

L'impact de la hausse du revenu sur la consommation et l'épargne des ménages en Algérie

The impact of rising income on household consumption and savings in Algeria

HEMIDET Mohamed Elhadi

Université Alger 3 Ibrahim Sultan Cheibout (Algérie), hemidet.elhadi@univ-alger3.dz

Soumis, le : 2022-06-01

Révisé, le : 2022-07-24

Publié, le : 2022-07-24

Résumé :

Ce papier s'intéresse particulièrement aux interactions entre le revenu des ménages, la consommation des ménages et l'épargne des ménages. L'objectif est de voir dans quelle mesure la consommation des ménages en Algérie est affectée par une hausse du revenu et l'épargne des ménages. L'approche méthodologique utilisée dans ce cadre est l'estimation d'un modèle VAR en série temporelle pour l'Algérie sur la période 2000-2019. Les résultats des estimations du modèle VAR ont été renforcés par le test de causalité de Granger, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance des erreurs. Les résultats mettent en évidence qu'à court terme, la consommation des ménages et l'épargne des ménages réagissent positivement à une augmentation du revenu disponible brut des ménages. Aussi, une augmentation de l'épargne des ménages a un effet positif sur la consommation des ménages.

Mots-clés : revenus, consommation, épargne, modélisation VAR, test de causalité de Granger, fonctions de réponses impulsionnelles, décomposition de la variance de l'erreur.

ملخص :

تهتم هذه الورقة بشكل خاص بالتفاعلات بين دخل الأسرة واستهلاك الأسرة والمدخرات الأسرية. الهدف هو معرفة إلى أي مدى يتأثر استهلاك الأسرة في الجزائر بزيادة دخل الأسرة ومدخراتها. النهج المستخدم في هذا السياق هو تقدير سلسلة زمنية بنموذج VAR للجزائر خلال الفترة 2000-2019. تم تعزيز نتائج تقديرات نموذج VAR عن طريق اختبار سببية جرانجر، وتحليل وظائف الاستجابة النبضية وتحلل تباين الخطأ. تظهر النتائج أنه على المدى القصير، يتفاعل استهلاك الأسرة ومدخراتها بشكل إيجابي مع الزيادة في إجمالي الدخل المتاح للأسرة. كما أن الزيادة في مدخرات الأسرة لها تأثير إيجابي على استهلاك الأسرة.

الكلمات المفتاحية: دخل، استهلاك، مدخرات، نمذجة VAR، اختبار سببية جرانجر، وظائف الاستجابة النبضية، تحلل تباين الخطأ.

JEF : D31, E21, C32, C51

1. Introduction

Les dépenses de consommation des ménages représentent la plus grande partie de la demande globale. Selon l'OCDE, elles constituent une part importante dans la plupart des pays, soit environ 60 % du Produit Intérieur Brut (PIB), et sont donc une variable primordiale dans l'analyse économique de la demande globale (Bonsu et Muzindutsi, 2017, p737).

La consommation est considérée par les économistes comme le but ultime de l'activité économique, de sorte que le niveau de consommation par habitant représente une mesure essentielle du succès de la production économique et l'un des principaux déterminants du bien-être des citoyens (Slesnick, 2000 ; Stiglitz et al., 2009 ; Ezeji et Ajudua, 2015 ; Gerstberger et Yaneva, 2013). Par conséquent, les dépenses de consommation permettent aux entreprises de pérenniser, qui peuvent poursuivre leurs activités productives en versant de nouveaux salaires, en achetant de nouvelles machines, en remboursant d'anciens emprunts, etc (Berr, 2019, p242)

Les perspectives de baisse du pouvoir d'achat et d'insécurité alimentaire mondiale en 2022 devraient encore se détériorer par rapport aux années précédentes en raison, notamment, de la fermeture continue des frontières, des conflits au Moyen-Orient et dans de nombreuses régions d'Afrique et de la perturbation des flux commerciaux. Une crise de la dette imminente dans les pays à faible revenu et un dollar américain de plus en plus fort contraignent également la capacité d'importer suffisamment de nourriture pour répondre à la demande intérieure.

Par ailleurs, la Russie et l'Ukraine représentent près de 30 % des exportations mondiales de blé et 18 % de celles de maïs. Le conflit entre ces deux pays et l'imposition de sanctions économiques mondiales à la Russie ont entraîné de nouvelles pressions à la hausse sur les prix des produits de base, en provoquant de nouvelles ruptures d'approvisionnement et en augmentant l'incertitude, et des produits énergétiques de base.

Par conséquent, les prix mondiaux des denrées alimentaires devraient continuer à augmenter. L'indice FAO des prix des denrées alimentaires s'est établi en moyenne à 159,3 points en mars 2022, soit une hausse de 12,6 % par rapport au mois d'avant. Cette augmentation des prix alimentaires mondiaux contribue à la baisse du pouvoir d'achat au niveau mondial. Face à cette situation les principales institutions mondiales (la Banque mondiale, le Fonds monétaire international, le Programme alimentaire mondial des Nations unies et l'Organisation Mondiale du Commerce) ont appelé, en avril 2022, la communauté internationale à prendre des mesures urgentes pour lutter contre l'insécurité alimentaire, maintenir le commerce ouvert et soutenir les pays vulnérables, notamment en fournissant des financements pour répondre aux besoins les plus urgents.

En Algérie, la hausse de l'inflation observée a eu un impact négatif sur le pouvoir d'achat des ménages. Face à cela, les pouvoirs publics ont décidé de revaloriser les salaires en réduisant l'Impôt sur le revenu global (IRG) à partir de janvier 2022 et en augmentant le point indiciaire des fonctionnaires applicable à partir de mars 2022. Ainsi, ils ont créé une allocation chômage et augmenté les pensions de retraite entre 2% et 10% pour les années 2021 et 2022.

Compte tenu du rôle important que joue la consommation dans l'économie, il devient impératif de comprendre l'impact de la hausse des revenus sur la consommation des ménages. A cet effet, ce travail a pour objectif d'étudier les interactions entre le revenu disponible brut des ménages, la consommation des ménages et l'épargne des ménages en utilisant la modélisation VAR, pour une période allant de 2000 à 2019. Ainsi, cette étude va nous permettre de tester la théorie de Keynes (1936) appelée la théorie générale.

1. Revue de littérature :

Sur le plan théorique, la théorie de la fonction de consommation agrégée a été développée initialement par Keynes dans sa Théorie générale (1936). Selon la théorie keynésienne, la consommation totale est une fonction positive et décroissante du revenu total. Le ratio des dépenses de consommation au revenu varie de façon cyclique avec les niveaux de revenu et varie entre les ménages à un moment donné. En outre, dans son ouvrage « *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior* », Duesenberry (1949) a remis en question la construction de Keynes du comportement du consommateur en introduisant des facteurs psychologiques liés à la formation d'habitudes et à l'interdépendance sociale en fonction des problèmes de revenu. En effet, il considère que la consommation actuelle n'est pas seulement influencée par le niveau actuel du revenu absolu et relatif, mais aussi par les niveaux de consommation atteints au cours de la période précédente. Ainsi Duesenberry (1949) considère la consommation comme un processus social et non individuel. Quant à Friedman (1957), il a proposé une hypothèse sur le comportement de consommation, appelée hypothèse du revenu permanent, selon laquelle la consommation d'un individu dépend du revenu permanent plutôt que du niveau de revenu actuel. Modigliani et Ando (1963) ont développé une théorie connue sous le nom d'hypothèse du cycle de vie dès le début des années 1950, selon laquelle les individus planifient un mode de consommation régulier tout au long de leur vie qui ne dépend pas tant du revenu actuel que des attentes de revenu sur l'ensemble du cycle de vie.

Sur le plan empirique, Keho (2019) a estimé qu'une meilleure compréhension des moteurs de la consommation des ménages fournira des informations précieuses pour soutenir la croissance économique et guider les politiques de réduction de la pauvreté. Ezeji et Ajudua (2015) ont estimé que le niveau de la consommation dans une économie est une mesure centrale du succès de la productivité dans cette économie. Aussi, pour Chai (2018), la consommation a des implications essentielles pour la croissance des industries.

La relation entre la consommation des ménages et plusieurs variables macroéconomiques a été examinée par plusieurs études. En effet, des études comme celles de Bonsu et Muzindutsi (2017), Demyanyk et al. (2019) et Obinna (2020) ont prouvé que le revenu a un impact positif significatif sur la consommation des ménages en utilisant les données du PIB comme indicateur du revenu.

Plus précisément, Alimi (2013) a étudié la relation entre les dépenses de consommation et le revenu selon l'hypothèse du revenu absolu de Keynes au Nigéria. Il a trouvé que la propension moyenne à consommer a une tendance à la baisse quand le revenu augmente. Akekere et Yousuo (2012) ont étudié l'impact du Produit Intérieur Brut (PIB) sur les dépenses de consommation privée au Nigeria sur la période 1981-2010, et leurs résultats ont montré que le PIB a un impact positif et significatif sur les dépenses de consommation privée. Ils suggèrent qu'une augmentation de la croissance économique stimulerait la consommation des ménages. Cette conclusion a également été confirmée par Ofwona (2013) qui a relevé que le revenu est un déterminant clé de la consommation des ménages au Kenya. Mishra (2011) a constaté pour l'Inde que les dépenses de consommation privées réelles sont affectées par la croissance économique à long terme et non à court terme. Quant à Mallik et Pradhan (2012), ils ont constaté que les variations des dépenses de consommation par habitant entraînent des variations du revenu personnel disponible en Inde.

Par ailleurs, certaines études n'ont pas trouvé de relation empirique entre la consommation des ménages et la croissance économique ou le revenu. Parker (1999) a noté que les variations

prévisibles du revenu n'ont aucun effet sur le taux de croissance des dépenses de consommation.

La consommation des ménages et les variables qui la déterminent ont fait l'objet d'une attention particulière dans la littérature économique. Le PIB par habitant ou le revenu des ménages et l'épargne brute sont parmi les variables macroéconomiques généralement considérées comme influençant les dépenses des ménages. Ce document examine les interactions entre ces variables macroéconomiques et la consommation des ménages en utilisant le modèle VAR. Les données annuelles agrégées utilisées dans cette analyse couvrent la période allant de 2000 à 2019.

3. Approche méthodologique

3.1. Méthode d'analyse

Notre étude comme la plupart des études sur le prix du pétrole, utilise l'approche de la modélisation VAR, dont l'application en économétrie est l'œuvre initialement de Sims (1980). Cette approche représente une alternative aux modèles à équations simultanées. La modélisation VAR permet, sans recourir à une théorie économique, d'avoir un cadre relativement bien adapté pour cette étude. Les fonctions de réponse impulsionnelles ainsi que la décomposition de la variance que permet la modélisation VAR sont bien cohérent avec l'analyse des conséquences d'un choc pétrolier sur les indicateurs macroéconomiques.

En effet, les chocs des années 70 (crises pétrolières, récession mondiale, crises des matières premières...) ont rendu inefficaces les prévisions des modèles macroéconométriques disponibles à cette époque.

Granger (1969) et Sims (1980) furent ainsi les deux premiers auteurs qui ont critiqué sévèrement ces modèles standards. Ces derniers refusent d'introduire la notion de variables exogènes dans leurs travaux. En effet, selon Sims, la représentation du comportement économique en termes de modèles structurels entraîne trop de contraintes d'identification. Pour lui, rejeter ces contraintes signifie qu'il n'y a pas de variables exogènes. Il a ensuite proposé un modèle composé d'un ensemble d'équations de forme réduite avec les mêmes retards pour les variables. Le processus VAR, est qu'une généralisation vectorielle d'un modèle autorégressif (AR).

Les modèles VAR présentent l'intérêt de mesurer la direction, l'ampleur et la durée avec lesquelles un choc affecte une variable macroéconomique.

3.2. Procédure d'estimation

Nous présentons ici les différentes étapes que comporte la modélisation VAR. En effet, comme les processus ARMA, les modèles VAR s'appliquent sur des variables stationnaires.

3.2.1. Etude de la stationnarité des variables

Trois définitions peuvent être distinguées. Ici nous nous contentons uniquement de la plus utilisée dans la littérature à savoir la stationnarité de second ordre. En effet, un processus Y_t est dit stationnaire au second ordre ou faiblement stationnaire si tous ses moments sont invariants pour tout changement de l'origine du temps soit :

- (1) $E(Y_t^2) < \infty \forall t \in Z$
- (2) $E(Y_t) = m \forall t \in Z$

– (3) $Cov(Y_t, Y_{t+h}) = \gamma_h \forall t, h \in Z$ où γ est la fonction d'autocovariance du processus

En vertu de la condition (1), les moments d'ordre 2 sont finis. La condition (2) signifie que la moyenne du processus est constante, ce qui traduit la stabilité de son comportement dans le temps. La troisième condition traduit le fait que la covariance entre deux périodes t et $t+h$ est uniquement fonction de la différence de temps h . Enfin, le processus Y_t possède la propriété d'homoscédasticité dans la mesure où sa variance σ_Y^2 est indépendante du temps : $\sigma_Y^2 = Cov(Y_t, Y_t) = \gamma_0$.

Il existe deux types de processus non stationnaires : les processus TS (Trend Stationary Processes) qui présentent une non-stationnarité de nature déterministe et les processus DS (Difference Stationary Processes) pour lesquels la stationnarité est de nature stochastique. Ces processus sont respectivement stationnarisés par une régression sur la tendance et par l'utilisation d'un filtre aux différences. Dans ce dernier cas, le nombre de filtre aux différences permet de déterminer l'ordre d'intégration de la variable¹. Nous utilisons pour notre étude les tests de Dickey Fuller Augmenté et de Philips Perron.

3.2.2. Spécification d'un modèle VAR

Avec des variables stationnaires ou rendues stationnaires on peut construire un modèle VAR qui permet, d'une part d'étudier les interdépendances entre les différentes variables et d'autre part de réaliser des chocs aléatoires. On peut également effectuer une analyse de causalité entre les différentes variables d'un VAR.

Un modèle VAR à k variables et à p retards ou décalages, noté VAR(p) peut être représenté comme suit :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + v_t$$

La transformation matricielle de cette écriture permet d'aboutir à la relation :

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}; A_p = \begin{bmatrix} a_{1p}^1 & a_{1p}^2 & \dots & a_{1p}^k \\ a_{2p}^1 & a_{2p}^2 & \dots & a_{2p}^k \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ a_{kp}^1 & a_{kp}^2 & \dots & a_{kp}^k \end{bmatrix}; A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}; v_t = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ \vdots \\ v_{kt} \end{bmatrix}$$

On note : $\sum_v = E(v_t v_t')$, la matrice de dimension (k, k) des variances covariances des erreurs. Cette matrice est inconnue.

En utilisant l'opérateur retard, cette représentation prend la forme suivante :

$$(I - A_1 D - A_2 D^2 - \dots - A_p D^p) Y_t = A_0 + v_t \text{ ou encore } A(D) Y_t = A_0 + v_t$$

Il convient avant tout traitement de déterminer le retard p à retenir pour l'estimation. On utilise généralement les critères d'information : il s'agit de choisir le nombre de retards qui minimise les critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SBC).

¹ S'il est nécessaire de différencier d fois une variable afin de la rendre stationnaire, on dit qu'elle est intégrée d'ordre d et est notée $I(d)$

3.2.3. Etude du modèle VAR

Les modèles VAR permettent d'analyser les effets d'une politique économique au travers de deux outils :

- L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle. Elle permet de mesurer l'impact d'un choc sur les variables.
- La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de chaque variable par rapport à un choc ; si un choc sur l'erreur de prévision de y_{1t} n'affecte pas la variance de l'erreur de y_{2t} , celle-ci est considérée comme exogène car elle évolue de manière indépendante.

Il est alors possible d'étudier les impacts entre les variables. Il est cependant important de connaître s'il y a une relation de causalité ainsi que son sens ; ce que ne permet pas la seule estimation VAR.

3.2.3.1. Etude de la causalité

Soit le modèle VAR (p) pour lequel les variables y_{1t} et y_{2t} sont stationnaires :

$$y_{1,t} = \gamma_1 + \alpha_{11} y_{1,t-1} + \alpha_{12} y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{1p} y_{1,t-p} + \beta_{11} y_{2,t-1} + \beta_{12} y_{2,t-2} + \dots + \beta_{1p} y_{2,t-p} + u_{1,t}$$

$$y_{2,t} = \gamma_2 + \alpha_{21} y_{1,t-1} + \alpha_{22} y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{2p} y_{1,t-p} + \beta_{21} y_{2,t-1} + \beta_{22} y_{2,t-2} + \dots + \beta_{2p} y_{2,t-p} + u_{2,t}$$

Le test consiste à poser ces deux hypothèses :

- $y_{2,t}$ ne cause pas $y_{1,t}$ si l'hypothèse H0 suivante est acceptée :

$$\beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1p} = 0$$

- $y_{1,t}$ ne cause pas $y_{2,t}$ si l'hypothèse H0 suivante est acceptée :

$$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2p} = 0$$

On teste ces deux hypothèses à l'aide d'un test de Fisher classique. On peut faire le test équation par équation.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1p} = 0 \text{ et } y_{1,t} = \gamma_1 + \alpha_{11} y_{1,t-1} + \alpha_{12} y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{1p} y_{1,t-p} + u_{1,t}$$

H1 : au moins un des coefficients $\beta \neq 0$ et $y_{1,t}$ cause $y_{2,t}$

Et

$$H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2p} = 0 \text{ et } y_{2,t} = \gamma_2 + \beta_{21} y_{2,t-1} + \beta_{22} y_{2,t-2} + \dots + \beta_{2p} y_{2,t-p} + u_{2,t}$$

H1 : au moins un des coefficients $\beta \neq 0$ et $y_{1,t}$ cause $y_{2,t}$

Si nous sommes amenés à accepter les deux hypothèses que $y_{1,t}$ cause $y_{2,t}$ et $y_{2,t}$ cause $y_{1,t}$, on parle de boucle rétroactive.

4. Résultats

Dans cette partie, nous présentons d'abord les données de l'étude et leurs sources. Ensuite, nous effectuons les tests de racine unitaire avant de présenter les résultats d'estimation.

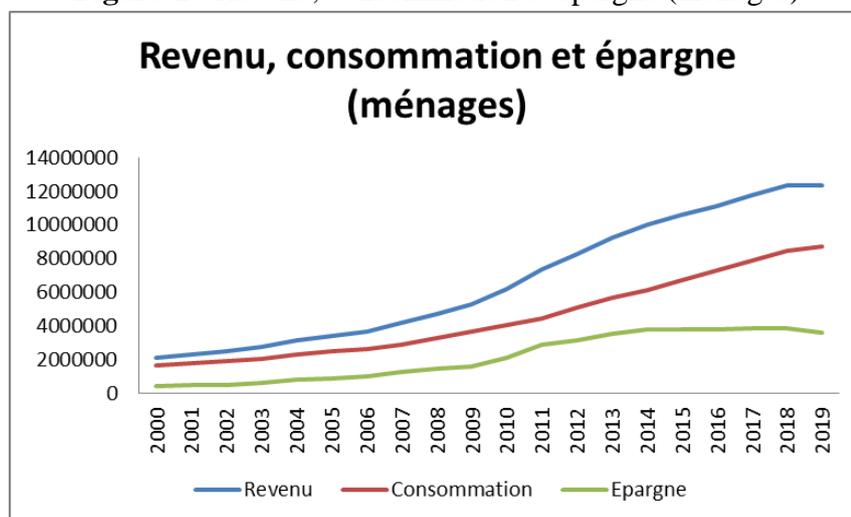
4.1. Présentation des données

Les données utilisées dans cette étude portent sur l'Algérie et sont des données annuelles allant de 2000 jusqu'à 2019. Elles sont toutes obtenues à partir des données de l'ONS. Il s'agit de :

- Revenu disponible brut des ménages
- Consommation des ménages
- Epargne des ménages

Elles ont été toutes transformées en logarithme.

Figure 1 : Revenu, consommation et épargne (ménages)



Source : réalisé par l'auteur à partir des données de l'ONS

Le graphique met en évidence une tendance globale à la hausse des trois (03) variables. Cette tendance globale à la hausse est aussi signe de non stationnarité des séries.

Le tableau ci-dessous récapitule les signes attendus des variables utilisées dans cette étude par rapport à la consommation.

Table N° 1. Les signes attendus des variables explicatives sur la consommation

Variables	Signes attendus sur la consommation
Revenu disponible brut des ménages	Positif
Epargne des ménages	Négatif/Positif

Source : réalisé par l'auteur

4.2. Tests de racine unitaire

Deux tests de racine unitaire ont été effectués : le test de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et le test de Philips Perron (PP). Les résultats de ces tests sont résumés dans les tableaux suivants :

Table N°2. Tests de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

	Statistique ADF	Ordre d'intégration
Revenu disponible brut des ménages	-5,34 (3)	I(2)
Consommation des ménages	-4,72 (2)	I(2)
Epargne des Ménages	-2,01 (1)	I(1)

Source : réalisé par l'auteur à partir du logiciel Eviews 8

Table N°3. Tests de racine unitaire de Philips Perron (PP)

	Statistique PP	Ordre d'intégration
Revenu disponible brut des ménages	-11,96 (3)	I(2)
Consommation des ménages	-6,67 (3)	I(2)
Epargne des Ménages	-2,00 (1)	I(1)

Source : réalisé par l'auteur à partir du logiciel Eviews 8

Entre les parenthèses, on a le type de modèle retenu : (1) désigne le modèle sans tendance ni constante, (2) le modèle avec constante sans tendance et (3) le modèle avec constante et tendance.

Selon ces résultats, il apparaît que les variables étudiées sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première (épargne) et deuxième (revenu et consommation). Elles ne sont donc intégrées du même ordre.

4.3. Estimation du modèle

- Identification du nombre de retard

L'estimation du VAR requiert la connaissance du nombre de retard optimal. Pour déterminer ce nombre de retard, nous utilisons les critères d'information. Ces critères sont résumés comme suit :

Table N°4. Critères de sélection de l'ordre des retards VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	63.18648	NA	1.69e-07	-7.080762	-6.933724	-7.066146
1	151.3949	134.9070	1.56e-11	-16.39940	-15.81125	-16.34094
2	162.0857	12.57734	1.45e-11	-16.59831	-15.56905	-16.49600
3	192.4638	25.01732*	1.69e-12*	-19.11339*	-17.64302*	-18.96723*

Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

Les critères d'information permettent de choisir un nombre de retard égal à 3. Il faut aussi effectuer des tests sur les propriétés des résidus afin de valider ce nombre de retard. Les résultats du test d'autocorrélation des résidus du VAR (3) sont présentés ci-dessous :

Table N°5. Tests LM de corrélation sérielle des résidus du VAR

Lags	LM-Stat	Prob
1	17.71757	0.0386
2	10.36862	0.3215
3	20.00594	0.0179
4	14.42590	0.1080
5	14.39206	0.1090

Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

Plusieurs VAR d'ordre différent ont été estimés. Cependant, le VAR (3) présente de meilleurs résultats pour blanchir les résidus. Les tests de normalité ont été aussi effectués et il ressort globalement que les résidus ne suivent pas une loi normale. Nous retenons toutefois, le VAR (3) pour la suite de l'étude. Nous sommes aussi conscients qu'un VAR (3) pour un nombre d'observation faible présente des risques en termes de degré de liberté.

Les variables étudiées étant ne sont pas intégrées du même ordre, on conclue qu'il n'existe pas de relation de long terme. Nous allons estimer un VAR sur les variables stationnaires donc un VAR en différence (première et deuxième). Les critères d'information sur les

Intitulé de l'article : les interactions entre le revenu, la consommation et l'épargne des ménages en Algérie

variables en différence nous permettent de retenir également trois (03) retards comme le montre le tableau ci-dessous :

Table N°6. Critères de sélection de l'ordre des retards VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	84.92190	NA	3.62e-09	-10.92292	-10.78131	-10.92443
1	121.9651	54.33009*	8.96e-11	-14.66202	-14.09558	-14.66805
2	137.4841	16.55355	4.56e-11	-15.53121	-14.53994	-15.54177
3	161.7687	16.18971	1.08e-11*	-17.56916*	-16.15306*	-17.58424*

Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

• Résultats d'estimation

Les résultats du modèle vectoriel autorégressif (VAR) estimé en différence (première et deuxième) se trouvent en annexe du document. La consommation semble être bien expliquée par les différentes variables du modèle. La relation significative est résumée à travers l'équation suivante :

$$CM_t = -0,02 + 4,19 RDBM_{t-1} + 2,22 RDBM_{t-2} - 2,32 CM_{t-1} - 2,31 CM_{t-2} - 1,26 EM_{t-1} + 0,98 EM_{t-3}$$

Ces résultats montrent qu'il existe une relation positive significative entre la consommation des ménages (CM) et le premier et le deuxième retard du revenu disponible brut des ménages (RDBM). Il existe également une relation négative et significative entre la consommation des ménages (CM) et ses premiers et deuxièmes retards. De plus, une relation significative et positive a été observée entre la consommation des ménages et le premier retard de l'épargne des ménages (EM) mais négative avec le troisième retard de l'épargne des ménages.

Par ailleurs, nous effectuons le test de Wald afin de tester la significativité des coefficients de la variable dans les trois précédentes équations. En effet, il apparaît dans le tableau ci-dessous que les coefficients de la variable « C(11), C(12), C(14), C(15), C(17), C(19) et C(20) » sont bien significatifs (Prob < 1%)

Table N°7. Test de Wald

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	82.13644	7	0.0000
Null Hypothesis: C(11)=C(12)=C(14)=C(15)=C(17)=C(19)= C(20)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(11)	4.196278	1.217449	
C(12)	2.226286	0.479501	
C(14)	-2.329794	0.680342	
C(15)	-2.316165	0.365114	
C(17)	-1.265969	0.433957	
C(19)	0.984410	0.186872	
C(20)	-0.026492	0.006861	

Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

Les fonctions des réponses impulsionnelles ainsi que la décomposition de la variance nous renseignent également sur la relation entre la consommation des ménages et les variables étudiées.

- Résultat du test de causalité de Granger

Les résultats du test de causalité de Granger sont reportés ci-dessous :

Table N°8. Tests de causalité de Granger

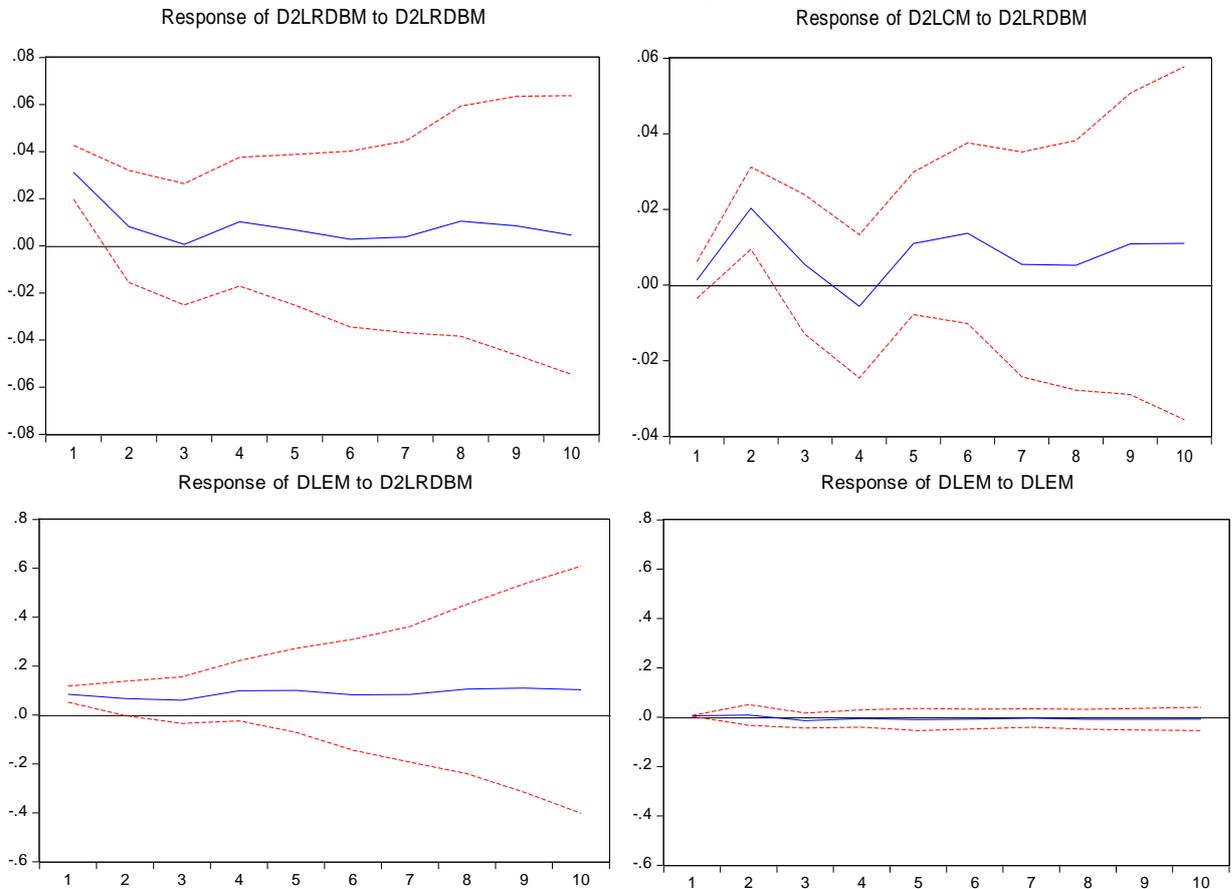
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D2LRDBM does not Granger Cause D2LCM	17	6.56400	0.0226
D2LCM does not Granger Cause D2LRDBM		0.78261	0.3913
DLEM does not Granger Cause D2LCM	17	5.85418	0.0297
D2LCM does not Granger Cause DLEM		0.37823	0.5484
DLEM does not Granger Cause D2LRDBM	17	0.01311	0.9105
D2LRDBM does not Granger Cause DLEM		1.64396	0.2206

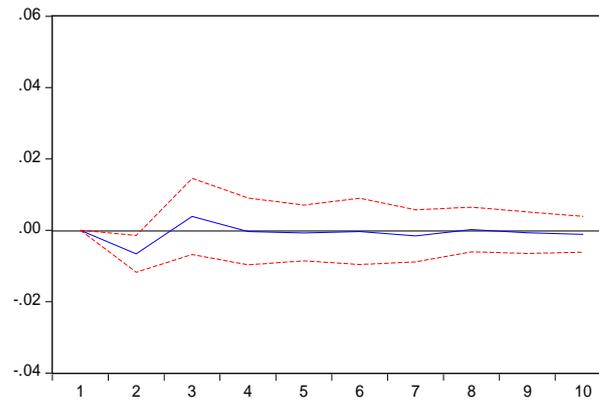
Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

Ces résultats sont cohérents car ils montrent un lien de causalité allant du revenu disponible brut des ménages (RDBM) à la consommation des ménages (CM) au seuil de 5%. On note également une relation de causalité allant de l'épargne des ménages (EM) à la consommation des ménages (CM) à 5%.

- Les fonctions de réponses impulsionnelles

1. Figure 2 : Les fonctions de réponses impulsionnelles





Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

Les fonctions de réponse impulsionnelle indiquent qu'un choc positif du revenu disponible brut des ménages (RDBM) a un effet positif sur toutes les variables de notre modèle, à savoir la consommation des ménages (CM) et l'épargne des ménages (EM). Plus précisément, un choc du revenu disponible brut des ménages d'environ 0,3% a un impact immédiat positif d'environ 0,01% sur la consommation des ménages durant la première année et atteint son niveau maximal durant la deuxième période pour atteindre 0,2%. Cet impact s'annule cependant durant la troisième année. Un choc sur le revenu disponible brut des ménages d'environ 0,3% a un impact immédiat positif et maximal d'environ 0,8% sur l'épargne des ménages. Néanmoins cet impact s'annule durant la deuxième année. Enfin, un choc positif sur l'épargne des ménages de 0,05% entraîne pendant deux ans une diminution de la consommation qui ne dépasse pas toutefois 0,06%.

- Décomposition de la variance

Nous complétons nos résultats des fonctions de réponse impulsionnelle par la décomposition de la variance (Tableau 4). En effet, les résultats présentés dans le tableau ci-dessous montrent que la variance de la consommation des ménages s'explique principalement par le revenu disponible brut des ménages (environ 69%) suivi par la consommation des ménages (elle-même) pour 24,5% et pour 6,2% par l'épargne des ménages. En ce qui concerne l'épargne des ménages, les résultats du tableau montrent qu'il est expliqué par le revenu disponible des ménages pour environ 95,7%. Ces résultats sont cohérents avec les fonctions de réponse impulsionnelle.

Table 9. Les résultats de la décomposition de la variance

	RDBM	CM	EM
RDBM	90,2	5,7	4,1
CM	69,4	24,5	6,2
EM	95,7	3,3	1,0

Source : réalisé à partir du logiciel Eviews 8

Note: le tableau présente le pourcentage de variation de la variable en ligne expliqué par la variable en colonne Les chiffres indiqués sont des moyennes des chiffres de 1 à 10ans.

5. Discussion et analyse des résultats

Durant ces dernières années, l'Algérie a procédé à des restrictions importantes à l'importation des biens produits localement afin d'encourager la production locale et contrer l'érosion des réserves de change du pays.

Les résultats de cette étude suggèrent que l'augmentation des salaires aura un impact significatif sur la consommation et l'épargne des ménages en Algérie à court terme.

Plus précisément, l'estimation du modèle retenu montre une relation positive et significative entre la consommation des ménages (CM) et le premier et le deuxième retard du revenu disponible brut des ménages (RDBM). Cette conclusion rejette la théorie de Keynes qui stipule que le revenu réel actuel est le principal déterminant de la consommation et confirme la théorie du revenu permanent (Friedman, 1957). Il existe également une relation négative et significative entre la consommation des ménages (CM) et ses premiers et deuxièmes retards. Ce résultat confirme la théorie de Duesenberry (1949) qui estime que la consommation actuelle n'est pas seulement influencée par le niveau actuel du revenu absolu et relatif, mais aussi par les niveaux de consommation atteints au cours de la période précédente et de l'effet inertie (Brown, 1952). Par ailleurs, une relation significative et positive a été observée entre la consommation des ménages et le premier retard de l'épargne des ménages (EM) mais négative avec le troisième retard de l'épargne des ménages. Cette dernière conclusion est conforme à la théorie du cycle de vie de Modigliani et Ando (1963) qui stipule que les individus cherchent à lisser leur consommation tout au long de leur vie en empruntant lorsque leurs revenus sont faibles et en épargnant lorsque leurs revenus sont élevés.

Les fonctions de réponses impulsionnelles montrent qu'une augmentation du revenu des ménages aura un effet positif et significatif sur la consommation et l'épargne des ménages. Quant aux résultats de la décomposition de la variance, ils montrent que la consommation des ménages et l'épargne des ménages s'expliquent principalement par le revenu disponible brut des ménages (environ 69% et 96% respectivement).

En conséquence, une augmentation du revenu pourrait stimuler les dépenses de consommation et aider les entreprises algériennes à réaliser des bénéfices et à faire croître l'économie nationale. Aussi, elle améliorerait la productivité des travailleurs, réduirait le roulement du personnel et l'absentéisme, et stimulerait l'économie globale en augmentant la demande des consommateurs.

6. Conclusion :

Le but principal de cette étude était d'étudier les interactions entre le revenu des ménages, la consommation des ménages et l'épargne des ménages. A cette fin, nous avons utilisé une modélisation VAR.

Il est constaté que l'augmentation de l'épargne des ménages a un effet positif sur la consommation des ménages. Les résultats ont démontré également que la consommation des ménages et l'épargne des ménages sont expliquées par le revenu disponible brut des ménages respectivement de 69% et de 95,7%.

Ces résultats montrent que la décision d'augmentation des salaires prise par le gouvernement aura un impact significatif sur la consommation des ménages et l'épargne des ménages durant les deux premières années suivant l'augmentation, ce qui permet d'améliorer le pouvoir d'achat des ménages et de stimuler l'épargne. Néanmoins, durant la troisième année, le pouvoir d'achat des ménages pourrait être maintenu par l'épargne cumulée.

Par ailleurs, les prix des matières premières ont connu une flambée durant ces dernières années causées par la pandémie de COVID-19 et plus récemment du conflit entre la Russie et l'Ukraine. Il s'ajoute à cela les facteurs économiques tels que la dépréciation du dinar et l'inflation mondiale qui ont contribué à la détérioration du pouvoir d'achat du citoyen. Les pouvoirs publics ont pris plusieurs mesures pour préserver le pouvoir d'achat des ménages modestes comme la création d'une allocation chômage et l'augmentation des pensions de retraite et des salaires. Il est fortement recommandé de revoir le modèle économique actuel, en procédant à des réformes structurelles telles que l'accélération de la promulgation de la loi relative à la promotion de l'investissement et sa mise en vigueur afin de promouvoir l'attractivité des IDE en direction de l'Algérie.

Bibliographie et références :

- Akekere, J., & Yousuo, P. O. J. (2012). Empirical analysis of change in income on private consumption expenditure in Nigeria from 1981 to 2010. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(11), 321.
- Alimi, R. S. (2013). Keynes' Absolute Income Hypothesis and Kuznets Paradox.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84.
- Berr, É. (2019). Chapitre 8. Consommation et épargne : des ménages aux intermédiaires financiers. Dans : , É. Berr, *Macroéconomie* (pp. 242-267). Paris: Dunod.
- Bonsu, C. O., & Muzindutsi, P. F. (2017). Macroeconomic determinants of household consumption expenditure in Ghana: a multivariate cointegration approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 737-745.
- Chai, A. (2018). Household consumption patterns and the sectoral composition of growing economies: A review of the interlinkages. *Inclusive and Sustainable Industrial Development Working Paper Series*, 3.
- Sims, C. A. (1980). Comparison of interwar and postwar business cycles: Monetarism reconsidered.
- Demyanyk, Y., Hryshko, D., Luengo-Prado, M. J., & Sorensen, B. E. (2019). The rise and fall of consumption in the 2000s: A tangled tale. *Economica*, 86(343), 495-531.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, saving, and the theory of consumer behavior*.
- Ezeji, C. E., & Ajudua, E. I. (2015). Determinants of aggregate consumption expenditure in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(5), 164-168.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. National Bureau of Economic Research.
- Gerstberger, C., & Yaneva, D. (2013). Analysis of EU-27 household final consumption expenditure—Baltic countries and Greece still suffering most from the economic and financial crisis. *Statistics in focus*, 2, 2013.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Keho, Y. (2019). An econometric analysis of the determinants of private consumption in Cote d'Ivoire. *Theoretical Economics Letters*, 9(4), 947-958.
- Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: Harcourt, Brace.
- Mallik, L., & Pradhan, K. C. (2012). Per capita consumption expenditure and personal disposal income in India-An econometric analysis. *Int. J. Eco. Res*, 3(2), 96-102.
- Mishra, P. K. (2011). Dynamics of the relationship between real consumption expenditure and economic growth in India. *indian Journal of economics & Business*, 10(4), 553-563.

- Obinna, O. (2020). Effect of inflation on household final consumption expenditure in Nigeria. *Journal of Economics and Development Studies*, 8(1), 104-111.
- Ofwona, A. C. (2013). An estimation of the consumption function for Kenya using Keynes' Absolute Income Hypothesis for the period 1992-2011. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 4(1), 103-105.
- Parker, J. A. (1999). The reaction of household consumption to predictable changes in social security taxes. *American Economic Review*, 89(4), 959-973.
- Slesnick, D. T. (2000). *Living Standards in the United States: a consumption-based approach*. American Enterprise Institute.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2009). Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress.

ANNEXES

Annexe 1: estimation du VAR (3)

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/15/22 Time: 14:13

Sample (adjusted): 2005 2019

Included observations: 15 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D2LRDBM	D2LCM	DLEM
D2LRDBM(-1)	0.551154 (4.03763) [0.13650]	4.196278 (1.21745) [3.44678]	-2.655193 (11.2843) [-0.23530]
D2LRDBM(-2)	1.732700 (1.59025) [1.08958]	2.226286 (0.47950) [4.64292]	1.752070 (4.44441) [0.39422]
D2LRDBM(-3)	0.105400 (0.51695) [0.20389]	-0.109517 (0.15587) [-0.70260]	0.509788 (1.44477) [0.35285]
D2LCM(-1)	0.412525 (2.25633) [0.18283]	-2.329794 (0.68034) [-3.42445]	3.216268 (6.30597) [0.51004]
D2LCM(-2)	-1.133858 (1.21089) [-0.93639]	-2.316165 (0.36511) [-6.34367]	0.174464 (3.38418) [0.05155]
D2LCM(-3)	0.389719 (0.48024) [0.81152]	-0.044217 (0.14480) [-0.30536]	1.342632 (1.34216) [1.00035]
DLEM(-1)	-0.111893 (1.43920) [-0.07775]	-1.265969 (0.43396) [-2.91727]	1.719670 (4.02227) [0.42754]
DLEM(-2)	-0.674793 (1.20955) [-0.55789]	0.437110 (0.36471) [1.19851]	-1.810875 (3.38044) [-0.53569]
DLEM(-3)	0.764845 (0.61975) [1.23411]	0.984410 (0.18687) [5.26784]	0.773643 (1.73208) [0.44666]
C	-0.003702 (0.02275) [-0.16269]	-0.026492 (0.00686) [-3.86134]	0.026504 (0.06359) [0.41679]
R-squared	0.592829	0.945356	0.748718
Adj. R-squared	-0.140079	0.846996	0.296411
Sum sq. resids	0.004876	0.000443	0.038087
S.E. equation	0.031229	0.009416	0.087278
F-statistic	0.808872	9.611236	1.655332
Log likelihood	38.95177	56.93527	23.53542
Akaike AIC	-3.860237	-6.258035	-1.804722
Schwarz SC	-3.388203	-5.786002	-1.332689
Mean dependent	-0.008805	-0.004916	0.099436

HEMIDET Mohamed Elhadi

S.D. dependent 0.029247 0.024073 0.104050

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.33E-12
Determinant resid covariance	8.61E-14
Log likelihood	161.7687
Akaike information criterion	-17.56916
Schwarz criterion	-16.15306

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 05/15/22 Time: 14:50
 Sample: 2005 2019
 Included observations: 15
 Total system (balanced) observations 45

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.551154	4.037626	0.136504	0.8932
C(2)	1.732700	1.590249	1.089578	0.2931
C(3)	0.105400	0.516950	0.203888	0.8412
C(4)	0.412525	2.256330	0.182830	0.8574
C(5)	-1.133858	1.210888	-0.936385	0.3639
C(6)	0.389719	0.480236	0.811516	0.4298
C(7)	-0.111893	1.439203	-0.077747	0.9391
C(8)	-0.674793	1.209551	-0.557887	0.5852
C(9)	0.764845	0.619753	1.234113	0.2361
C(10)	-0.003702	0.022753	-0.162687	0.8729
C(11)	4.196278	1.217449	3.446780	0.0036
C(12)	2.226286	0.479501	4.642921	0.0003
C(13)	-0.109517	0.155874	-0.702600	0.4931
C(14)	-2.329794	0.680342	-3.424446	0.0038
C(15)	-2.316165	0.365114	-6.343674	0.0000
C(16)	-0.044217	0.144804	-0.305358	0.7643
C(17)	-1.265969	0.433957	-2.917270	0.0106
C(18)	0.437110	0.364711	1.198510	0.2493
C(19)	0.984410	0.186872	5.267841	0.0001
C(20)	-0.026492	0.006861	-3.861342	0.0015
C(21)	-2.655193	11.28432	-0.235299	0.8172
C(22)	1.752070	4.444412	0.394219	0.6990
C(23)	0.509788	1.444766	0.352851	0.7291
C(24)	3.216268	6.305970	0.510035	0.6174
C(25)	0.174464	3.384178	0.051553	0.9596
C(26)	1.342632	1.342160	1.000352	0.3330
C(27)	1.719670	4.022270	0.427537	0.6751
C(28)	-1.810875	3.380443	-0.535692	0.6000
C(29)	0.773643	1.732080	0.446656	0.6615
C(30)	0.026504	0.063591	0.416787	0.6827

Determinant residual covariance 8.61E-14

Equation: D2LRDBM = C(1)*D2LRDBM(-1) + C(2)*D2LRDBM(-2) + C(3)
 *D2LRDBM(-3) + C(4)*D2LCM(-1) + C(5)*D2LCM(-2) + C(6)*D2LCM(-3)
 + C(7)*DLEM(-1) + C(8)*DLEM(-2) + C(9)*DLEM(-3) + C(10)

Observations: 15

R-squared	0.592829	Mean dependent var	-0.008805
Adjusted R-squared	-0.140079	S.D. dependent var	0.029247
S.E. of regression	0.031229	Sum squared resid	0.004876
Durbin-Watson stat	1.734699		

Intitulé de l'article : les interactions entre le revenu, la consommation et l'épargne des ménages en Algérie

$$\text{Equation: D2LCM} = C(11)*D2LRDBM(-1) + C(12)*D2LRDBM(-2) + C(13)*D2LRDBM(-3) + C(14)*D2LCM(-1) + C(15)*D2LCM(-2) + C(16)*D2LCM(-3) + C(17)*DLEM(-1) + C(18)*DLEM(-2) + C(19)*DLEM(-3) + C(20)$$

Observations: 15

R-squared	0.945356	Mean dependent var	-0.004916
Adjusted R-squared	0.846996	S.D. dependent var	0.024073
S.E. of regression	0.009416	Sum squared resid	0.000443
Durbin-Watson stat	2.635574		

$$\text{Equation: DLEM} = C(21)*D2LRDBM(-1) + C(22)*D2LRDBM(-2) + C(23)*D2LRDBM(-3) + C(24)*D2LCM(-1) + C(25)*D2LCM(-2) + C(26)*D2LCM(-3) + C(27)*DLEM(-1) + C(28)*DLEM(-2) + C(29)*DLEM(-3) + C(30)$$

Observations: 15

R-squared	0.748718	Mean dependent var	0.099436
Adjusted R-squared	0.296411	S.D. dependent var	0.104050
S.E. of regression	0.087278	Sum squared resid	0.038087
Durbin-Watson stat	2.194614		

Wald Test:
System: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	82.13644	7	0.0000

Null Hypothesis: C(11)=C(12)=C(14)=C(15)=C(17)=C(19)=C(20)=0

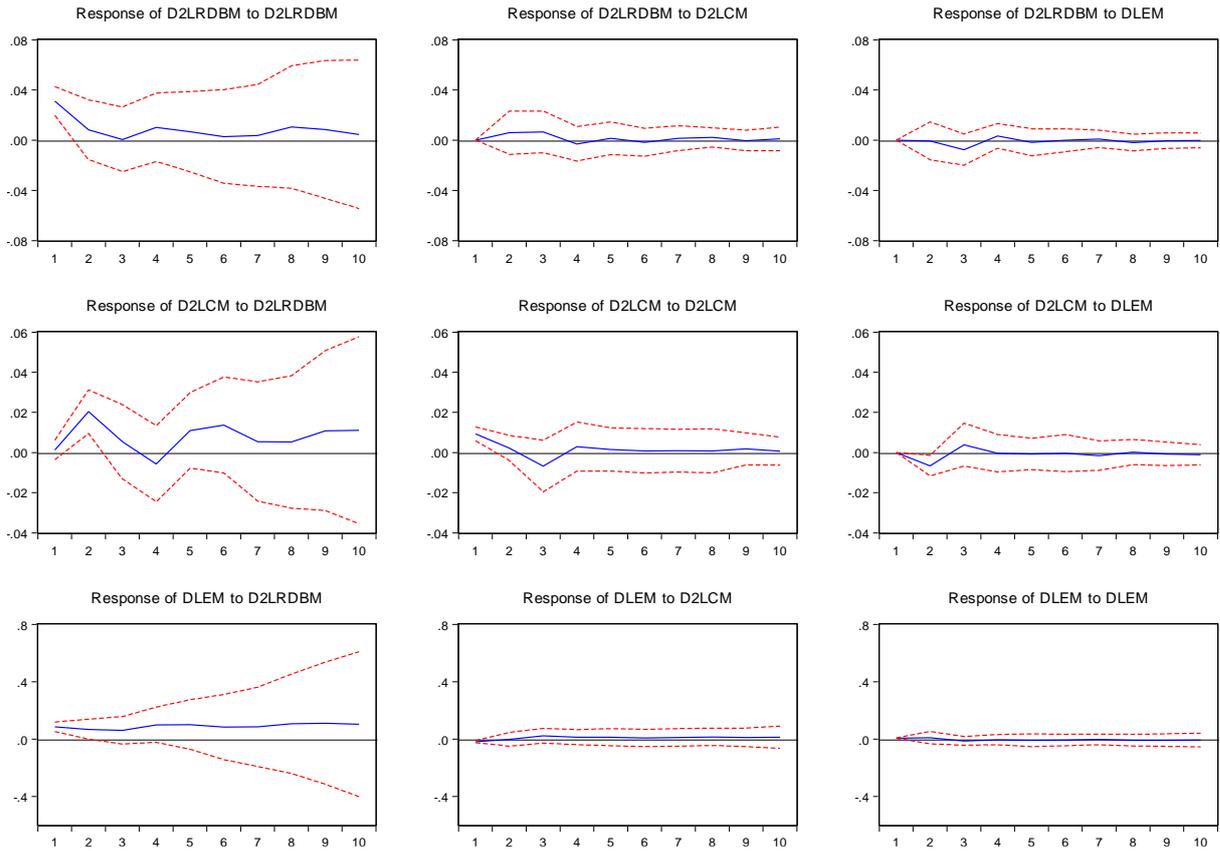
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(11)	4.196278	1.217449
C(12)	2.226286	0.479501
C(14)	-2.329794	0.680342
C(15)	-2.316165	0.365114
C(17)	-1.265969	0.433957
C(19)	0.984410	0.186872
C(20)	-0.026492	0.006861

Restrictions are linear in coefficients.

Annexe 2 : les fonctions de réponses impulsionnelles

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Annexe 3 : la décomposition de la variance

Variance Decomposition of D2LRDBM:					
Period		S.E.	D2LRDBM	D2LCM	DLEM
1		0.031229	100.0000	0.000000	0.000000
2		0.032846	96.67809	3.290089	0.031824
3		0.034359	88.38160	6.697808	4.920591
4		0.036136	87.95250	6.723895	5.323604
5		0.036838	88.01769	6.646553	5.335757
6		0.036991	87.89449	6.813538	5.291973
7		0.037233	87.78928	6.911036	5.299684
8		0.038800	88.17699	6.690352	5.132660
9		0.039728	88.70797	6.388277	4.903756
10		0.040005	88.78458	6.375211	4.840205

Variance Decomposition of D2LCM:					
Period		S.E.	D2LRDBM	D2LCM	DLEM
1		0.009416	1.915997	98.08400	0.000000
2		0.023466	75.38277	16.63593	7.981305
3		0.025302	69.32594	21.46327	9.210793
4		0.026096	69.85549	21.46765	8.676852
5		0.028369	74.14139	18.44413	7.414482
6		0.031518	78.97677	15.00515	6.018077
7		0.032036	79.33181	14.59780	6.070388
8		0.032469	79.82028	14.26691	5.912811
9		0.034296	81.58985	13.06923	5.340919
10		0.036058	83.21133	11.85577	4.932904

Variance Decomposition of DLEM:					
Period		S.E.	D2LRDBM	D2LCM	DLEM
1		0.087278	94.96857	4.671423	0.360002
2		0.110751	96.16544	2.949831	0.884726
3		0.129005	92.94203	5.267714	1.790260
4		0.163200	94.85302	3.916098	1.230881
5		0.192494	95.61067	3.263480	1.125854
6		0.209832	96.06761	2.848422	1.083969
7		0.226457	96.37835	2.671165	0.950486
8		0.250704	96.57879	2.526284	0.894924
9		0.274205	96.89304	2.267576	0.839386
10		0.293449	97.03108	2.174124	0.794799

Cholesky Ordering: D2LRDBM D2LCM DLEM