

***L'impact du secteur de l'assurance sur la croissance économique  
- Approche ARDL appliquée au cas de l'Algérie (1980-2021) –  
The insurance sector impact on economic growth  
- ARDL approach applied to the case of Algeria (1980-2021) -***

**Talal OMRANI**

*MQEMADD, FSECSG, Université de Djelfa, Algérie, omranitalal@univ-djelfa.dz*

**Reçu le:20/09/2022**

**Accepté le:11/11/2022**

***Résumé:***

*De par son rôle financier, l'assureur est considéré actuellement comme étant un des investisseurs institutionnels les plus importants dans beaucoup de pays. Le but du présent article vise à examiner l'impact de l'assurance sur la croissance économique en Algérie. Pour ce faire, nous avons opté pour une modélisation ARDL avec 6 variables : le PIB, le taux de pénétration de l'assurance et 4 autres variables de contrôle. À l'aide du logiciel EVIEWS 10, l'analyse avait utilisé des données annuelles pour la période 1980-2021. Les résultats de l'estimation nous ont permis de conclure que l'effet du développement de l'assurance sur la croissance économique est positif et significatif sur le court et long terme au seuil de 5%. Cependant, compte tenu de sa faible contribution dans l'économie nationale, la conception d'une stratégie globale visant à promouvoir le secteur d'assurance et de réassurance est plus que jamais nécessaire, afin de mobiliser davantage d'épargne vers l'économie réelle.*

***Mots clés:*** Taux de pénétration de l'assurance, croissance économique, modèle ARDL, cointégration.

***Jel Classification Codes:*** C11, G23, O4, O11

***Abstract:***

*Due to its financial role, the insurer is currently considered to be one of the most important institutional investors in many countries. The purpose of this article is to examine the impact of insurance on economic growth in Algeria. To do this, we opted for an ARDL modeling with 6 variables: GDP, insurance penetration rate and 4 other control variables. Using EVIEWS 10 software, the analysis used annual data for the period 1980-2021. The results of the estimation allowed us to conclude that the effect of the development of insurance on economic growth is positive and significant in the short and long term at the 5% threshold. However, given its low contribution to the national economy, the design of a global strategy aimed at promoting the insurance and reinsurance sector is more necessary than ever, in order to mobilize more savings towards the real economy.*

***Key Words:*** Insurance penetration rate, economic growth, ARDL model, cointegration.

***JEL Classification:*** C11, G23, O4, O11

## 1. Introduction:

Un système financier solide est considéré comme un élément essentiel de tout effort conscient visant à renforcer le processus de la croissance économique. Le développement des fonctions d'investissements et de consommation des agents économiques nécessite des capitaux, dont la source essentielle est l'épargne collectée par les intermédiaires financiers.

En effet, le développement financier affecte la croissance économique principalement par l'accroissement de la productivité globale des facteurs (PGF) (Beck, Loayza, & Levine, 2000, p. 266), via des intermédiaires financiers bien outillés et mieux placés pour drainer l'épargne vers l'économie et gérer ainsi les risques qui lui sont inhérents. Tout cela stimule l'innovation technologique et, par conséquent, le développement économique (King & Levine, 1993, p. 531).

L'assureur figure parmi les intermédiaires financiers potentiels et peut donc être utilisé comme un véhicule de mobilisation de l'épargne. On peut soutenir que le secteur de l'assurance peut contribuer à la croissance économique par son mécanisme même de transfert des risques et donc d'indemnisation, ainsi que par son rôle de financement des entreprises et de la dette de l'Etat grâce aux fonds collectés.

L'importance de l'assurance dans le commerce et le développement a été reconnue et soulignée dans le rapport de la CNUCED, réalisé lors de sa première conférence tenue en 1964, qui a stipulé qu'un : "marché national solide de l'assurance et de la réassurance est une caractéristique essentielle de la croissance économique" (Akinlo & Apanisile, 2014, p. 120).

La place de l'assurance dans le monde, prend une importance de plus en plus accrue en économie, avec un chiffre d'affaires du secteur atteignant les 6.860,6 milliards US\$ (mds US\$) en 2021, ce qui représente environ 7% du PIB mondial. Toutefois, la part du marché africain dans ce total mondial ne représente que 1,08% pour le même exercice (contre 41,98% pour l'Amérique du Nord et 26,15% pour l'Europe, pour ne citer que celles-là), avec une valeur de 74,190 mds US\$ dont 51,215 mds US\$ réalisés uniquement par l'Afrique du Sud (Swiss Re Institute, 2022, p. 43).

Quant au marché algérien des assurances, il occupe la 6ème place à l'échelle africaine (79ème place au rang mondial) avec un chiffre d'affaires de 1,075 mds US\$ en 2021, soit une part de 1,45% du total africain (0,016% du total mondial). En outre, le volume des dépenses totales en services d'assurance en Algérie n'a cessé d'augmenter au cours de la période 1980-2021, oscillant de 0,459 mds US\$ en 1980 à 1,075 mds US\$ en 2021 en terme nominal, soit une croissance globale de 134,2% et un accroissement annuel de près de 2,1%<sup>1</sup>. À la lumière de ce développement remarquable de l'activité

---

<sup>1</sup> Calculés à partir des données du réassureur mondial Swiss Re Institute (<https://www.sigma-explorer.com/>).

d'assurance en Algérie, il serait nécessaire d'étudier l'effet de l'assurance sur la croissance économique nationale.

L'objectif de cette étude est d'évaluer la relation à long terme entre le développement du secteur des assurances et la croissance économique en Algérie, ainsi que de participer à enrichir la littérature nationale en la matière. Le reste de cet article est organisé comme suit. La section suivante présente un aperçu historique du marché algérien de l'assurance. Ensuite, une revue de littérature empirique dans le domaine de l'assurance et de la croissance économique. Puis, les méthodes utilisées dans cette étude sont discutées, suivies des résultats de la recherche. La dernière section conclut l'article.

## **2. Aperçu historique du marché de l'assurance en Algérie**

L'évolution du marché algérien des assurances est passée par 5 étapes essentielles (reconduction de la législation coloniale en la matière, monopole, spécialisation et déspecialisation, libéralisation du secteur, séparation des assurances de dommages des assurances de personnes).

D'abord, il fut procédé avec l'indépendance du pays en 1962, à la reconduction des lois coloniales y compris la loi française du 13 juillet 1931 relative aux assurances (Yanat, 2012, p. 8), ainsi qu'à la reprise des sociétés existantes à cet instant par les autorités publiques, étant donné que les risques situés en Algérie ne peuvent être assurés que par des organismes agréés par le ministère des finances.

Ensuite, les autorités avaient procédé à la nationalisation de ces sociétés en promulguant l'ordonnance n° 66-127 du 27 mai 1966, portant institution du monopole de l'Etat sur les opérations d'assurance. Et puis, la spécialisation des sociétés d'assurance, a été instaurée à compter du 30 avril 1985 avec la parution des textes relatifs à la restructuration du secteur des assurances, en indiquant les risques à couvrir par chacune d'elles<sup>2</sup>, avant d'être levée permettant ainsi aux entreprises publiques de commercialiser l'ensemble des branches d'assurance, et ce, à compter du mois d'octobre 1989 (CAAT).

Après cela, l'activité du marché des assurances a été ouverte aux opérateurs privés nationaux et étrangers, en promulguant l'ordonnance n° 95-07 du 25 janvier 1995 relative aux assurances. Enfin, l'entrée en vigueur de la loi n° 06-04 du 20 février 2006, avait instauré la séparation des assurances de dommages des assurances de personnes, qui est devenue effective à partir du 01 juillet 2011 (CNA, 2012, p. 60).

De plus, l'évolution de la législation nationale y afférente a connu une avancée significative, notamment en matière de finance islamique<sup>3</sup>, et ce, à travers de récentes

---

<sup>2</sup> Voir décrets n°85-80, 85-81, 85-82, 85-83 du 30 avril 1985, publiés au JO n°19 du 01 mai 1985.

<sup>3</sup> Loi de finances 2020 dans son article 203 bis et décret exécutif n° 21-81 du 23 février 2021 régissent les conditions et modalités d'exercice de l'assurance Takaful.

autorisations accordées aux compagnies d'assurances algériennes d'exercer sous la forme Takaful, que cela soit par le biais de « fenêtres », ou alors, via la création de sociétés dont l'activité est totalement réservée à ce type d'assurance, considéré comme complémentaire au système classique (Benbouabdellah, 2022). À cela s'ajoute la décision du réassureur national CCR de lancer sa propre fenêtre de Re-Takaful au plus tard fin 2022, pour justement répondre aux besoins du marché national en matière de réassurance (CNA, 2022, p. 21).

À fin 1962, le marché des assurances en Algérie comprenait 236 sociétés. Elles ont toutes quitté le territoire national, et seules 13 d'entre elles sont restées à fin octobre 1963, et ce, après avoir créé la compagnie algérienne d'assurance et de réassurance CAAR, qui avait pour but de contrôler le marché national en instituant la cession légale en décembre 1962 (l'ensemble des sociétés était tenu de verser à la CAAR 80% de son chiffre d'affaires) (Chouitar, 2011, p. 3). Actuellement, le marché national d'assurance compte 24 compagnies, toutes catégories confondues, dont : 08 assureurs de personnes, 04 assureurs publics non spécialisés, 02 assureurs publics spécialisés, 01 réassureur public, 02 mutuelles et 07 assureurs à capitaux privés (UAR).

Afin de jauger de l'importance du marché national des assurances par rapport à un autre, nous nous basons sur 2 indicateurs clés, à savoir le taux de pénétration de l'assurance et la densité d'assurance (Omrani & Tahri, 2021, p. 240). En 2021, le taux de pénétration en Algérie était de l'ordre de 0,7%, jugé très faible comparativement aux taux enregistrés dans les pays de l'OCDE et dans la région du Maghreb dont le Maroc (4%) et la Tunisie (2,2%) (Swiss Re Institute, 2022, p. 43).

En fait, malgré l'augmentation continue du chiffre d'affaires des assurances, entre 1980 et 2021, le taux de pénétration moyen ne tournait qu'autour de 0,8% du fait que la hausse du PIB était plus importante que celle du chiffre d'affaires du marché des assurances. À prix courant et pour la même période, l'accroissement annuel du PIB dépassait les 3,3% contre seulement 2,1% pour le marché de l'assurance<sup>4</sup>.

Par ailleurs, la densité d'assurance a connu une baisse permanente<sup>5</sup>, passant de 25 à 24 US\$ par habitant entre 1980 et 2021 et ce, malgré le pic de 40 US\$ atteint en 2014<sup>6</sup>. Cette densité reste très faible comparée, à la moyenne mondiale qui était de l'ordre de 874 US\$ en 2021, à celles du Maroc (143 US\$) et de la Tunisie (83 US\$). Aux Etats-Unis, la densité est beaucoup plus importante avec une moyenne de 8.193 US\$ par habitant (Swiss Re Institute, 2022, p. 42).

---

<sup>4</sup> Calculés à partir des données du réassureur mondial Swiss Re Institute (<https://www.sigma-explorer.com/>).

<sup>5</sup> Cette baisse s'explique principalement par la baisse de la valeur du dinar par rapport au dollar américain (DZD/US\$) ainsi que par la conjoncture économique défavorable de ces dernières années.

<sup>6</sup> Voir les données du réassureur mondial Swiss Re Institute (<https://www.sigma-explorer.com/>).

Certes, comme nous venons de voir, le taux de pénétration du secteur national des assurances ainsi que la densité d'assurance sont globalement restés stables et faibles en comparaison à d'autres pays, néanmoins, le secteur présente encore des perspectives de développement intéressantes sur le moyen et long terme, une fois que la crise sanitaire sera un tant soit peu sous contrôle et que la résilience de notre économie sera assurée (Omrani & Tahri, 2021, p. 251).

### **3. Revue de la littérature empirique**

Contrairement à l'abondante littérature empirique sur les effets du secteur bancaire et/ou boursier sur la croissance économique, le rôle du secteur des assurances dans l'économie était, jusqu'à récemment, l'objet de moins d'attention de la part des chercheurs (Horng, Chang, & Wu, 2012, p. 105).

Plusieurs lignes de recherche intéressantes ont commencé dernièrement à identifier les contributions spécifiques du développement de l'assurance au processus de la croissance économique ainsi qu'au bien-être des gens, cependant, aucun consensus ne s'en est dégagé.

En effet, la plupart des études existantes sur le lien assurance-croissance se concentrent sur les pays développés et quelques pays émergents. Dans les pays en développement, y compris l'Algérie, peu d'études ont porté sur ce sujet probablement en raison du faible taux de pénétration de l'assurance dans l'économie. Dans ce qui s'ensuit, nous fournissons un résumé des conclusions des études existantes sur ce lien.

(Ward & Zurbruegg, 2000) ont examiné les relations dynamiques à court et à long terme entre la croissance économique et le développement du secteur d'assurance pour 9 pays de l'OCDE au cours de la période 1961-1996, en utilisant la méthodologie VECM pour chaque pays. Ils ont constaté la présence d'une relation à long terme pour 5 pays (Australie, Canada, France, Italie et Japon). Afin d'évaluer la causalité entre l'assurance et la croissance du PIB pour 4 pays (Australie, Canada, Italie et Japon), les auteurs testent la signification statistique des coefficients d'assurance dans l'équation à long terme. En testant la significativité des coefficients d'assurance dans l'équation à court terme, les auteurs ne trouvent de causalité que pour 3 pays (Australie, Canada et Japon). Les auteurs concluent que l'impact de l'assurance sur la croissance économique dépend d'un certain nombre de circonstances spécifiques à un pays particulier, telles que l'environnement culturel, réglementaire et juridique, le développement de l'intermédiation financière et l'impact de l'aléa moral dans l'assurance.

(Kugler & Ofoghi, 2005) ont étudié la relation à long terme entre la taille du marché de l'assurance et la croissance économique au Royaume-Uni pour la période 1966-2003. Les résultats révèlent qu'il existe une relation causale bidirectionnelle à long terme entre la croissance économique et la taille du marché de l'assurance, avec un impact plus

important de la croissance économique sur l'assurance que celui du développement du secteur de l'assurance sur la croissance économique. Par rapport à Ward et Zurbruegg, qui comme mesure de l'activité d'assurance utilisent la prime émise de tout le marché, dans cette étude, les auteurs utilisent des données désagrégées pour mesurer la taille du marché. La prime émise nette, pour chaque marché du secteur de l'assurance au Royaume-Uni ainsi que sa répartition par branches, est utilisée comme mesure de la taille de ce marché. Leur étude a révélé l'existence de causalités à long terme entre la taille du marché de l'assurance et la croissance économique pour 8 sur 9 catégories d'assurance (à l'exception de l'assurance contre les pertes pécuniaires).

(Haiss & Sümegei, 2008) ont étudié l'impact des primes d'assurance sur la croissance du PIB en Europe en menant l'analyse sur un échantillon de 29 pays au cours de la période 1992-2005. Les résultats ont dégagé un impact positif de l'assurance-vie sur la croissance économique dans 15 pays, tous Etats membres de l'UE, ainsi qu'un important impact des assurances non-vie sur les économies des pays d'Europe centrale et orientale, membres de l'UE, ainsi que celles de la Turquie et de la Croatie.

(Sibindi & Godi, 2014) ont étudié la relation causale entre le secteur de l'assurance (assurance à long terme, à court terme et totale) et la croissance économique en Afrique du Sud pour la période 1990-2012, en utilisant la méthodologie VECM. Ils ont utilisé la densité d'assurance comme indicateur du développement du marché de l'assurance et la croissance réelle du produit intérieur par habitant comme mesure de la croissance économique. Les résultats ont confirmé l'existence d'au moins une relation de cointégration et ont indiqué que le sens de la causalité va de l'économie vers l'assurance à long terme, ainsi que de l'économie vers l'ensemble du secteur de l'assurance.

(Jahani & Dehghani, 2015) ont étudié la relation entre l'expansion de l'assurance en tant qu'intermédiaire financier et la croissance économique en Iran et dans certains pays membres de la région MENA, à savoir l'Algérie, le Bahreïn, la Turquie, la Jordanie, le Koweït, le Liban, l'Égypte, le Maroc, Oman, le Qatar, l'Arabie saoudite, Tunisie, Emirats Arabes Unis, Chypre, Malte entre 1997-2010, en utilisant un modèle de données de panel. Les auteurs ont conclu qu'il existe une relation significative et positive entre les variables des marchés financiers et la croissance économique parmi les pays choisis. L'assurance a eu un effet positif sur la croissance économique des pays membres de la région MENA.

(Mohy Ul Din, Abu Bakar, & Regupathi, 2017) ont exploré la relation à court et long terme entre l'assurance et la croissance économique pour 6 pays (États-Unis, Royaume-Uni, Chine, Inde, Malaisie et Pakistan) sur la période 1980-2015, en appliquant un panel auto-régressif distribué décalé (PMG/ARDL). Les auteurs ont conclu qu'il existe une relation positive et significative entre l'assurance-vie, l'assurance non-vie, l'ouverture commerciale, le développement du marché boursier et la croissance économique à long

terme. Les résultats ont mis en évidence une relation significative et positive entre l'assurance non-vie et la croissance économique à court terme pour les États-Unis, le Royaume-Uni, la Chine, l'Inde, la Malaisie et le Pakistan. De plus, la relation entre l'assurance-vie et la croissance économique est positive et significative pour l'Inde, le Pakistan et le Royaume-Uni. Les résultats révèlent une relation significative mais négative entre l'assurance-vie et la croissance économique pour les États-Unis, la Chine et la Malaisie.

(Hallam, 2020) a examiné la relation entre la pénétration du secteur des assurances et la croissance économique en Algérie entre 1990-2017, en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS). Les résultats ont constaté l'existence d'une relation à long terme entre le secteur des assurances, la banque, l'ouverture commerciale et le taux d'inflation en Algérie. La dynamique à court et long terme confirme encore la contribution positive et significative de l'assurance à la croissance économique en Algérie.

## **4. Résultats empiriques et analyses**

### **4.1. Modèle et choix de variables**

L'étude empirique de notre travail repose sur l'utilisation du modèle dynamique ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag) qui se base sur l'analyse de la cointégration, l'une des approches les plus importantes en économétrie, développée par (Pesaran & Shin, 1999) puis (Pesaran, Shin, & Smith, 2001). Le modèle dépend également du test de cointégration aux bornes (Bounds test) de (Narayan, 2004), pour les petits échantillons, qui vise à examiner les dynamiques de court terme et les effets de long terme pour des variables cointégrées ou même intégrées à des ordres différents.

Les estimations sont menées à partir d'un modèle ARDL à 6 variables : deux variables principales permettant d'évaluer directement les effets de l'assurance sur l'activité économique - le produit intérieur brut (GDP) et le taux de pénétration de l'assurance (IPR) - et d'autres variables de contrôle : la part de la formation brute de capital dans le PIB (GCF/PIB), l'indice du capital humain (HCI), le taux d'inflation (INF) ainsi que le degré d'ouverture commerciale (TIR).

Le choix de ces variables s'est effectué en se basant sur la fonction de production Cobb-Douglass (augmentée), à rendements d'échelle constants, modifiée pour la rendre linéaire, ce qui nous a donné les variables : GDP, K, H. Cette approche a été adoptée par plusieurs auteurs dont (Temple, 1999, p. 122), (Webb, Grace, & Skipper, 2002, p. 9) et (Eller, Haiss, & Steiner, 2006, p. 23).

Pour intégrer l'assurance dans notre modèle, le capital physique K a été décomposé en deux parties observables séparément, comme le soutiennent (Haiss & Sümegi, 2008). En fait, les primes perçues par les compagnies d'assurance, considérées comme

consommation finale en services d'assurance pour les agents économiques, peuvent être transformées en actifs qui s'ajoutent à leur capital physique. Cela augmente leur capital de base et encourage de nouveaux investissements. Ainsi, le capital physique peut être décomposé en prime d'assurance (IP) et formation brut de capital (GCF).

Des études antérieures ont montré que de nombreux autres facteurs sont des déterminants importants de la croissance économique. (Ekinci, Tüzün, & Ceylan, 2020) ont trouvé que le taux d'inflation (INF) était l'un de ces facteurs, tandis que (Daumal & Ozyurt, 2010) ont pris en compte l'intensité commerciale (TIR).

Ainsi, les séries de variables de notre modèle seront prises en logarithme (népérien) pour aplatir les écarts entre les grands nombres et les corriger de l'hétéroscédasticité que l'on rencontre en considérant les variables en niveau.

Étant donné que le modèle ARDL est la combinaison de deux modèles : un modèle autorégressif (AR), où la variable endogène  $Y_t$  est expliquée par ses propres valeurs passées  $Y_{t-i}$ , et par des modèles à retards échelonnés (DL), dont  $Y_t$  est expliquée encore par les variables exogènes  $X_t$  et leurs valeurs passées  $X_{t-i}$ . C'est ainsi que la forme générale du modèle se donne par :

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \varepsilon_t ,$$

Ce qui correspond dans notre cas d'étude à la formule suivante :

$$\begin{aligned} LGDP = & c + \beta_1 LGDP_{t-1} + \beta_2 LIPR_{t-1} + \beta_3 LGCF\_GDP_{t-1} + \beta_4 LHCI_{t-1} + \beta_5 LINF_{t-1} \\ & + \beta_6 LTIR_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} \Delta LGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^q \alpha_{2j} \Delta LIPR_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^h \alpha_{3j} \Delta LGCF\_GDP_{t-j} + \sum_{j=1}^r \alpha_{4j} \Delta LHCI_{t-j} + \sum_{j=1}^s \alpha_{5j} \Delta LINF_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^m \alpha_{6j} \Delta LTIR_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

#### 4.2. Mesure des variables et source de données

Les séries de données utilisées dans notre modèle sont annuelles. À l'exception de celle du GDP qui est exprimée à prix constants et en valeur libellés en US\$, le reste des variables sont exprimées en pourcentage et calculées aussi à partir de données libellés en US\$, pour la période 1980/2021, soit 42 observations.

Concernant les données de la prime d'assurance, elles proviennent de la base de données Swiss Re Institute. Quant au reste des variables macroéconomiques, les

données proviennent de la base de données de la Banque Mondiale, relative aux indicateurs du développement dans le monde (WDI).

Le produit intérieur brut réel (année de base = 2010) - celui-ci est mesuré par la richesse produite dans un pays, corrigée de l'inflation. Autrement dit, c'est le PIB nominal exprimé à prix constants, il quantifie ainsi la richesse créée en terme de volume et non pas de valeur. Le taux de pénétration de l'assurance - il est mesuré par le rapport entre la somme totale des primes provenant des activités d'assurance vie & non-vie et le PIB, il est censé avoir un effet positif sur l'activité économique. La formation brute de capital - elle est exprimée en pourcentage du PIB et comprend les investissements dans les usines, les machines, les équipements et les infrastructures et est censée avoir un effet positif sur la croissance économique.

L'indice du capital humain – il est représenté par le taux d'achèvement du premier cycle des études secondaires et est mesuré par le taux brut d'admission à la dernière année de l'enseignement secondaire inférieur (général et pré-professionnel), avec remplacement des années manquantes par celles du taux brut de scolarisation secondaire. Il reflète la qualité de la force du travail et est censé avoir un effet positif sur la croissance économique. Le taux d'inflation – il calcule la variation annuelle en pourcentage de l'indice des prix à la consommation, il est censé exercer un effet négatif sur la croissance économique lorsqu'il est supérieur à un certain seuil (Sarel, 1996). Le taux d'intensité commerciale - il représente la part du volume global du commerce extérieur dans le PIB et est censé avoir un effet positif sur la croissance économique.

### 4.3. Étude de la stationnarité des variables

Afin d'étudier la stationnarité des séries, on a fait recours aux tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmentés (ADF) et Phillips-Perron (PP), qui nous ont permis non seulement de détecter la non stationnarité, mais aussi de déterminer son type, et ce, à l'aide du logiciel Eviews 10. Le tableau N°1 ci-dessous, donne un résumé des résultats des 02 tests:

**Tableau N°1: Résultats des tests de racine unitaire d'ADF et PP**

<b>UNIT ROOT TEST TABLE (PP)</b>							
<b>At Level</b>							
		<b>LGDP</b>	<b>LIPR</b>	<b>LGCF_GDP</b>	<b>LHCI</b>	<b>LINF</b>	<b>LTIR</b>
<b>With Constant</b>	<b>t-Statistic</b>	-0.6632	-1.4456	-1.3649	-2.1255	-2.8189	-1.9165
	<b>Prob.</b>	0.8447	0.5506	0.5899	0.2361	0.0644	0.3217
		n0	n0	n0	n0	*	n0
<b>With Constant &amp; Trend</b>	<b>t-Statistic</b>	-1.6482	-1.312	-2.2379	-3.3465	-3.1866	-2.1481
	<b>Prob.</b>	0.7558	0.8709	0.4569	0.0731	0.1013	0.5047
		n0	n0	n0	*	n0	n0
<b>At First Difference</b>							
		<b>d(LGDP)</b>	<b>d(LIPR)</b>	<b>d(LGCF_GDP)</b>	<b>d(LHCI)</b>	<b>d(LINF)</b>	<b>d(LTIR)</b>
<b>With Constant</b>	<b>t-Statistic</b>	-4.3332	-6.1174	-5.9821	-6.8824	-8.6126	-4.7208
	<b>Prob.</b>	0.0014	0	0	0	0	0.0004
		***	***	***	***	***	***
<b>With Constant &amp; Trend</b>	<b>t-Statistic</b>	-4.2998	-6.1347	-5.9301	-7.0093	-8.4918	-4.6478
	<b>Prob.</b>	0.0079	0	0.0001	0	0	0.0031
		***	***	***	***	***	***
<b>UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)</b>							
<b>At Level</b>							
		<b>LGDP</b>	<b>LIPR</b>	<b>LGCF_GDP</b>	<b>LHCI</b>	<b>LINF</b>	<b>LTIR</b>
<b>With Constant</b>	<b>t-Statistic</b>	-0.2294	-1.4831	-1.3868	-2.1561	-2.8322	-1.7609
	<b>Prob.</b>	0.9259	0.532	0.5794	0.2248	0.0626	0.3941
		n0	n0	n0	n0	*	n0
<b>With Constant &amp; Trend</b>	<b>t-Statistic</b>	-2.6676	-0.9656	-2.2132	-3.33	-3.1345	-1.9822
	<b>Prob.</b>	0.2549	0.9367	0.4699	0.0757	0.1121	0.5934
		n0	n0	n0	*	n0	n0
<b>At First Difference</b>							
		<b>d(LGDP)</b>	<b>d(LIPR)</b>	<b>d(LGCF_GDP)</b>	<b>d(LHCI)</b>	<b>d(LINF)</b>	<b>d(LTIR)</b>
<b>With Constant</b>	<b>t-Statistic</b>	-4.2675	-6.1238	-5.3866	-5.5031	-8.5015	-5.3775
	<b>Prob.</b>	0.0017	0	0.0001	0	0	0.0001
		***	***	***	***	***	***
<b>With Constant &amp; Trend</b>	<b>t-Statistic</b>	-4.2186	-4.1054	-5.4724	-5.5177	-8.3924	-5.3027
	<b>Prob.</b>	0.0097	0.0135	0.0003	0.0003	0	0.0005
		***	**	***	***	***	***

Notes: (\*) Significant at the 10%; (\*\*) Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1%. and (no) Not Significant

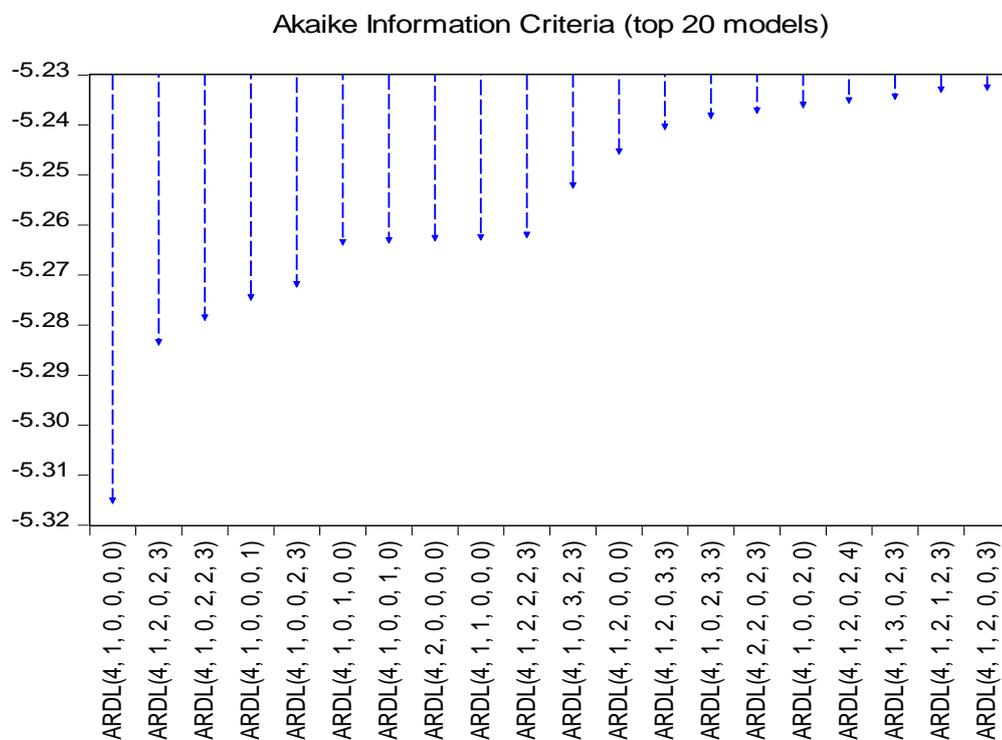
Source : Élaboré par l'auteur à l'aide des résultats du logiciel Eviews 10

On remarque que toutes les séries sont non stationnaires au niveau. Toutefois, elles le deviennent après une première différenciation au seuil de 1%. Autrement dit, elles sont toutes intégrées d'ordre I(1), ce qui suscite une forte suspicion de cointégration entre elles.

#### 4.4. Détermination du nombre de retard

Partons du critère d'information d'Akaike (AIC) pour déterminer le nombre de retard optimal des paramètres (p, q, h, r, s, m), où chacun de ces paramètres correspond au retard spécifié pour chaque variable dans le modèle ARDL donné par l'expression présentée dans la sous-section N° 4.1, la figure N°1 montre les 20 meilleurs choix parmi 12.500 modèles ARDL possibles, et nous a conduit à retenir l'ARDL (4,1,0,0,0,0), correspondant à la plus petite valeur d'AIC, comme étant la structure de retard optimal à inclure dans l'estimation de notre modèle ARDL.

**Figure N°1 : Le graphique de la sélection du modèle selon le critère (AIC)**



**Source : Résultat donné par le logiciel Eviews 10**

#### 4.5. Test de cointégration (Bounds Test de Fisher)

La procédure d'estimation du modèle ARDL(4,1,0,0,0,0) est contrainte par le test des bornes de Fisher qui sert à tester  $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_5 = 0$ , (absence de cointégration) contre l'hypothèse alternative d'existence de cointégration. Les résultats sont présentés comme suit :

**Tableau N°2 : Test de cointégration aux bornes**

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	8.450742	10%	2.49	3.38
K	5	5%	2.81	3.76
		2.5%	3.11	4.13
		1%	3.5	4.63
Actual Sample Size	n=38	Finite Sample	n=40	

Source : Élaboré par l'auteur à l'aide des résultats du logiciel Eviews 10

On remarque que la statistique de Fisher ( $F(5,38) = 8.450742$ ) est plus grande de toutes les valeurs tabulaires de la borne supérieure  $I(1)$  pour les différents seuils de significativité, ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse  $H_0$ , et par conséquent, accepter l'existence de relation de cointégration entre les variables retenues.

#### 4.6. Tests de validation

Des tests de diagnostic ont été réalisés sur le résidu pour évaluer la robustesse du modèle : le test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, le test d'homoscédasticité, le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus et le test de la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET).

**Tableau N°3: Résultats des tests de diagnostic**

Test statistique	F-Statistic	Probabilité
Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey/ LM test)	1.403979	0.2651
Test d'hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey test)	0.463948	0.9088
Test de normalité (Jarque-Bera)	4.3520	0.113491
Test de Ramsey (RESET)	0.792864	0.3817

Source : Élaboré par l'auteur à l'aide des résultats du logiciel Eviews 10

Le tableau N°3 rapporte les résultats des différents tests. Au vu de ces résultats ( $\text{prob} > 0,05$ ), les résidus présentent tous les propriétés recherchées et le modèle est globalement significatif.

#### 4.7. Estimation du modèle ARDL (4,1,0,0,0)

Après avoir déterminé le retard optimal de notre modèle ARDL et confirmé l'existence d'une relation de cointégration entre la variable dépendante PIB et les différentes variables explicatives de notre modèle, on peut passer à l'estimation des dynamiques de court terme (les coefficients  $\alpha_i$ ) et des effets de long terme (les coefficients  $\beta_i$ ).

La dynamique de court terme qui est présentée dans le tableau N°4 ci-après résulte de la spécification à correction d'erreur (ECM) du modèle ARDL. Cette spécification ECM est donnée par l'équation suivante :

$$EC = LGDP - (0.1906*LIPR + 0.0557*LGCF\_GDP + 0.1060*LHCI - 0.0045*LINF + 0.1933*LTIR + 0.0257*@TREND)$$

Les résultats de l'estimation montrent que le coefficient de correction d'erreur  $\beta_1$  est de signe négatif et statistiquement significatif au niveau de 5% (Prob = 0.0000 < 0.05). Cela confirme que toutes les variables sont cointégrées ou ont une relation à long terme. Il implique également une forte vitesse d'ajustement à l'équilibre à long terme de plus de 61% par an.

De même, les coefficients de court terme de toutes les variables sont statistiquement significatifs au seuil de 5% (Prob < 0.05). Cela montre l'effet positif de l'assurance sur l'activité économique en Algérie, où une augmentation de 1% du LIPR entraînera une augmentation de 0,042% du GDP, ce qui conduit à accepter l'hypothèse de cette étude.

Un effet positif très faible de la croissance des primes d'assurance sur l'activité économique, justifié principalement par la petite taille du marché des assurances dans l'économie nationale, avec un taux de pénétration de moins de 1% et une structure marquée par la prédominance de l'assurance non-vie de près de 91% sur l'ensemble de l'activité en 2021 (CNA, 2022, p. 4).

La faible contribution de l'activité "assurance-vie" dans les primes d'assurance globales est justifiée par la faiblesse des revenus des ménages, d'une part, et par la générosité de notre régime de sécurité sociale « Beveridgien », qui fonctionne par répartition et assure un taux minimal de prise en charge de 80% pour les prestations maladie & retraite, d'autre part. Cela ne donne plus beaucoup de chance au développement de cette branche d'assurance sur le marché national, contrairement aux pays à revenu élevé, particulièrement anglo-saxons, dont le régime de sécurité sociale fonctionne par capitalisation et est géré par les compagnies d'assurance et les fonds de pension.

Tableau N°4 : Estimation du modèle à court terme

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(LGDP)				
Selected Model: ARDL(4, 1, 0, 0, 0, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Date: 09/15/22 Time: 20:15				
Sample: 1980 2021				
Included observations: 38				
ECM Regression				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.49681	1.697697	8.539101	0.0000
D(LGDP(-1))	0.268229	0.102683	2.612212	0.0147
D(LGDP(-2))	0.347406	0.125144	2.776051	0.0101
D(LGDP(-3))	0.644120	0.132810	4.849948	0.0000
D(LIPR)	0.042416	0.019972	2.123812	0.0434
CointEq(-1)*	-0.616963	0.072306	-8.532666	0.0000
R-squared	0.735890	Mean dependent var	0.023775	
Adjusted R-squared	0.694623	S.D. dependent var	0.024399	
S.E. of regression	0.013483	Akaike info criterion	-5.630806	
Sum squared resid	0.005817	Schwarz criterion	-5.372240	
Log likelihood	112.9853	Hannan-Quinn criter.	-5.538810	
F-statistic	17.83237	Durbin-Watson stat	2.437454	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Résultat donné par le logiciel Eviews 10

D'après le tableau N°4 ci-dessus, on constate que le coefficient de détermination ajusté  $\bar{R}^2$  indique que les variables expliquent l'évolution du PIB à hauteur de 68,47%. Une explication relativement importante, ne permettant comme même pas d'ignorer la variabilité du PIB non expliquée par le modèle retenu (31,53%). Cette dernière peut s'expliquer par le poids important du secteur d'hydrocarbures dans notre économie (35-40% du PIB), caractérisant sa structure symptomatique du syndrome hollandais (OMRANI, 2016/2017, p. 116), qui n'a pas été pris en considération dans notre étude pratique.

En ce qui concerne l'estimation des coefficients représentant la dynamique du long terme, les résultats sont donnés par le tableau suivant :

**Tableau N°5 : Estimation du modèle à long terme**

Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPR	0.190568	0.036956	5.156599	0.0000
LGCF_GDP	0.055701	0.059326	0.938904	0.3564
LHCI	0.106004	0.038264	2.770306	0.0102
LINF	-0.004497	0.008060	-0.557948	0.5817
LTIR	0.193326	0.041858	4.618607	0.0001
@TREND	0.025749	0.001650	15.60273	0.0000

EC = LGDP - (0.1906\*LIPR + 0.0557\*LGCF\_GDP + 0.1060\*LHCI - 0.0045 \*LINF + 0.1933\*LTIR + 0.0257\*@TREND )

**Source : Résultat donné par le logiciel Eviews 10**

L'estimation des coefficients de la relation de long terme nous donne à constater que 3 variables sur 5 retenues dans le modèle sont significatives statistiquement au seuil de 5% (Prob < 0.05), à savoir le taux de pénétration de l'assurance (LIPR), l'indice du capital humain (HCI) et le degré d'ouverture commerciale (LTIR). Cependant, les 02 autres variables : la formation brute de capital (LGCF\_GDP) et le taux d'inflation (LINF) ne sont pas significatives (Prob > 0.05). Ce résultat vient pour confirmer l'effet positif à long terme du développement du secteur d'assurance sur l'activité économique.

En effet, d'après le tableau N°5, il existe un effet positif à long terme de la croissance des primes d'assurance toutes branches confondues (LIPR) sur la croissance du PIB national, où une augmentation de 1% du LIPR entraînera une augmentation de 0,19% du GDP. De même, le capital humain et le volume du commerce extérieur exercent des effets positifs d'autant plus qu'une hausse de 1% dans LHCI et LTIR entraînera une augmentation de 0,10% et 0,19% du GDP respectivement. Cela est dû probablement au rôle du capital humain dans l'amélioration de la qualité de vie des gens ainsi que dans le progrès social & économique, permettant à tout pays de maîtriser la technologie moderne et à renforcer sa capacité à réaliser une croissance autonome.

Toutefois, une croissance enregistrée dans la formation brute de capital a un effet positif non significatif statistiquement sur la croissance du GDP à long terme. Quant à l'inflation, elle exerce un effet négatif non significatif aussi à long terme sur la croissance économique (Prob > 0.05).

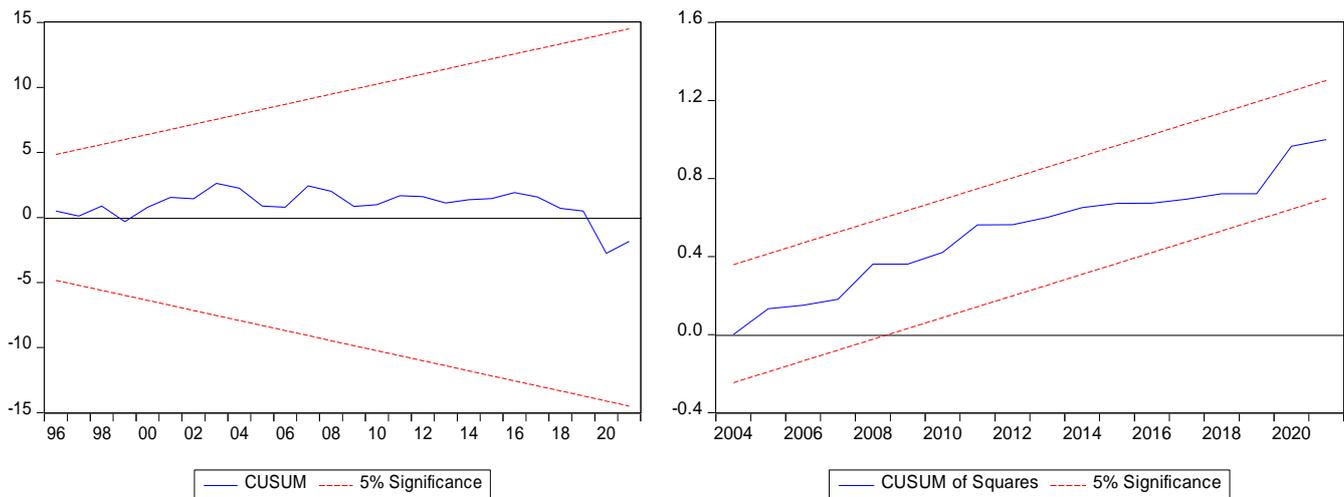
Les résultats de cette étude indiquent globalement une contribution positive et statistiquement significative de l'assurance au processus de la croissance économique en Algérie. Cela s'est avéré cohérent avec les conclusions de beaucoup d'études dont certaines avaient été passées en revue dans la section N°3.

#### 4.8. Tests de stabilité

Enfin, nous avons examiné la stabilité des paramètres à long terme ainsi que celle des mouvements à court terme des équations. Une fois notre modèle ARDL estimé, nous nous sommes appuyés sur les tests de somme cumulative (CUSUM) et de carrés cumulatifs (CUSUM of SQ) proposés par (Brown, Durbin, & Evans, 1975).

D'après le graphe ci-dessous, on constate l'absence d'instabilité des coefficients au fil du temps, car les 02 courbes des statistiques CUSUM et CUSUMSQ se situent à l'intérieur des bandes critiques de l'intervalle de confiance à 5%.

**Figure N°2 : Tests de stabilité CUSUM et CUSUMQ au seuil de 5%**



**Source : Résultat donné par le logiciel Eviews 10**

En conséquence, les caractéristiques statistiques globales du modèle estimé, les tests liés au terme résiduel qui sont tous vérifiés ainsi que le test de stabilité, valident la spécification ARDL obtenue, qui semble très intéressante d'un point de vue statistique.

#### 5. Test de causalité de Granger

Étant donné que les variables de notre ARDL (4,1,0,0,0) sont intégrées de même ordre  $I(1)$ , il était intéressant de faire le test de causalité de Granger afin de déterminer le sens de la causalité entre ces variables. Les résultats du test sont présentés dans le tableau N°6 ci-après :

**Tableau N°6 : Test de causalité au sens Granger**

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/17/22 Time: 18:42			
Sample: 1980 2021			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LIPR does not Granger Cause LGDP	39	3.34186	0.0313
LGDP does not Granger Cause LIPR		3.85868	0.0095
LGCF_GDP does not Granger Cause LGDP	39	2.30670	0.0954
LGDP does not Granger Cause LGCF_GDP		2.62136	0.0676
LHCI does not Granger Cause LGDP	39	3.31271	0.0323
LGDP does not Granger Cause LHCI		2.95960	0.0470
LINF does not Granger Cause LGDP	39	1.09246	0.3665
LGDP does not Granger Cause LINF		1.76161	0.1743
LTIR does not Granger Cause LGDP	39	3.51363	0.0262
LGDP does not Granger Cause LTIR		0.22246	0.8801

**Source : Résultat donné par le logiciel Eviews 10**

Les valeurs de probabilités (Prob.) correspondant aux variables explicatives indiquent qu'il existe deux catégories de lien de causalité. La première est bidirectionnelle ; entre (LGDP ; LIPR) et (LGDP ; LHCI). La deuxième est unidirectionnelle entre (LTIR ; LGDP). Enfin, absence de relations de cause à effet entre le reste des variables.

## 6. Conclusion

Ce travail est une tentative d'étudier l'effet de l'assurance sur la croissance économique en Algérie pour la période 1980-2021. Cette relation a été estimée en utilisant l'Approche ARDL qui est basée sur le test de cointégration aux bornes (Bounds test) comme méthode de détection de la cointégration, où l'estimation a prouvé l'existence d'une relation à long terme entre les variables retenues, en l'occurrence le produit intérieur brut (LGDP) comme variable dépendante ainsi que les 5 variables indépendantes : le taux de pénétration de l'assurance (LIPR), la part de la formation brute du capital dans le PIB (LGCF\_GDP), l'indice du capital humain (LHCI), l'inflation (LINF) et le volume du commerce extérieur (LTIR).

Les résultats montrent qu'il existe un équilibre de long terme vers lequel le système économique converge, et que le terme de correction d'erreur corrige le déséquilibre à long terme à hauteur de 61,69% chaque année. Également, les résultats montrent que le développement du secteur de l'assurance contribue à la croissance économique tant à long terme qu'à court terme. Cependant, le capital humain et le volume du commerce extérieur ne sont positifs et statistiquement significatifs que sur le long terme.

Quant à la formation brute du capital et l'inflation, ils n'exercent pas d'effet significatif sur l'activité économique dans notre modèle ARDL (4,1,0,0,0), malgré que les signes de leurs coefficients indiquent qu'ils agissent sur la croissance conformément à ce qui est prévu par la littérature économique théorique.

Il convient de noter que la contribution de l'assurance dans la croissance économique en Algérie se révèle très maigre, et ce, du fait de son faible poids dans l'économie. Un secteur des assurances bien développé devrait être la cible des pouvoirs publiques afin que le secteur puisse finalement occuper la place qui lui revient dans l'activité économique, en mobilisant les fonds nécessaires au développement socioéconomique du pays, à coût réduit et à long terme. Pour y parvenir, un environnement approprié pour l'essor de l'activité doit être instauré.

## 7. Liste Bibliographique

- Akinlo, T., & Apanisile, O. (2014). Relationship between Insurance and Economic Growth in Sub-Saharan African: A Panel Data Analysis. *Modern Economy*, 5(2), 122-129.
- Beck, T., Loayza, N., & Levine, R. (2000). Finance and the Sources of Growth. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 261–300. doi:10.1016/S0304-405X(00)00072-6.
- Benbouabdellah, A. (2022). *Éditorial : Renouveau et échanges*. Récupéré sur <https://cna.dz/revue-de-l-assurance-n-37-avril-a-juin-2022-renouveau-et-echanges/30/08/2022/>.
- Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 37(2), 149-192. Récupéré sur <https://www.jstor.org/stable/2984889>
- CAAT. (s.d.). *Un peu d'histoire*. Récupéré sur [www.caat.dz:https://www.caat.dz/index.php/fr/presentation/caat-assurances/de-couvrez-la-caat.html](http://www.caat.dz:https://www.caat.dz/index.php/fr/presentation/caat-assurances/de-couvrez-la-caat.html)
- Chouitar, W. (2011). L'évolution du marché des assurances en Algérie et la réglementation le régissant. *Colloque international sur : "Les sociétés d'assurance traditionnelles et les sociétés d'assurance Takaful : entre la théorie et l'expérience pratique*, (pp. 1-16). FSECSG, Université de Sétif.
- CNA. (2012). *Revue de l'assurance N°1*.
- CNA. (2022). *Revue de l'assurance N°37*.
- CNA. (2022). *Note de conjoncture T4 et exercice 2021*. Récupéré sur [https://cna.dz/wp-content/uploads/2022/03/NC\\_2021\\_T4.pdf](https://cna.dz/wp-content/uploads/2022/03/NC_2021_T4.pdf)
- Daumal, M., & Ozyurt, S. (2010). The Impact of International Trade Flows on the Growth of Brazilian States. 1-25.
- Ekinci, R., Tüzün, O., & Ceylan, F. (2020). THE RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND ECONOMIC GROWTH: EXPERIENCES OF SOME INFLATION TARGETING COUNTRIES. *Financial Studies*, 24(1 (87)), 6-20.
- Eller, M., Haiss, P., & Steiner, K. (2006). Foreign Direct Investment in the Financial Sector : The Engine of Growth for Central and Eastern Europe? *IEF Working Paper*, 70, 1-51. Récupéré sur <http://fgr.wu-wien.ac.at/institut/ef/nexus.html>.
- Haiss, P., & Sümegi, K. (2008). The Relationship of Insurance and Economic Growth in Europe: A Theoretical and Empirical Analysis. *Empirical*, 35(4), 405-431. doi:10.1007/s10663-008-9075-2
- Hallam, Z. (2020). Impact of Insurance on Economic Growth in Algeria during the Period 1990-2017. *Dirassat Journal Economic*, 11(1), 521-530. doi:10.34118/djei.v11i1.116
- Horng, M.-S., Chang, Y.-W., & Wu, T.-Y. (2012). Does insurance demand or financial development promote economic growth? Evidence from Taiwan. *Applied Economics Letters*, 19(2), 105-111.
- Jahani, F., & Dehghani, A. (2015). The Effect Of Insurance Industry On Economic Growth In Middle East And North Africa (Mena) Countries. *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS AND DEVELOPMENT*, 9(32), 123-138.

- King, R., & Levine, R. (1993). Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542. doi:10.1016/0304-3932(93)90028-E
- Kugler, M., & Ofoghi, R. (2005). Does Insurance Promote Growth? Evidence from the UK. (U. o. Southampton, Éd.) *Working Paper*, 1-28.
- Mohy Ul Din, S., Abu Bakar, A., & Regupathi, A. (2017). Insurance effect on economic growth—among economies in various phases of development. *Review of International Business and Strategy*, 27(4), 501-519. doi:10.1108/RIBS-02-2017-0010
- Narayan, P. (2004). Reformulating Critical Values for the Bounds F-Statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. *Department of Economics, Discussion Papers*, 2(4), 1-32, Monash University, Victoria 3800, Australia.
- OMRANI, T. (2016/2017). Les effets d'une politique de relance par les dépenses publiques sur l'activité économique en Algérie -Étude économétrique par la méthode SVAR (1970-2014)-. *Thèse présentée pour l'obtention du diplôme de Doctorat en Economie et Statistique Appliquée, ENSSEA (EX-INPS), KOLEA*, 1-280.
- Omrani, T., & Tahri, S. (2021). Prospects for the development of the insurance industry in Algeria and its impact on economic growth. *Journal of Economic Papers*, 12(1), 239-256.
- Pesaran, M., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. (C. U. Press, Éd.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, 371-413. doi:10.1017/CCOL521633230.011
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Econometrics, Journal of Applied*, 16(3), 289-326. doi:10.1002/jae.616
- PILL, H. (1997). Real Interest Rates and Growth : Improving on Some Deflating Experiences. *THE JOURNAL OF DEVELOPMENT STUDIES*, 34(1), 85-110.
- Sarel, M. (1996). Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. *IMF Staff Papers*, 43(1), 199-215.
- Sibindi, A., & Godi, N. (2014). Insurance Sector Development and Economic Growth : Evidence from South Africa. *Corporate Ownership and Control*, 11(4), 530-538. doi:10.22495/cocv11i4c6p3
- Swiss Re Institute. (2022). *Sigma* N°4/2022. 1-46.
- Temple, J. (1999). The New Growth Evidence. *Journal of Economic Literature*, XXXVII, 112-156.
- UAR. (s.d.). *Organisation du marché*. Récupéré sur <http://www.uar.dz/organisation-du-marche/>.
- Ward, D., & Zurbrugg, R. (2000). Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries. *Journal of Risk and Insurance*, 67(4), 489-506. doi:10.2307/253847
- Webb, I. P., Grace, M., & Skipper, H. (2002). The effect of banking and insurance on the growth of capital and output. (G. S. Robinson College of Business, Éd.) *Centre for Risk Management and Insurance Working Paper*, 2(1).
- Yanat, S. (2012). Bases juridiques des assurances, Formation : Bancassurance CAAT / BEA. *Formation : Bancassurance CAAT / BEA*, 1-55. Alger, Algérie: Formation : Bancassurance CAAT / BEA. Récupéré sur <https://docplayer.fr/16939349-Formation-bancassurance-caat-bea.html>

## 8. Annexes

Les annexes représentent les états de sortie des différents tests utilisés dans notre étude pratique à l'aide du logiciel Eviews 10.

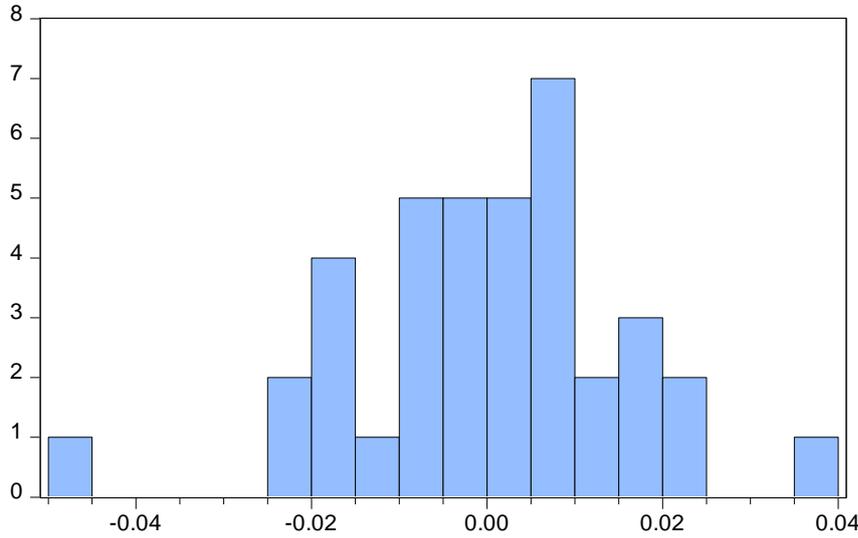
### Annexe N°1: Test de d'Autocorrelation

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.403979	Prob. F(2,24)	0.2651
Obs*R-squared	3.980252	Prob. Chi-Square(2)	0.1367

**Annexe №2: Test d'hétéroscédasticité**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.463948	Prob. F(11,26)	0.9088
Obs*R-squared	6.235010	Prob. Chi-Square(11)	0.8572
Scaled explained SS	5.498252	Prob. Chi-Square(11)	0.9047

**Annexe №3: Test de Normalité**



Series: Residuals	
Sample 1984 2021	
Observations 38	
Mean	1.55e-15
Median	0.000440
Maximum	0.037935
Minimum	-0.049435
Std. Dev.	0.015801
Skewness	-0.422424
Kurtosis	4.426500
Jarque-Bera	4.352059
Probability	0.113491

**Annexe №4: Test de stabilité des coefficients**

Ramsey RESET Test			
Equation: UNTITLED			
Specification: LGDP LGDP(-1) LGDP(-2) LGDP(-3) LGDP(-4) LIPR LIPR(-1) LGCF_GDP LHCI LINF LTIR C @TREND			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.890429	25	0.3817
F-statistic	0.792864	(1, 25)	0.3817
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000179	1	0.000179
Restricted SSR	0.005817	26	0.000224
Unrestricted SSR	0.005639	25	0.000226