

## **IMPACT OF HEALTH ON ECONOMIC GROWTH IN ALGERIA: ARDL APPROACH**

### **L'IMPACT DE LA SANTE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN ALGERIE : UNE APPROCHE PAR LE MODELE ARDL**

**\*BOUZIANE Mohammed**

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée ENSSEA*  
[mohammedinps@yahoo.fr](mailto:mohammedinps@yahoo.fr)

**BENLAIB Boubakeur**

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée ENSSEA*  
[benlaib@yahoo.fr](mailto:benlaib@yahoo.fr)

**Reçu le :** 13/05/2018 **Accepté le :** 04/06/2018 **Publication en ligne le :** 31/12/2018

**ABSTRACT:** This article evaluates the impact of health on economic growth in Algeria during the period from 1974 to 2016 based on the autoregressive approach with lags (ARDL) and stability tests such as cumulative sum (CUSUM); Cumulative sum of squares (CUSUMQ) and Granger causality test. Using this method, we found that health impact is at long and short-term phenomenon. The boundary testing procedure also reveals that the Cointégration relationship is stable throughout the study period. This result is confirmed after the integration of the CUSUM and CUSUMSQ residues tests. The obtained results also show that health causes growth in Algeria through the increase in life expectancy at birth.

**Keywords:** Health; Economic Growth, Cointégration, ARDL, Causality.

**JEL Classification:** O49, C01,

**RESUME :** Cet article évalue l'impact de la santé sur la croissance économique en Algérie dans la période de 1974 à 2016 en utilisant l'approche autorégressive à retards échelonnés (ARDL) combinée avec les tests de stabilité tel que la somme cumulée (CUSUM); la somme cumulée des carrés (CUSUMQ) et la causalité de Granger. A l'aide de cette approche, nous parvenons aux résultats que l'impact de la santé est un phénomène à long terme et à court terme. La procédure du test des limites révèle également que la relation de cointégration est stable tout au long de la période d'étude. Ce résultat est confirmé après l'intégration des tests CUSUM et CUSUMSQ des résidus. Les résultats obtenus montrent par ailleurs, que la santé cause la croissance en Algérie par le biais de l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance.

**Mots clés :** Santé; Croissance Economique, Cointégration, ARDL, Causalité.

## **1. INTRODUCTION**

Dans tous les pays du monde (développés et en développement), l'objectif macroéconomique principal est d'atteindre un haut niveau de croissance économique. Cette croissance désigne la variation positive de la production de biens et de services dans une économie sur une période donnée, généralement une période longue.

Une croissance économique réelle ne vient que de l'augmentation de la qualité et de la quantité des facteurs de production, qui se décomposent traditionnellement en deux grands types: d'une part le capital physique, ce capital renvoie à l'ensemble des biens de production. Lorsqu'on investit dans le capital physique, cela entraîne une hausse de la productivité. D'autre part, le capital humain (facteur travail) qui dépend du niveau d'éducation moyen, de l'ensemble des travailleurs, de leur condition de santé, mais aussi de l'expérience qu'ils ont pu acquérir au fil de leur vie professionnelle. Par conséquent, le capital humain joue un rôle clé dans la croissance économique durable. Durant ces dernières décennies, les différentes théories de la croissance endogène suggèrent le rôle du capital humain comme un facteur important pour le processus de croissance des économies (Voir par exemple, Fogel ; 1994, Scrimshaw ; 1996, Basta et al ; 1979, Spurr ; 1983, Bhargava ; 1997, Strauss et Thomas ; 1998). L'investissement dans le capital humain permet d'améliorer la productivité car une population plus instruite et en bonne santé va être plus productive, et également plus capable d'innover ; d'inventer et donc contribuer à la hausse des gains de productivité. Il est donc essentiel pour les différents Etats d'investir dans l'éducation et la santé. Ces dernières se sont deux composantes étroitement liées au capital humain (ressources) qui travaillent ensemble pour rendre l'individu plus efficace dans la production (Rapport d'Institut International pour l'analyse des systèmes appliqués, 2008).

Le concept de santé est plus large que la simple absence de maladie (OMS, 1945). C'est la capacité des gens à développer leur potentiel pendant toute leur vie. En ce sens, la santé est un atout important pour les individus, qui a une valeur intrinsèque ainsi qu'une valeur instrumentale (Bloom, 2004). L'amélioration de la santé des travailleurs augmente la productivité<sup>†</sup>.

C'est dans ce contexte que vient s'inscrire notre présent article qui vise à apporter des éléments de réponses à la problématique suivante : **Quel est l'impact des effets de la santé sur la croissance économique en Algérie ?**

Le but de cet article est d'analyser la relation entre la santé et la croissance économique, en utilisant l'approche ARDL "Bound Testing" et la causalité de Granger. L'hypothèse que les indicateurs de santé permettent d'avoir un impact significatif sur le PIB par habitant serait testée.

## 2. LA REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature étudiant l'impact de la santé sur la croissance économique est trop large. Cet impact de la santé sur la croissance économique a généralement été étudié pour de nombreux pays en utilisant différentes périodes d'échantillonnage, approches et méthodes économétriques. La conclusion principale de ces études est qu'il existe une relation de long terme entre la santé et la croissance économique.

En utilisant le taux de survie des adultes comme indicateur de l'état de santé, Bhargava et al (2001) ont étudié les effets des indicateurs de la santé sur le taux de croissance économique de 1965 à 1990 dans les pays développés et en développement. Ils ont trouvé qu'il existe une relation positive mais faible entre la santé et la croissance économique. Les résultats restent similaires lorsque le taux de survie des adultes est remplacé par l'espérance

---

<sup>†</sup> Un travailleur hautement qualifié et en bonne santé produit d'avantage et plus rapidement avec un même équipement et dans un même laps de temps, qu'un travailleur malade est analphabète.

de vie. En analysant la contribution de la santé en la mesurant par le taux de survie, Jamison (2003) constate que l'amélioration de la santé des hommes de 15 à 60 ans représentait environ 11% de la croissance. Selon Mayer (2001), il existe une forte causalité du revenu sur les soins de santé en Amérique latine en général, et plus particulièrement au Brésil et au Mexique (les améliorations de la santé des adultes sont associées à une augmentation de 0,8 à 1,5% du revenu).

Pour Weil (2001), la santé est un déterminant important des variations de revenus de différents pays. Environ 17-20% de la variation du revenu entre pays peuvent être expliquée par les différences entre les pays en matière de santé. Selon Sachs et Warner (1997) en utilisant l'espérance de vie comme indicateur de la santé trouve une relation quadratique entre le capital humain de la santé et le taux de croissance économique. Cette étude conclure que le capital humain de la santé augmente la croissance économique à un rythme décroissant.

Arora (2001) utilise l'espérance de vie à la naissance, à cinq, dix, quinze ou vingt ans, et structure d'âge des adultes en tant qu'indicateurs de santé pour 10 pays industrialisés. L'étude conclut que l'amélioration de l'état de santé a accéléré le rythme de la croissance économique à long terme (30 à 40%). Le modèle de croissance de Bloom et al (2003) explique la croissance économique par l'accumulation des facteurs de production, innovation technologique et la diffusion technologique. Leur résultat suggère qu'une amélioration d'un an dans l'espérance de vie contribue à une augmentation de 4% de la production.

Lorentzen et al (2005) analysent l'impact du taux de mortalité des adultes sur la croissance. Une étude révèle qu'un taux de mortalité élevé réduit la croissance économique en réduisant l'horizon temporel. L'étude conclut également que la fécondité, l'investissement dans le capital physique et humain, affectent la croissance économique. En utilisant des données sur le taux de mortalité, Fogel (1994) conclut qu'environ un tiers de la croissance des revenus en Grande-Bretagne au cours de 1790-1980 peut créditer à l'amélioration de la santé et une meilleure nutrition. L'étude a conclu également que la santé publique et les soins médicaux doivent être reconnus comme un changement technologique favorisant le travail.

Mesurant l'état de santé par le taux de mortalité infantile, de taux d'espérance de vie et le taux de fécondité en tant qu'indicateurs de santé ; Malik (2006) trouve que si la méthode des moindres carrés (MCO) est utilisé, il n'y a pas de relation significative entre l'état de santé et la croissance économique. Cependant, quand la méthode des doubles moindres carrés (DMC) est utilisée alors, l'étude trouve l'effet très significatif d'indicateurs de santé sur la croissance économique. Scheffler (2004) soutient que la santé peut ne pas être évaluée en tant que output du système de santé (espérance de vie, taux de survie, etc.) mais il doit être traité comme un intrant (dépenses de santé). L'étude constate que l'élasticité des dépenses de santé par rapport au PIB est supérieure à un. Cela signifie que si Le PIB augmente de 10%, puis les dépenses de santé augmentent de plus de 10%. Par conséquent, les pays développés dépensent plus pour la santé que les pays en développement.

Mizushima (2008) examine l'effet du vieillissement de la population et du financement de la santé publique (FSP) sur l'épargne et le taux de croissance de l'économie à l'aide d'un simple modèle de croissance montrant qu'une augmentation de l'espérance de

vie augmente le taux de croissance sans FSP, mais a une forme en U<sup>‡</sup> inversé dans l'économie avec FSP.

En utilisant différents indicateurs d'enquête auprès des ménages sur la nutrition et la santé des adultes, Schultz (2005) examine l'impact de la santé sur la productivité totale des facteurs. Une étude révèle que les pays en développement manquent souvent de ressources pour investir dans la santé et d'autre part, un mauvais état de santé ralentit la croissance économique.

Oladele et Adeniji (2015) utilisant une approche par cointégration de Johansen-Juselius pour étudier l'effet de la santé sur la croissance économique au Nigeria en utilisant des données secondaires de la période 1980 à 2013. Le résultat de causalité de Granger dépeint une relation unidirectionnelle entre les indicateurs de santé et la croissance économique. Une même étude d'Onisanwa (2014) est réalisée sur des séries chronologiques trimestrielles du Nigeria pour la période 1995-2009. L'étude constate que le PIB est influencé positivement par les indicateurs de santé à long terme et que les indicateurs de santé causent le PIB.

### 3. DONNEES ET METHODOLOGIE :

#### 3.1 Modèle théorique

Pour analyser l'impact de la santé sur la croissance économique en Algérie, nous partons du modèle de la fonction de production développée par Romer (1986, 1987, 1990); qui intègre le capital humain comme un des facteurs essentiels de la création de richesse. De sorte que ce capital humain est partagé en deux formes à savoir, le capital humain de la santé (S) et capital humain d'éducation (E); en ajoutons à cela le stock du capital physique (K) et d'autres variables (A) incluant la technologie. Alors que la fonction de croissance sera donnée par la forme suivante :

$$Y = f(K, S, E, A)$$

D'où : Y est le PIB par habitant, S est le capital humain de santé, E est le capital humain d'éducation et A est toutes autres variables explicatives. Ce modèle fait partie d'un ensemble appelé "modèles de croissance endogène", où la croissance provient de comportements qui sont à "l'intérieur" du champ de l'analyse économique (Ralle 2006). D'un point de vue économique, le capital humain de santé dans le temps t, est la somme du stock de capital humain de la santé dans la période précédente (t-1) et de l'accumulation du stock dans la période actuelle (t).

On suppose que l'accumulation du stock de capital humain (S) dépend de la quantité de ressources consacrée aux soins de santé et de l'efficacité avec laquelle ces dépenses sont converties en stock de santé. Il a été supposé en outre que la quantité de ressources consacrées à l'investissement dans la santé est un produit de la proportion des revenus consacrés aux soins de santé ( $Y_S$ ) et du niveau de revenu. En supposant aussi que la demande de soins de santé est inélastique au prix, et l'évolution du revenu par habitant devrait théoriquement produire un effet positif sur les dépenses de soins de santé.

$$S_t = S_{t-1} + \Delta S_t \quad E_t \Delta S = \lambda Y_S Y$$

---

<sup>‡</sup>C'est-à-dire une hausse initiale puis d'une diminution spectaculaire, suivie d'une forte augmentation.

Où  $\lambda$  est le paramètre de productivité des dépenses de santé et toutes les autres variables. La capacité de transformer les dépenses de santé en stock de santé est supposée dépendre du stock de capital humain de santé.

Le modèle d'étude développé peut être écrit sous la forme suivante :

PIB/habitant = f (Dépenses publique de soins de santé, Espérance de vie à la naissance, Taux de mortalité infantile, Densité de médecin, Nombre de lits d'hôpitaux par 1000 habitant , Taux de fertilité, Formation brut du capital fixe, Taux d'inscription aux études secondaire) +  $\mu$ .

### 3.2 Données : source et description

Afin d'examiner l'effet de santé sur la croissance économique en Algérie, nous avons utilisé deux différentes catégories d'indicateurs de santé à savoir : indicateurs de santé et indicateur de production de santé<sup>§</sup>. Ces indicateurs sanitaires comprennent les dépenses publique de santé, la densité de médecin, les établissements public de santé, le taux de survie des adultes, le taux de mortalité infantile, Le taux de fertilité... etc. Vu à l'absence des données relative aux taux de survie des adultes il sera remplacé par l'espérance de vie à la naissance, et comme les données pour certaine variable ne sont pas disponibles dans une série chronologique cohérente (donnée pour la série dépense publique de santé relativement à quelques années), de sorte que ses données ont été interpellés en utilisant Excel. La variable dépendante du modèle est le produit intérieur brut par habitant (PIB/habitant) et est utilisé comme indicateur principale de la croissance économique. Les données utilisées sont des séries annuelles, couvrent la période 1974-2016 soit au total 40 observations, proviennent la principale source du CD-Rom de la Banque Mondiale (World Development Indicators, (WDI) ,2017). Les données sur les dépenses de santé sont issues de cette même source (WDI, 2017), et des principaux annuaires statistiques sanitaires (pour plusieurs éditions) délivrés par le ministère de la santé.

Une brève description de toutes les variables utilisées dans l'étude est présentée dans le tableau ci-dessus.

**Tableau N°1. Description et unités de mesure des variables retenus dans le modèle.**

Variable	Libellé	Unités de mesure
PIBH	Produit intérieur brut par habitant	Dollar US à prix constant (2005)
DSSH	Dépenses Publiques de santé par habitant	Dollar US à prix constant (2010)
EVN	Espérance de vie à la naissance	Année moyenne
TMI	Taux de mortalité infantile	Taux (par 1000 naissances)
MDC	Densité de médecins	Nombre (par 1000 habitants)
LH	Densité litière des hôpitaux	Nombre (par 1000 habitants)
FBCF	Fond brut de capitale fixe	Dollar US constant 2005
TF	Taux de fertilité	Naissances par femme
TIES	Taux d'inscription aux études secondaires	% de la population

**Source :** Elaborer par Auteurs à partir du site officiel de la Banque Mondial.

<sup>§</sup>Indicateurs relative aux résultats du système de santé.

**Note :** les données sont transformées en logarithme afin de pouvoir être utilisés.

### 3.3 Méthodologie d'estimation

La régression fallacieuse désigne une situation dans laquelle l'utilisation des séries temporelles non stationnaires dans une régression linéaire fait apparaître des résultats erronés, trop optimistes, qui font croire à une relation entre les variables alors que ce n'est pas le cas (Granger-Newbold, 1974). Pour contourner ce problème, un certain nombre de techniques peuvent être employées pour tester l'existence de la relation d'équilibre à long terme - cointégration - entre les variables de séries chronologiques. Dans cet article, une technique relativement nouvelle a été utilisée par Pesaran et Pesaran (1997), Pesaran et Smith (1998), Pesaran et Shin (1999), et Pesaran et al. (2001). Cette méthodologie est appelée approche autorégressive à retards échelonnés (ARDL), qui fonctionne bien avec des petits échantillons et a l'avantage de ne pas exiger que toutes les variables soient intégrées de même ordre et elle est toujours applicable si nous avons des variables I (0) et I (1) dans l'ensemble. C'est également une technique qui offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme, en utilisant le test des limites « bounds tests ». C'est dans ce contexte que nous appliquons cette approche afin d'étudier l'impact de la santé sur la croissance économique en Algérie.

Le modèle ARDL utilisé dans le cadre général prend la forme suivant :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \left\{ \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta x_{t-i} \right\} + \underbrace{\{\varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 x_{t-1}\}}_{\text{Court-terme}} + \underbrace{\mu_t \dots \dots \dots}_{\text{Long - terme}} \quad (1)$$

Où :

- $\Delta$  est l'opérateur de différence première ;
- $\beta_i, \delta_i$  : les coefficients de court terme;
- $\varphi_1, \varphi_2$  : les coefficients de long terme du modèle ARDL;
- $\mu_t$  : terme d'erreur (bruit blanc).

Dans notre cadre d'étude le modèle ARDL estimé est exprimée comme suit:

$$\begin{aligned} &\Delta LPIBH_t \\ &= \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta LPIBH_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_1 \Delta LDSSH_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_2 \Delta LFBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_3 \Delta LLH_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q_4} \delta_4 \Delta LMDC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \delta_5 \Delta LEVN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} \delta_6 \Delta LTF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_7} \delta_7 \Delta LTM I_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q_8} \delta_8 \Delta LTIES_{t-i} + \varphi_1 LPIBH_{t-1} + \varphi_2 LDSSH_{t-1} + \varphi_3 LFBCF_{t-1} + \varphi_4 LLH_{t-1} \\ &+ \varphi_5 LMDC_{t-1} + \varphi_6 LEVN_{t-1} + \varphi_7 LTF_{t-1} + \varphi_8 LTM I_{t-1} + \varphi_8 LTIES_{t-1} \\ &+ \mu_t \dots \dots \dots \quad (2) \end{aligned}$$

Où  $p$  est le nombre de retards de la variable endogène (LPIBH) et  $q_i$  le nombre de retards des variables explicatives pour toute  $i = 1, 2, \dots, 7$ .

Dans cette spécification nous expliquons la croissance économique par les différents indicateurs de santé.

Nous retenons le critère d'information de Schwarz (SC) pour déterminer le choix de l'ordre optimal du modèle ARDL ( $p, q_i$ ). Par ailleurs, nous testons l'hétéroscédasticité, la normalité des résidus et l'autocorrélation sérielle.

Une fois l'absence de l'autocorrélation des résidus est vérifiée, nous procédons au test de limites « bounds test ». Ce test est en fait un test de Fisher de significativité jointe des coefficients des  $K$  variables en niveau :

$$H_0 : \varphi_i = 0 \quad \forall i = 1, 2 \dots k$$

$$H_1 : \varphi_i \neq 0 \quad \forall i = 1, 2 \dots k$$

L'hypothèse nulle d'absence de relation d'équilibre de long terme est donnée par  $H_0$ , contre l'hypothèse alternative  $H_1$  de présence d'une relation uniforme de long terme entre les variables considérées. La statistique de test est la F-statistics. Pour conclure le test, on compare la statistique du test de Fisher aux deux bornes :

- Si la valeur de la F-stat dépasse la borne supérieure, alors on rejette  $H_0$  et on conclut à l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées.

- Si la valeur de la F-stat est inférieure à la borne inférieure, alors on ne rejette pas  $H_0$  et on conclut à l'absence de relation de long terme entre les variables considérées.

-Si la valeur de la F-stat est comprise entre les deux bornes, alors on ne peut pas décider.

Une fois la relation de long terme validée, nous estimons par les MCO la relation de long terme et la dynamique de court terme du modèle ARDL ( $p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6, q_7, q_8$ ). La dernière étape consiste à une validation du modèle estimé à l'aide des tests de stabilité de CUSUM et CUSUMQ des résidus.

#### **4. RESULTATS EMPIRIQUES ET ANALYSE**

Afin d'examiner l'effet des déterminants de santé sur la croissance économique en Algérie, l'approche de cointégration Pesaran et al (2001) « bounds tests » est utilisée. La réalisation de cette technique dépend fortement de l'étude de la stationnarité de l'ensemble de séries.

##### **4.1 Test de racine unitaire**

Avant de procéder à l'approche ARDL, nous avons testé la stationnarité des différentes séries pour s'assurer qu'aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre deux  $I(2)$  ou plus. En effet, la procédure « bounds test » n'est plus valide en cas de présence de variable intégrée d'ordre deux ou plus.

Nous avons utilisé le test de Dickey Fuller augmenté (ADF) (1981) et le test de Phillips et Perron (PP) (1988). Le tableau (2) rapporte les résultats de ces deux tests pour les différentes séries. L'application de ces tests conduit à rejeter l'hypothèse de stationnarité pour toutes les séries sauf l'espérance de vie à la naissance et l'investissement qui sont stationnaires en niveau. Les résultats pour les deux tests montrent aussi que les autres

séries sont intégrées d'ordre 1 I(1). Donc aucune série n'est intégrée d'ordre deux I(2) ou plus, ce qui est primordiale pour l'application de l'approche ARDL.

**Tableau N°2. Résultats du test de racine unitaire d'ADF et Phillips-Perron**

Variable	Test ADF		Test PP		Type	Décision
	En niveau	Première différence	En niveau	Première différence		
Lpibh	1.49*** <sup>a</sup>	-3,37*** <sup>a</sup>	1,73* <sup>a</sup>	-3,37* <sup>a</sup>	DS	I(1)
Ldssh	-2,18** <sup>c</sup>	-6,55* <sup>a</sup>	-2,17** <sup>c</sup>	-6,55* <sup>a</sup>	DS	I(1)
Llh	2,50** <sup>b</sup>	-3,96*** <sup>c</sup>	4,84* <sup>b</sup>	-3,98* <sup>c</sup>	DS+TS	I(1)
Lmdc	1,76*** <sup>c</sup>	-4,26* <sup>a</sup>	-3,09* <sup>a</sup>	-4,13* <sup>a</sup>	DS	I(1)
Lfbcf	-4,94* <sup>c</sup>	-	-4,94* <sup>c</sup>	-	TS	I(0)
Levn	-5,80* <sup>c</sup>	-	-5,18* <sup>b</sup>	-	TS	I(0)
Ltmi	2,07** <sup>b</sup>	-	2,08** <sup>b</sup>	2,30*** <sup>c</sup>	DS+TS	I(1)
Ltf	2,33*** <sup>c</sup>	-4,06* <sup>a</sup>	2,22** <sup>c</sup>	-1,13* <sup>a</sup>	DS+TS	I(1)
LIS	-2,32*** <sup>a</sup>	0,15*** <sup>c</sup>	-2,32*** <sup>a</sup>	0,15*** <sup>c</sup>	DS+DS	I(2)

**Source :** Calculs des auteurs à l'aide d'EvIEWS 9.

**Notes:**

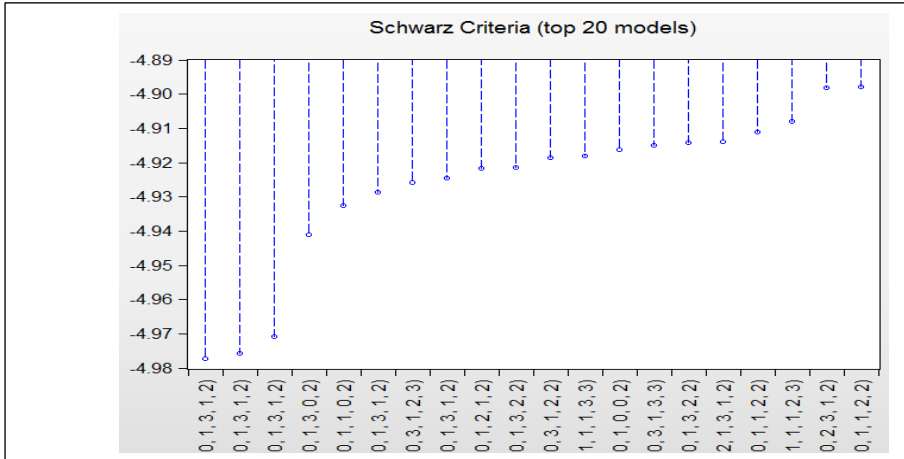
- la sélection du nombre de retards qui minimise les critères d'informations Akaike et Schwartz, et permet de blanchir les résidus est automatique.
- \*\*\*, \*\* et \* l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, 5%, et 10%.
- a, b et c indiquent que nous avons retenu le modèle : (6) modèle avec constante et tendance, (5) modèle sans tendance, (4) modèle sans constante et tendance respectivement.

**4.2 Le choix du modèle selon le nombre de retard**

On s'est basé sur une modélisation ARDL pour expliquer la croissance économique en termes des valeurs passées de cette variable, ainsi que les valeurs actuelles et passées des différents indicateurs de santé (LDSSH, LEVN, LDMC, LLH, LTMI, LTF, LFBCF). EvIEWS 9 offre la possibilité d'effectuer cette modélisation d'une manière automatique. Pour le choix du nombre de retards, nous avons utilisé le critère d'information Schwarz (SC). (Voir la figure (1)).



Figure N°1. Le graphique de la sélection du modèle selon le critère d'information Schwarz (SC)



Source : Résultat donné par Eviews 9.

Ce graphique présente vingt meilleurs modèles selon le critère d'information Schwarz, le modèle ARDL (2, 1, 0, 0, 1, 3, 1, 2) correspond à la plus petite valeur de SC.

Le modèle ARDL (2, 1, 0, 0, 1, 3, 1, 2) sélectionné n'était que légèrement supérieur à un modèle ARDL (1, 1, 0, 0, 1, 3, 1, 2), qui n'était à son tour que légèrement meilleur qu'un ARDL (1, 0, 0, 0, 1, 3, 1, 2).

### 4.3 Résultats de la procédure « bounds test » pour la cointégration

Le test des bornes est principalement basé sur la statistique F conjointe dont les distributions asymptotiques énoncées par Narayan. P.K (2005) sous l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Les résultats de la procédure « bounds test » ci-dessous montrent qu'il y a une relation de long terme entre les différentes variables parce que la statistique de Fisher (**7.006384**) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Ceci implique que l'hypothèse nulle de non co-intégration entre les variables est rejetée.

Tableau .3. Résultats de la procédure « bounds tests »

	F-stat	Valeur critique 1%	Valeur critique 5%	Valeur critique 10%
	<b>7.006384***</b>	(2.96 4.26)	(2.32 3.84)	(2.03 3.13)

Source : Calculs des auteurs à l'aide d'Eviews 9.

**Note :**

1. \*\*\* indique que H0 est rejetée au seuil de 1%.
2. ( ), Valeur critique de Pesaran et al. [2001, Table 2], cas sans tendance avec constante non restreinte. La première valeur correspond à la borne inférieure, la seconde à la borne supérieure.

**4.4 Tests diagnostic du modèle ECM**

Des tests de diagnostic ont été réalisés pour évaluer la robustesse du modèle ECM représenté par l'équation (2): le test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, le test de la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET), le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus et un test d'homoscédasticité. Le tableau.3 rapporte les résultats de ces tests. Au vu des résultats, les résidus présentent toutes les propriétés recherchées.

**Tableau N°4. Résultats des tests de diagnostic**

Test statistique	$\chi^2$ statistic	Prob abilité
Test d'autocorrélation (test LM )	0.983 000**	0.421 7
Test d'hétéroscédasticité (test Breusch-Pagan-Godfrey)	1.107 954**	0.404 5
Test de normalité (Jarque-Bera)	0.071 121**	0.965 0
Test de Ramsey (RESET)	2.037 474**	0.054 4

**Source :** Calculs des auteurs à l'aide d'Eviews 9.

**4.5 Estimation de la dynamique de court terme (ECM)**

La dynamique de court terme qui est présentée dans le tableau (5) résulte de la spécification à correction d'erreur (ECM) du modèle ARDL. Cette spécification ECM est donnée par l'équation suivante :

$$ECM = LPIBH + 0.033457 * LDSSH - 0.157230 * LFBCF + 0.429644 * LLH + 0.066697 * LMDC - 2.603188 * LEVN + 0.0558624 * LTF + 0.811741 * LTMI.....(3)$$

Les estimations montrent que les coefficients de toutes les variables sont statistiquement significatifs au niveau de 5% et 10%. Seulement, le coefficient du produit intérieur brut par habitant (pour l'année précédente), du taux de mortalité infantile et la dépense publique de santé par habitant (à l'année courante pour les deux séries) ne sont pas statistiquement significatifs.

Les résultats de la forme de cointégration, montre que, le coefficient de correction d'erreur, estimé (-0.745315) est compris entre (0) et (-1), est très significatif. 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 est de 74.45% par an.

**Tableau N°5. La représentation ECM du modèle ARDL**

Variable	Coefficient	Standard-Error	T-Statistic [Prob]
D (LPIBH (-1))	0.199426	0.135740	1.469178 [ <b>.1559</b> ]
D(LDSSH)	0.026205	0.010471	1.641037 [ <b>.1203</b> ]
D(LFBCF)	0.117186	0.039896	2.937298***[ <b>.0076</b> ]
D(LLH)	-0.320220	0.084119	-3.806763***[ <b>.0010</b> ]
D(LMDC)	0.085285	0.023275	3.664279***[ <b>.0014</b> ]
D(LEVN)	-6.455588	1.791285	-3.603887***[ <b>.0016</b> ]
D (LEVN (-1))	-5.721622	2.854387	-2.004501*[ <b>.0575</b> ]
D (LEVN (-2))	5.246696	1.970465	2.662669** [ <b>.0142</b> ]
D(LTF)	0.551869	0.282568	1.953044 * [ <b>.0637</b> ]
D(LTMI)	0.093497	0.151032	0.619056 [ <b>.5422</b> ]
D (LTMI (-1))	-0.394331	0.116765	-3.377126*** [ <b>.0027</b> ]
<b>ECM<sub>t-1</sub></b>	<b>-0.745315</b>	0.155872	-4.781574***[ <b>.0001</b> ]

**Source :** Calculs des auteurs à l'aide d'Eviews 9.

**Notes:** D désigne respectivement la dérivée première des variables considérées.

ECM<sub>t-1</sub> correspond au résidu retardé issu de l'équation d'équilibre de long terme

#### 4.6 Estimation des coefficients de long terme (équilibre de long terme)

L'estimation des coefficients de la relation de long terme sont significatifs pour toutes les variables retenus dans le modèle. Cette signification est faite pour différents seuil de signification (1%, 5% et 10%). A l'exception de la variable taux de fertilité (LTF) qui n'est pas significative pour toutes valeurs de seuil de signification ( $\alpha$ ). Ce résultat vient pour confirmer l'effet à long terme de santé sur la croissance économique.

**Tableau N°6. Coefficients de long terme de l'approche ARDL (variable dépendante LNPIBH)**

Variabes	Coefficient	Standard-Error	T-Statistic [Prob]
C	-2.182958	-	-
LDSSH	-0.033457	0.014554	-2.298848** [ <b>.0353</b> ]
LFBCF	0.157230	0.057618	2.728851** [ <b>.0123</b> ]
LLH	-0.429644	0.087289	-4.922081***[ <b>.0001</b> ]
LMDC	-0.066697	0.015620	-1.746913* [ <b>.0946</b> ]
LEVN	2.603188	0.338410	7.692416*** [ <b>.0000</b> ]
LTF	-0.058624	0.092056	-0.636830[ <b>.5308</b> ]

LTMI	-0.811741	1.367743	-7.232555****[.0000]
------	-----------	----------	----------------------

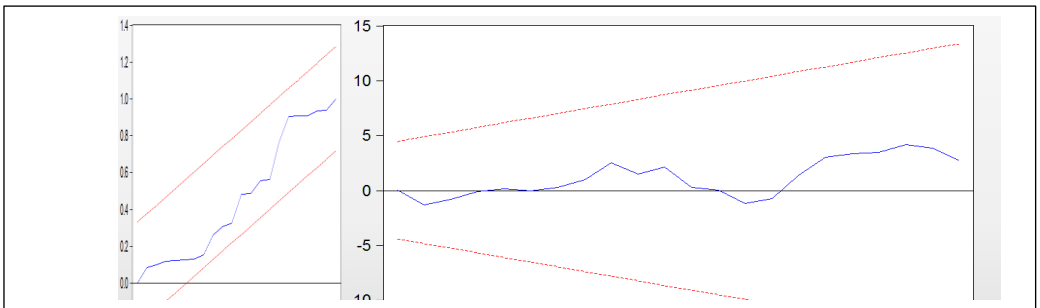
**Source :** Calculs des auteurs à l'aide d'Eviews 9.

**Notes:** Une constante a été introduite dans la spécification mais la non-significativité de son coefficient dans le modèle ARDL nous a contraint à la supprimer.

#### 4.7 Tests de stabilité

Enfin, nous avons examiné la stabilité des paramètres à long terme ainsi que les mouvements à court terme des équations. Une fois le modèle ECM donné par l'équation (2) est estimé, nous nous sommes appuyés sur les tests de somme cumulative (CUSUM) et de carrés cumulatifs (CUSUMSQ) proposés par Borensztein et al. (1998). Cette même procédure a été utilisée par Pesaran et Pesaran (1997), Mohsen et al. (2002) et Suleiman (2005) pour tester la stabilité\*\*.

**Figure .2. Tests de stabilité CUSUM et CUSUMQ au seuil de 5%**



**Source :** Résultat donnée par logiciel Eviews 9

Les résultats nous indiquent l'absence d'instabilité des coefficients car la courbe de la statistique CUSUM et CUSUMSQ se situe à l'intérieur des bandes critiques de l'intervalle de confiance à 5% de la stabilité des paramètres.

#### 5. Test de causalité de Granger

Les résultats du test de causalité à court terme de Granger sont présentés dans le tableau (6). Les valeurs de statistique F sur les variables explicatives indiquent qu'il existe deux catégories de lien de causalité. La première est bidirectionnelle ; entre ((PIBH ; TMI), (DSSH ; LH), (FBCF ; MDC), (EVN ; MDC) et (EVN ; TMI)). La deuxième est unidirectionnelle pour le reste des liens. Les résultats du test de causalité de Granger pour la relation entre EVN et le FBCF, EVN et MDC, EVN et TF sont intéressants. Nous constatons aussi, que cette causalité n'est pas significative en ce qui concerne le PIB réel par habitant avec les dépenses publiques de santé par habitant, la densité de médecin et le nombre de lits par 1000 habitant.

\*\* Les paramètres du modèle sont instables si la courbe se situe hors de la zone critique et stable si la courbe se situe entre les deux lignes critiques.

## 6. CONCLUSION

Cet article examine l'effet de la santé sur la croissance économique en Algérie durant la période 1974 à 2016. Cette relation a été estimée en utilisant l'Approche ARDL à la co-intégration de Perasan et al. (2001). Cette méthode est plus appropriée pour tester l'existence des relations de long terme dans des échantillons de petite taille et, contrairement à l'approche de Johansen et Juselius (1990), elle permet de les tester entre des variables dont les ordres d'intégration sont différents (Acikgoz et Mert, 2010).

Dans notre analyse, nous avons appliqué les tests de racine unitaire, de limites "Bounds tests", CUSUM et CUSUMSQ pour tester la stabilité du modèle estimé. Les résultats montrent qu'il existe un équilibre de long terme vers lequel le système économique converge. En effet, nos résultats montrent également que la plupart des variables du modèle sont statistiquement significatives et cohérentes avec la théorie du capital humain tant à long terme qu'à court terme. Cela veut dire que les indicateurs de santé contribuent à la croissance économique. Ce résultat suggère que le gouvernement devrait investir dans le capital humain pour stimuler la croissance. Il convient de noter que cette recommandation ne doit pas être interprétée comme une réduction des investissements dans le secteur de santé (les dépenses de santé, densité de médecine et les nombre de lits d'hôpitaux ont un impact négatif sur la croissance économique en raison de leur inefficacité, de la corruption, et du sous-investissement) mais de mettre en place d'une politique de gestion par l'élaboration d'une stratégies pour le suivi du décaissement de ce fonds a fin de garantir une meilleur allocation des ressources.

## BIBLIOGRAPHIE :

**1 Acemoglu, D., et Johnson, S.,**(2008),« Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth ». *Journal of Political Economy*, 113 (5), P 949-995.

**2 Acemoglu, D., Johnson, S., et Robinson, J.,**(2003),« Disease and development in historical perspective », *Journal of the European Economic Association* 1, P 397-405.

**3 Adeniyi, O., et Abiodun, N.,** (2011),« Health Expenditure and Nigerian Economic Growth » , *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*.

**4 Aghion, P., Howitt, P., et Murtin, F.,** (2011) «The Relationship between Health and Growth: When Lucas Meets Nelson-Phelps ». *Review Economics and Institutions*. P 1-24.

**5 Audibert, M., et Etard, J. F.,**(2003), « Productive benefits after investment in health in Mali ». *Economic Development and Cultural Change* 51(3), P 769-782.

**6 Akram, N., Ihtshamul, H et Khan, M.,**(2008), « The Long Term Impact of Health on Economic Growth in Pakistan ». *The Pakistan Development Review*. P 487-500.

**7 Arora S,** (2001), « Health, Human Productivity, and Long-term Economic Growth ». *The Journal of Economic History*. P 699–749.

**8 Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L., et Murray, J. L. C,** (2001), « Modeling the effects of health on economic growth ». *World Health Organization*. P 1-32.

**9 Bloom, D. E., Canning, D., et Sevilla, J.,** (2004), « The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach ». *World Development*. P 1-13.

**10 Borojo, G. D., et Yushi, J.** (2015), « The Impact of Human Capital on Economic Growth in Ethiopia ». *Journal of Economics and Sustainable Development*. Vol.6, No.16. P 109-118.

**11 Bedir, S.,** (2016), « Healthcare Expenditure and Economic Growth in Developing Countries ». *Advances in Economics and Business*. P 76-86.

**12 Berthlemy, J.-C., et Thuiliez, J.,** (2013), « Santé et développement : une causalité circulaire ». *Revue d'économie du développement*, Vol. 21. P 119 à 147.

**13 Dickey, D., et Fuller, W.,** (1981), « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root ». *Econometrica*, 49, P1057-1072.

**14 Emeka, N., et Aham, K. U.,** (2016), « Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation ». *Journal of Statistical and Econometric Methods*. P 63-91.

**15 Engle, R., et Granger, G.,** (1987), « Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing ». *Econometrica*, 55. P251-276.

**16 Gyimah-Brempong, K., et Wilson, M.,** (2004). « Health Human Capital and Economic Growth in Sub-Saharan African and OECD Countries ». *The Quarterly Review of Economics and Finance*. P 296–320.

**17 Hartwig, J.,** (2010), « Is health capital formation good for long-term economic growth? – Panel Granger-causality evidence for OECD countries ». *Journal of Macroeconomics*. P 314-325.

**18 Jamison, D. T., Lau, L. J., et Wang, J.,** (2003), « Health's Contribution to Economic Growth in an Environment of Partially Endogenous Technical Progress ». *Disease Control Priorities Project Working Paper N° 10*.

**19 Jude, E., Hilaire, H., et Gilles-Armand, S.,** (2015), « Education, Health and Economic Growth in African Countries ». *Journal of Economic Development*, Volume 40, N° 1. P 93-111.

**20 Kocoglu, Y., et David, A. R.,** (2009). « Santé et croissance économique de long terme dans les pays développés : une synthèse des résultats empiriques ». *Institut d'économie publique*. P 41-72.

**21 Kocoglu, Y., et Albuquerque, R.,** (2009), « Contributions du secteur santé à la croissance économique ». *Paris. Rapport de recherche pour la Drees*.

**22 Lorentzen P., Mc Millan, J et Wacziarg, R.,** (2005), « Death and Development ». *NBER Working Paper 11620*.

**23 Malik, G.,** (2005), « An Examination Of The Relationship between Health and Economic Growth ». *ICRIER Working Paper N°185*.

**24 Mayer, D.,** (2001), « The Long term impact of health of economic growth ». *World Development*. P 1025-1031.

**25 Musibau-Adetunji, B.,** (2008), « The Relationship between Health and Economic Growth in Nigeria ». Department of Economics, University of Ibadan, Nigeria. 1-8.

**26 Nkoro, E., et Uko, A. K.,** (2016), « Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation », *Journal of Statistical and Econometric Methods*, vol.5, N° 4. P 63-91.

**27 Nixon, J., et ULMAN, P.,** (2006), « The relationship Between Health Care Expenditure and Health Outcomes. Evidence and Caveats for a Causal Link ». *European Journal of Health Economics*, 7: P 7-18.

**28 Onisanwa, D.I.** (2014), « The Impact of Health on Economic Growth in Nigeria », *Journal of Economics and Sustainable Development*, P 159-166.

**29 Oladele, O., et Adeniji, S.,** (2015), « Exploring the Effect of Health on Economic Growth in Nigeria: A Vector Error Correction Model Approach », *International Journal of Economics, Commerce and Management*, Vol. III, Issue 9. P 659-678.

**30 Preston, S.H.,** (1975), « The changing relation between mortality and level of economic development », *Population studies* 29, P 231-248.

**31 Thoa, N. T. M., Thanh, N. X., Chuc, N. T. K., et Lindholm, L.,** (2013), « The impact of economic growth on health care utilization: a longitudinal study in rural Vietnam », *International Journal for Equity in Health*. P 1-6.

**32 Weil, D. N.,** (2005), « Accounting for the effect of Health on Economic Growth », NBER Working Paper N° 11455.

**33 Robert, B.,** (1996), « Three Models of Health and Economic Growth », unpublished manuscript, Cambridge, MA: Harvard University.

**34 Rico, A. A., Iris A., Turrubiates, G., Montes, R., et Hernández, O.,** (2005), « Empirical Evidence of the Impact of Health on Economic Growth », *Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, Campus Monterrey (Mexico)*, Vol. 14.

**35 Rivera, B. et Currais, L.,** (1999), « Economic Growth and Health: Direct Impact or Reverse Causation? », *Applied Economics Letters*, 6: P 761-764.