & HOWITT P., 1992. "A Model of Growth Through Creative Destruction". In *Journal of Econometrics*.

ARTUS & P., KAABI M., 1993. "Dépenses publiques, progrès technique et croissance", *Revue économique*, Vol 44, n°2, PP. 287-318.

ASCHAUER D.A., 1989. "Is Public Expenditure Productive ? ", *Journal of Monetary Economics*, (25), PP. 177-200.

BALDACCI E., CLEMENTS B. & GUPTA S., 2003. "Finances et développement : in "Utiliser la politique budgétaire pour stimuler la croissance", Département des finances publiques au FMI.

BARRO R., 1990. "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.98, n°5, PP. 103-125.

BANQUE D'ALGÉRIE. 2003 ET 2004, *Rapports de l'évolution économique et sociale en Algérie* .

BENBITOUR A., 1998. *L'Algérie au troisième millénaire*. Ed. Marinoor, Alger.

BENISSAD H., 2004. *Algérie : de la planification sociale à l'économie de marché (1962-2004)*. Ed. Emag, Alger.

BOURBONNAIS R., 2000. *Econométrie* .3ème Ed. Dunod. Paris.

CREEL, J., DU COUDRE B., MATHIEU C. & STERDYNIK H., 2005. "Doit-on oublier la politique budgétaire ? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-Keynésienne des finances publiques", in *Revue de l'OFCE* 92.

GROSSMAN, G.M. AND HELPMAN, E., 1994. "Endogenous innovation in the theory of growth". *Journal of Economic Perspectives*, pp. 23-44.

GRANGER C W G, 1988. Some recent developments in the concept of causality. In *Journal of Econometrics*.

HACKER R.S. & HATEMI A., 2003. *Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distribution*, Lund University, Sweden.

LARDIC S., & MIGNON V., 2002. *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Ed. Economica, Paris.

MANKIW G.N, ROMER D. & WEIL D.N.,1992. "A contribution to the empirics of economic growth". *Quarterly journal of economics*, PP. 107-407-437

LUCAS R., 1988. "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, PP. 3-42.

MSSAMBA C., & AMBAPOUR S., 2005. Croissance économique et consommation d'énergie au Congo: une analyse en termes de causalité. BAMSII, Brazzaville.

NASHASHIBI K., ALONSO-GAMO P., BAZZOUNI S., FELER A., LAMFRAMBOISE N. & PARIS-HORVITS S., 1998. Rapport Algérie: «*Stabilisation et transition à l'économie de marché*» -rapport du FMI. Washington.

OFFICE NATIONAL DES STATISTIQUES, OCTOBRE 2005. *Collections statistiques, n°125*, rétrospective des comptes économiques de 1963 à 2004.

OFFICE NATIONAL DES STATISTIQUES, ÉDITION 2005. Rétrospective statistique 1970-2002.

OFFICE NATIONAL DES STATISTUQYES, 2004. Rapports sur la situation économique de 1995 à 2003.

ROMER P, 198. "*Increasing returns and long run growth* ", Journal of Political Economy, Vol 99, PP. 1002-1037.

ROMER P, 1990. "*Endogenous Technological Change* ", Journal of Political Economy, Vol 98, PP. 71-102.

SAMI L, 2006. *Effet de la politique budgétaire sur l'activité économique* (Essai d'analyse par l'utilisation des modèles VECM appliquée au cas de l'Algérie).Mémoire de Magister, INPS, Alger.

TAMZI V., & ZEE H., 1997. "*Fiscal Policy and Long-Run Growth*", IMF Staff Papers, Vol. 44, PP. 179-209.

ZAKANE A, 2003. *Dépenses publiques productives, croissance à long terme et politique économique, essai d'analyse économique appliquée au cas de l'Algérie*. Thèse de doctorat d'Etat en sciences économiques, université d'Alger, faculté des sciences économiques et sciences de gestion, Alger.

ZIKY M, 2005. "*Contribution des Chocs Internes et Externes aux Fluctuations Macroéconomiques Au Maroc : Une Approche Structurale Des VAR*", Economic Research Forum, Caire.

Annexes

Annexe 1 : Les résultats de l'application du test de Dickey Fuller Augmenté

TABLEAU

	Modèle 6		Modèle 5		Modèle 4	
	Valeurs calculées	Valeurs tabulées (seuil 5%)	Valeurs calculées	Valeurs tabulées (seuil 5%)	Valeurs calculées	Valeurs tabulées (seuil 5%)
DLDEP	$t_{trend} = 0,99$	$t_{trend} = 2,85$	$t_{const} = 0,45$	$t_{const} = 2,61$	$\varphi = -2,05$	$\varphi = -1,95$
DLIMPORT	$t_{trend} = -1,34$	$t_{trend} = 2,85$	$t_{const} = -0,77$	$t_{const} = 2,61$		
DLPIB	$t_{trend} = -3,52$	$t_{trend} = 2,85$				
	$\varphi = -9,91$	$\varphi = -3,56$				
DLINF	$t_{trend} = -1,32$	$t_{trend} = 2,85$	$t_{const} = -0,17$	$t_{const} = 2,61$		

Source : Construction à partir des résultats de Eviews version 4.0.

Annexe 2 : Résultats des critères d'Akaike et Schwarz à partir des estimations des modèles VAR (p allant de 1 à 5)

	Akaike	Schwarz
P=1	-6,520003	-5,613028
P=2	-7,055379	-5,406426
P=3	-7,850957	-5,445559
P=4	-6,509637	-3,333589
P=5	-5,725633	-1,765190

Source : Construction à partir des résultats de Eviews version 4.0.

Annexe 3 : Résultats du st de cointégration

Sample (adjusted) : 1974 - 2003
 Included observations : 30 after adjusting endpoints
 Trend assumption : Linear deterministic trend
 Series : LDEP LIMPORT LPIB LINF

Hypthesized No. Of CE(s)	Eignvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	10 Percent Critical Value
None*	0.616539	56.98730	47.21	54.46
At most 1	0.455345	28.23174	29.68	35.65
At most 2	0.277030	10.00365	15.41	20.04
At most 3	0.009026	0.272020	3.76	6.65

* (**) Denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation (s) at both 5% and 1%

Hypthesized No. Of CE(s)	Eignvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	10 Percent Critical Value
None*	0.616539	28.75556	27.07	32.24
At most 1	0.455345	18.22809	20.97	25.52
At most 2	0.277030	9.731634	14.07	18.63
At most 3	0.009026	0.272020	3.76	6.65

* (**) Denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation (s) at both 5% and 1%

Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

Annexe 4 : Estimation du modèle VECM

Vector Error Correction Estimates				
Sample(adjusted) : 1974 - 2003				
Included observation : 30 after adjusting endpoints				
t-statistic in []				
Cointegrating Eq :				
CointEq1				
LDEP(-1)	1.000000			
LIMPORT	-0.726572			
	[-10.5032]			
LPIB(-1)	-0.877146			
	[-5.11568]			
LINF(-1)	0.052512			
	[2.07463]			
c	13.90580			
Error Correction :	D(LDEP)	D(LIMPORT)	D(LPIB)	D(LINF)
CointEq1	0.94078	0.436936	-0.010721	-4.382138
	[1.68633]	[1.54689]	[0.16485]	[2.28066]
D(LDEP(-1))	0.156707	2.363320	2.99578	9.338092
	[0.22339]	[1.36429]	[0.75575]	[-0.79735]
D(LDEP(-2))	-0.037493	-0.211911	0.364126	-10.24322
	[-0.11529]	[-0.15180]	[1.98135]	[-1.88654]
D(LDEP(-3))	0.954416	1.609571	0.175565	10.64119
	[3.05871]	[2.08887]	[0.99569]	[2.04266]
D(LIMPORT(-1))	0.220144	-0.409691	0.030176	5.982186
	[0.84496]	[-0.63677]	[0.20496]	[1.37529]
D(LIMPORT(-2))	-0.117123	-0.473946	-0.158393	5.199652
	[-0.82155]	[-1.34624]	[-1.96614]	[2.18461]
D(LIMPORT(-3))	-0.152094	-0.256019	-0.000573	-1.799985
	[-1.22041]	[-0.83189]	[-0.00814]	[-0.86511]
D(LPIB(-1))	-0.346415	-1.512245	-0.090113	-12.03373
	[-0.62320]	[-1.10167]	[-0.28688]	[-1.29669]
D(LPIB(-2))	0.470299	0.485411	-0.219019	-3.320885
	[1.54957]	[0.64766]	[-1.27704]	[-0.65538]
D(LPIB(-3))	-0.323018	-1.127646	-0.247109	-0.668969
	[-0.87985]	[-1.24381]	[-1.19113]	[-0.10914]
D(LINF(-1))	-0.016759	-0.059612	-0.005165	-0.11875
	[-1.25982]	[-1.81468]	[-0.68715]	[-0.53453]
D(LINF(-2))	-0.016166	-0.053642	-0.007719	0.283346
	[-1.38437]	[-1.86015]	[-1.16974]	[1.45333]
D(LINF(-3))	-0.035606	-0.110702	-0.010611	0.576396
	[-2.28605]	[-2.87817]	[-1.20558]	[2.21662]
C	-0.005222	-0.040490	0.024702	0.661649
	[-0.26402]	[-0.82897]	[2.21007]	[2.00367]

Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

Annexe 4 : Suite

Vector Error Correction Estimates				
Sample(adjusted) : 1974 - 2003				
Included observation : 30 after adjusting endpoints				
t-statistic in []				
Error Correction :	D(LDEP)	D(LIMPORT)	D(LPIB)	D(LINF)
R-squared	0.815935	0.707975	0.694176	0.645124
Adj R-squared	0.666382	0.470704	0.445694	0.356787
Sums resid	0.024334	0.148396	0.007770	6.782798
S.Eequation	0.038999	0.096305	0.022038	0.651095
F-statistic	5.455827	2.983830	2.793671	2.237395
Log likelihood	64.18773	37.06789	81.31115	-20.26604
Akaike AIC	-3.345849	-1.537859	-4.487410	2.284403
Schwarz SC	-2.691957	-0.883967	-3.833518	2.938295
Mean dependent	0.032407	0.013580	0.033162	-0.032791
S.D. dependent	0.067519	0.132374	0.029600	0.811833
Det Residual Cov	2.10E-10			
Log Likelihood	201.7036			
Log Likelihood(d.f. adj)	163.9870			
Akaike Information	-6.932470			
Schwarz Criteria	-4.130075			

Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

Annexe 5 : Résultats de l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Variance Decomposition Of LDEP					
Periode	S.E.	LDEP	LIMPORT	LPIB	LINF
1	0.038999	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.066381	96.73102	1.439503	1.600328	0.229149
3	0.076340	95.53395	1.822593	1.843925	0.799529
4	0.085046	91.90481	3.721012	1.498751	2.875427
5	0.099812	89.31212	7.036139	1.146613	2.505126
6	0.118297	85.99700	9.990261	1.568937	2.443800
7	0.132714	84.41157	9.966052	2.892345	2.730032
8	0.152765	80.18924	10.14132	5.610771	4.058666
9	0.178272	75.35876	8.816731	8.889546	6.934968
10	0.200954	71.94546	7.210971	11.98385	8.859718

Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

Variance Decomposition Of LINF					
Période	S.E.	LDEP	LIMPORT	LPIB	LINF
1	0.651095	28.60131	7.690327	8.484634	55.22373
2	0.931982	33.47829	15.20681	12.93388	38.38101
3	1.164779	35.08734	14.09541	19.43327	31.38398
4	1.407412	37.62550	10.15376	20.75766	31.46309
5	1.547081	35.50178	18.34121	19.66021	26.49679
6	1.624212	38.56899	16.73668	19.52103	25.17330
7	1.713692	41.63813	15.86990	18.33733	24.15463
8	1.765627	41.26802	18.34703	17.48051	22.90444
9	1.823828	43.53297	17.63014	16.69828	22.13861
10	1.875204	45.13728	17.72845	15.96017	21.17410

Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

Variance Decomposition Of LIMPORT					
Period	S.E.	LDEP	LIMPORT	LPIB	LINF
1	0.096305	81.74676	18.25324	0.000000	0.000000
2	0.147525	82.73011	12.10381	3.730953	1.435120
3	0.154665	81.14110	11.33139	5.006112	2.521397
4	0.161191	75.80948	10.58816	4.726826	8.875536
5	0.177839	76.41423	11.98259	3.943578	7.659608
6	0.201792	76.44864	10.84464	4.944237	7.762490
7	0.217170	74.70210	9.392479	8.129262	7.776156
8	0.248650	69.21047	8.000297	13.28646	9.502771
9	0.290698	63.77323	5.853366	17.95350	12.41991
10	0.325983	59.50234	4.904333	21.78618	13.80715

Source : Résultat obtenu à partir du logiciel Eviews version 4.0.

Variance Decomposition Of LPIB					
Period	S.E.	LDEP	LIMPORT	LPIB	LINF
1	0.022038	18.69715	9.572096	71.73076	0.000000
2	0.035985	42.16788	4.630981	52.60790	0.593238
3	0.044600	48.03685	6.341767	42.64564	2.975746
4	0.050562	44.43762	7.981309	41.77197	5.809095
5	0.059132	38.73197	12.53050	40.78370	7.953826
6	0.068537	38.79720	17.53014	37.15038	6.522280
7	0.075748	40.55586	20.22678	33.81580	5.401554
8	0.082016	42.61487	22.61804	30.13955	4.627543
9	0.089214	45.89049	23.85702	25.68150	4.570996
10	0.096128	49.51335	23.16662	22.12018	5.199844

Notes

[*] Attachée de Recherche au C.R.E.A.D.

****]** Maître de Conférences à l'Institut National de la Planification et de la Statistique.

[1] Nous utilisons le logarithme pour nettoyer les séries chronologiques, pour aplatir les séries, on dit aussi stationnariser les séries en variance, mais ce qui nous intéresse dans l'étude de la stationnarité c'est la stationnarité en moyenne pour la quelle nous utilisons le test de Dickey Fuller.

[2] Les statistiques d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) sont calculées de la manière suivante :

$$SC(p) = \text{Ln} \left[\det \left| \sum_{\varepsilon} \right| \right] + \frac{2k^2 p \text{Ln}(n)}{n} \quad \text{et} \quad AIC(p) = \text{Ln} \left[\det \left| \sum_{\varepsilon} \right| \right] + \frac{2k^2 p}{n}$$

Avec k : nombre de variables du système; n : nombre d'observations ; p : le nombre de retards ; $\left| \sum_{\varepsilon} \right|$: matrice des variances covariances des résidus du modèle.

[3] La validation du modèle consiste à: examiner la significativité des coefficients (tests de Student) et pour chaque équation : examiner la significativité de la statistique de Fisher ainsi que la qualité d'ajustement avec les R^2 et vérifier que les résidus relatifs aux différentes équations sont des bruits blancs.

[4] Le test de causalité a été construit à partir du test de Wald dont les résultats sont directement obtenus sous le logiciel Eviews version 4.0.