

Insurance system and economic growth : case of Algeria

Kafia Benahmed ¹, Farida Nemiri-yaici ²

¹ University of Bejaia, Algeria, kafia.benahmed@univ-bejaia.dz

² University of Bejaia, Algeria, farida.nemiri@univ-bejaia.dz

ARTICLE INFO

Article history:

Received:28/07/2021

Accepted:25/05/2025

Online:28/02/2026

Keywords:

Insurance

Economic growth

VAR

Structural changes

Algeria

JEL Code:G230,C510,

O430.

ABSTRACT

The objective of this article is to examine the potential relationships between the insurance sector and economic growth in Algeria during the period extending from 1974 to 2019. To do this, we used econometric modeling time series, based on the Granger causality test and the estimation of a VAR model. The results of the restricted VAR model indicate that the insurance sector in Algeria does not contribute to economic growth, while there is a positive and a causal relationship from the insurance sector to economic growth impact as soon as the structural changes are introduced.

Système d'assurance et croissance économique : cas de l'Algérie

Kafia Benahmed ¹, Farida Nemir-Yaici ²

¹ Université de Bejaia, Algérie, kafia.benahmed@univ-bejaia.dz

² Université de Bejaia, Algérie, farida.nemiri@univ-bejaia.dz

ARTICLE INFO

Reçu:28/07/2021

Accepté:25/05/2025

En ligne:28/02/2026

Mots clés:

Assurance

Croissance économique

VAR

Changements

structurels

Algérie

Code JEL:G230, C510,

O430

RÉSUMÉ

L'objectif de cet article est d'examiner les relations potentiellement existantes entre le secteur des assurances et la croissance économique en Algérie pendant la période qui s'étale de 1974 à 2019. Pour ce faire, nous avons eu recours à la modélisation économétrique des séries temporelles, basée sur le test de causalité au sens de Granger ainsi que l'estimation d'un modèle VAR. Les résultats du modèle VAR restreint indiquent que le secteur des assurances en Algérie ne contribue pas à la croissance économique, alors qu'il existe un impact positif et une relation de causalité allant du secteur des assurances vers la croissance économique une fois que les changements structurels sont introduits.

INTRODUCTION

La sphère financière et la sphère réelle sont rigoureusement liées et entretiennent des relations complexes et diverses. En tant que segment du système financier, le secteur des assurances est de plus en plus mobilisé pour expliquer la relation qui existe entre la sphère financière et la sphère réelle. Dès lors, le développement des assurances est devenu un sujet central dans les débats scientifiques et professionnels. Sur un plan empirique, cette relation a fait l'objet de plusieurs investigations donnant lieu à une hétérogénéité de résultats entre les pays en termes d'intensité et de sens de causalité. Dans certains cas, les résultats attestent que c'est le secteur des assurances qui exerce un effet positif et significatif sur la croissance économique à travers les différents rôles que joue l'assurance dans l'économie (transfert des risques, mobilisation de l'épargne et allocation de l'information). Dans d'autres cas, les résultats obtenus corroborent l'hypothèse selon laquelle la croissance économique favorise le développement de l'assurance (Ching & al. 2010, p. 197).

En Algérie, depuis l'adoption de deux lois fondamentales (l'ordonnance n°95-07 du 25 janvier 1995 relative aux assurances et de la loi n°06-04 du 20 février 2006 modifiant et complétant l'ordonnance n°95-07 relative aux assurances), à partir du milieu des années 1990, le système d'assurance s'est ouvert au capital privé, ce qui lui a permis de s'étendre dans de nouveaux créneaux notamment dans la branche de l'assurance des personnes individuelles et collectives. Mais, il serait tout de même difficile de ne pas voir que les résultats de cette libéralisation restent insuffisants si l'on en juge par les potentialités du marché et de la position concurrentielle de l'Algérie par rapport aux pays du Maghreb Central (Nemiri-Yaïci & Benahmed, 2014, p. 70). Nonobstant cela, entre 1996 et 2019, les primes d'assurance sont passées de 722 millions de dollars USD à 1207 millions de dollars USD, le taux de pénétration exprimé par le ratio : primes d'assurance/PIB est passé de 0,58 % à 0,70 % et la densité d'assurance a atteint 29 dollars USD en 2019 alors qu'elle représentait 9 dollars USD en 1996. Cette dernière mesure correspond à la dépense annuelle moyenne par tête en produits d'assurance. Elle s'exprime par le ratio : primes assurance/ la population totale. Visiblement, le secteur assurantiel évolue positivement et augure d'une certaine dynamique. Ces initiatives révèlent-elles donc l'émergence d'un nouveau modèle assurantiel en mesure de stimuler la croissance économique en Algérie ? C'est à cette problématique que nous tenterons de répondre ci-dessous.

Ainsi, cet article s'attache à vérifier l'existence de liens entre l'activité du secteur assurantiel et la croissance économique en Algérie. L'hypothèse avancée postule qu'il existe un effet positif du secteur des assurances sur l'économie algérienne. Pour ce faire, l'étude commence par l'exposé de quelques repères théoriques et une synthèse des travaux empiriques expliquant la relation entre l'assurance et la croissance (section I). Ensuite, elle s'appuie sur un modèle économétrique VAR structurel et le test de causalité au sens de Granger pour analyser cette relation dans le cas de l'économie algérienne (section II).

I. Repères Théoriques et Constats Empiriques

L'économie contemporaine est évolutive. Elle ne cesse de se transformer en raison du développement exceptionnel des secteurs industriel, des services et des technologies de l'information et de la communication (TIC) qui ont ouvert d'immenses opportunités au développement des produits d'assurance. Ce phénomène, qui remonte au début des trente glorieuses, s'explique, d'une part, par l'intensification de la concurrence à laquelle se livrent les compagnies d'assurance, et, d'autre part, par l'innovation assurantielle (Cresta, 1984, p.1). Par le biais de leur implication dans des segments de plus en plus nombreux de « la chaîne de sécurité », les compagnies d'assurance façonnent et incitent, en amont, les comportements de la protection des risques inhérents à toute activité économique (Ocqueteau, 1995, p. 3). C'est pourquoi, au sein des pays occidentaux, la part du secteur de l'assurance dans le système financier augmente continuellement de manière vertigineuse. En France, par exemple, entre 1950 et 1975, le volume des primes d'assurance encaissées par les compagnies a été multiplié par 26 tandis que la croissance du produit national brut n'a été que de 140% (Cresta, 1984, p. 1).

Au plan théorique, les produits assurantiels ont longtemps été ignorés, puis, ils ont été traités par analogie aux biens matériels. Ce n'est que récemment qu'ils ont été considérés en tant qu'entités indépendantes avec un objet de recherche propre. Puis, dans les années 1970, l'économie des assurances a définitivement acquis sa place dans la théorie économique. Les approches traditionnelles ont d'ailleurs évolué sous de grandes divergences parmi les économistes. Ces derniers ont traité l'activité d'assurance en rapport avec le marché (théorie de la demande d'assurance et théorie de l'offre d'assurance), ensuite, les recherches se sont diversifiées pour se focaliser sur la relation entre le développement du secteur des assurances et la croissance macroéconomique. Cette relation devient alors un thème de choix pour la recherche économique.

Goldsmith (1969, p. 48), a été le premier à établir une relation positive entre la taille du secteur financier et la croissance économique à long terme. Cette étude a porté sur un échantillon de 35 pays sur la période allant de 1860 à 1963. Elle a mis en évidence l'existence d'une corrélation positive entre la valeur des actifs financiers et la croissance économique sans pour autant conclure à l'existence d'une relation de causalité. En 1990, ce résultat a été confirmé par Outreville qui a consacré sa recherche à un panel de 55 pays en développement pour les années 1983 et 1984. L'originalité de cette investigation tient à l'introduction de deux variables capitales : la prime d'assurance par habitant comme mesure du développement de l'activité de l'assurance et le Produit Intérieur Brut (PIB) en tant que mesure de la croissance économique. Grâce à une modélisation économétrique des données, l'auteur établit l'existence d'une relation causale allant de l'assurance vers la croissance économique (Outreville, 1990, p. 6).

Vers la fin des années 1990, Levine (1997, p. 704) et Ward & Zurbuegg (2000, p.501) ont pu prouver, encore une fois, que la taille du secteur financier est un déterminant de la croissance économique. Ces derniers ont examiné la relation causale entre la croissance économique et le développement du marché des assurances pour la période qui s'étale de 1961 à 1996 sur un échantillon de 9 pays de l'OCDE. Ces travaux réaffirment l'existence d'une relation de long terme au niveau de 5 pays (France, Italie, Australie, Canada et Japon) alors que la relation causale n'est vérifiée que dans 3 pays, à savoir, le Canada, le Japon et l'Italie. Cette relation d'ailleurs est bidirectionnelle dans le cas de l'Italie.

Le modèle de Haiss & Sumegi (2008, p. 38) permet d'offrir une meilleure analyse de l'effet de l'assurance sur la croissance économique en discriminant entre l'effet de l'assurance vie et l'effet de l'assurance non vie. Les auteurs partent d'une régression en données de panel concernant 29 pays européens pour la période 1992-2004 et utilisent comme variables explicatives les primes d'assurance vie et les primes d'assurance non vie. Les résultats des estimations indiquent un impact positif de l'assurance vie sur la croissance dans les 15 pays de l'union européenne, la Suisse, la Norvège et l'Islande. Tandis que l'Europe centrale et orientale présente un effet positif de l'assurance non-vie sur la croissance économique. Ultérieurement, Hadhek (2014, p. 109) a considéré un panel de 23 pays de l'OCDE pour la période 1990-2011. Les résultats de l'étude indiquent l'existence d'un impact positif du taux de pénétration de l'assurance non-vie sur la croissance économique et un effet négatif exercé par la densité d'assurance non-vie et la densité d'assurance totale sur la croissance économique.

D'autres variables d'origine sociale, telles de la population urbaine et le niveau d'éducation, ont récemment été introduites dans les analyses de la relation entre l'assurance et la croissance économique. Des estimations ont révélé que les variables retenues jouent dans le sens attendu. Ainsi, l'étude d'Outreville (2011, p. 18) a dévoilé que la densité de la population possède un impact positif sur la demande d'assurance, cette relation est surtout attribuée à l'importance de la population urbaine qui exerce un effet positif sur la demande d'assurance vie. Ce résultat est conforté par Thouret & D'Ercole (2015, p.409) qui affirment que la population urbaine est plus exposée aux risques naturels (séismes, inondations, glissements de terrain), technologiques (incendie, pollution), voire sociaux (insécurité). C'est probablement le niveau de l'éducation qui permet une meilleure sensibilisation à se protéger contre les risques. L'éducation stimule, de ce fait, la demande d'assurance (Li & al. 2007, p. 641). En 2001, une étude menée par les Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCD) & Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) a indiqué que l'éducation favorise la mobilité sociale et permet une contribution aux activités sociales et favorise la demande d'assurance.

Plus proche de notre investigation et riche en idées est l'analyse menée par Oulayungbo & Akinlo sur un échantillon de 8 pays d'Afrique (Algérie, Tunisie, Egypte, Mauritanie, Kenya, Nigeria, Zimbabwe et l'Afrique du sud). Ces chercheurs ont testé la relation entre la demande d'assurance et la croissance économique en Afrique en considérant trois variables explicatives : le taux de pénétration de l'assurance, le taux de croissance du PIB par habitant et la population urbaine exprimée en pourcentage de la population totale. L'estimation basée sur un modèle VAR indique un impact positif de l'assurance sur la croissance pour le cas de l'Egypte et un impact négatif pour le cas de l'Algérie, Nigéria, Tunisie et Zimbabwe (2015, p.13).

II. Le Secteur Assurantiel Affecte-t-il la Croissance Économique en Algérie ?

L'influence du secteur assurantiel sur la croissance économique en Algérie n'a fait l'objet, jusqu'à aujourd'hui, que de peu de travaux appliqués. En effet, les recherches qui traitent de cette interaction se heurtent à des problèmes économétriques complexes : l'estimation de cette relation basée sur le modèle VAR restreint est non significative aux seuils de confiance traditionnels (Sadi & Achouche, 2016, p. 94 et Nemiri-Yaïci & Benahmed, 2014, p. 126).

L'analyse pourrait donc être complétée par la prise en compte, des changements structurels liés à la libéralisation du secteur assurantiel intervenue dès les années 1990. C'est pourquoi, afin de vérifier cette relation, nous privilégions la spécification basée sur le modèle VAR structurel.

A. Données et Méthodologie de la Régression

Nous empruntons la méthodologie d'Oulayungbo & Akinlo (2015) présenté dans leur article intitulé « Insurance penetration and economic growth in Africa : Dynamic effects analysis using Bayesian TVP VAR approach » et nous utilisons les mêmes variables dans notre application au cas de l'Algérie. Il s'agit de taux de croissance du PIB réel (année de base 2005), la population urbaine et les primes d'assurance ou le chiffre d'affaires du secteur des assurances en Algérie corrigé de l'inflation (exprimé en dinars réels). Les données proviennent de deux sources essentielles : les deux premières variables sont extraites de la base de données de la Banque Mondiale (BM) alors que la dernière variable est extraite de la base de données du Conseil National des Assurances (CNA). A noter que les variables (CA_ass et pop_urb) sont transformées en logarithme. Ainsi, le modèle à examiner est le suivant :

$$croiss_t = F(lCA_{ass_t}, lpop_{urb_t}) \dots (1)$$

Croissance : Taux de croissance du PIB réel (%)

CA_ass : Chiffre d'affaires du secteur des assurances exprimé en dinars constants.

Pop_urb : Population urbaine exprimée en pourcentage de la population totale.

Il est toujours intéressant de connaître les caractéristiques des différentes variables du modèle.

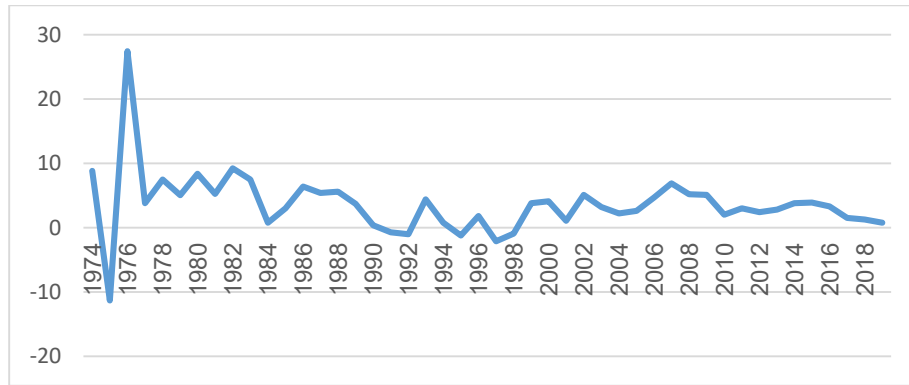


Figure. 1 Evolution du taux de croissance du PIB réel en Algérie entre 1974 et 2019. Source: BM.

La figure ci-dessus montre que le taux de croissance du PIB en Algérie se caractérise par des fluctuations continues sur toute la période considérée. Dans les faits, trois périodes peuvent être identifiées : la première allant de 1974 à 1985 est caractérisée par une forte croissance avec un taux de croissance annuel moyen de 3,68%. Ce taux a été obtenu en utilisant la formule du taux de croissance annuel moyen (TCAM):

$$TCAM = [(\prod_{i=1}^n [\frac{T_i}{100} + 1])^{1/n} - 1] \times 100 \dots (2)$$

Tels : T_i le taux de croissance à l'année « i » et n le nombre d'années.

La deuxième période (1986-1994) de faible croissance correspond à la crise économique conséquence d'une diminution substantielle des revenus des exportations suite à la chute du prix du pétrole. La troisième période, à partir de 1995, se caractérise par une croissance assez faible et toujours fluctuante.

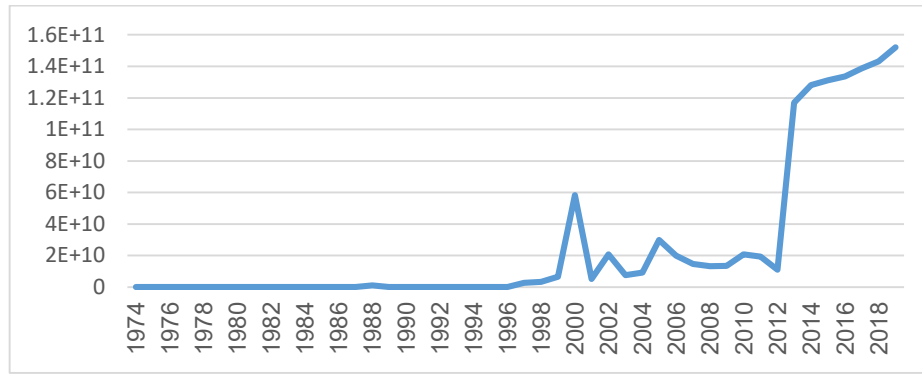


Figure. 2 Evolution du chiffre d'affaires du secteur assurantiel algérien (en DZD) Source: CNA

La figure montre que le chiffre d'affaires du secteur des assurances était très faible durant la période (1974-1995), mais, il a connu une tendance haussière à partir de 1995. La recherche dans l'historique du secteur révèle qu'avant 1974, l'activité d'assurance en Algérie était monopolisée par l'Etat. Ce monopole a été institué par la loi n° 66-127 du 27 mai 1966. Le secteur se composait alors de trois compagnies d'assurances : la Compagnie Algérienne de l'Assurance et de Réassurance (CAAR), la Société Nationale d'Assurance (SAA) et la Compagnie Centrale de Réassurance (CCR).

La Compagnie Algérienne d'Assurances (CAAT), spécialisée dans les risques de transport a été créée en 1982 suite à l'instauration de la spécialisation des compagnies d'assurance. Une telle spécificité fait que l'Algérie était le seul pays présentant un système qui repose sur la spécialisation selon les risques. D'ailleurs, cette spécialisation s'est accentuée et approfondie lors de la structuration du marché en 1985 (Tafiani, 1989, p. 87). La reprise de l'activité de l'assurance amorcée à partir de 1995 est due à la promulgation de la loi 95-07 du 25 janvier 1995 relative aux assurances. Cette loi constitue le texte de référence du droit algérien des assurances ; elle régit ainsi le régime des assurances en matière de contrat d'assurance, les assurances obligatoires, l'organisation et le contrôle de l'activité assurantielle.

Cette loi a pour conséquences l'introduction de nouvelles compagnies d'assurances dont l'activité se base sur les assurances de dommages, d'où la croissance du chiffre d'affaires est tirée essentiellement de ces dernières.

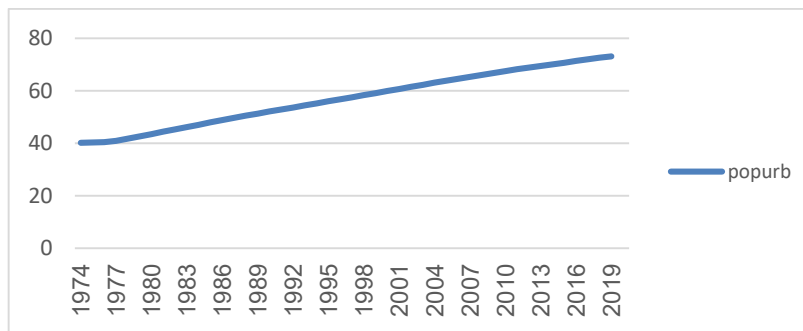


Figure. 3 Evolution de la population urbaine en Algérie entre 1974 et 2019. source: BM.

Entre 1974 et 2019, l'évolution de la population urbaine a enregistré des taux de croissance annuels très élevés, avec une croissance moyenne de 82% entre les deux dates, un minimum de (40,16%) en 1974 et un maximum de (73,18%) en 2019. Dans la décennie 1970, ce phénomène s'explique par la désertion des campagnes complètement détruites par la guerre d'indépendance et la vacance d'un nombre important d'habitations après le départ de la population européenne. Selon Santos, c'est en quelque sorte une nationalisation du réseau urbain (1971, p. 733). Par la suite, l'accroissement important de la population urbaine et la densification du système urbain algérien peut être lié à la forte croissance démographique durant les deux décennies post indépendance. En effet, depuis l'indépendance, le taux d'accroissement naturel de la population a été en moyenne supérieur à 3 %, avec des pointes allant de 3,3 % à 3,4 % pour les années 1970. Cette forte croissance démographique, parmi les plus élevées au monde, est d'abord la conséquence d'un recul net de la mortalité, qui a commencé au lendemain de la seconde guerre mondiale, grâce à l'amélioration de la situation sanitaire de la population algérienne, et qui s'est poursuivi après l'indépendance du pays grâce à une politique de santé publique active. Actuellement, bien que l'on note un fléchissement du taux d'accroissement démographique, passant de

2,49 % en 1990 à 1,99 % en 2019, il n'en demeure pas moins que le taux d'accroissement de la population reste encore élevé (ONS, 2019).

B. Estimation du Modèle VAR

Afin d'estimer le modèle VAR, il est indispensable de vérifier la stationnarité des séries de données. Cette dernière est effectuée par le test d'ADF (Dickey-Fuller Augmenté). Le test indique que les séries : taux de croissance du PIB et la population urbaine sont stationnaires en niveau ; elles sont intégrées d'ordre « 0 ». En revanche, la variable : primes d'assurance est stationnaire après la première différence, elle est donc intégrée d'ordre (1). Par ailleurs, avant de passer à l'estimation du modèle VAR, il est nécessaire de déterminer l'ordre du VAR qui correspond au nombre qui minimise certains critères présentés dans le tableau 2. Ces derniers indiquent que le nombre du retard du VAR est égal à « 2 » selon les critères SC et AIC.

Tableau. 1 Résultats du test des racines unitaires (ADF)

Variables	Nombre de retards	Type de processus : DS/TS	Ordre d'intégration
<i>ICA</i>	1	<i>TS</i>	<i>I(1)</i>
<i>CROISS</i>	1	<i>DS</i>	<i>I(0)</i>
<i>IPOP_URB</i>	1	<i>DS</i>	<i>I(0)</i>

Tableau. 2 Détermination du l'ordre du modèle VAR (VAR optimal)

Lag	LogL	AIC	SC
1	-1145.772	53.84986	54.34136
2	-1079.120	52.38666	53.25550
3	-1044.037	52.3907	53.64590

L'estimation d'un modèle VAR (2) canonique ou restreint (présenté en annexe II) montre que la croissance économique n'est pas affectée par les primes d'assurance alors qu'elle est positivement affectée par la variable population urbaine retardée de deux périodes. Toutefois, le test de stabilité de CUSUM SQ indique que les résidus ne sont pas compris dans l'intervalle du test, c'est-à-dire que les coefficients ne sont pas stables dans le temps. Ce constat nous conduit à intégrer les changements structurels. Autrement dit, il s'agit d'estimer un modèle VAR avec rupture dit non restreint (en introduisant une variable dummy).

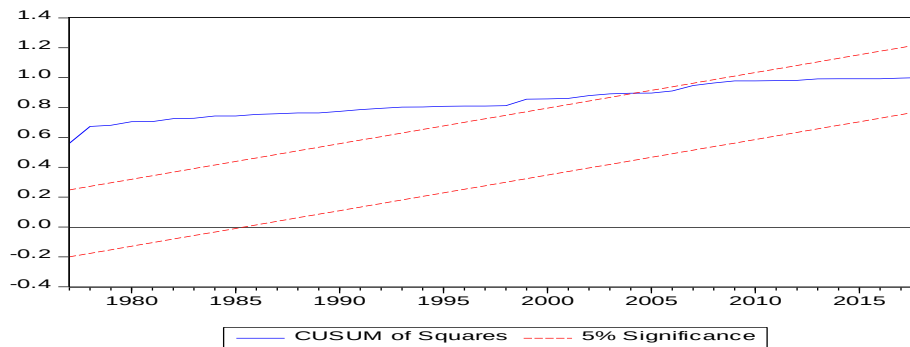


Figure. 4 Test de CUSUM SQ

source: l'auteur

Par ailleurs, afin de confirmer l'instabilité du modèle, le test de Chow permet de détecter des dates, qui correspondent aux changements structurels. Ce test a indiqué l'année 2001 comme date de rupture (tableau 3).

Tableau. 3 Test de Chow

Chow Breakpoint Test : 2001 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Varying regressors: All equation variables Equation Sample : 1974 2018

F-statistic	3.698529	Prob. F(2,41)	0.0334
Log likelihood ratio	7.464014	Prob. Chi-Square(2)	0.0239
Wald Statistic	7.397059	Prob. Chi-Square(2)	0.0248

Tableau. 4 Estimation du modèle VAR structurel

	PIB_REEL	RESID02	LPOP_URB	DUMMY
CROISS(-1)	-0.526671 (0.10446) [-5.04166]	-0.002056 (0.02732) [-0.07527]	0.000219 (4.3E-05) [5.12271]	0.003118 (0.00483) [0.64580]
CROISS(-2)	-0.143588 (0.10448) [-1.37429]	-0.013252 (0.02732) [-0.48508]	0.000227 (4.3E-05) [5.31265]	0.004344 (0.00483) [0.89957]
Ass_RESID(-1)	1.358228 (0.68641) [1.97874]	0.491960 (0.17948) [2.74098]	-0.000256 (0.00028) [-0.91359]	0.115163 (0.03173) [3.62983]
Ass_RESID(-2)	0.161358 (0.83918) [0.19228]	0.018460 (0.21943) [0.08413]	-0.000178 (0.00034) [-0.52008]	-0.017870 (0.03879) [-0.46072]
LPOP_URB(-1)	-378.4346 (124.366) [-3.04290]	18.52440 (32.5194) [0.56964]	1.645716 (0.05081) [32.3898]	-3.910730 (5.74838) [-0.68032]
LPOP_URB(-2)	341.0785 (124.385) [2.74211]	-18.83411 (32.5244) [-0.57908]	-0.646895 (0.05082) [-12.7298]	4.539193 (5.74927) [0.78953]
DUMMY(-1)	5.988336 (3.90569) [1.53323]	1.252731 (1.02126) [1.22665]	-0.000131 (0.00160) [-0.08198]	0.880357 (0.18053) [4.87661]
DUMMY(-2)	2.466205 (3.52401) [0.69983]	-1.046213 (0.92146) [-1.13539]	-0.001638 (0.00144) [-1.13769]	-0.142216 (0.16288) [-0.87311]
C	157.8806 (21.5191) [7.33678]	0.927940 (5.62682) [0.16491]	0.008630 (0.00879) [0.98159]	-2.366720 (0.99464) [-2.37947]
R-squared	0.701138	0.311792	0.999967	0.947700
Adj. R-squared	0.630818	0.149861	0.999960	0.935394
Sum sq. resids	256.1896	17.51624	4.28E-05	0.547328
S.E. equation	2.744993	0.717763	0.001121	0.126877
F-statistic	9.970629	1.925462	129813.5	77.01166
Log likelihood	-99.38579	-41.70582	236.1389	32.80966
Akaike AIC	5.041199	2.358410	-10.56460	-1.107426
Schwarz SC	5.409823	2.727033	-10.19598	-0.738803
Mean dependent	3.918745	-0.020663	4.032684	0.418605
S.D. dependent	4.517738	0.778460	0.176349	0.499169

Les résultats ci-dessus indiquent que la croissance économique est expliquée positivement par le passé de la variable « primes d'assurance » et la population urbaine retardée de deux périodes, mais négativement par cette dernière retardée d'une période.

C. Validation du Modèle VAR

Pour qu'il soit validé, le modèle VAR doit répondre à certaines conditions. Il s'agit d'examiner l'auto-corrélation entre les résidus, leur homoscédasticité et leur normalité. Les différents tests permettent de valider le modèle Svar. En effet, les erreurs ne sont pas auto-corrélées, elles sont homoscédastiques et sont normalement distribuées. Par ailleurs, le test de CUSUM SQ présenté dans la figure (5) confirme ce résultat.

Tableau 5 : Tests de validité du modèle SVAR

Test	Valeur statistique	Probabilité
Kurtosis (si proche de 3 : homoscedasticité)	2, 016422	0,1880
Skewnes (si proche de 0 : pas d'autocorrélation)	-0,0011501	0.9968
White Heteroskedaticity Test	371.9243	0,0556
Jarque-Bera (prob>5% : pas d'hétéroscédasticité), test de normalité	1,733320	0,4204

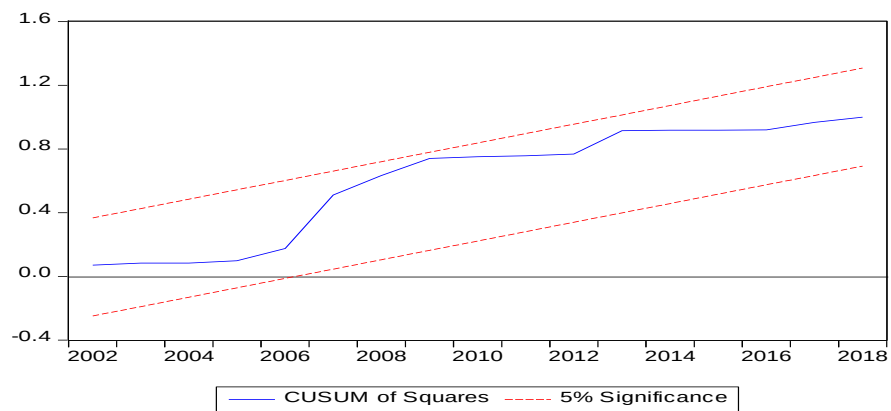


Figure. 5 Test de CUSUM SQ

Source: l'auteur

D. Test de Causalité

Le test effectué est celui de causalité au sens de Granger ayant pour objectif d'examiner les relations causales potentiellement existantes entre les différentes variables du modèle.

Le test de causalité au sens de Granger indique que le chiffre d'affaires du secteur des assurances et la population urbaine causent au sens de Granger la croissance économique. Par ailleurs, l'absence de causalité dans le sens inverse a été constatée.

Tableau. 6 Test de causalité au sens de Granger

Dependent variable : CROISS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Ass_RESID	6.390220	2	0.0410
IPOP_URB	56.13669	2	0.0000
DUMMY	18.73594	2	0.0001
All	67.06699	6	0.0000
Dependent variable : Ass_RESID			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CROISS	0.270058	2	0.8737
IPOP_URB	0.377036	2	0.8282
DUMMY	1.526278	2	0.4662
All	2.169977	6	0.9034

E. Discussion des Résultats

Dans le modèle VAR restreint, le chiffre d'affaires des assurances ne présente aucun impact et aucune relation de causalité sur la croissance économique. Ce n'est qu'après avoir introduit le changement dans la spécification du modèle, qu'un effet positif a été constaté. L'estimation indique que les primes d'assurances retardées ainsi que la population urbaine exercent un impact positif et significatif sur la croissance économique. Ce résultat est, d'ailleurs, confirmé par le test de causalité au sens de Granger ; autrement-dit les primes d'assurance et la population urbaine causent, au sens de granger, la croissance économique.

Il semble que ces résultats sont convaincants même s'ils contredisent ceux d'Oulayungbo & Akinlo (2015, p. 13). Cette opposition des résultats est probablement due aux spécifications des modèles. Pour notre part, nous avons retenu un VAR structurel pour tenir compte de rupture constatée à partir de l'année 2000. La structure du chiffre d'affaires du secteur des assurances présentée en (annexe I), indique une dynamique de l'activité assurantielle notamment sur toute la période (1995-2019). Celle-ci est essentiellement portée par les assurances de dommages qui représentent, en 2017, plus de 90% du chiffre d'affaires total. Ces assurances se répartissent en assurance automobile, Incendie et Risques Divers (IRD), assurance transport, assurance agricole et assurance - crédit. Un des attributs des assurances dommages réside dans le fait que toutes ces assurances comprennent deux parties : une partie responsabilité qui est souvent obligatoire et couvrant les dommages qui pourraient être causés à autrui et une autre partie choses couvrant les dommages causés aux biens de l'assuré et elle est toujours facultative (Henriet & Rochet, 1991, p. 20).

En Algérie la branche d'assurance automobile représente 52,5% du total des assurances de dommages et la branche Incendie et Risques Divers (IRD) occupe 33,76% (CNA, 2019). L'automobile constitue donc le produit phare de l'assurance algérienne. Son développement est dû principalement au caractère obligatoire du produit, au développement du parc automobiles et à la souscription de certaines garanties facultatives couvrant les véhicules. Pour ce qui est de la branche dommages aux biens (IRD), couvrant principalement les risques d'entreprises, son essor a eu lieu à la faveur des grands projets d'infrastructures de base.

Le résultat lié à la variable « population urbaine » est assez intuitif. Nous rejoignons l'idée, largement admise, que l'urbanisation, tout en augmentant les échanges entre les villes et les campagnes, une accélération de l'activité assurantielle et la croissance globale (Santos, 1971, p. 740). A ce propos, une étude menée en 2014, par l'Organisation des Nations Unies, a estimé la contribution des villes et les établissements urbains au PIB des pays à hauteur de 70% en indiquant que ces zones urbaine constituent actuellement l'Habitat dominant de l'humanité (ONU, 2014, p. 4). Il apparaît donc que le niveau d'urbanisation présente des effets positifs, voire des avantages, comme l'innovation technologique, le progrès économique et un niveau de vie élevé.

Enfin, on peut dire que la significativité de la variable dummy dans le modèle VAR est attribuée à un choc exogène, survenu en 2001, qui a ébranlé tout le pays et le marché des assurances en particulier. En effet, l'Algérie a connu une grande inondation à Alger causant la mort de plus de 800 personnes, une centaine de disparus et des dégâts matériels estimés à 33 milliards de dinars (CNA, 2013, p. 17). En 2003, le séisme qui a totalement ravagé la ville de Bouterf, constitue un second choc sur la branche assurantielle. Durant la période socialiste, la culture assurantielle était quasiment inexistante car l'Etat providence prenait en charge l'ensemble des sinistres. Cette raison peut être derrière l'impact négatif de la variable dummy sur la croissance économique. Depuis, l'assurance contre les catastrophes naturelles se rajoute désormais à la liste des assurances obligatoires.

CONCLUSION

L'étude pose le lien entre la croissance économique et l'activité assurantielle en Algérie. A ce titre, le sujet constitue une thématique originale et suscite un double intérêt. D'une part, la recherche fait apparaître l'existence de nouvelles logiques assurantielles exprimant un dynamisme de l'activité à l'échelle de la branche. D'autre part, la spécificité de la branche assurantielle rend la relation entre le système d'assurance et la croissance économique particulièrement justifiée, d'autant plus que le terrain semble présentement encore bien méconnu. La démonstration s'appuie sur une modélisation basée sur le modèle VAR structurel et retient trois variables : les primes d'assurances, la population urbaine et le taux de croissance du PIB réel.

Les résultats des estimations indiquent que le secteur des assurances en Algérie contribue de manière positive à la croissance économique à travers la population urbaine. Il est à souligner que le secteur algérien des assurances n'a connu

une évolution importante que depuis l'adoption de la loi 95-07 du 25 janvier 1995 relative aux assurances. Cette évolution se traduit par l'augmentation du chiffre d'affaires suite à l'installation de nouvelles compagnies d'assurance

en Algérie. L'importance du chiffre d'affaires du secteur est tirée des assurances de dommages et plus précisément de la branche automobile. En outre, l'importance de la population urbaine dans la population totale (73,18% en 2019) est une variable explicative de la relation entre l'assurance et la croissance économique.

Malgré cela, les potentialités du secteur des assurances en Algérie ne sont pas pleinement exploitées, ce qui explique que sa contribution à la croissance économique reste très marginale. Le taux de pénétration des assurances en Algérie (en % du PIB) est de 0,70 % en 2019. Ce pourcentage est très faible comparativement à la moyenne mondiale qui est de 6,09 % et à la moyenne africaine qui était de moins de 3 %.

En effet, l'absence d'un marché financier permettant de placer les primes d'assurances où il n'y a qu'une seule compagnie d'assurance (Alliance-Assurance) qui est cotée à la bourse d'Alger et la faible densité d'assurance, mesurée par les dépenses annuelles par habitant destinées à acquérir des produits assurantiels constituent les principales défections du système des assurances en Algérie. Cette lacune peut être la conséquence de l'insuffisance du revenu moyen puisque la densité d'assurance constitue la partie du revenu consacrée à la consommation des produits assurantiels. La religion est un autre facteur déterminant de la relation entre l'assurance et la croissance. En effet, la demande des produits d'assurance-vie est faible dans les pays à forte connotation religieuse musulmane comme le démontre (Outreville, 2011, p 21).

Un autre facteur est d'ordre réglementaire, il est lié à l'absence de l'obligation de l'assurance transport maritime pour les importateurs, ce qui n'arrange pas le secteur qui accuse un grand manque à gagner. Cette obligation a été annulée en 1995 après l'ouverture du marché national à l'étranger, ce qui a poussé les importateurs à se faire assurer dans les pays des fournisseurs au détriment des compagnies nationales.

REFERENCES

- [1] D. Ward, D. Zurbrugg, (2000), "Does Insurance promote economic growth- evidence from OECD Countries", The Journal of Risk and Insurance, pp 489-506.
- [2] D.O. Oulayungbo, A.E. Akinlo, (2015), "Insurance penetration and economic growth in Africa: Dynamic effects analysis using Bayesian TVP VAR approach", 19 p.
- [3] F. Nemiri-Yaïci, K. Benahmed, (2014), "Crecimiento y actividad aseguradora: Controversias théoricas y realidades en los países del Magreb", Revista de Economía, ICE (Informacion Comercial Española), 63-74.
- [4] F. Ocqueteau, (1995), "Etat, compagnies d'assurances et marché de la protection des biens, in Déviance et société", volume 19 n° 2, 151-158.
- [5] J.C. Thouret, R. D'Ercole, (2015), "Vulnérabilité aux risques naturels en milieu urbain : effets, facteurs et réponses sociales", cahiers des sciences humaines, pp 407-422.
- [6] J.F. Outreville, (2012), "Les services d'assurance : mesure de leur rôle et création de valeur ajoutée", Revue d'économie financière N° 106/2012, 63-76.
- [7] J.F. Outreville, (2011), "The relationship between insurance growth and Economic Development : 80 empirical papers for A Review of the literature", international Centre for Economic Research, working paper n°12/11, 51 p.
- [8] J.F. Outreville, (1990), "The economic significance of insurance markets in Developing Countries", journal of risk and insurance, pp 487-498.
- [9] M. Santo, (1971), "Croissance et urbanisation en Algérie", pp 731-740, In www.persee.fr/doc/medit
- [10] M. Vaté, (2005), "Contre la pauvreté, l'Afrique a besoin d'assurance", Institut Thomas More, In <http://www.institut-thomas-more.org>
- [11] Nation-Unies, (2014), "Les établissements humains (Habitat II) et nouveaux défis à relever dans le domaine du développement urbain durable", rapport de la deuxième conférence, New York, 18 p. www.unhabitat.org.
- [12] N.H. Sadi, M. Achouche, (2016), "Le secteur assurantiel algérien et son impact sur la croissance économique de 1974-2011", revue européenne du droit social, Bibliotheca, 83-100.
- [13] P.R. Haiss, K. Sumegi, (2008), "The Relationship of Insurance and Economic Growth - A Theoretical and Empirical Analysis", University of Economics and Business Administration Vienna, 1-56.
- [14] R.W. Goldsmith, (1969), "Financial structure and development", New haven, Yale University Press, 561 p.
- [15] R. Levine, (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", Journal of Economic Literature, Vol. XXXV, 688-726.
- [16] Z. Hadhek, (2014), "Insurance and economic growth", Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.5, No.12 2014, Higher Institute of Management of Gabès, Tunisia, 102-112.
- [17] K-S. Ching, M. Kogid, F. Furuoka, (2010), "Causal relation between life insurance funds and economic growth: evidence from Malaysia", Asean Economic Bulletin, pp 185-199.

Books:

- [18] M. B. Tafiani, (1989), Systèmes d'assurance comparés Algérie-Europe de l'Est, édition Office des Publications Universitaires, Alger, 97 p.
 [19] F. Couilbault, C. Eliashberg, M. Latrasse, (2002), Les grands principes de l'assurance, 5ème édition, Paris, L'Argus de l'Assurance, 517 p.

[20] J.P. Cresta, (1984), Théorie des marchés d'assurance, Paris, Economica, 231 p.

[21] D. Henriot, J.C. Rochet, (1991), Microéconomie de l'assurance, Paris, Economica, 215 p.

Reports:

- [22] CNA, (2013), "Assurance CAT NAT 203-2013, revue de l'assurance n°3", Alger, 64 p, in www.cna.dz
 [23] CNUCED-PNUD, (2001), "Mondialisation, libéralisation et développement humain durable : analyses et perspectives", UNCTAD/EDM-Misc.125, 22 p.
 [24] ONS, (2019), "DEMOGRAPHIE ALGERIENNE 2019" 28 p, In www.ons.dz/img/pdf/demographie2019.pdf
 [25] UNCTD, (1964), "Proceedings of United Nations conference on trade and development", Volume I, Final Act and report, New York, 378 p, in <http://libraryresources.unog.ch/unctad/conf>

ANNEXES

I-Evolution et répartition des assurances de dommages en Algérie (%).

	1995	2000	2003	2007	2010	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Assur dommage	95,8	94,42	96,24	93,41	91,14	94,2	92,51	92,8	90,28	91,2	90,2	88,12	86,7
Assurance auto	37,77	41,88	39,17	45	48,5	52,9	52,92	50,91	56,02	50	49	48,27	52,5
Assurance IRD	32,87	32,14	39,99	36,02	32,69	32	31,68	33,34	34,83	32,25	35,6	32,65	33,76

Source: CAN (Conseil National des Assurances)

II-Estimation du modèle VAR canonique

	PIB_REEL	RESID02	LPOP_URB
CROISS(-1)	-0.338965 (0.11454) [-2.95931]	-0.001421 (0.02458) [-0.05780]	0.000175 (4.1E-05) [4.31166]
CROISS(-2)	0.045012 (0.11434) [0.39366]	-0.012890 (0.02454) [-0.52526]	0.000183 (4.1E-05) [4.50783]
Ass_RESID(-1)	1.018562 (0.77414) [1.31573]	0.411731 (0.16614) [2.47818]	-0.000258 (0.00027) [-0.93893]
Ass_RESID(-2)	1.014215 (0.77266) [1.31264]	0.192992 (0.16582) [1.16384]	-0.000201 (0.00027) [-0.73219]
LPOP_URB(-1)	-530.9039 (144.105) [-3.68413]	18.00803 (30.9273) [0.58227]	1.680867 (0.05117) [32.8507]
LPOP_URB(-2)	513.1103 (142.444) [3.60219]	-17.75688 (30.5707) [-0.58085]	-0.686054 (0.05058) [-13.5646]
C	83.48772	-1.209067	0.023869

	(15.3641) [5.43396]	(3.29737) [-0.36668]	(0.00546) [4.37542]
R-squared	0.536449	0.280898	0.999962
Adj. R-squared	0.459190	0.161048	0.999955
Sum sq. resids	397.3647	18.30255	5.01E-05
S.E. equation	3.322335	0.713025	0.001180
F-statistic	6.943547	2.343743	156430.7
Log likelihood	-108.8229	-42.64993	232.7350
Akaike AIC	5.387113	2.309299	-10.49930