

**TAUX DE CHANGE ET CROISSANCE ECONOMIQUE : UNE ANALYSE
EN MODELE VAR
DU CANAL DU TAUX DE CHANGE :
CAS DE L'ALGERIE**

BENADDA Mokhtaria

Doctorante, Faculté des SEGC, Université d'Oran2

RESUME

La transmission des variations du taux de change aux performances macroéconomiques a suscité des débats sur leur impact notamment sur la croissance. Plusieurs économistes considèrent le taux de change comme un canal de transmission de la politique économique pour les économies ouvertes. Cet article vise principalement à déterminer empiriquement l'impact du taux de change sur la croissance économique. Pour cela, nous adopterons une démarche en termes du modèle vectoriel autorégressif (VAR) avec quatre variables à savoir, le taux de change effectif réel, la croissance économique, le développement financier avec comme indicateur les crédits et enfin la masse monétaire.

Les résultats empiriques nous permettent de confirmer nos attentes théoriques en l'occurrence une baisse du taux de change effectif réel du dinar accroît la croissance économique par le biais des dépenses publiques destinées à la consommation et stimulées par la fiscalité pétrolière.

Mots-Clefs : Taux de change, Croissance économique, VAR, Développement financier, Masse monétaire.

ملخص

انتقال تغيرات سعر الصرف إلى الأداء الاقتصادي وأد نقاشات حول تأثيراتهم خاصة على النمو. العديد من الاقتصاديين يعتبر سعر الصرف قناة انتقال السياسة الاقتصادية للاقتصاد المفتوح. هذا المقال يهدف أساسا إلى تحديد تجريبيا تأثير سعر الصرف على النمو الاقتصادي بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي ذو أربعة متغيرات و هي سعر الصرف الفعلي الحقيقي، النمو الاقتصادي، التنمية المالية كمؤشر لها القروض و أخيرا الكتلة النقدية. النتائج المتحصّل عليها تسمح لنا بتأكيد التوقعات النظرية و هي أنّ انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار يحفز النمو الاقتصادي بواسطة النفقات الحكومية الموجهة للاستهلاك و المحفزة بضرائب النفط. الكلمات المفتاحية : سعر الصرف، النمو الاقتصادي، VAR، التنمية المالية، الكتلة النقدية.

INTRODUCTION

La nouvelle classification des régimes de change après l'effondrement du système de change de Bretton-Woods, les mouvements récents des taux de change et le déclenchement des crises de change ont été exceptionnellement importants, ce qui a suscité des débats et des polémiques sur leurs effets probables sur les performances macroéconomiques notamment sur la croissance.

L'expérience acquise dans les pays avancés et émergents et dans les pays en développement suggère que les mouvements de taux de change ont généralement des effets importants sur les volumes d'exportation et d'importation et donc sur la croissance économique. En effet, celle-ci est renforcée par une balance commerciale bien performante.

Ainsi, les banques centrales utilisent le taux de change dans leurs politiques économiques comme un outil d'ajustement et de rééquilibrage de l'activité économique et surtout pour stimuler la croissance. Comme l'indiquent les différents travaux théoriques et empiriques, le taux de change est un canal de transmission de la politique monétaire notamment pour les pays ayant un degré d'ouverture élevé. Ce canal influe sur la croissance économique par trois mécanismes à savoir ; le régime de change, la variabilité et le désajustement du taux de change.

Suite aux mutations de la finance internationale et notamment depuis l'effondrement du système de Bretton-Woods où l'Algérie cherchait à s'adapter à la globalisation financière d'une part et la mise en place d'un processus de développement économique et de gestion planifié et centralisé qui consiste à promouvoir le secteur des hydrocarbures d'autre part, l'évolution de sa politique de change a connu des changements notables en passant par la politique de change fixe qui consistait à ancrer le dinar au franc français et à un panier de monnaies. Cette politique a connu plusieurs limites et a amené les autorités monétaires algériennes à solliciter l'aide du FMI et de la Banque Mondiale et cela s'est procédé par des dévaluations successives de la parité de la monnaie nationale et le rééchelonnement de la dette extérieure, pour adopter ensuite le flottement dirigé à partir de 1995 par la création d'un marché interbancaire de change.

L'évolution de cette politique de change a des retombés sur les performances macroéconomiques notamment la croissance. L'objectif de cette étude est de déterminer l'impact de la variation du taux de change sur la croissance économique pour la période 1990-2015 en se basant sur un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Cette modélisation nous permettra de déceler l'impact d'une dépréciation du taux de change sur la croissance en interaction avec d'autres variables.

Cette étude est subdivisée en quatre parties, la première expose une revue de littérature relative à l'impact du taux de change sur la croissance, la seconde présente l'évolution des deux variables à savoir le taux de change et la croissance économique de 1990 jusqu'à

2015, la troisième aura pour objet de décrire l'approche méthodologique suivie et enfin la dernière est réservée à l'analyse empirique et l'interprétation des résultats.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE :

L'impact du taux de change sur la croissance économique d'un pays se conjugue à ceux d'autres variables, en d'autre terme, le taux de change affecte la croissance économique par le biais de canaux de transmission.

1.1. Les canaux de transmission entre le taux de change et la croissance :

On note d'abord, que le degré d'ouverture au commerce international constitue un point crucial de la relation entre le taux de change et le taux de croissance d'une économie. Ainsi, la théorie de la croissance endogène lui attribue un lien positif avec la croissance économique. Barro et Sala-i-Martin (1995) ont montré que les économies ayant un degré d'ouverture plus élevé sont les plus en mesure d'intégrer le progrès technologique et de tirer davantage du rattrapage vis-à-vis du reste du monde.

Dans ce contexte, le mouvement de la balance commerciale est fortement lié à la gestion du taux de change réel. En effet, un taux de change réel bas permet d'accroître les exportations par effet de compétitivité internationale, desserre la contrainte extérieure et permet d'importer du capital de l'extérieur non produit localement, stimule la production et donc favorise la croissance.

Bailliu 2000, indique que l'ouverture aux flux de capitaux peut aussi générer des investissements qui ont des retombés positifs sur la croissance s'ils sont canalisés vers des placements productifs.

Le deuxième canal par lequel le taux de change influe la croissance économique est celui du degré de développement du marché financier. Un secteur financier développé peut favoriser la croissance économique quel que soit la nature du régime de change. Cependant l'effet diffère d'un régime à un autre, il peut être plus prononcé dans le cas des pays qui ont un régime de changes flottants car l'existence d'un marché financier assez développé permet d'amortir les chocs de taux de change et offrir des instruments qui permettent de se prémunir contre la volatilité du taux de change¹.

Levine (1997), définit 'comment le degré de développement du système financier mesurable par sa capacité à mobiliser l'épargne, à faciliter la répartition des capitaux et à améliorer la gestion du risque' peut favoriser la croissance par le jeu de ses effets sur l'accumulation du capital.

1.2. Les principaux enseignements des études théoriques et empiriques :

¹ <http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/08/bailliu-f.pdf>

Maintes études théoriques et empiriques se sont penchés à analyser la relation entre le taux de change et la croissance économique, certains déterminent le lien entre la nature du régime de change et la croissance tant dis que d'autres s'intéresse à l'étude de la relation entre le désajustement du taux de change et la croissance et enfin d'autres estiment l'impact d'une variation du taux de change sur la croissance.

Le premier courant souligne que l'adoption d'un régime de change insoutenable nuit à la croissance économique, Frankel 1997 indique que les régimes de changes fixes sont plus avantageux par rapport aux régimes de change flottants, notamment les unions monétaires qui encouragent l'investissement et le commerce et donc favorisent la croissance². D'après les résultats empiriques obtenus par Rose (2000), les unions monétaires auraient un effet positif sur le commerce international et la volatilité du taux de change un effet faible et négatif³. Egalement Collins 1996 suggère que la flexibilité du régime de change est une source de volatilité du taux de change qui augmente le risque de profitabilité des opérations d'exportation, des investissements et par conséquent affaiblit la croissance⁴.

En générale, le choix d'un bon régime de change en faveur d'une croissance économique rapide n'est pas encore tranché. Certains auteurs sont d'avis qu'un régime de change fixe et stable génère une croissance rapide et le passage vers la flexibilité est associé à un accroissement de volatilité des taux de change. D'autres avancent que les régimes de change fixes ne sont pas en mesure d'absorber les chocs qui désajustent le taux de change, par contre l'adoption des régimes flottants peut réduire la probabilité d'un déséquilibre durable du taux de change susceptible d'entraîner une crise économique voir une récession. Le second courant montre que le désajustement du taux de change réel affecte la croissance économique et le bien être d'une nation. La croissance économique peut être influée par une évaluation erronée du taux de change, par exemple une surévaluation de la monnaie national au-delà de la surévaluation d'équilibre affecte négativement à court terme la compétitivité internationale des produits nationaux, c'est-à-dire elle pénalise la balance commerciale et donc nuit à la croissance économique. En outre, même une sous-évaluation excessive peut affecter négativement la compétitivité et la croissance économique. En effet, **Edwards 1988** souligne l'importance de la stabilité du taux de change réel et la correction

² FRANKEL Jeffrey, « Experience of and Lessons from Exchange Rate Regimes in Emerging Economies », Asian Development Bank, Monetary and Financial Integration in East Asia, vol2, 91-138, 2004, P 08.

³ ROSE. Andrew, « One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade », Economic Policy, vol. 30, 2000, P 01.

⁴ COLLINS Susan, « On becoming more flexible: Exchange rate regimes in Latin America and the Caribbean », Journal of Development Economics, Vol51, Issue 1, 1996, P 117-138.

de son désajustement comme déterminants de la performance économique dans les pays les moins développés.

Enfin, concernant l'impact de la variation du taux de change sur la croissance économique s'inscrivent des travaux théoriques et empiriques. **F. Mishkin 1996** souligne que le taux de change est un canal qui joue un rôle important dans la façon dont la politique monétaire affecte l'économie nationale, une dépréciation de la monnaie nationale abaisse le prix des biens nationaux par rapport aux biens étrangers, ce qui se traduit par une augmentation des exportations nettes et donc de la production globale⁵.

Eichengreen soutient l'idée que le maintien d'un taux de change réel à des niveaux compétitifs et l'évitement d'une volatilité excessive sont primordiales pour la croissance économique. Il rajoute également que ce n'est pas la stabilité du taux de change qui favorise la croissance mais plutôt son niveau moyen, dans le cas où le taux de change connaît une surévaluation significative, il doit être rééquilibré afin d'encourager la croissance et le développement et ce à travers une dépréciation nominale conjuguée avec des politiques de modération salariales destinées à réduire les effets inflationnistes qui diminuent les revenus réels⁶. De plus, Eichengreen souligne que le maintien d'un taux de change réel à un niveau compétitif sans volatilité améliore l'impact des autres déterminants de la croissance tels que l'éducation et la formation, l'épargne et l'investissement, les connaissances organisationnelles et technologiques.

En 1997, **Kamin et Rogers** indiquent que la dévaluation du peso Mexicain depuis 1994 a été source d'inflation et de contraction de l'activité économique. Toutefois, l'appréciation réelle ces dernières années s'est associée à une expansion de l'activité économique. Dans leur étude basé sur un modèle VAR, le résultat est toujours le même ; la dévaluation du Peso est suivie d'une contraction économique au Mexique. Ils soulignent également que leur résultat est conforme pratiquement à toutes les analyses antérieures de la dévaluation et la croissance économique au Mexique⁷.

MAGDA.K revisite dans son étude la relation entre les fluctuations du taux de change et les performances macroéconomiques notamment la croissance pour vingt deux pays en développement. Son analyse introduit un modèle d'anticipation rationnelle qui décompose

⁵MISHKIN Frederic, « Les Canaux De Transmission De La Politique Monétaire », Bulletin de la Banque de France N°27, Mars 1996, P 93.

⁶EICHENGREEN Barry, «The Real Exchange Rate and Economic Growth », the 8th annual conference of the W. Arthur Lewis Institute for Social and Economic Studies, Port of Spain, 27 March 2007, P 01-18.

⁷KAMIN. Steven, ROGERS. John, « Output And The Real Exchange Rate In Developing Countries: An Application To Mexico », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, N° 580, May 1997, P 01-40

le mouvement du taux de change en composantes anticipées et imprévues et démontre les effets des canaux de demande et d'offre sur la croissance. Le résultat de son investigation démontre que les variations anticipées du taux de change réduit significativement la croissance de la production sur le long terme. Par contre sur le court terme, la croissance de la production enregistre des fluctuations face au changement imprévu du taux de change. Il conclut que pour divers degrés d'ouverture, les fluctuations du taux de change génèrent des effets négatifs sur la croissance économique pour les pays en développement vu la contraction de la production suite à une dépréciation de la monnaie⁸.

Dans une étude économétrique de type panel, **Rodrik** tente de prouver qu'une sous-évaluation de la monnaie (un taux de change élevé) stimule la croissance économique. Il souligne également que cela est particulièrement vrai pour les pays en développement. En revanche, selon cet auteur, une surévaluation du taux de change est associée à une pénurie de devises, une défaillance du compte courant et des crises de balance de paiement qui nuisent à la croissance économique. Il soutient qu'une surévaluation pénalise la croissance tant dis que la sous-évaluation la facilite, cela est vérifié pour la plupart des pays à forte période de croissance associée à des monnaies sous-évaluées tels que la Chine, l'Inde, la Corée du Sud, Taiwan, Ouganda, Tanzanie, et le Mexique. Il précise également qu'il existe peu de relation non linéaire entre le taux de change d'un pays et la croissance économique. Cette relation de linéarité se vérifie uniquement pour les pays en développement, elle disparaît lorsque l'étude se limite seulement pour les pays avancés⁹.

Récemment en 2016, **Maurizio M** examine l'effet du taux de change réel sur la croissance économique par habitant pour un échantillon de 150 pays sur la période 1970-2010. Les résultats de cette étude dévoilent un effet statistiquement positif et significatif de la dépréciation réelle sur la croissance économique par habitant pour une période moyenne de cinq années, toutefois, ce résultat est valable uniquement pour les pays en développement. L'auteur confirme les résultats de Rodrik et conclut donc que la dépréciation réelle du taux de change influe amplement la croissance dans les pays en développement et sensiblement pour les pays avancés¹⁰.

⁸MAGDA Kandil, « EXCHANGE RATE FLUCTUATIONS AND ECONOMIC ACTIVITY IN DEVELOPING COUNTRIES: THEORY AND EVIDENCE », JOURNAL OF ECONOMIC DEVELOPMENT, Vol29, N° 01, June 2004, P 100.

⁹RODRIK Dani, « The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence », John F. Kennedy School of Government, Harvard University, Cambridge, MA 02138, August 2007, P 01-02.

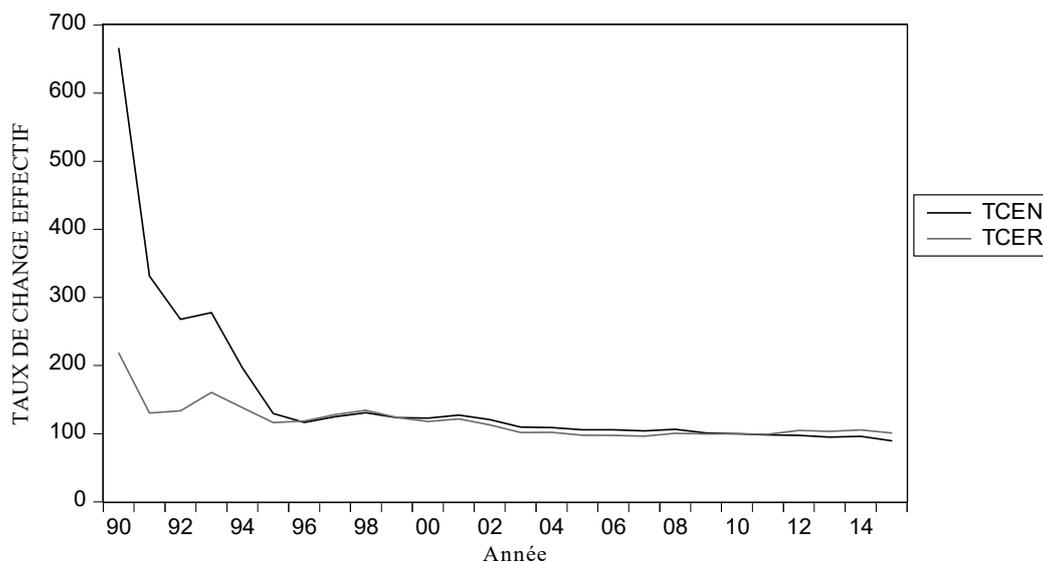
¹⁰Maurizio Michael and al, «The Real Exchange Rate And Economic Growth: Revisiting The Case Using External Instruments », Working Paper Series, European Central Bank, N°1921, June 2016, P 16.

Les résultats des travaux diffèrent d'un pays à un autre, certains économistes soulignent qu'une dépréciation de la monnaie nationale favorise la croissance économique au prix d'une inflation, tant dis que d'autres avancent qu'une surévaluation du taux de change est une source de croissance. Ainsi, aucune théorie n'est parvenue à déterminer le régime de change ou bien la bonne mesure du taux de change qui favorise la croissance économique. Néanmoins, le seul point commun est que le taux de change ne produit pas ses effets directement sur les performances économiques mais plutôt par le biais des canaux de transmission.

2. TAUX DE CHANGE ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN ALGERIE :

Le taux de change nominal a connu deux grandes périodes ; la première période de 1990-1996 marqué par une dévaluation continue du dinar. Cette dévaluation était la condition nécessaire du FMI lors de la signature du premier accord stand by le 31 mai 1989 en vue d'obtenir son appui au remboursement de la dette extérieure voire à la relance économique. Ensuite la seconde période à partir de 1996 où le taux de change a connu une stabilité suite à l'adoption du régime de flottement dirigé et la création d'un marché interbancaire de change. En outre, le taux de change réel a enregistré un écart par rapport au taux de change nominal du fait de la hausse massive du taux d'inflation lors de la première période, tant dis qu'il s'est rapproché dans la seconde période suite à la baisse du niveau d'inflation. Ceci confirme les efforts déployés par la banque d'Algérie en matière de politique monétaire et de change.

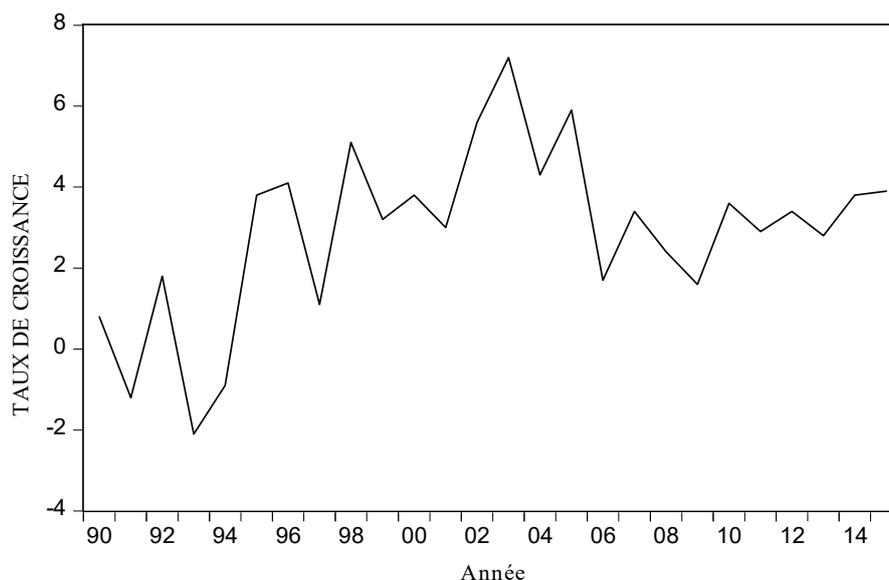
Figure n°01 : Evolution du taux de change effectif nominal et réel 1990-2015



Source : International Financial Statistic

La croissance économique algérienne a connu trois grandes périodes depuis 1990. La première période de récession qui s'étale de 1990-1994 caractérisée par des taux de croissance négatifs du PIB. Ces taux médiocres sont la conséquence de la détérioration des recettes d'exportations des hydrocarbures engendrée par le contre choc pétrolier de 1986 et la crise de la dette externe. Ensuite, la seconde période de 1995-2001 dite de relance économique, la croissance de l'économie algérienne est restée modeste et inférieure à son potentiel avec une moyenne annuelle de 3,4 % et une baisse en 1997 (1,1%) due au déclin de la production agricole. Enfin, la dernière période de 2002-2015 marquée par une accélération de la croissance suite au lancement en 2001 du programme triennal de soutien à la relance économique ainsi que la poursuite des réformes économiques et surtout par la reconstitution des réserves de change qui ont consolidé la balance de paiements extérieurs.

Figure n°02 : Evolution de la croissance économique 1990-2015



Source : Banque Mondiale (WDI)

3. METHODOLOGIE DE TRAVAIL :

Nous procédons pour analyser l'impact du taux de change sur la croissance économique à l'usage d'un modèle VAR (modèle vectoriel autorégressif) à quatre variables ; le taux de change, la masse monétaire, le développement financier et la croissance économique. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés en utilisant le logiciel Eviews7.

L'analyse par le modèle VAR de l'impact du taux de change nous permettra d'identifier les chocs structurels des variables et de décomposer leur effet sur la croissance suite à la décomposition de Choleski. Ainsi, Les fonctions de réaction aux impulsions nous permettent de déceler comment la croissance économique réagisse face aux chocs du taux de change.

4. L'ANALYSE EMPIRIQUE :

4.1. Présentation des données :

Nous utilisons dans le cadre de cette étude des séries chronologiques couvrant la période 1990 à 2015 soit 26 observations. Nos sources de données sont multiples : les Statistiques Financières Internationales du FMI, La Banque d'Algérie et la Banque Mondiale (World Development Indicators).

Dans notre étude, supposer que seul le taux de change influence la croissance économique est inefficace et ne permet pas de dégager l'impact réel. D'autres variables peuvent influencer la croissance c'est pour cela que nous étendons notre modèle à plusieurs

variables afin de se rapprocher de la théorie et de la réalité. On retient alors, le taux de change effectif réel coté au certain (étant donné que l'Algérie est un pays qui commerce avec plusieurs partenaires, il est utile de prendre en compte un taux de change effectif qui prend en compte le poids de différentes monnaies de transaction), le taux de croissance de la masse monétaire au sens large M2, les crédits intérieurs en pourcentage du PIB comme indicateur du développement financier et le taux de croissance du PIB.

4.2. Spécification du modèle :

Avant de procéder à l'estimation empirique du modèle nous devons d'abord le spécifier entre autre l'écrire sous forme d'équation :

$$PIB = \beta_1 + \beta_2TCER + \beta_3DF + \beta_4MM + \varepsilon$$

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$: représentent les coefficients du modèle ;

ε : représente le terme d'erreur de l'équation.

Cependant, étant donné que nous travaillons avec des séries temporelles, il est nécessaire de s'assurer de leur stationnarité. Cette dernière constitue une condition nécessaire pour éviter les relations factices.

4.2.1. Test de stationnarité :

Pour cela, nous allons adopter le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) qui permettent de prendre en compte l'autocorrélation possible de la série différenciée via une correction utilisant les valeurs retardées. Ces tests identifient l'ordre d'intégration des séries. Lorsque la série est stationnaire en niveau son ordre d'intégration est (0) par contre si elle admet une stationnarité en différence, l'ordre d'intégration peut aller de 1 à J.

Les résultats des tests d'Augmented Dickey-Fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP)¹¹ indique que :

Le taux de change effectif réel et la masse monétaire sont stationnaires en niveau puisque les t-statistic -7,97 et -4,74 sont respectivement inférieurs à la valeur critique -3,60 et -3,60 au seuil de 5% ainsi leur probabilité est inférieure à 5%. Par contre, le produit intérieur brut et les crédits ne sont pas stationnaires en niveau vu que leurs valeurs statistiques -3,38 et -0,61 sont respectivement supérieures à la valeur critique -3,60 ainsi que leur probabilité est supérieure à 5% (0,07 et 0,99).

Après l'examen des différents tests, les séries non stationnaires sont devenues stationnaires après une première différence. Nous pouvons donc conclure que les séries taux de change

¹¹ Voir annexe 01.

effectif réel et la masse monétaire sont intégrées d'ordre 0 alors que les séries produit intérieur brut et les crédits (DF) sont intégrées d'ordre 1.

4.2.2. Test de cointégration :

Vu que les variables de notre modèle ne sont pas intégrées du même ordre, nous pouvons dire qu'il n'y a pas de relation de cointégration au sens de Granger. Donc on ne peut pas estimer l'impact du taux de change sur la croissance pas la construction d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Ceci dit que le modèle compatible à notre étude empirique est le modèle vectoriel autorégressif (VAR).

4.2.3. Détermination du nombre de retard P :

La détermination du nombre de retard du VAR a été faite à l'aide des critères d'information.

Tableau n°01: Nombre de retard du modèle VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-315.3728	NA	13527798	27.77155	27.96902	27.82121
1	-288.1854	42.55415*	5258853.	26.79873	27.78612*	27.04706
2	-267.6864	24.95532	4123792.*	26.40751*	28.18481	26.85450*

Source : Résultat obtenus à partir du logiciel Eviews7.

L'analyse du tableau montre qu'on se référant aux différents critères, le minimum pour Schwarz et Akaike correspond à $p = 2$, donc le nombre de retard à retenir qui minimise les critères d'information est de 2. Nous retenons donc un VAR(2).

4.3. Estimation du modèle :

Après avoir vérifié la stationnarité des séries chronologique et déterminé le nombre de retard, nous passons à l'estimation du modèle VAR(2) pour analyser l'impact du taux de change sur la croissance économique et de voir sa réaction suite à un choc sur le taux de change. Les résultats de l'estimation nous permettent d'écrire l'équation de chaque variable en fonction de ses valeurs passées et des valeurs passées des autres variables. Dans notre modèle qui traite l'impact du taux de change sur la croissance, nous nous intéressons à estimer seulement l'équation de notre variable à expliquer à savoir la croissance économique. L'équation obtenue est ainsi :

$$\begin{aligned}
D(PIB) = & -1,006 * D(PIB(-1)) - 0,45 * D(PIB(-2)) - 0,12 \\
& * TCER(-1) + 0,16 * TCER(-2) + 0,14 * D(DF(-1)) \\
& + 0,01 * D(DF(-2)) + 0,005 * MM(-1) + 0,02 \\
& * MM(-2) - 4,98
\end{aligned}$$

$$R^2 = 74,22 \quad F\text{-stat} = 5,03$$

Les résultats de l'estimation montrent que les paramètres du modèle sont globalement significatifs. Le coefficient de détermination R^2 est égal à 74,22%. Ceci dit que les variables indépendantes du modèle permettent d'expliquer 74% la croissance alors que le reste (26%) est expliqué par d'autres variables qui n'ont pas été prises dans le modèle. Notre modèle est globalement significatif compte tenue de la valeur du F-Statistiques (5,03) qui est supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5% (2,59). On conclut donc que le modèle est retenu.

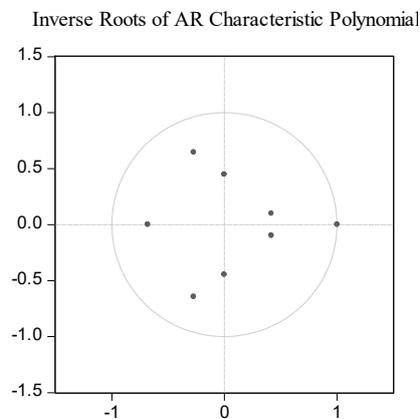
4.4. Validation du modèle :

Pour poursuivre le reste des travaux sur le modèle estimé et interpréter les résultats obtenus, il est primordial de procéder à quelques tests afin de valider le modèle. Il s'agit de trois tests : le test de stationnarité, le test de normalité et le test d'autocorrélation.

4.4.1. Stationnarité du modèle :

La stationnarité du modèle VAR(2) est testée par l'inverse des racines du polynôme caractéristiques. Si l'inverse de toutes les racines se trouve à l'intérieur du cercle unité, les conditions de stationnarité du modèle sont donc vérifiées.

Figure n°03: Test de stationnarité du modèle VAR(2)



Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'Eviews7.

L'inverse de toutes les racines se trouve dans le cercle unité d'après le test de stationnarité. Les conditions de stationnarité sont vérifiées, le modèle VAR(2) est stationnaire il est donc retenu.

4.4.2. Test de normalité :

Ce test de validation du modèle VAR permet de voir si les résidus (termes d'erreurs) du modèle suivent une distribution normale. Dans notre étude, on se réfère au test de normalité de Jarque-Bera. Les résultats du test de normalité du modèle sont représentés par le tableau suivant :

Tableau n°02 : Test de normalité.

VAR Residual Normality
 Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 12/16/16 Time: 20:13
 Sample: 1990
 2015
 Included observations: 23

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	1.947903	2	0.3776
2	1.959534	2	0.3754
3	0.091800	2	0.9551
4	2.549161	2	0.2795
Joint	6.548399	8	0.5860

Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'Eviews7.

Les résultats du test de normalité sur le modèle indiquent que les variables suivent la loi normale étant donné que la probabilité de Jarque-Bera (0,5860) est supérieure à 5%.

4.4.3. Test d'autocorrélation :

L'absence d'autocorrélation entre les erreurs est l'une des conditions nécessaires pour valider un modèle économétrique. Pour ce faire un test d'autocorrélation des erreurs s'impose. Dans la présente étude on se réfère au test de Multiplicateur de Lagrange LM.

Tableau n°03 : Test d'autocorrélation (LM)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 12/17/16 Time: 23:30
Sample: 1990 2015
Included observations: 23

Lags	LM-Stat	Prob
1	19.16999	0.2599
2	14.81221	0.5384

Probs from chi-square with 16 df.

Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'Eviews7.

On remarque bien qu'il n'y a pas d'autocorrélation entre les erreurs du modèle puisque les probabilités sont supérieures à 5%.

Les différents tests effectués montrent que le modèle est stationnaire, les erreurs sont non autocorrélés et suivent la loi normale. Donc, le modèle est validé et retenu ; il peut faire objet d'analyse et d'interprétation économique.

4.5. Résultat et interprétation :

Nous allons présenter les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance des erreurs de prévisions afin de déterminer l'importance relative de chaque choc dans l'explication des fluctuations de la croissance économique. Nous procédons en dernier au test de causalité au sens de Granger.

4.5.1. Détection de l'impact instantané des fonctions impulsionnelles :

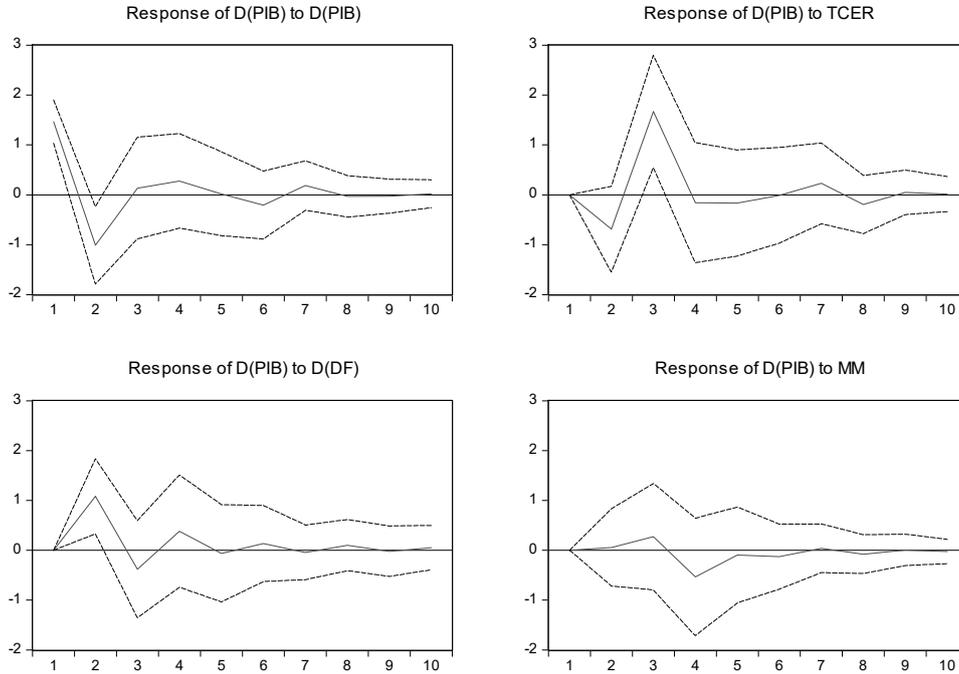
L'analyse de réponses impulsionnelles est l'une des principales utilisations des processus VAR dans les applications empiriques. Il est donc intéressant d'examiner l'impact des chocs dans un tel cadre.

L'examen de l'ampleur de la transmission des chocs sur le taux de change, le développement financier (crédit) et la masse monétaire à la croissance nous a permis de mesurer l'impact d'une dépréciation du taux de change, d'une hausse de la masse monétaire et des crédits. Les réponses impulsives accumulées représentées par les traits bleu continus, sont présentées au cours d'un horizon de 10 années. Tous les chocs sont standardisés à 1% ; et donc, l'axe vertical indique le pourcentage de la variation approximative de la croissance en réponse à 1% de choc sur le taux de change, la masse monétaire et le

développement financier (crédit). Les résultats des fonctions impulsionnelles du modèle sont présentés dans la figure suivante.

Figure n°04 : Impact instantané des fonctions impulsionnelles.

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



Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'Eviews7.

On note en général que l'impact des chocs sur les variables s'estompe au bout de la 10^{ème} période, nous remarquons que les chocs sont transitoires, c'est-à-dire que les variables retrouvent leur équilibre de long terme.

Un choc sur le taux de change réel se traduit par des effets alternés positif et négatifs sur la croissance économique durant toute la période. Ces effets se manifestent par des périodes de hausse (3, 7, 9, 10) autrement dit une baisse du taux de change stimule la croissance économique (1,67-0,22-0,04-0,01). Ce canal du taux de change repose sur l'idée qu'une baisse de la valeur réelle de la monnaie nationale accroît la croissance économique par le biais de la fiscalité pétrolière qui stimule les dépenses publiques étant donné que l'économie algérienne est très dépendante des hydrocarbures. Cet effet s'atténue en fin de période. Quant aux périodes de baisse (2, 4, 5, 6, 8), le choc a exercé un effet négatif sur la croissance.

Un choc sur le développement financier (crédit) produit un effet positif à partir de la deuxième année (1,08), ceci dit qu'une hausse des crédits stimule la production et l'investissement et favorise ainsi la croissance économique. Ce résultat est validé par les travaux de **Schumpeter** qui considère que le crédit bancaire est l'élément le plus déterminant de l'évolution économique qui favorise ainsi l'accès aux biens d'investissement nécessaire à l'accroissement de la production. On trouve également les travaux de **Mc Kinnon (1973)** qui souligne que l'efficacité du développement du système financier stimule la croissance. L'effet devient négatif sur la cinquième année (-0,06), ceci peut être expliqué par une hausse de l'inflation au cours de cette période qui s'est répercutée sur la croissance. Enfin, il se stabilise sur le long terme atteignant 0,05.

Enfin, un choc sur la croissance de la masse monétaire apparaît à partir de la deuxième année et produit un effet positif (0,05) sur la croissance mais non significatif, toutefois cet effet devient négatif pour gagner sa valeur initiale. Ceci dit que la masse monétaire ne stimule pas la croissance économique. Ce résultat est confirmé par les néoclassiques qui soulignent que la monnaie est neutre et n'exerce aucun effet sur les variables réelle et donc sur la l'activité et la croissance.

Pour mieux discerner la transmission des chocs sur le taux de change à l'inflation, on fait recours à l'analyse de la décomposition de la variance.

4.5.2. Décomposition de la variance des erreurs de prévisions :

L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision (décomposition de Choleski) complète l'étude des fonctions de réponses impulsionnelles. La contribution des différents chocs à la variance de l'erreur de prévision est présentée dans le tableau ci-dessous.

Tableau n°04 : Décomposition de la variance des erreurs de prévisions de la croissance

Variance Decomposition of D(PIB): Period	S.E.	D(PIB)	TCER	D(DF)	MM
1	1.466544	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2.196164	65.78944	9.836418	24.31058	0.063571
3	2.801846	40.64799	41.60483	16.76728	0.979899
4	2.895832	38.97750	39.24929	17.43840	4.334799
5	2.902806	38.79467	39.38358	17.40201	4.419735
6	2.916028	38.94062	39.02862	17.45339	4.577369
7	2.931562	38.93188	39.22993	17.29150	4.546692

8	2.941023	38.69313	39.41618	17.29917	4.591517
9	2.941621	38.68695	39.42573	17.29738	4.589947
10	2.942298	38.67464	39.40940	17.31988	4.596076

Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'Eviews7

La décomposition de la variance indique que sur un horizon d'une année, la variance de l'erreur de prévision de la croissance (PIB) est due seulement à ses propres innovations (100%), ce n'est qu'à partir de la deuxième année que la contribution des autres variables augmente. Autrement dit, la variance de l'erreur de prévision de la croissance(PIB) est due à 65,78% à ses propres innovations, 9,83% à celle du taux de change, 24,31% à celle du développement financier DF (crédits) et 0,06% à celle de la masse monétaire. A partir de la quatrième année, la contribution de toutes les variables est restée quasiment stable. On conclut donc que le taux de change contribue avec une bonne partie dans la détermination de la variance de l'erreur de prévision.

4.5.3. Test de causalité de Granger :

A partir de ce test nous pouvons déterminer le lien causal entre les variables explicatives du modèle et la variable à expliquer à savoir la croissance économique. Les résultats du test¹² nous permettent de conclure que :

C'est le taux de change effectif réel (TCER) et le développement financier (DF) mesuré par le crédit qui causent au sens de Granger la croissance économique car leur probabilité est respectivement inférieure à 5% (0,0001 et 0,0041), cependant la masse monétaire ne cause pas la croissance économique vue que la probabilité (0,69) est supérieure à 5%. En outre, ces trois variables peuvent causer conjointement le taux de croissance du PIB compte tenue de la probabilité globale qui est inférieure à 5% (0,0004).

Par contre de telles relations n'existent pas entre les autres variables. A partir de ce test on déduit que la croissance économique en Algérie mesurée par le produit intérieur brut est causée par le taux de change effectif réel et le crédit pris comme indicateur de développement financier.

CONCLUSION

Toute politique économique optimale se sert des canaux de transmission qui s'avèrent efficaces afin d'atteindre ses objectifs. Ces canaux diffèrent selon leur rapidité de transmission des innovations. Dans le cas d'une économie ouverte, le canal direct du taux de change joue un rôle important dans la transmission immédiate des impulsions. Ce canal

¹² Voir annexe 02.

permet à la politique économique d'influencer sur les performances macroéconomiques à savoir la croissance.

Etant donné que le taux de change influence la croissance économique en interaction avec d'autres variables comme l'indique la littérature économique, il est crucial de voir la réaction de la croissance suite à un choc sur ces variables.

Ainsi, Tout au long de cette étude nous avons procédé à l'étude de l'impact du taux de change sur la croissance économique pour la période 1990-2015 en se basant sur un modèle VAR à quatre variables. L'estimation du modèle démontre que le modèle est un VAR2 qui est globalement significatif, stationnaire et validé selon les différents tests.

De plus, la causalité au sens de Granger indique que c'est le taux de change réel et le développement financier qui causent la croissance en Algérie.

La décomposition de Choleski indique que c'est le taux de change qui contribue avec une bonne partie dans la détermination de la variance de l'erreur de prévision.

L'étude des fonctions de réponses implusionnelles montre qu'une dépréciation du taux de change accroît la croissance économique, ainsi qu'une hausse des crédits qui reflètent le développement financier augmente la croissance. Concernant la masse monétaire, une hausse de celle-ci contribue à une augmentation très faible de la croissance.

On conclut donc que le taux de change effectif réel du dinar contribue à la hausse de la croissance économique par le biais de la fiscalité pétrolière qui stimule les dépenses publiques destinées à la consommation, puisque l'économie algérienne est fortement dépendante des hydrocarbures. Ce résultat s'inscrit dans le cadre de la pensée keynésienne qui stipule une politique de relance économique par le soutien de la consommation.

De plus, le développement financier mesuré par les crédits intérieurs tournés vers l'investissement est également générateur de croissance.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES :

Ouvrage :

SCHUMPETER. Joseph, « Théorie De La Monnaie Et De La Banque, I -L'essence De La Monnaie », Edition L'Harmattan, Paris, 2005.

Articles:

1. BARRO. Robert, SALA-I-MARTIN. Xavier, "Economic Growth", New-York and Montréal, McGraw-Hill.
2. COLLINS. Susan, "On becoming more flexible: Exchange rate regimes in Latin America and the Caribbean", Journal of Development Economics, vol51, Issue 1, 1996.
3. EDWARDS. Sebastian, "Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing countries", National Bureau of Economic Research, UCLA Working Paper Number 516, September 1988.
4. EICHENGREEN. Barry, "The Real Exchange Rate and Economic Growth", the 8th Annual Conference of the W. Arthur Lewis Institute for Social and Economic Studies, Port of Spain, 27 March 2007.
5. FRANKEL. Jeffrey, "Experience Of And Lessons From Exchange Rate Regimes In Emerging Economies", Asian Development Bank, Monetary and Financial Integration in East Asia, vol2, 91-138, 2004.
6. KAMIN. Steven, ROGERS. John, "Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, N° 580, May 1997.
7. ROSS. LEVINE, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", Journal of Economic Literature, vol XXXV, June 1997.
8. MAGDA. Kandil, "EXCHANGE RATE FLUCTUATIONS AND ECONOMIC ACTIVITY IN DEVELOPING COUNTRIES: THEORY AND EVIDENCE", JOURNAL OF ECONOMIC DEVELOPMENT, vol29, N° 01, June 2004.
9. Maurizio. Michael and al, "The Real Exchange Rate and Economic Growth: Revisiting the Case Using External Instruments", Working Paper Series, European Central Bank, N°1921, June 2016.
10. MCKINNON. Ronald, "Money and Capital in Economic Development", DC: Brookings Institution, Washington, 1973.
11. MISHKIN Frederic, « Les Canaux De Transmission De La Politique Monétaire », Bulletin de la Banque de France N°27, Mars 1996.
12. RODRIK. Dani, « The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence », John F. Kennedy School of Government, Harvard University, Cambridge, MA 02138, August 2007, P 01-02.
13. ROSE. Andrew, "One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade", Economic Policy, vol. 30, 2000.

Site internet:

<http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/08/bailliu-f.pdf>

ANNEXE

136

Annexe 01 : Résultat du test de stationnarité.

Résultat des tests au seuil de 5%					
Variables	Augmented Dickey-Fuller (ADF)		Phillips Perron (PP)		Stationnarité
	Valeur critique	t-statistic	Valeur critique	t-statistic	Ordre d'intégration
PIB	-3,612199	-8,187814 (0,00)	-3,612199	-18,96172 (0,00)	I (1)
TCER	-3,603202	-7,971555 (0,00)	-3,603202	-7,971555 (0,00)	I (0)
DF	-1,955681	-3,221410 (0,0025)	-1,955681	-3,205930 (0,0026)	I (1)
MM	-3,603202	-4,746537 (0,0044)	-3,603202	-4,736653 (0,0045)	I (0)

Annexe 02 : Test de causalité de Granger.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/17/16 Time: 14:57

Sample: 1990 2015

Included observations: 23

Dependent variable: D(PIB)

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
TCER	18.50866	2	0.0001
D(DF)	11.00945	2	0.0041
MM	0.740366	2	0.6906
All	24.42353	6	0.0004

Dependent variable: TCER

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
----------	--------	----	-------

D(PIB)	3.952410	2	0.1386
D(DF)	3.697257	2	0.1575
MM	0.631385	2	0.7293
All	7.906780	6	0.2450

Dependent variable: D(DF)

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(PIB)	4.447751	2	0.1082
TCER	2.398350	2	0.3014
MM	4.326641	2	0.1149
All	10.13293	6	0.1192

Dependent variable: MM

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(PIB)	0.325810	2	0.8497
TCER	0.191255	2	0.9088
D(DF)	4.159889	2	0.1249
All	5.255424	6	0.5115