

Quelles relations entre le taux de change, l'inflation et la croissance économique en Algérie : une analyse ARDL des dynamiques de court et de long terme (1970–2021)

Interactions Between Exchange Rate, Inflation and Economic Growth in Algeria : An ARDL Analysis of Short- and Long-Run Dynamics (1970–2021).

Rabah TARMOUL¹, Karim SI LEKHAL^{2(*)}, Farès ABDERRAHMANI³

¹Maître de conférences, classe (A), FSECG, Université de Bejaïa(Algérie), rabah.tarmoul@univ-bejaia.dz

²Chercheur en économie du développement associé au CEDIMES-Paris, diplômé d'un doctorat en sciences économiques de l'Université de Versailles Saint Quentin en Yvelines (France), karim.silekhal@gmail.com

³Professeur des Universités, FSECG, Université de Bejaïa(Algérie), fares.abderrahmani@univ-bejaia.dz

Soumis le : 19/11/2025

Révisé, le : 13/06/2026.

Publié, le : 16/07/2026

Résumé : Cet article vise à étudier les relations entre la croissance économique, le taux de change du dinar et le taux d'inflation en Algérie. Pour ce faire, nous avons utilisé la modélisation (ARDL) sur les données annuelles de 1970 à 2021, issues de la Banque d'Algérie et de l'ONS. L'objectif de cette étude est double : chercher à établir les interactions qui existeraient entre ces trois variables et estimer économétriquement leur fréquence et densité à court et long termes ; ensuite apporter des éléments d'analyse, à partir des résultats de l'estimation économétrique, sur la portée des politiques économiques mises en œuvre par l'Etat.

Les résultats de notre étude relèvent que des interactions multiples existent entre la croissance économique, le taux de change et l'inflation. Aussi, la modélisation (ARDL) des données montre qu'en l'absence d'un appareil productif national performant hors hydrocarbures, les actions publiques pour le développement n'ont, dans les faits, qu'un effet limité sur les performances économiques de l'Algérie.

Mots-clés : croissance économique, taux de change, taux d'inflation, interactions, réformes.

Codes JEL : C5, E6, O1, H0.

Abstract: This paper investigates the dynamic relationships between economic growth, the Algerian dinar exchange rate, and the inflation rate in Algeria using an ARDL model applied to annual data from 1970 to 2021, sourced from the Bank of Algeria and the National Office of Statistics. The study has two primary objectives: first, to assess the short- and long-term dynamics among these three variables; second, to provide an analytical evaluation of the effectiveness of economic policies implemented by the Algerian government. The findings reveal multiple dynamic interactions between economic growth, the exchange rate, and inflation. Moreover, the ARDL analysis suggests that the lack of a diversified and efficient national productive base beyond the hydrocarbons sector limits the effectiveness of public development interventions in enhancing Algeria's economic performance.

Keywords: economic growth, exchange rate, inflation rate, interactions, reforms.

JEL codes : C5, E6, O1, H0.

(*)Auteur correspondant.

Introduction :

Dans les pays développés, qui sont préoccupées par les performances économiques et le progrès social, les gouvernements essaient de conjuguer politiques économiques structurelles et conjoncturelles pour performer de plus en plus leurs économies. De nos jours, un tel objectif s'avère difficilement atteignable, particulièrement pour les économies ouvertes, dont la stabilité macroéconomique est fortement impactée par la montée des incertitudes liées à concurrence mondialisée, aux conflits géostratégiques et aux guerres. Dans ce contexte, une coordination minutieuse des politiques publiques à mener, des ressources à mobiliser et des objectifs à atteindre devient un impératif pour toute économie, développée ou en voie de développement. Un manque de coordination entre les différentes politiques économiques, monétaires et budgétaires pourrait compromettre sérieusement la réalisation des objectifs de stabilité et de croissance économique.

Etudier et estimer économétriquement les interactions éventuelles entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change, particulièrement en Algérie qui nous intéresse ici, permettraient une meilleure compréhension de la nature des relations entre ces variables et leur densité. Pour ce faire, notre méthodologie de recherche s'inscrit dans le sillage de l'analyse de la conjoncture économique d'un pays, par le biais du carré magique de Kaldor (1971). C'est une méthode d'analyse qui permet d'apporter des explications essentielles sur la portée des politiques économiques mises en œuvre par les pouvoirs publics algériens, particulièrement sur les deux dernières décennies. L'analyse simultanée des interactions entre le taux de croissance économique, le taux d'inflation et le taux de change, permettrait de déceler les éventuelles imperfections de coordination, pour ensuite tenter d'apporter des pistes d'ajustement nécessaires à la synchronisation des seuils plausibles, pour que ces variables se consolident mutuellement. Car un fort désajustement entre ces trois variables pourrait conduire à une récession économique, compromettant sérieusement la réalisation des objectifs de développement économique et social que le pays se fixe.

Notre présente recherche ayant pour objet de déceler et estimer économétriquement les interactions, de long et de court terme, entre le taux de change nominal du dinar, le taux d'inflation et le taux de progression du PIB réel, au moyen d'une modélisation macro-économétrique (ARDL) fondée sur les modèles autorégressifs à retards échelonnés (Pesaran et *al.* 2001), vise à apporter des éléments d'analyse, comment indiqué précédemment, sur la portée des politiques économiques entreprises en Algérie ces dernières années, dans un contexte d'inflation causée par l'augmentation des prix des produits importés, d'excès de la masse monétaire en circulation (Banque d'Algérie, 2022), de dépréciations du taux de change de ma monnaie nationale, de baisse de réserves de devises étrangères et de prédominance de la rente dans la sphère économique.

Notre démarche de recherche est structurée en trois grandes parties. La première aborde la revue de la littérature se rapportant aux travaux de recherche en lien avec les interactions entre le taux de change, l'inflation et la croissance économique, réalisés dans des économies dont certains indicateurs sont similaires à ceux que présente l'économie algérienne. La seconde partie présente les différentes variables exploitées et la méthodologie d'analyse suivie dans cette étude. Elle propose aussi une analyse préliminaire des données mobilisées. La troisième partie, quant à elle, présente les estimations économétriques réalisées, les résultats obtenus et leur interprétation.

1. Revue de littérature.

Pour réaliser notre étude des interactions entre le taux de change, la croissance économique et l'inflation par le biais du carré magique de Kaldor, nous avons recouru à la lecture faite par T. T. Hoanga et *al.* (2020), réalisée par le biais du modèle « offre agrégée/demande agrégée » (OA/DA) et du modèle keynésien « IS/LM ». Sauf omission de notre part, les travaux théoriques et empiriques réalisés en Algérie ou dans des économies présentant quelques indicateurs économiques similaires, se sont focalisés davantage sur l'analyse des interactions reliant des paires de variables, avec des sens de causalités prédéfinies, et moins sur les interactions entre taux de change et croissance économique.

L'étude de S. El Aboudi et M. El Bakouchi (2022), ayant analysé l'impact du taux de change réel et de l'inflation sur la croissance économique dans un panel de 20 pays, l'Algérie comprise, sur la période allant de l'année 2000 à 2019, a conclu que la coexistence du taux de change et du taux d'inflation exerce un effet positif avéré sur la croissance des économies ouvertes de l'échantillon. Dans une autre recherche, N. Kevin (2021) qui a étudié la relation entre ces trois variables (croissance, taux de change et inflation) au Kenya, en recourant aux modèles (SVAR) et (ARDL) a conclu qu'une appréciation de la monnaie kényane provoquerait une légère augmentation du taux d'inflation : une dépréciation de la monnaie kényane de 10% entraînerait une augmentation de 15,18% du taux d'inflation, à court terme. A long terme, une dépréciation de la monnaie kényane de 10 % provoquerait une hausse de 7,01% du taux d'inflation. A long terme, également, l'économie kényane garderait une mémoire inflationniste.

Pour leur part, T. T. Hoang et *al.* (2020), en utilisant un modèle (VAR) pour analyser les réactions de l'inflation et de la croissance économique aux impulsions (chocs) provenant de la dynamique du taux de change au Vietnam, sur la période allant de 2005 à 2018, ont montré que les variations du taux de change exerceraient un effet réel sur les exportations, les importations, la masse monétaire, la production et les prix. Aussi, les résultats de leur étude montrent que les fluctuations des volumes des importations et des exportations influent significativement sur les variations du taux de croissance économique du pays. Dans la même optique, A. Haoudi et A. Rabhi (2020), dans leur analyse des effets du taux de change sur la croissance économique au Maroc (1988-2016), avec le modèle (ARDL), ont, eux aussi, montré qu'une appréciation du taux de change réel du dirham, associé à une inflation élevée, exercerait un effet négatif sur la croissance économique du Maroc, particulièrement à court terme. En revanche, à long terme, les deux chercheurs ont démontré que les variations du taux de change n'ont pas d'effets significatifs sur la croissance économique, du moins dans le cas de l'économie marocaine. Par ailleurs, dans une étude analysant les effets des variables macroéconomiques sur le taux de change en Chine, sur la période allant de 1980 à 2017, M. Kamran et *al.*, (2019) ont démontré que la croissance économique exerce un effet positif sur le taux de change, alors que l'inflation en exerce une influence négative.

Sur le plan purement théorique, T. T. Hoang et *al.* (2020) ont montré, dans leurs recherches, que les variations du taux de change se transforment en fluctuations de l'inflation et de la croissance économique, de manière indirecte, et ce par plusieurs canaux : l'inflation est impactée par le biais du canal des importations et des exportations (balance commerciale). La dépréciation de la monnaie provoquerait une augmentation du volume des exportations et une diminution de des importations (libellées en devises). L'augmentation de la demande globale, quant à elle,

entraînerait une augmentation du volume des importations génératrices d'une inflation. Dans le cas où les biens importés rentrent dans la production nationale, l'augmentation du taux de change pourrait induire une hausse des coûts des intrants et une contraction de l'offre locale, formalisée dans le modèle keynésien par le déplacement de la courbe d'offre agrégée (IS) vers la gauche, provoquant des pressions inflationnistes. En revanche, s'il s'agit d'importations de biens de consommation finale, l'augmentation du taux de change ferait augmenter les prix en monnaie nationale, entraînant, de ce fait, des pressions inflationnistes. Par ailleurs, l'amélioration du solde commercial entraînerait le déplacement de la courbe (IS) vers la droite, ce qui signifie une augmentation des taux d'intérêt domestiques. À court terme, l'augmentation des entrées des devises étrangères sur le marché intérieur conduirait, quant à elle, à un renforcement des moyens de paiements du pays (instruments de paiements nationaux additionnés aux moyens de paiements en devises), ce qui provoquerait donc des poussées inflationnistes sur le marché national.

Cela étant dit, ces prédictions théoriques sont parfois remises en cause par des travaux empiriques. Ainsi, il a été démontré que les dépréciations de la monnaie nationale ne provoquent de l'inflation que si les pertes de la valeur de la monnaie nationale dépassent le seuil nécessaire pour corriger le taux réel surévalué (Gold fajn, I et Valdes, R, 1999). De même, dans les économies ouvertes et à régime de change flexible, les dépréciations de la monnaie n'entraînent pas systématiquement, comme le soulignent certaines réflexions théoriques, une inflation importante (M. Devereux, 2001). En outre, les effets éventuels induits par les évolutions de ces variables ne sont pas toujours linéaires¹, comme le laisse penser certaines études théoriques. Ainsi, en phase de récession, une forte dépréciation n'implique pas nécessairement une augmentation des prix domestiques, puisque les entreprises n'ajustent leurs prix que partiellement à la hausse des coûts. A contrario, en phase d'expansion couplée à un contexte d'inflation persistante, les effets peuvent être amplifiés (Taylor, J. 2000) et Choudhri, E. et Hakura. D, (2001).

Qu'en est-il des études ayant trait à ce sujet et qui sont en lien avec l'Algérie ?

Indiquons d'emblée, qu'à notre connaissance, les travaux de recherche sur ce thème ne sont pas légion en Algérie. L'étude récente menée par la Banque d'Algérie (2022), à l'aide de l'estimation d'un modèle ARDL sur des données annuelles allant de 2011 à 2021, montre que la masse monétaire, l'indice de valeur unitaire à l'import et le taux de change nominal sont les variables explicatives de l'inflation à long terme que connaît le pays. Ladite étude conclue que la contribution de ces trois composantes à l'inflation s'élèverait à 91 % sur la période considérée. Ces résultats ont été confirmés par la Banque Mondiale (2022) : « *En Algérie, la hausse des prix qui a débuté en 2021 a été tirée par celle des produits alimentaires. En outre, une modélisation de l'indice des prix à la consommation depuis 2009 permet de déterminer que la dépréciation du dinar, l'augmentation du prix des produits importés, la hausse de la dépense publique et la hausse de la monnaie en circulation participent à l'inflation* ». Toubine, A et al. (2019) avancent, dans une autre étude, que la dépréciation du taux de change nominal du dinar exerce un impact sur les prix domestiques (inflation importée, principalement), mais celui-ci est contenu grâce, notamment, aux actions mises en œuvre par la Banque d'Algérie, dont l'objectif premier est de contenir le taux d'inflation à 3%, par la reprise des liquidités en circulation. En outre, la même étude affirme l'existence d'autres facteurs explicatifs de l'inflation en Algérie. Les auteurs motionnent l'ampleur

¹Pour plus de détail, voir El Aboudi, S. & El Bakouchi, M. « L'impact du Taux de Change Réel Effectif et de l'Inflation sur la Croissance Economique des Pays : Une investigation empirique en données de Panel », 2022.

grandissante du marché parallèle, la déréglementation des marchés intérieurs et les anticipations pessimistes des agents économiques.

Plus largement, l'analyse théorique de l'impact de l'inflation sur l'activité économique a suscité un long débat entre les structuralistes et les monétaristes pour qui l'inflation est nuisible pour l'activité économique. D'abord, dans le sillage structuraliste, cette relation a été interprétée théoriquement par la courbe de S. Philips (1958), qui suggère l'indispensable arbitrage entre l'inflation et le chômage : un certain niveau d'inflation est toléré pour un certain niveau d'activité économique. A contrario, la tolérance de l'inflation est remise en cause par les tenants du courant monétariste E. S. Phelps (1967), M. Friedman (1968), T. J. Sargent et N. Wallace (1975), etc., qui ont introduit les anticipations dites adaptatives, puis rationnelles dans le modèle macroéconomique keynésien. L'arbitrage entre inflation et chômage est lui aussi remis en cause après la situation de stagflation qu'a vécue l'Europe durant les années 1970. Le débat théorique s'est, par la suite, fait ravivé, singulièrement par la courbe de Philips, réhabilitée par les économistes de la nouvelle économie keynésienne, à l'instar de J. Stieglitz, G. Akerlof, M. Spence et G. Mankiw qui ont introduit dans leurs analyses l'hypothèse de l'imparfaite flexibilité des prix.

Il importe d'indiquer, ici, que la majorité des travaux empiriques réalisés dans le cadre de ce débat économique était portée essentiellement sur l'impact linéaire positif ou négatif de l'inflation sur l'activité économique. D'autres travaux empiriques ayant traité cette relation se sont donnés pour objectif de démontrer la non-linéarité des effets de l'inflation sur la croissance économique, on peut citer Fisher (1993), M. Sarel (1996), A. Ghosh et S. Phillips (1998)². Les chercheurs Olivier Bruno et Patrick Musso (2000) ont confirmé, dans leurs recherches, que l'inflation a des effets non linéaires sur la croissance économique, particulièrement à long terme. Les deux auteurs expliquent qu'en dehors du sentier d'une croissance régulière, la volatilité de l'inflation (anticipée et non anticipée) influe négativement sur le taux de croissance économique, et ce, même dans un environnement incertain par la supériorité du volume de l'épargne de précaution induit par la volatilité de l'inflation sur le revenu et l'augmentation du rendement global espéré de l'épargne. Ces conclusions sont vérifiées par plusieurs travaux empiriques, nous pouvons citer, à titre d'exemple, l'étude de M. W. Madurapperuma (2016). Ce dernier, en examinant l'impact de l'inflation sur la croissance économique au Sri Lanka, en utilisant le cadre du test de cointégration de Johansen et du modèle à correction d'erreur, a conclu à l'existence d'une relation négative et significative, particulièrement à long terme, entre la croissance économique et l'inflation au Sri-Lanka. Cette affirmation est vérifiée dans cinq pays d'Asie, à savoir le Bangladesh, l'Iran, l'Indonésie, la Malaisie et le Pakistan par les chercheurs M. A. Khan et S. Khan (2018).

Indiquons aussi que de nombreux d'autres travaux empiriques ayant traité ce sujet se sont davantage focalisés sur les effets de seuil : détermination du taux d'inflation optimal (non nuisible à la croissance économique)³. Ils n'ont accordé qu'un espace réduit aux interactions réciproques des variables qui composent leur modèle.

Quid des interactions entre le taux de change, l'inflation et la croissance économique dans l'économie algérienne ?

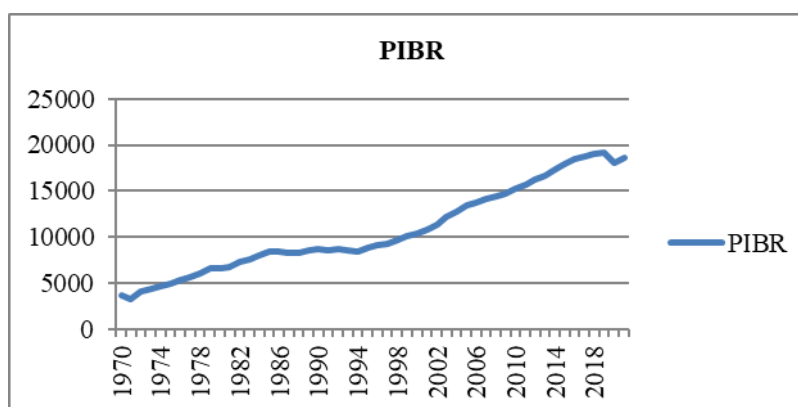
²Pour plus de détail, voir Hamadouche, A. (2016). « *L'impact de l'inflation sur la croissance économique : Cas des pays du Nord-Africain* ». Revue des réformes Economiques et Intégration dans l'Economie Mondiale, 12 (23), 25-39.

³ Pour raison d'espace et de contraintes propres à un article scientifique, nous avons fait le choix de ne pas surcharger ce travail, en abordant les recherches ayant pour axe les effets de seuil.

2. Collecte des données, méthodologie suivie et analyse préliminaire

Dans notre étude empirique, nous avons utilisé des séries de données annuelles qui s'étalent de 1970 à 2021, puisées dans diverses sources officielles: Nous avons exploité des données issues des rapports de la Banque d'Algérie, pour le taux de change nominal du dinar algérien (DA/\$) ; les données statistiques diffusées dans les publications de l'Office National des Statistiques (ONS) pour le taux d'inflation et le PIB. Pour plus de précision dans l'analyse, nous avons fait le choix de construire une série du PIB réel, en supprimant l'effet des prix sur le PIB en valeur courante, par le déflateur du PIB publié par la Banque Mondiale. Il ressort que la progression du PIB réel générée par l'économie nationale a suivi une cadence ascendante : Le volume réel du PIB algérien s'est quadruplé entre 1970 et 2021, comme le montre le graphique suivant.

Figure N° 1. Evolution du PIB réel (en milliard de DA constant, base=2012)



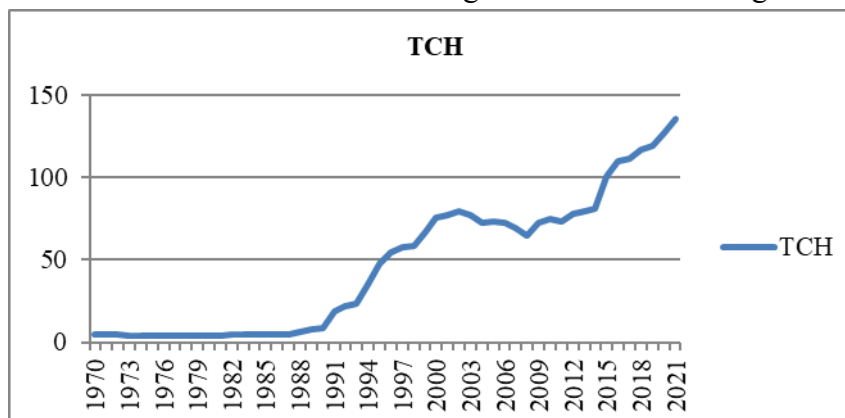
Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'ONS

De ce graphique n°1, il ressort que les meilleures performances de la croissance du PIB réel sont réalisées durant la période socialiste de planification centralisée, entre 1970 et 1984, avec une croissance annuelle moyenne avoisinant 6%. On observe aussi un accroissement plus marqué entre 1970 et 1979 avec une moyenne annuelle de 7%, puis un ralentissement à 4,25% entre 1980 et 1984. Ce premier ralentissement dans les taux de la croissance économique s'explique, principalement, par l'arrêt du processus d'investissement industriel entamé au lendemain de l'indépendance du pays en 1962, dans le cadre de la stratégie des industries *industrialisantes*. Le PIB algérien a connu une seconde phase d'expansion - moindre que celle connue sur les années 1970-1980- durant le plan de relance économique (1999 - 2005), financé par les retombées financières colossales des exportations d'hydrocarbures dont les prix ont fortement augmenté durant cette période. En revanche, la plus faible performance de l'économie nationale a été enregistrée entre 2017 et 2020, avec une progression annuelle moyenne de 5,47%. Cette performance modérée s'explique par la paralysée de l'activité économique, provoquée par la crise sanitaire (la Covid 19), le confinement sanitaire de la population algérienne et le ralentissement de la croissance mondiale durant cette période. Puis, en 2021, la croissance économique nationale a repris son ascension, qui demeure tout de même modeste compte tenu des potentialités du pays, pour atteindre 2,90% par année.

Quant au taux de change, qui constitue la seconde variable de notre modèle d'analyse, a connu lui aussi de fortes fluctuations aux grès des conjonctures économiques et politiques. Après une longue phase de stabilité entre 1970 et 1988, le taux de change nominal du dinar a enregistré une augmentation continue, provoquant une chute de la valeur de monnaie nationale et une érosion du

pouvoir d'achat des Algériens. Le graphique ci-après montre l'évolution du taux de change nominal du dinar par rapport au dollar.

Figure N° 2. Evolution du taux de change nominal du dinar algérien (en \$)

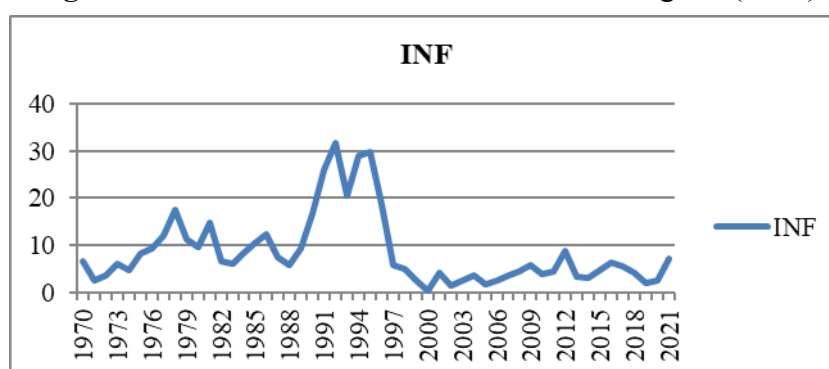


Source : Construit par les auteurs à partir des différents rapports de la Banque d'Algérie

Soulignons que les dévaluations successives de la monnaie nationale sont décidées dans un cadre d'un système de change fixe. On peut citer, à titre d'exemple, la forte dévaluation qu'a connu le dinar lors de l'ajustement autonome de l'économie nationale entre 1989 et 1993, qui a vu sa parité par rapport au dollar passer de 4,50 DA/\$ à 14,21 DA/1\$. La seconde forte dévaluation de la monnaie nationale était durant le programme d'ajustement structurel imposé par le FMI, durant la décennie 1990, cette fois-ci dans le cadre d'un régime de change flottant contrôlé. La parité du dinar par rapport au dollar était de 53,41 en 1994. La perte de la valeur de la monnaie nationale ne s'est pas renchérie depuis, son taux de change officiel a atteint 135,5 DA/1\$ en 2021.

Par ailleurs, l'inflation, qui renvoie à l'augmentation du niveau général des prix dans le pays, a vu son taux diminuer à partir de la fin des années 1990, comme le montre le graphique suivant.

Figure N° 3. Evolution du taux d'inflation en Algérie (en %)



Source : Office Nationale des Statistiques

Le niveau général des prix, comme on peut le constater sur le graphique, a progressé en adéquation avec le mode de gouvernance de l'économie nationale, des conditions de production domestique et de la disponibilité des moyens de paiements extérieurs. Ainsi, entre 1970 et 1990, période caractérisée par le monopole de l'Etat sur l'activité économique et par la fixation administrative des prix, l'augmentation des prix était d'une moyenne annuelle de 8,63 %. Cette augmentation a connu un pic de 12,37 % entre 1985 et 1986, en raison de la chute du volume des importations à la suite de la baisse des recettes des exportations d'hydrocarbures et la dépréciation du dollar

américain durant cette période. Durant les années 1990-1998, les prix sur le marché algérien ont connu une nouvelle flambée, avec 24,60% d'augmentation, en raison du plan d'ajustement structurel de l'économie nationale, caractérisé par la libéralisation progressive des prix. Par la suite, le taux d'inflation a chuté à une moyenne annuelle de 3,15 % entre 1999 et 2011, à la suite de la politique de ciblage des entreprises mise en œuvre en 2001. La remontée des prix a repris pour atteindre une moyenne annuelle de 4,76 % entre 2012 et 2021. En somme, l'évolution du taux d'inflation en Algérie dénote une relative maîtrise de ce phénomène par les autorités financières, qui cherchent à protéger l'activité économique et à préserver le pouvoir d'achat de la population, en subventionnant les produits de première nécessité et en adoptant une gestion prudente des réserves de change.

Au total, il apparaît que le taux de change nominal, l'inflation et le PIB réel ont connu des évolutions distinctes, avec des rythmes et des tendances divergents, d'où l'utilité de mesurer avec des outils économétriques la fréquence et la densité des interactions entre ces composantes essentielles au bon fonctionnement de toute économie, ouverte ou administrée.

Pour réaliser notre étude économétrique, de la manière la plus fiable possible, nous avons fait le choix de recourir à la modélisation ARDL (*Auto Regressive Distributed Lag*) de cointégration, qui prend généralement la forme d'un modèle à correction d'erreur (ECM). Cette méthodologie permet d'estimer les modèles dont les ordres d'intégration des variables sont différents I (0) et I (1). Elle permet de desserrer la contrainte du même degré d'intégration des variables imposées par l'application d'autres techniques, à l'instar de l'approche de cointégration d'Engle et Granger (1987), le test de valeur propre maximale de Johansen de Johansen (1991), le test de Banerjee et *al.* (1998) basé sur l'ECM (Error Correction Model) et l'approche de Bayer-Hanck (2013) (combined cointégration). Néanmoins, la fiabilité des résultats obtenus par l'application de cette méthodologie d'analyse n'est plausible que pour de petits échantillons de données Haug (2002), comme c'est le cas dans notre présent travail, et ce, en raison de la flexibilité des tests aux bornes qui modifie les propriétés de racine unitaire des variables.

Avant de lancer les estimations économétriques des interactions entre le taux de croissance, le taux de change et le taux d'inflation, nous avons d'abord effectué un certain nombre de tests statistiques sur les variables afin de vérifier l'absence de la multi-colinéarité des variables et la normalité des séries. Les résultats de l'application de la matrice de corrélation de Pearson (voir le tableau n°1 en annexe) révèlent l'existence de deux corrélations négatives de différentes intensités : une forte corrélation négative entre le PIB réel et les taux de change et une corrélation négative d'intensité modérée entre le taux de change et l'inflation. Des corrélations qui nous laissent supposer une multi-colinéarité des variables et une violation des hypothèses standards de l'inférence statistique. L'analyse des statistiques descriptives des variables (voir le tableau n°2 en annexe) montrent que les variables PIB et taux de change sont plus aplatis que leurs distributions normales. Elles présentent des coefficients d'aplatissement « kurtosis » respectifs de (2,3) et de (1,25), alors que ce coefficient est de 3 pour la loi normale. Par contre, la variable taux d'inflation présente une queue (probabilité d'existence de points extrêmes), elle est un peu plus épaisse que sa distribution normale (voir la figure n°1 en annexe). Nous sommes donc en présence d'asymétries dans les séries. Le coefficient de skewness est différent de zéro et la statistique de Jaque-Bera (voir le tableau n°2 en annexe) confirment la non-normalité des séries. De cette analyse préliminaire, nous retenons que la variable taux de change est plus volatile que l'inflation et le PIB réel.

Afin de vérifier la stationnarité des séries et éviter toute régression fallacieuse, nous avons pratiqué le test de Philips-Perron. Pour rappel, une série est dite stationnaire lorsque sa moyenne et sa variance sont constantes dans le temps et ses autocovariances sont, également, constantes pour chaque retard donné (Barreto et Howland, 2006). Pour rendre stationnaires les séries qui ne le sont pas, il y a lieu de les différencier : les séries non-stationnaires intégrées d'ordre 1 seront différencier une fois, alors que les séries intégrées d'ordre 2 feront objet de la différence seconde. Les résultats de l'application du test de Phillips-Perron aux séries considérées, avec des valeurs critiques à 5% de probabilité, ainsi que la comparaison des valeurs de la statistique t (Philips-Perron) avec les valeurs critiques de Mackinnon et la significativité de la probabilité (voir le tableau n°3 en annexe) montrent que la variable inflation est stationnaire en niveau, alors que le PIB réel et le taux de change sont non-stationnaires et intégrées d'ordre 1. Pour rendre stationnaires les variables PIB réel et taux de change, nous les avons transformés en différence première.

Ensuite, pour déterminer l'existence d'interrelations dynamiques entre les trois variables, nous leur avons appliqué le test de causalité au sens de Granger (1969)⁴. Au sens de Granger, une série temporelle cause une autre série lorsque la connaissance du passé de la première conduit à une prévision de la seconde. Ainsi, la connaissance de la première série n'est pas neutre pour la prévision de la seconde. Et donc, si la valeur de la probabilité obtenue à partir du test est inférieure au niveau de signification de niveau (α), l'hypothèse « nulle » serait rejetée. Néanmoins, compte tenu du nombre d'observations associées aux séries utilisées, 52 observations, et par souci de préserver un degré de liberté élevé, nous nous sommes résignés à tester les liens de causalité au sens de Granger pour des retards de deux années au maximum. En outre, notre test s'est porté simultanément sur six hypothèses, la causalité entre les trois variables prises deux à deux : deux hypothèses pour le sens de la causalité entre le taux de change et le PIB réel, deux hypothèses sur le sens de la causalité entre l'inflation et le PIB réel et deux hypothèses pour le sens de la causalité entre le taux de change et l'inflation. Le tableau ci-après retrace les paires de variables dont les probabilités sont significatives au seuil de 5%.

Table N° 1 : Test de causalité de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LOG(TCH) does not Granger Cause LOG(PIBR) LOG(PIBR) does not Granger Cause LOG(TCH)	50	7.13638 2.48601	0.0020 0.0946
LOG(INF) does not Granger Cause LOG(PIBR) LOG(PIBR) does not Granger Cause LOG(INF)	50	8.21161 0.80335	0.0009 0.4541
LOG(INF) does not Granger Cause LOG(TCH) LOG(TCH) does not Granger Cause LOG(INF)	50	1.59065 4.66740	0.2150 0.0144

Des résultats du test de Granger au seuil de signification de 5%, nous retenons qu'à court terme l'évolution historique du taux de change nominal et celle du taux d'inflation expliquent les évolutions du PIB réel. Ainsi, le taux de change et le taux d'inflation peuvent être utilisés pour prévoir les valeurs futures du PIB réel de l'Algérie. A notre sens, c'est un résultat probant, étant donné que l'économie algérienne dépend amplement des importations d'intrants et d'équipements de production. On peut donc affirmer que toute dépréciation de la monnaie nationale entraînerait un

⁴Ce test nous permet d'identifier les liens de causalité dans le temps entre les trois variables étudiées.

ralentissement de l'activité productive. Aussi, les tensions inflationnistes sont de nature à provoquer un ralentissement de la croissance, voire une baisse du PIB, du fait que le mode de croissance de l'économie algérienne s'appuie aussi sur la demande globale. On sait, aussi, que toute augmentation des prix se répercuterait négativement sur le volume de la demande réelle. Le recul de cette dernière, qui constitue un des moteurs les plus importants de la croissance nationale, provoquerait mécaniquement une baisse de la production annuelle du pays (le PIB).

En revanche, au seuil de 10%, les résultats du test de Granger montrent que les valeurs du PIB réel peuvent expliquer les évolutions futures du taux de change. En outre, les résultats montrent que ce dernier est une variable de prédiction du taux d'inflation à court terme. Il apparaît que ces résultats concordent avec les propriétés et le fonctionnement propre au régime de change flottant contrôlé, que l'Algérie a adopté pour la gestion de son taux de change. En effet, la Banque d'Algérie ajuste les marges de flottement en fonction des évolutions du PIB pour pouvoir maîtriser les importations et préserver les réserves de change. Par ailleurs, l'évolution du taux de change est un indicateur pour expliquer l'inflation en Algérie, puisque l'offre domestique en Algérie est constituée essentiellement d'une offre importée (offre locale très réduite). Dans cette logique toute évolution du taux de change nominal impacterait les prix internes de manière directe et de manière indirecte (par les coûts). Le taux d'inflation, par contre, n'a aucun effet sur l'évolution des deux autres variables (PIB et taux de change). Cette neutralité s'explique par le fait que les valeurs du PIB sont réelles, des valeurs courantes déflatées et par le fait que le taux de change est contrôlé par la Banque d'Algérie, qui fixe ses marges de flottement. De plus, l'augmentation des prix domestiques n'entraînerait pas systématiquement une modification de la demande extérieure pour les produits algériens, du fait que cette demande est quasi inexistante pour les produits nationaux hors hydrocarbures.

3. Estimations et interprétation des résultats obtenus

Pour estimer la fréquence et la densité des interactions entre le PIB réel, le taux de change et le taux d'inflation dans l'économie algérienne, nous avons spécifié un modèle à trois (3) équations, à savoir :

$$\log (PIBR)_t = \beta_0 + \beta_1 \log (INF)_t + \beta_2 \log (TCH)_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

$$\log (TCH)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log (PIB)_t + \alpha_2 \log (INF)_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

$$\log (INF)_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log (TCH)_t + \gamma_2 \log (PIB)_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

Avec :

$\log (PIBR)_t$: représente le PIB réel exprimé en milliards de DA

$\log (INF)_t$; représente le taux d'inflation en pourcentage (%)

$\log (TCH)_t$: représente le taux de change nominal du DA/dollars

Sous forme d'un (ARDL) de cointégration, le modèle s'écrit comme suite :

$$\log (PIB)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \log (PIB)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \log (INF)_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \log (TCH)_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (4)$$

$$\log (TCH)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \log (TCH)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \log (PIB)_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \log (INF)_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (5)$$

$$\log (INF)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \log (INF)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \log (TCH)_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \log (PIB)_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

A base du critère de sélection (AIC), nous retenons les modèles optimaux suivants : le modèle ARDL (1,0,4) pour le PIB réel, le modèle (1,0,4) pour le taux de change et le modèle (4,3,0) pour l'inflation. Les résultats des tests de robustesse de ces modèles (voir le tableau n° 4 en annexe) montrent l'absence d'autocorrélation des erreurs, l'absence d'hétéroscédasticité, une normalité des

erreurs et une bonne spécification du modèle. Les résultats nous indiquent que le PIB réel est expliqué par ces propres valeurs passées retardées d'une période. Le taux d'inflation est expliqué par ces propres valeurs passées d'une période et les valeurs passées du PIB réel retardé de 4 périodes. Enfin le taux de change est expliqué par le PIB réel et par le passé de l'inflation retardé de 1 et 4 périodes.

Pour tester l'existence de relations de long terme entre les trois variables (PIB, taux de change et inflation) nous avons utilisé le test de Fisher, une démarche recommandée par Pesaran & *al.* (2001). Ce test, dont les valeurs critiques inférieures et supérieures sont tabulées par Pesaran et *al.* (2001), consiste en le test de l'hypothèse nulle (H_0) de non présence de cointégration entre la variable endogène et les autres variables exogènes contre l'hypothèse alternative de l'existence de cointégration. Il est à noter que ce test est effectué sur chacune des variables comme variable endogène. Pour rappel, l'existence d'interrelations entre la variable endogène et les deux autres variables n'est affirmée que lorsque la statistique F calculée est supérieure à la valeur critique supérieure, rejet de l'hypothèse (H_0). Dans le cas où la statistique F est inférieure à la valeur critique inférieure, l'hypothèse (H_0) ne peut être rejetée, et nous concluons à l'inexistence de cointégration entre la variable endogène et les deux autres variables. Enfin, si la statistique F se situe dans l'intervalle des deux limites, le test n'est pas concluant.

Les résultats du test aux bornes « Bounds test » des trois modèles (ARDL) optimaux (voir le tableau n°5 en annexe) révèlent que les statistiques F calculées prennent des valeurs respectives de **(6.90), (16.97) et (8.08)**. Des valeurs supérieures aux valeurs critiques de la première borne supérieure qui est de (3.79), et de la deuxième borne supérieure (4,85) pour le premier modèle. Elles sont également supérieures à la première borne supérieure (2.72) et la deuxième borne supérieure (3.83) pour le deuxième et le troisième modèle. Ainsi, sur la base de ces résultats nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, et concluons à l'existence des relations de cointégration entre les variables des trois spécifications. Les résultats des estimations des interactions de long terme entre les trois variables (voir tableau n°6 en annexe) montrent que les paramètres des équations sont globalement significatifs. Le taux de change dans l'équation de l'inflation est significatif et présente le signe attendu : une dépréciation réelle de la monnaie nationale de l'ordre de 1% produirait une augmentation du niveau de l'inflation de l'ordre 0.44%. Cela dénote que la variation des prix à l'importation générée par la dépréciation du dinar expliquerait une grande partie de l'augmentation des prix sur le marché domestique, en raison de la forte dépendance de l'économie nationale des importations des produits de consommation finale et des biens de consommation intermédiaire. Pour tenter de se prémunir, le gouvernement a instauré ces dernières années le contingentement des volumes des importations, tout en interdisant l'importation des produits fabriqués localement.

La variable du PIB réel dans l'équation du taux de change est elle aussi statistiquement significative et fait ressortir qu'une croissance économique de 1% engendrerait une appréciation de la monnaie nationale de (0.31%). Ce résultat nous semble fortement plausible, singulièrement dans le cas des économies ouvertes à régime de change flottant, mais il est très peu réaliste pour l'économie algérienne dont le taux de change est contrôlé, et où la valeur du dinar par rapport devises étrangères est fixée par la Banque d'Algérie en fonction des revenus des hydrocarbures et du niveau des réserves de change. Par ailleurs, les résultats économétriques affirment que la variation du taux d'inflation de (1%) réduirait la croissance économique de (0,03%). C'est est un

résultat acceptable, à notre sens, du fait que le niveau de l'inflation en Algérie se situe souvent au-dessus des valeurs de l'intervalle théorique de 2 et 6%.

Les estimations des ajustements de court de terme des trois spécifications (voir le tableau n°7 en annexe) font état de coefficients d'ajustement négatifs et statistiquement significatifs (-0.60, -0.38, -0.76), avec p-value (0.0000). Ces résultats justifient l'existence de mécanismes de correction d'erreurs, et par voie de conséquence, l'existence de relations de long terme entre les trois variables. La valeur de ce coefficient pour le PIB, notée ECM_PIB (-1), est de (-0.60). Ce qui signifie que le PIB réel se corrige et s'ajuste annuellement et son retour à l'équilibre s'effectue dans un délai de deux années. La valeur du coefficient pour le taux de change du dinar, notée ECM_TCH (-1), est de (-0.38). Ce qui veut dire que son retour à l'équilibre s'effectue dans un délai de six années. Pour la variable de l'inflation, la valeur de ce coefficient, notée ECM-INF (-1), est de (-0.76), son retour à l'équilibre se réalise dans un délai de deux années et demi. En outre, les valeurs des coefficients des variables retardées (les élasticités à court terme) nous indiquent que le PIB réel dépend négativement de sa valeur passée et du taux de change retardé de deux et trois périodes. Ce résultat peut s'expliquer par l'épuisement de la richesse accumulée, à cause de sa transformation en investissements publics peu productifs et en importations supplémentaires. Le fait que le PIB dépend négativement du taux de change retardé de deux et trois périodes peut trouver son explication, quant à lui, dans le cycle des stocks. Ainsi, sur les périodes de dépréciation de la valeur de la monnaie nationale, les importations des entreprises algériennes se contracteraient, mais leur production continue pour un moment grâce aux stocks d'intrants qu'elles ont déjà constitués. La cadence de production ne ralentirait qu'une fois ces stocks épuisés.

Dans l'équation du taux de change, seules les valeurs passées du PIB retardées d'une année agissent négativement sur le taux de change. C'est un résultat qui nous semble probant, puisque en cas de baisse du PIB national, le dinar déprécierait fort probablement durant les années qui suivent, et ce pour préserver les réserves de change. L'inflation par contre est expliquée par ces propres valeurs retardées de deux et trois périodes ainsi que par celles du taux de change retardées d'une et deux années. Ces sont là aussi des résultats plausibles, à notre sens, puisqu'en économie, il est admis que l'inflation génère de l'inflation. Il s'agit d'un processus qui s'auto entretient : une fois enclenchée, le processus inflationniste atteindra tous les produits, biens et services. Quant aux dépréciations successives du dinar, elles impactent les prix des produits, particulièrement par le biais des prix des importations qui augmenteraient après épuisement des stocks des produits et des équipements préalablement constitués.

Au final, et pour juger de la validité des modèles que nous avons estimés dans cette étude, nous avons appliqué trois tests : le test d'autocorrélation, le test d'homoscédasticité et le test de stabilité (CUSUM). Les résultats obtenus des deux premiers tests (voir le tableau n° 8 en annexe) montrent que la probabilité calculée est supérieure au seuil de 5 % pour les trois modèles. Par conséquent, les résultats des estimations sont considérés, pour notre part, comme acceptables. Les résultats du test de stabilité⁵, quant à eux, montrent que les modèles sont stables et présentent une cohérence des

⁵L'objectif recherché à travers le test de stabilité est de montrer que les paramètres estimés ne présentent aucune tendance à se modifier au cours du temps, et que la forme de l'équation estimée pouvait être considérée comme immuable au cours de la période étudiée. Le test CUSUM est appliqué sur les résidus du modèle estimé, il est fondé sur la somme des résidus. Il représente la courbe de la somme cumulée des résidus ensemble avec 5% des lignes critiques. Ainsi, les paramètres du modèle sont instables si la courbe se situe hors de la zone critique, entre les deux lignes critiques et stables si la courbe se situe entre les deux lignes critiques.

résultats à court et long termes, puisque l'évolution de la statistique relative à chacun des modèles est à l'intérieur de sa plage critique, comme le montrent les graphiques suivants :

Figure N° 4: CUSUM Test du modèle [1]

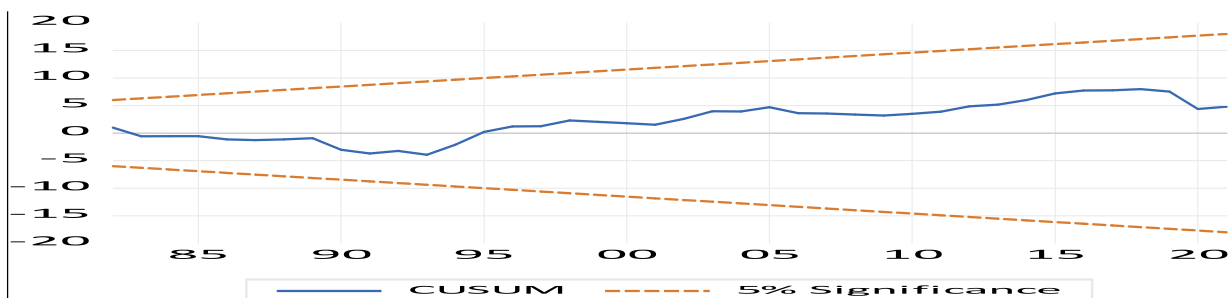


Figure N° 5: CUSUM Test du modèle [2]

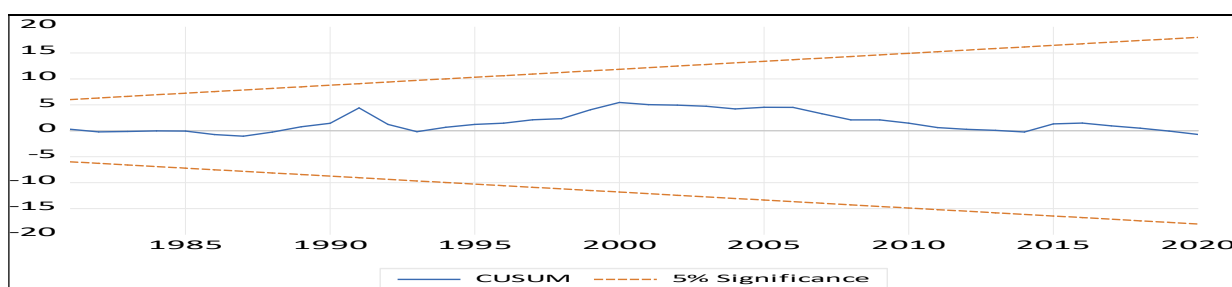
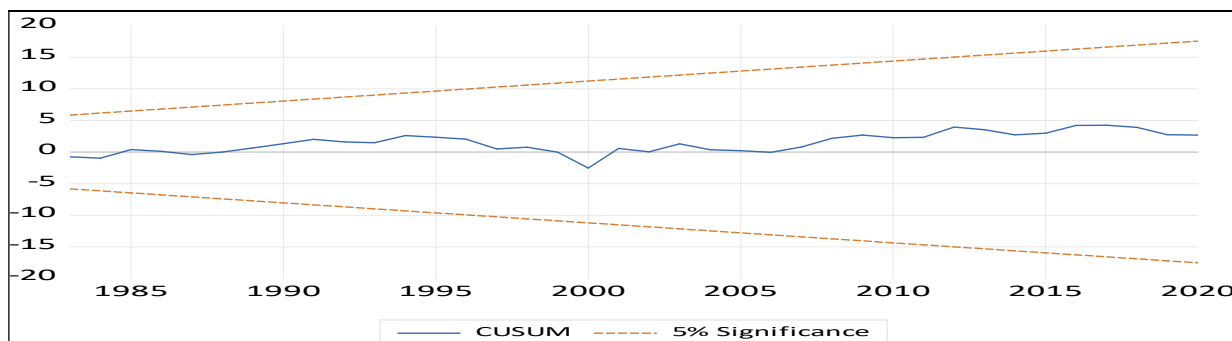


Figure N°6: CUSUM Test du modèle [3]



Enfin, pour évaluer la qualité des prévisions, nous avons effectué des simulations dynamiques des trois équations, à l'aide des paramètres estimés, comme le montrent les figures ci-dessous :

Figure N°7 : Prédiction du taux de change

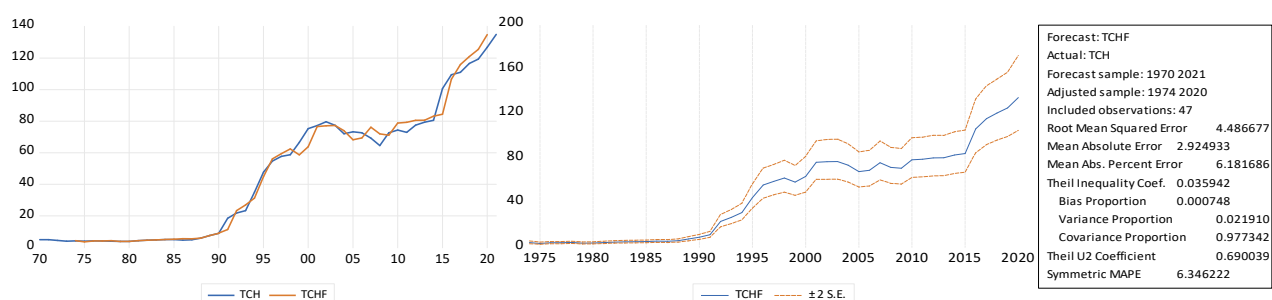
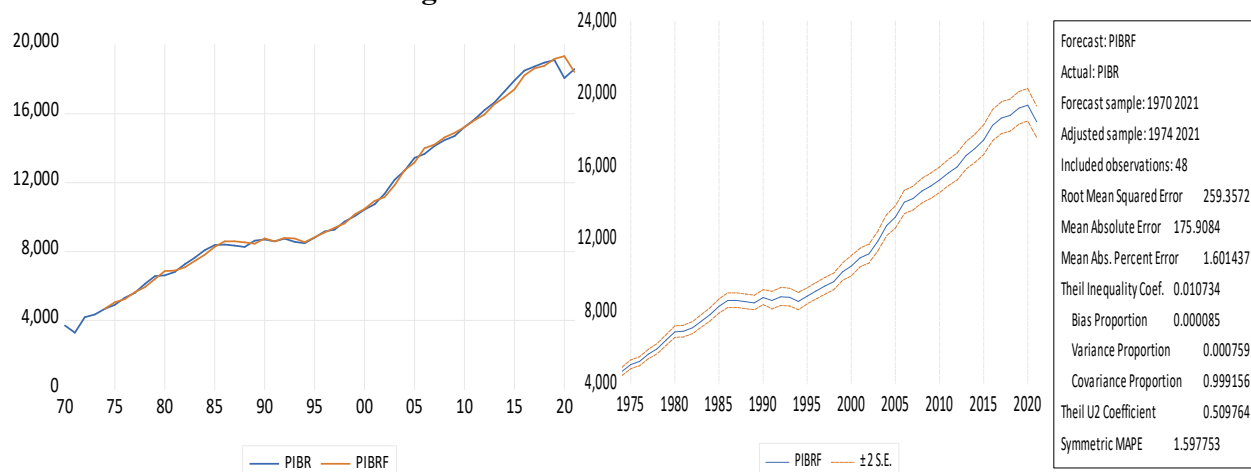
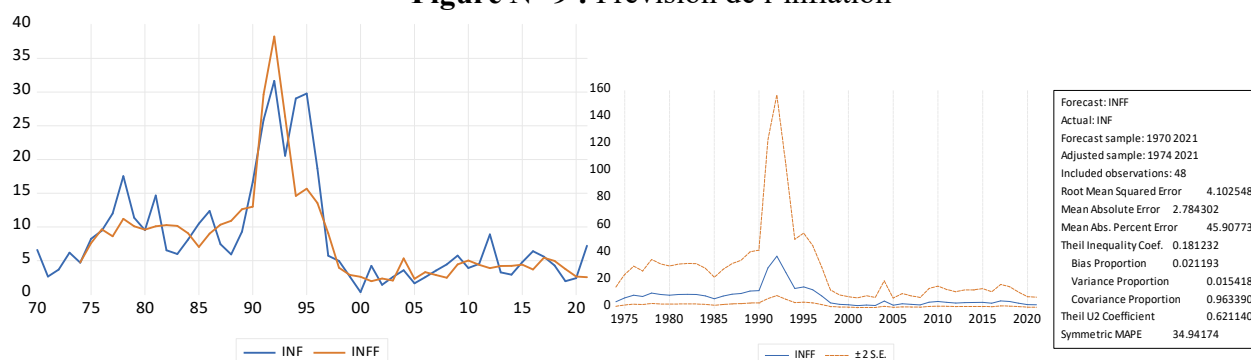


Figure N° 8 : Prédiction de la croissance

Figure N° 9 : Prédiction de l'inflation


De ces simulations, nous retenons que les modèles permettent d'anticiper les retournements des tendances des trois variables (Taux de croissance, taux de change et taux d'inflation). Par ailleurs, elles traduisent l'absence de biais systématique de surestimation ou de sous-estimations des réalisations par les estimations. Les modèles captent très bien les mouvements observés du PIB réel, du taux de change et de l'inflation, comme le montre clairement les représentations graphiques des valeurs ajustées des variables.

Conclusion :

Des résultats de notre étude économétrique des modèles (ARDL) spécifiés, il ressort qu'à long terme, en Algérie, une dépréciation de la valeur du dinar de (1%) provoquerait une augmentation du taux d'inflation de (0,44%). Ce résultat reflète la dépendance endémique de l'économie algérienne des importations, en matière de produits de consommation et de biens de production. Ce résultat confirme une des conclusions de la Banque d'Algérie (2022), quant à l'importance de la composante importée de l'inflation en Algérie. En outre, l'estimation montre qu'une augmentation de (1%) du taux d'inflation provoquerait une réduction de (0,03%) du PIB réel. C'est un résultat qui nous semble probant, du fait que le taux effectif de l'inflation en Algérie se situe, le plus souvent, au-dessus des valeurs de l'intervalle théorique de 2% et 6%, fixé par les autorités financières qui cherchent à préserver le pouvoir d'achat de la population et à stimuler l'investissement productif. L'augmentation du taux de la croissance de (1%) provoquerait une appréciation du dinar de (0,30%). Ce qui signifie que la Banque d'Algérie procède à des

réévaluations durant les périodes de reprise de l'activité économique, et ce dans le but de contenir l'inflation connue pour être nuisible à l'activité économique.

Les résultats de l'analyse montrent, qu'à court terme, le PIB dépend négativement de ses valeurs passées. Dans un contexte d'une productivité globale des facteurs négative, toute amélioration du PIB se transformerait en une augmentation de la demande l'année suivante, laquelle serait satisfaite en grande partie par les importations, puisque le tissu productif local est doté de capacités productives limitées. Aussi, les résultats obtenus affirment que le PIB algérien dépend négativement du taux de change retardé de deux et trois périodes. Un résultat qui peut être élucidé par le cycle de stocks : les dépréciations du dinar en période de récession provoqueraient la contraction des importations d'intrants pour les entreprises, qui voient leur activité productive ralentir dans les deux années qui suivent, après l'épuisement de leurs stocks d'intrants. Par la suite, les entreprises importent à nouveau avec des prix plus importants, formant ainsi « une spirale inflationniste ».

Précisons, à la fin de cette étude, que chercher à synchroniser et à mesurer la densité et la fréquence des interactions entre le taux de change, le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB réel dans le contexte algérien n'est pas une tâche aisée, étant donné que l'économie nationale est fortement dépendante des prix internationaux du pétrole et des importations d'intrants de l'étranger. Le taux de change officiel est certes contrôlé, mais le marché parallèle de change demeure important, tout comme activité informelle qui occupe grande sphère de l'économie nationale. Ces contraintes pesantes réduisent de fait l'efficacité des mécanismes économiques et la portée des politiques publiques. D'où la nécessité de les lever urgemment pour libérer les initiatives et le potentiel de croissance.

Bibliographie et références :

- Ahiabor, G. & Amoah, A., (2019). Examining the Effect of Real Effective Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Evidence from Ghana. *Journal of Economics and Economic Education Research*, 20(1)
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R., (1998). Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework. *Journal Of Time Series Analysis*, 19 (3), 267-283.
- Banque d'Algérie (2022). Les déterminants de l'inflation en Algérie : Analyse économétrique sur la période 2011-2021. Document de travail, (01-2022), 18 p.
- Banque Mondiale (2022). Renforcer la résilience en période favorable. Rapport de suivi de la situation économique en Algérie, 31 p.
- Bayer, C., & Hanck, C., (2013). Combining non-cointegration tests. *Journal Of Time Series Analysis*, 34 (1), 83-95
- Belhachem, M., & Ghazi, N., (2018). La Relation Empirique entre l'Inflation et le Taux de Change Parallèle : Approche de Cointégration ARDL Bound Test. *Revue finance et marchés*, 4 (8), 332-352.
- Berthou, A., & Schmidt, J., (2022). La transmission des variations du taux de change aux prix des importations en France : le rôle des monnaies de facturation. *Bulletin de la Banque de France*, 242(6).
- Bruno O., & Musso, P., (2000). Volatilité de l'inflation et croissance économique. *Revue économique*, 51(3), 693-701.
- Choudhri, E., & Hakura, D., (2001). Exchange rate Pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? IMF Working Paper, 194.
- Djebbouri, M., (2019). Estimation du taux de change effectif réel d'équilibre en Algérie : l'approche NATREX (1980 – 2017). *Journal of Economic, management and Trade Sciences*, 22 (01), 47-62.
- Devereux M., (2001). Politique monétaire, flexibilité du taux de change et transmission des variations du taux de change. Banque du Canada, document de travail, 51-94.

- El Aboudi, S., & El Bakouchi, M., (2022). L'impact du Taux de Change Réel Effectif et de l'Inflation sur la Croissance Economique des Pays : Une investigation empirique en données de Panel. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 3 (5), 63-81.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J., (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Revue Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Fatbardha, M., Eglantina, H., Ergün, U., Panait, M., & Voica, Marian C., (2020). The effect of exchange rate volatility on economic growth: Case of the CEE countries. *Journal of Risk Financial Management*, 13 (177), doi:10.3390/jrfm13080177
- Fischer, S., (1993). The role of macroeconomic factors in growth," *Journal of Monetary Economics*, (32), 485-512.
- Friedman, M., (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58 (1), 1-17
- Ghosh, A., & Phillips, S., (1998). Warning: inflation may be harmful to your growth. *IMF Staff Papers*, 45 (4), 672-710
- Goldfajn, I., & Valdés, R., (1999). Liquidity crises and the international financial architecture, mimeo, IMF, Washington, DC.
- Hamadouche, A. (2016). L'impact de l'inflation sur la croissance économique : Cas des pays du Nord-Africain. *Revue des réformes Economique et Intégration dans l'Economie Mondiale*, 12 (23), 25-39.
- Haoudi, A., & Rabhi, A., (2020). Taux de change et croissance économique au Maroc : Evidence empirique. *Revue Finance & Finance Internationale*, (18), 1-29.
- Haug, A. A., (2002). Temporal Aggregation and the power of cointegration tests: A Monte Carlo study. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(4), 399-412
- Hoang, Thanh T., Thi, Van A. N., & Minh, Hoang D., (2020). The impact of exchange rate on inflation and economic growth in Vietnam. *Management Science Letters*, (10), 1051-1060.
- Johansen, S., (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Revue Econometrica*, 59 (6), 1551-1580
- Kabamba Mbuyi, A., & Deborah Matadi, L., (2021). Fluctuations du taux de change et croissance économique en République Démocratique du Congo. hal-03346489
- Kaldor, N., (1971). Conflict in national economic objectives. *Revue the Economic Journal*, 81(321), 1-16.
- Kamran, M., Teng, J.-Z., & Imran, M. (2019). Cointegration between macroeconomic factors and the exchange rate USD/CNY. *Financial Innovation*, 1-15.
- Kevin, N., (2021). Interaction between economic growth, inflation and exchange rate in Kenya". MPRA Paper, 109379, 1-30.
- Khan, M.A. & Khan, S., (2018). Inflation and the economic growth: Evidence from Five Asian Countries. *Pakistan Journal of Applied Economics*, 28(2), 235-252.
- Koirala, S., (2018). An analysis of the impact of real effective exchange rate on economic growth of Nepal. *Pravaha Journal of Economic Management*, 24(1), 206-216.
- Kryeziu, N., & Durguti, E. A. (2019). The Impact of inflation on economic growth: The case of Eurozone. *International Journal of Finance & Banking Studies*, 01-09.
- Madurapperuma, M.W., (2016). Impact of inflation on economic growth in Sri Lanka. *Journal of World Economic Research*, 5(1), 1-7
- Mauliana, R., & Suriani, Abd. J., (2020). Export analysis: Authority of inflation and exchange rate in Asean-8. *Revue Trikonomika*, 19 (2), 81-86.
- Musso, P., & Bruno, O., (2000). Volatilité de l'inflation et croissance économique. *Revue Economique*, 3 (51), 693- 701.
- Oumari, L., & Adamou Illou, M., (2022). Modélisation de l'impact de l'inflation sur la croissance économique : cas du Maroc. *Revue International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 3(4-3), 297-314.
- Phelps, E.S., (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Revue Economica, New Series*, 34 (135), 254-281.
- Philips, A.W., (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage Rates in the United Kingdom. *Revue Economica*, 25(100), 283-299
- Ragan, C., (2005). Le taux de change et la poursuite d'une cible d'inflation au Canada. *Revue de la banque du CANADA*, 43-53.

- Razin, O., & Collins, S.M., (1997). Real exchange rate misalignments and growth". NBER, Working Paper, 6174, 1-33.
- Rodrick, D., (2008). The real exchange rate and economic growth. Brookings Papers on Economic Activity, 39, 365-439
- Sarel, M., (1996). Nonlinear effects of inflation on economic growth. IMF Staff Papers, 43 (1), 199-215
- Sargent, T. J., & Wallace, N., (1975). Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. Journal of Political Economy, 83(2), 241-254.
- Taylor, J., (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. European Economic Review, 44(7), 1389-140.
- Toubine, A., Benadda, M., & Benslimane, H., (2019). Pass-through du taux de change et inflation en Algérie : Une analyse en modèle VAR (1990-2016). مجلة الاقتصاد الجديد, 10 (1) 616-634.

Annexes

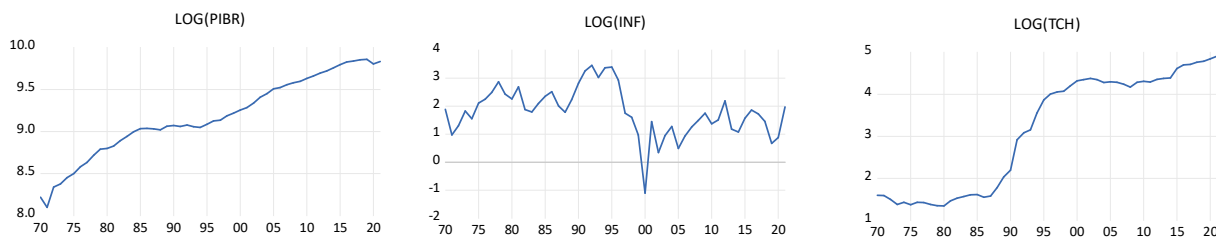
Tab 1 : Matrice de corrélation

	LOG(PIBR)	LOG(INF)	LOG(TCH)
LOG(PIBR)	1	-0.3127	-0.872
LOG(INF)	-0.312	1	-0.416
LOG(TCH)	-0.8721	-0.4169	1

Tab 2 : Statistiques descriptives, analyse graphique et test de stationnarité

	LOG(PIBR)	LOG(INF)	LOG(TCH)
Mean	9.175553	1.807579	3.145201
Median	9.103521	1.781696	3.933438
Maximum	9.858913	3.455054	4.905275
Minimum	8.096490	-1.108663	1.344691
Std. Dev.	0.469930	0.864090	1.378355
Skewness	-0.313074	-0.418195	-0.234486
Kurtosis	2.334758	4.187182	1.250957
Jarque-Bera	1.808320	4.569394	7.104688
Probability	0.404882	0.101805	0.028657
Sum	477.1287	93.99411	163.5504
Sum Sq. Dev.	11.26255	38.07923	96.89294
Observations	52	52	52

Figure 1: Dynamique historique des variables de l'étude



Tab 3 : Test de Racine unitaire

	Test PP en niveau			Test PP en différences			Degré d'intégration
	PP test	P value	Conclusion	PP test	P value	Conclusion	
Log(PIBR)	4.654	1.0000	N stationnaire	-6.635	0.0000	Stationnaires	I(1)
Log(INF)	-3.023	0.0394	Stationnaires	/	/	/	I(0)
Log(TCH)	1.6379	0.9739	N stationnaire	-4.006	0.0002	Stationnaires	I(1)

Tab 4 : Estimation des modèles ARDL optimaux

ARDL pour modèle [1]				
Modèle ARDL (1.0.4) pour le PIB Réel				
Dépendent variable log(PIBR)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBR(-1))	0.924776	0.018059	51.20974	0.0000
LOG(INF)	0.002733	0.005774	0.473271	0.6386
LOG(TCH)	-0.035502	0.029126	-1.218916	0.2300
LOG(TCH(-1))	0.051441	0.044638	1.152411	0.2560
LOG(TCH(-2))	-0.053505	0.043752	-1.222906	0.2285
LOG(TCH(-3))	0.007462	0.044378	0.168141	0.8673
LOG(TCH(-4))	0.047848	0.029425	1.626101	0.1118
C	0.671647	0.148129	4.534214	0.0001
R-squared 0.997, Mean dependent var 9.252097				
ARDL pour modèle [2]				
Modèle ARDL (1.0.4) pour le taux de change				
Dépendent variable log(TCH)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(TCH(-1))	0.981071	0.019776	49.60972	0.0000
LOG(INF)	0.037691	0.023653	1.593513	0.1189
LOG(PIBR)	-0.251681	0.685345	-0.367232	0.7154
LOG(PIBR(-1))	-1.637478	1.241903	-1.318523	0.1948
LOG(PIBR(-2))	1.360846	1.070061	1.271746	0.2108
LOG(PIBR(-3))	-0.356747	0.515875	-0.691539	0.4932
LOG(PIBR(-4))	0.905208	0.420086	2.154818	0.0373
R-squared 0.994, Mean dependent var 3.246390				
ARDL pour modèle [3]				
Modèle ARDL (4.3.0) pour le taux d'inflation				
Dépendent variable log(INF)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(INF(-1))	0.270894	0.144755	1.871404	0.0690
LOG(INF(-2))	0.198489	0.149266	1.329762	0.1915
LOG(INF(-3))	0.123987	0.145393	0.852775	0.3991
LOG(INF(-4))	-0.361377	0.129123	-2.798699	0.0080
LOG(TCH)	1.044997	0.651536	1.603897	0.1170
LOG(TCH(-1))	0.043506	1.040260	0.041823	0.9669
LOG(TCH(-2))	-0.396072	1.042774	-0.379825	0.7062
LOG(TCH(-3))	-1.031773	0.702258	-1.469223	0.1500
LOG(PIBR)	0.241452	0.053073	4.549433	0.0001
R-squared 0.707, Mean dependent var 1.830826				

Tab 5 : Tests de cointégration aux bornes des trois modèles

Modèle [1]				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=50		
F-statistic	6.90	10%	3.17	4.14
k	2	5%	3.79	4.85
Modèle [2]				
F-Bounds Test :		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=50		
F-statistic	16.97	10%	2.17	3.19
k	2	5%	2.72	3.83

Modèle [3]				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=50		
F-statistic	8.08	10%	2.17	3.19
k	2	5%	2.72	3.83

Tab 6 : Estimation des équations de long terme

Modèle [1] : L'équation de long terme de PIB réel						
Dépendent variable log(PIBR)						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob		
LOG(INF)	-0.036328	0.075248	0.482782	0.6319		
LOG(TCH)	0.235874	0.046973	5.021538	0.0000		
C	8.928671	0.301114	29.65209	0.0000		
EC = LOG(PIBR) - (-0.0363*LOG(INF) + 0.2359*LOG(TCH) + 8.9287) ,Fstat =138.21 R²=0.86						

Modèle [2] : L'équation de long terme du taux de change						
Dépendent variable log(TCH)						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob		
LOG(INF)	1.991199	3.070856	0.648418	0.5204		
LOG(PIBR)	-1.064377	0.551848	-1.928751	0.0609		
EC = LOG(TCH) - (1.9912*LOG(INF) + 1.0644*LOG(PIBR))						

Modèle [3] : l'équation de long terme de l'inflation						
Dépendent variable log(INF)						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob		
LOG(TCH)	-0.441848	0.089540	-4.934666	0.0000		
LOG(PIBR)	-0.314388	0.033492	-9.387031	0.0000		
EC = LOG(INF) - (-0.4418*LOG(TCH) - 0.3144*LOG(PIBR))						

Tab7: Estimation de la relation de long terme

Modèle ECM pour le PIB réel					
Dépendent variable : log(PIBR)					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
DLOG(TCH)	-0.035502	0.026372	-1.346209		0.1858
DLOG(TCH(-1))	-0.001804	0.026102	-0.069131		0.9452
DLOG(TCH(-2))	-0.055309	0.025893	-2.136058		0.0388
DLOG(TCH(-3))	-0.047848	0.026394	-1.812805		0.0774
ECM PIB(-1)*	-0.602240	0.054421	-11.06568		0.0000
Qualité d'ajustement du modèle					
R-squared	0.460223				
Adjusted R-squared	0.410011				
S.E. of regression	0.021411				
Sum squaredresid	0.019713				
Modèle ECM pour le taux de change					
Dépendent variable : log(TCH)					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
DLOG(PIBR)	-0.251681	0.668140	-0.376689		0.7084
DLOG(PIBR(-1))	-1.909307	0.778471	-2.452637		0.0186
DLOG(PIBR(-2))	-0.548461	0.473223	-1.158991		0.2533
DLOG(PIBR(-3))	-0.905208	0.395486	-2.288848		0.0274
ECM TCH(-1)*	-0.38929	0.053234	-7.312757		0.0000
Qualité d'ajustement du modèle					
R-squared	0.456924				
Adjusted R-squared	0.405203				
S.E. of regression	0.106619				
Sum squaredresid	0.477439				

Modèle ECM pour le taux d'inflation				
Dépendent variable : log(INF)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(INF(-1))	0.038901	0.141312	0.275285	
DLOG(INF(-2))	0.237390	0.137417	1.727517	0.0922
DLOG(INF(-3))	0.361377	0.123601	2.923737	0.0058
DLOG(TCH)	1.044997	0.600865	1.739154	0.0901
DLOG(TCH(-1))	1.427845	0.660286	2.162464	0.0369
DLOG(TCH(-2))	1.031773	0.676938	1.524176	0.1357
ECM_INF(-1)*	-0.768007	0.151980	-5.053336	0.0000
Qualité d'ajustement du modèle				
R-squared	0.496915			
Adjusted R-squared	0.421453			
S.E. of regression	0.520213			
Sum squared resid	10.8248			

Tab 8 : Test d'autocorrélation, le test d'homoscédasticité

Tab 6 : Test d'autocorrélation, le test d'hétéroscédasticité			
Modèle [1]			
Autocorrelation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:		Conclusion
	F statistic = 0.406	Prob. F(2,38)= 0.6691	Absence d'autocorrélation
	Obs*R-squared = 1.004	Prob. Chi-Square(2)=0.6052	
Hétéroscédasticité	HeteroskedasticityTest: White		Conclusion
	F-statistic= 0.486	Prob. F(35,12)= 0.9518	Absences d'hétéroscédasticité
	Obs*R-squared=28.14	Prob. Chi-Square(35) =0.787	
	Scaledexplained SS=28.86	Prob. Chi-Square(35)= 0.757	
Modèle [2]			
Autocorrelation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:		Conclusion
	F statistic = 1.00	Prob. F(2,38)= 0.3762	Absence d'autocorrélation
	Obs*R-squared = 2.35	Prob. Chi-Square(2)=0.3077	
Hétéroscédasticité	HeteroskedasticityTest: White		Conclusion
	F-statistic= 1.41	Prob. F(20,26)= 0.2027	Absence d'hétéroscédasticité
	Obs*R-squared=24.46	Prob. Chi-Square(20) =0.787	
	Scaledexplained SS=101.074	Prob. Chi-Square(35)= 0.757	
Modèle [3]			
Autocorrelation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:		Conclusion
	F statistic = 2.75	Prob. F(2,36)= 0.0768	Absence d'autocorrélation
	Obs*R-squared =6.246	Prob. Chi-Square(2)=0.05	
Hétéroscédasticité	HeteroskedasticityTest: White		Conclusion
	F-statistic= 3.96	Prob. F(45,1)= 0.3946	Absence d'hétéroscédasticité
	Obs*R-squared=46.71	Prob. Chi-Square(45) =0.4017	
	Scaledexplained SS=95.38	Prob. Chi-Square(45)= 0.000	