



Munich Personal RePEc Archive

## **An assessment of the contribution of health to economic growth in Algeria**

MESSAILI, Moussa and KAID TLILANE, Nouara

université Abderahmane Mira de Bejaia

17 July 2018

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/88013/>  
MPRA Paper No. 88013, posted 19 Jul 2018 01:23 UTC

# **Essai d'évaluation de la contribution de la santé à la croissance économique en Algérie**

**MESSAÏLI Moussa**

Docteur en sciences économique, attaché de recherche au Laboratoire d'Informatique Médicale (LIMED), Université A/mira de Bejaïa.  
*Email* : m.moyse@yahoo.fr

**KAÏD TLILANE Nouara**

Professeure en économie de la santé, Laboratoire d'Informatique Médicale (LIMED), Université A/mira de Bejaïa.  
*Email* : tlilane\_n@yahoo.fr

**Résumé** : L'objectif de cette présente étude est d'examiner la contribution de la santé (à travers les dépenses publiques de santé, l'espérance de vie à la naissance, le taux de mortalité infantile et le taux brut de mortalité) à la croissance économique en Algérie durant la période 1974-2013, dans le cadre d'une fonction de production augmentée de capital santé. Nous utilisons, pour notre investigation empirique, l'approche ARDL (AutoRegressive Distributed Lags) de cointégration afin d'estimer les relations de long et de courts termes. Les résultats des estimations de longs et courts termes des quatre modèles montrent clairement que les dépenses publiques de santé, l'espérance vie et le taux brut de mortalité ont un impact positif et significatif sur le PIB réel, tandis que le taux de mortalité infantile n'est pas statiquement significatif. En outre, les estimations de long terme montrent aussi que l'éducation a un impact positif et significatif, par contre elle est non significative à court terme. Par ailleurs, nos estimations, de court et de long terme, montrent aussi que la formation brute du capital fixe et les recettes d'exportation des hydrocarbures ont un impact significatif sur le PIB réel.

Mots-clés : santé, croissance économique, ARDL, Algérie.

Classification JEL : H51, I15, I18, C32, O11

## **An assessment of the contribution of health to economic growth in Algeria**

**Abstract**: The aim of the present study is to examine the contribution of health (through public health expenditure, life expectancy at birth, infant mortality and crude death rates) to economic growth Algeria in the period 1974-2013, in the augmented production function with health capital framework. We use for our empirical investigation, the ARDL approach to cointegration to estimate the long and short run relationships. The results of long and short-run estimates of four models clearly show that public spending on health, life expectancy and crude mortality rates have a positive and significant impact on real GDP, while the infant mortality rate is not statistically significant. In addition, long-term estimates also show that education has positive and significant impact; however, it is not significant for the short-term estimates. Furthermore, our estimates also show that gross fixed capital formation and export hydrocarbon revenues have significant impact on real GDP.

Keywords: health, economic growth, ARDL, Algeria.

JEL classification: H51, I15, I18, C32, O11

## Introduction

Le secteur de la santé et de l'éducation, sont souvent analysés par des décideurs publics dans une optique de dépenses. Cette vision fait valoir que les dépenses de santé, qui ponctionnent de plus en plus une part importante des fonds publics, sont un frein à la croissance. Cependant, les développements récents de la théorie économique, notamment en théorie de la croissance avec l'émergence de la théorie de la croissance endogène, ont fait de la santé, en tant que constituante du capital humain et secteur d'activité, un facteur de croissance de long terme. Ainsi, sous l'impulsion des conclusions émises par les théories de la croissance endogène, un nombre considérable d'études empiriques ont examiné l'impact de la santé sur la croissance économique<sup>1</sup>. Le rapport de la Commission on Macroeconomics and Health de l'OMS (2001), qui offre une revue intéressante de la littérature dans ce domaine, note que : *« Améliorer la santé et la longévité des pauvres est une fin en soi, un objectif fondamental du développement économique. Mais il est aussi un moyen d'atteindre les autres objectifs de développement relatifs à la réduction de la pauvreté. Les liens entre la santé, la réduction de la pauvreté et la croissance économique à long terme sont puissants, beaucoup plus forte que ce qui est généralement compris »*.

La santé peut contribuer à la croissance économique essentiellement à travers l'augmentation de la productivité et l'offre du travail, l'accumulation du capital humain en incitant les individus à faire des études plus longues ce qui augmente la productivité et la compétence des travailleurs ainsi que l'augmentation de l'épargne et l'investissement ce qui alimentera à son tours le capital physique (Bloom et al., 2004).

La plupart des travaux empiriques macroéconomiques ( tableau 1), s'inscrivant dans le domaine de l'économie du développement et de l'économie de la santé, qui se sont attelés à estimer la contribution de la santé, à travers les dépenses de santé<sup>2</sup>, l'espérance de vie, le taux de mortalité, taux de survie des adultes..., dans la détermination du différentiel de croissance entre pays et/ou dans le temps, trouvent que l'amélioration de la santé a un impact positif et significatif sur la croissance économique (Knowles et Owen, 1995 ; Barro ,1996 ; Heshmati, 2001 ; Bhargava et al. , 2001 ; Bloom et al., 2004 ; Jamison et al., 2004 ; Beraldo et al., 2005 ; Aghion et al., 2009 ; Narayan et al., 2010). Cependant, d'autres études, à l'instar de celles de Wang (2011), Mila Elmi et Sadeghi (2012) et Aslan et al. (2015), ont abouti à des résultats plutôt mitigés. L'étude Acemoglu et Johnson (2007) et Hartwig (2010) trouvent que l'amélioration de la santé n'est pas significativement et positivement associée avec la croissance économique. Néanmoins, la quasi-totalité des études s'accorde sur le fait que l'effet de la santé sur la croissance est plus important dans le cas des pays en développement que dans les pays développés.

---

<sup>1</sup> On peut aussi noter que les résultats des études microéconomiques de l'apport de l'état de santé à la productivité au travail et à l'éducation (cf. Basta et al., 1979 ; Spurr 1983 ; Bhargava 1997 ; Strauss et Thomas 1998) ainsi que le développement de la théorie du capital humain de Schultz (1960) et Becker (1965) et son application au domaine de la santé par Grossman (1972) ont beaucoup contribué à l'émergence de ce domaine de recherche.

<sup>2</sup>Etant donnée la fragile relation entre les dépenses de santé et les indicateurs usuels de l'état de santé de la population et raison de la forte endogénéité par rapport au PIB, les résultats des études qui l'utilisent comme indicateur de santé doivent être pris avec précaution. En plus, les dépenses de santé en pourcentage du PIB peut autant refléter la taille de l'État Providence et le capital santé (Beraldo, 2005).

**Tableau 1 : Synthèse de la revue de littérature de quelque étude empirique.**

Auteurs	Pays et période	Variable dépendante	Indicateur de santé	Résultats
1. Knowles et Owen (1995)	84 pays. Période 1960-85	Taux de croissance et revenu par habitant	Espérance de vie	Entre 0,29 et 0,33 taux de croissance. entre 0,34 et 0,38 revenu par habitant.
2. Barro (1996)	100 pays. Période 1960-1990	PIB par travailleur	Espérance de vie	Élasticité de 0,042 et statistiquement significative
3. Bhargava et al. (2001)	92 pays (PWT) et 73 pays (WDI). Période 1965-1990	PIB réel par habitant	Taux de survie des adultes	Entre 0,181 et 0,358 pour les données (PWT) et entre 0,192 0,333 pour celle (WDI)
4. Heshmati (2001)	22 pays de l'OCDE. Période 1970-1992	PIB par travailleur	Dépenses de santé par habitant	Impact significatif, élasticité entre 0,17 et 0,58. Causalité unidirectionnelle allant des dépenses de santé vers le PIB.
5. Bloom et al. (2004)	147 pays. Période 1960-1990.	Taux de croissance du PIB	Espérance de vie	Élasticité de 0,040 sur la croissance et non significative sur le progrès technique.
6. Jamison et al. (2004)	53 pays. Période 1965-1990	PIB réel par habitant	Taux de survie des adultes	Élasticités entre 0,035 et 0,50
7. Beraldo et al. (2005)	19 pays de l'OCDE. Période 1971-1998	Taux de croissance PIB et niveaux de revenu	Dépenses de santé (totale, publique et privé en % du PIB)	Impact significatif, coefficients : dépenses totales (entre 0,083 et 0,104), dépenses publiques (entre 0,053 et 0,077) et dépenses privées de santé (entre 0,0018 et 0,086).
8.				
9. Acemoglu et Johnson (2008)	59 pays Période 1940-1980	Croissance du PIB, PIB par habitant et du PIB par personne en âge de travailler.	Espérance de vie	Élasticité de 0,32 Croissance du PIB, de -1,32 PIB par habitant, et -1,35 PIB par personne en âge de travailler.
10. Aghion et al. (2009)	47 pays. Période 1940-1980	PIB par habitant	Espérance de vie et espérance de vie initiale	Entre 0,057 et 0,076 espérance de vie initiale, entre 2,45 et 3,65 la croissance de l'espérance de vie
11. Narayan et al. (2010)	5 pays sud-asiatiques. Période 1974-2007	PIB réel par habitant	Dépenses de santé (% PIB)	Impact significatif, élasticités entre 0,16 et 0,26.
12. Hartwig (2010)	21 pays de l'OCDE. Période 1970-2005	PIB réel par habitant	Dépenses de santé par habitant et espérance de vie	Non significatifs, les coefficients varient entre -0,10 et -0,46.
13. Wang (2011)	31 pays de l'OCDE. Période 1986-2007	PIB réel	Dépenses de soins de santé réelle (totale et par habitant) et Dépenses de personnel de santé.	Les coefficients varient entre 0,14 et 0,94 dans la régression en panel et entre -1,02 à 2,03 dans la régression par quantile.
14. Mila Elmi et Sadeghi (2012)	20 pays en développements. Période 1990-2009.	PIB réel	Dépenses de santé réelle	Causalité de long terme bilatérale et du PIB vers dépenses de santé à court terme.
15. Aslan et al. (2015)	7 Pays industrialisés. Période 1980-2009.	PIB réel	Dépenses de santé (% PIB)	Impact positif, mais significatif que dans le cas de la France élasticité de 0,404. Causalité bidirectionnelle pour tous pays.

Source : réalisé par nos soins.

La plupart des études cités ci-dessus utilisent des régressions cross-sectionnelles entre les pays et dont l'Algérie figure peu parmi les pays intégrés dans leurs échantillons. De plus, à notre connaissance, il n'y a pas eu d'études antérieures qui ont étudié l'impact de la santé sur la croissance en Algérie. De ce fait, dans le cadre de cette présente étude, nous allons nous concentrer sur le cas de l'Algérie, pour examiner la contribution de la santé - à travers les dépenses publiques de santé, l'espérance de vie à la naissance, le taux de mortalité infantile et le taux brut de mortalité- à la croissance économique durant la période 1974-2013. Pour ce faire, nous allons utiliser une fonction de production augmentée de capital santé. Par ailleurs, pour rendre compte de l'importance du secteur des hydrocarbures dans l'économie algérienne, nous allons y intégrer les recettes d'exportation des hydrocarbures comme variable de

contrôle. De plus, pour notre investigation empirique, nous utiliserons l'approche ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) de cointégration afin d'estimer les relations de long et de court terme.

Le présent article est scindé en trois sections. La première section est consacrée à la présentation du cadre théorique et les modèles sur lesquelles s'appuie notre étude. Nous exposerons dans la deuxième section les sources de données et la méthodologie empirique. La section trois est consacrée à la présentation et à la discussion des résultats empiriques de nos estimations économétriques.

## 1. Cadre conceptuel et modèles

Dans cette section nous présenterons, de prime abord, le cadre théorique qui définit la relation entre la santé et la croissance économique, ensuite, les modèles qui vont faire l'objet d'une modélisation économétrique.

### 1.1. Cadre conceptuel

La théorie du capital dans sa formulation originale, Becker (1964) considère la santé comme étant une composante du stock de capital humain. Mais, au début dans son travail empirique il s'est exclusivement concentré sur l'éducation. La contribution majeure à la compréhension de la santé en tant que partie intégrante du capital humain a été fourni par Grossman (1972), qui fut le premier à construire un modèle de la demande de la santé en appliquant la théorie du capital humain.

En effet, Grossman distingue la santé comme bien de consommation et bien d'investissement. En tant que bien de consommation, la santé entre directement dans la fonction d'utilité de l'individu, et contribue à son bien-être. En tant que bien d'investissement, la santé réduit le nombre de jours perdu dû à la maladie, et donc augmente le nombre de jours disponibles pour les activités marchandes et non marchandes. Ainsi, la production de la santé affecte l'utilité d'un individu non seulement en raison du bien-être procuré par la santé, mais aussi parce qu'elle augmente le nombre de jours en bonne santé disponibles pour le travail et donc des revenus plus élevés.

Les théories de la croissance endogène (Romer, 1986 ; Lucas, 1988), apparue au milieu 1980, soutiennent que le capital humain est un facteur de croissance économique aussi important que le capital physique et le travail. De ce fait, la santé, en tant que composante du capital humain, constitue un facteur important de croissance. Mais, quels sont les canaux par lesquels la santé contribue à la croissance économique ? La santé peut contribuer à la croissance économique essentiellement à travers quatre canaux : la productivité, l'offre de travail, l'éducation, l'épargne et l'investissement (Bloom et al., 2000).

**La productivité** : Les travailleurs en bonne santé ont une productivité plus élevée car ils sont plus énergiques et mentalement plus robustes. D'une part, la productivité pourrait être augmentée directement par une activité physique et mentale accrue. D'autre part, par une utilisation plus efficace de la technologie, des machines ou des équipements. Une main-d'œuvre bien portante pourrait également être plus flexible et s'adapte plus facilement aux changements (par exemple des changements dans les tâches, dans l'organisation du travail, de lieu de travail, ...).

**L'offre de travail** : Théoriquement l'impact de la santé sur l'offre de travail est ambigu (Suhrcke et al., 2005). Une bonne santé réduit le nombre de jours de maladie de l'individu, ce qui entraîne, par conséquent, une augmentation du nombre de jours en bonne santé disponibles pour le travail ou les loisirs. Mais, la santé influe également sur la décision de

travailler à travers son impact sur les salaires et les préférences individuelles. L'effet de la santé sur l'offre de travail, à travers chacun de ces facteurs intermédiaires, n'est pas toujours évident. D'une part, si les salaires sont proportionnels à la productivité et les travailleurs en meilleure santé sont plus productifs, l'amélioration de la santé devrait augmenter les salaires et donc les incitations à accroître l'offre de travail (effet de substitution). D'autre part, être en bonne santé pourrait permettre une hausse du revenu durant une vie active moindre et donc ce qui peut provoquer un retrait précoce du marché du travail (effet de revenu).

En définitive, l'impact de la santé sur l'offre de travail est déterminé par son effet sur les préférence individuelle (travail ou loisir). L'amélioration de la santé fait que le travail devient moins encombrant, et donc l'individu pourrait être plus enclin à travailler plus en échange du temps de loisirs. Cependant, un individu bien portant peut réduire ces besoins de consommation (par exemple des traitements ou des médicaments) ce qui peut réduire sa préférence relative pour le travail, conduisant ainsi à une réduction du temps de travail et une augmentation du temps de loisirs. Enfin, si la santé ne modifie ni les préférences ni les salaires, mais augmente l'espérance de vie, les besoins de consommation de l'individu pour une vie plus longue augmenteront, ce qui peut conduire à une augmentation de l'offre de travail.

**L'éducation :** L'amélioration de la santé incite les individus à faire des études plus longues, puisque les investissements dans l'éducation peuvent être amortis sur une plus longue vie de travail (Kalemli-Ozcan, Ryder, et Weil, 2000). De plus, des élèves en bonne santé ont un moindre taux d'absentéisme et un fonctionnement cognitif plus élevés, et ainsi ils acquièrent une meilleure formation pour un niveau donné de scolarité (Schultz, 1999). La relation entre la santé et l'éducation peut aussi s'illustrer indirectement à travers la baisse de la fécondité induite par la réduction de la mortalité infantile, puisque les familles ne seront plus contraintes de compenser la forte mortalité infantile en ayant plus d'enfants. Cela se traduit par un investissement parental plus élevé dans la santé et l'éducation des enfants (Martin et al., 2012).

Il en résulte qu'une meilleure santé contribue à accroître la scolarisation et l'accumulation de connaissances, ce qui améliore la qualité du capital humain et conduit indubitablement à contribuer à la croissance économique.

**L'épargne et l'investissement :** L'état de santé d'un individu ou d'une population est susceptible d'avoir un impact non seulement sur le niveau de revenu, mais aussi sur la répartition de ces revenus entre l'épargne et la consommation ainsi que sur la volonté d'investir (Aísa et Pueyo, 2006). Les personnes en bonne santé ont un horizon temporel plus large et leur taux d'épargne peut par conséquent être plus élevé que le taux d'épargne des individus en mauvaise santé. Toutes choses étant égales par ailleurs, une population dont l'espérance de vie augmente est susceptible d'avoir un taux d'épargne plus élevé (Bloom et al., 2003). Ce qui devrait aussi se traduire par une plus forte propension à investir dans le capital physique.

## 1.2. Modèles

Le modèle de Solow (1956) est considéré comme étant la référence pour les modèles de croissance modernes. La base du modèle de Solow est la fonction de production de type Cobb-Douglas. Cependant, selon Barro (1996) les modèles de croissance endogène développés par Romer (1986) et Lucas (1988) sont plus utiles pour comprendre pourquoi les

pays développés ont eu une croissance de façon continue dans le long terme, malgré les rendements décroissants du capital physique et humain (Barro, 1996). En s'inspirant du cadre théorique de Bloom et al. (2004) et de Narayan et al. (2010), la fonction de production de départ s'écrit comme suit :

$$Y = A K^\alpha X^\beta \dots \dots \dots (1)$$

Où  $Y$  est le PIB réel,  $A$  est la productivité globale des facteurs,  $K$  représente le composite du stock de capital et  $X$  est un composite du stock du facteur travail, qui dépend du capital humain dans ses deux principales composantes la santé (S) et l'éducation (E) et le nombre de travailleurs (L), donc  $X=SEL$ . En plus de ces composantes, nous ajouterons les recettes d'exportation des hydrocarbures (REHC) comme variable de contrôle pour ainsi capter la dépendance de l'économie algérienne au secteur des hydrocarbures. Nous allons récrire l'équation (1) sous la forme logarithmique suivante :

$$\ln PIB_t = a_1 + a_2 \ln FBCF_t + a_3 \ln PO_t + a_4 \ln S_t + a_5 \ln E_t + a_6 \ln REHC_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

Où PIB est le produit intérieur brut réel. Le stock du capital physique sera appréhendé par la formation brute du capital fixe (FBCF), le facteur travail par la population occupée (PO), S représente le capital-santé, E : mesure le niveau d'éducation, REHC : recettes d'exportation des hydrocarbures.

Afin de déterminer la relation entre le capital santé et la croissance économique, différents indicateurs de santé peuvent être utilisés. Il existe deux catégories d'indicateurs de santé, les indicateurs d'*input* et des indicateurs d'*output* de santé. Les indicateurs d'*input* de santé comprennent des dépenses (publique, privé ou totale) de santé, la disponibilité et la qualité des établissements de santé, le nombre de médecin, infirmiers, etc. Tandis que, les indicateurs d'*output* de santé comprennent l'espérance de vie, le taux de mortalité infantile et le taux de survie des adultes, etc.

Dans le cadre de ce présent travail, nous allons utiliser quatre (un *input* et trois *outputs*) mesures du capital-santé : les dépenses publiques de santé réelle (DPS), l'espérance de vie à la naissance (EV), le taux de mortalité infantile (TMI), et le taux brut de mortalité (TBM). Concernant l'éducation, nous allons utiliser le taux d'achèvement de l'école primaire, EDU. Nos estimations économétriques porteront sur les quatre spécifications économétriques suivantes :

$$\ln PIB_t = a_1 + a_2 \ln FBCF_t + a_3 \ln PO_t + a_4 \ln DPS_t + a_5 EDU_t + a_6 \ln REHC_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2.1)$$

$$\ln PIB_t = a_1 + a_2 \ln FBCF_t + a_3 \ln PO_t + a_4 \ln EV_t + a_5 EDU_t + a_6 \ln REHC_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2.2)$$

$$\ln PIB_t = a_1 + a_2 \ln FBCF_t + a_3 \ln PO_t + a_4 \ln TMI_t + a_5 EDU_t + a_6 \ln REHC_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2.3)$$

$$\ln PIB_t = a_1 + a_2 \ln FBCF_t + a_3 \ln PO_t + a_4 \ln TBM_t + a_5 EDU_t + a_6 \ln REHC_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2.4)$$

où  $\varepsilon$  est le terme de l'erreur et  $t$  est un opérateur de temps. Afin d'éviter une interprétation erronée de nos résultats, la variable EDU n'est pas exprimée en logarithme puisqu'elle est exprimée en pourcentage.

## 2. Données et Méthodologie empiriques

### 2.1. Données

Notre étude est menée sur des données annuelles de la période 1974-2013. Nous avons utilisé principalement trois sources de données à savoir : Office national des statistiques (ONS), le ministère de la Santé, de la population et de la réforme hospitalière (MSPRH) et les données de la banque mondiale. Le tableau 2 présente les sources de données de chaque variable ainsi que les signes attendus des variables indépendantes. Toutes les variables monétaires sont exprimées en dinars algériens et déflatés par l'indice des prix à la consommation (IPC), publié par l'office national des statistiques (ONS) base<sub>100</sub>=2000.

**Tableau 2 :** Source de données et signes attendus de chaque variable.

Variables	Sources	Signes
$PIB_t$	Office national des statistiques (ONS Algérie)	---
$DPS$	Ministère de la Santé, de la population et de la réforme hospitalière (MSPRH).	Positif
$EV_t$	Office national des statistiques (ONS Algérie)	Positif
$TMI_t$	Office national des statistiques (ONS Algérie)	Négatif
$TBM_t$	Office national des statistiques (ONS Algérie)	Négatif
$FBCF_t$	Office national des statistiques (ONS Algérie).	Positif
$PO_t$	Zekane (2003) de 1974 à 1989 et Office national des statistiques (ONS Algérie) de 1989 à 2013	Positif
$REHC_t$	Office national des statistiques (ONS Algérie)	Positif
$EDU_t$	Banque mondiale	Positif

### 2.2. Modèles économétriques

Afin de pouvoir analyser des séries temporelles avec des ordres d'intégration différents, I (1) et I (0) ensemble, Pesaran et al. (2001) ont suggéré le modèle autorégressif à retards échelonnés (*Autoregressive distributed lag*, ARDL) pour tester la cointégration entre les variables, comme alternative au modèle de cointégration d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988) qui nécessitent que toutes les séries soient intégrées d'ordre 1. L'étude utilise l'approche ARDL pour tester la relation de long et de court termes entre les variables. Le test de limites (bounds tests) de l'approche ARDL de cointégration pour nos quatre modèles se présente comme suit :

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln PIB_t = & a_0 + \sum_{i=1}^{P1} a_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{P2} a_{2i} \Delta \ln DPS_{t-i} + \sum_{i=0}^{P3} a_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{P4} a_{4i} \Delta \ln PO_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{P5} a_{5i} \Delta \ln REHC_{t-i} + \sum_{i=0}^{P6} a_{6i} \Delta EDU_{t-i} + a_7 \ln PIB_{t-1} + a_8 \ln DPS_{t-1} + a_9 \ln FBCF_{t-1} \\
 & + a_{10} \ln PO_{t-1} + a_{11} \ln REHC_{t-1} + a_{12} \Delta EDU_{t-1} + v_t \dots \dots \dots (3.1)
 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} \Delta \ln PIB_t = & a_0 + \sum_{i=1}^{P1} a_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{P2} a_{2i} \Delta \ln EV_{t-i} + \sum_{i=0}^{P3} a_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{P4} a_{4i} \Delta \ln PO_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{P5} a_{5i} \Delta \ln REHC_{t-i} + \sum_{i=0}^{P6} a_{6i} \Delta \ln EDU_{t-i} + a_7 \ln PIB_{t-1} + a_8 \ln EV_{t-1} + a_9 \ln FBCF_{t-1} \\ & + a_{10} \ln PO_{t-1} + a_{11} \ln REHC_{t-1} + a_{12} \Delta \ln EDU_{t-1} + v_t \dots \dots \dots (3.2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln PIB_t = & a_0 + \sum_{i=1}^{P1} a_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{P2} a_{2i} \Delta \ln TMI_{t-i} + \sum_{i=0}^{P3} a_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{P4} a_{4i} \Delta \ln PO_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{P5} a_{5i} \Delta \ln REHC_{t-i} + \sum_{i=0}^{P6} a_{6i} \Delta \ln EDU_{t-i} + a_7 \ln PIB_{t-1} + a_8 \ln TMI_{t-1} + a_9 \ln FBCF_{t-1} \\ & + a_{10} \ln PO_{t-1} + a_{11} \ln REHC_{t-1} + a_{12} \Delta \ln EDU_{t-1} + v_t \dots \dots \dots (3.3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln PIB_t = & a_0 + \sum_{i=1}^{P1} a_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{P2} a_{2i} \Delta \ln TBM_{t-i} + \sum_{i=0}^{P3} a_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{P4} a_{4i} \Delta \ln PO_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{P5} a_{5i} \Delta \ln REHC_{t-i} + \sum_{i=0}^{P6} a_{6i} \Delta \ln EDU_{t-i} + a_7 \ln PIB_{t-1} + a_8 \ln TBM_{t-1} + a_9 \ln FBCF_{t-1} \\ & + a_{10} \ln PO_{t-1} + a_{11} \ln REHC_{t-1} + a_{12} \Delta \ln EDU_{t-1} + v_t \dots \dots \dots (3.4) \end{aligned}$$

Après l'estimation des équations (3.1) (3.2) (3.3) et (3.4) nous appliquerons le test de limites (*Bounds test*) de significativité jointe basés sur la statistique Fisher de test de Wald. Nous testons l'hypothèse nulle de l'absence de relation de cointégration, contre l'hypothèse alternative :

- $H_0 : a_7 = a_8 = a_9 = a_{10} = a_{11} = a_{12} = 0$  (Il n'a pas de relation de long terme) ;  
 $H_1 : a_7 \neq 0$  ou  $a_8 \neq 0$  ou  $a_9 \neq 0$  ou  $a_{10} \neq 0$  ou  $a_{11} \neq 0$  ou  $a_{12} \neq 0$  (il y a une relation de long terme).

Le test consiste à comparer les valeurs empiriques de la statistique F aux valeurs critiques de Pesaran et al. (2001). En effet, ces derniers ont simulé deux ensembles de valeurs critiques, à différents seuils (1 %, 5 %, 10 %) et selon plusieurs cas (avec constante et/ou tendance) pour la statistique de Fisher (désormais F-stat). Le premier groupe, représentant la borne inférieure, correspond au cas où toutes les variables du modèle sont intégrées d'ordre 0 [I (0)] ; tandis que le second ensemble, représentant la borne supérieure, correspond au cas où toutes les variables du modèle sont intégrées d'ordre 1 [I (1)]. Cependant, dans le cadre de cette étude, nous utiliserons les valeurs critiques de Narayan (2005) qui sont plus appropriées aux petits échantillons (40 observations).

Si la F-stat dépasse la borne supérieure, alors on rejette  $H_0$  et on conclut à l'existence d'une relation de cointégration. Si la F-stat est inférieure à la borne inférieure, cela implique qu'il n'y a pas de relation de cointégration. Enfin, si la F-stat est comprise entre les deux bornes, alors le test est non concluant. Dans ce cas, d'autres tests de cointégration, qui considèrent le niveau d'intégration des variables, peuvent être utilisés.

Une fois la relation de long terme validée, nous estimons les équations de long terme et de court terme. Nous retenons le critère d'information SBC pour le choix de l'ordre optimal de retards tel que recommandé par Pesaran et al. (2001). De plus, nous testerons l'autocorrélation sérielle, la forme fonctionnelle (Ramsey Reset), la normalité des résidus et l'hétéroscédasticité pour la robustesse des modèles estimées. Par ailleurs, nous utiliserons les tests de stabilité

connus sous le nom du test de la somme cumulative (CUSUM) et la somme cumulative au carré (CUSUMQ) basés sur la régression récursive des résidus.

### 3. Résultats et discussion

#### 3.1. Tests de racine unitaire

Avant de procéder à l'application de test de limite (Bounds test), nous devons nous en assurer, tout d'abord, qu'aucune des séries considérées dans notre analyse ne soit intégrée d'ordre 2 [I (2)] ou plus. En effet, la présence d'une série I (2) ou plus invalide la procédure de tests de limite. Ainsi, nous avons utilisé deux tests de racines unitaires, le test Dicky-Fuller Augmenté (ADF), et le test de Philips-Perron (PP). Le tableau 3 rapporte les résultats des deux tests appliqués aux différentes séries.

Les résultats des deux tests de racine unitaire montrent que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de non-stationnarité des séries  $\ln PIB_t$ ,  $\ln DPS_t$ ,  $\ln PO_t$ ,  $\ln FBCF_t$  et  $\ln REHC_t$ . Comme les résultats en différence première de ces séries montrent qu'elles sont stationnaires, on peut donc conclure qu'elles sont intégrées d'ordre 1 [I (1)]. Par ailleurs, ils concluent à la stationnarité des séries  $\ln TMI_t$ ,  $\ln TBM_t$ , et  $EDU_t$ . En revanche, les résultats des deux tests pour la série  $\ln EV_t$  n'aboutissent pas à la même conclusion. Le test ADF conclut qu'elle est intégrée d'ordre 1 et le test PP conclut qu'elle est intégrée d'ordre 0 au seuil de 5 %. Les deux tests concluent qu'aucune de nos séries considérées n'est intégrée d'ordre 2 ou plus. On peut aisément donc mettre en œuvre le modèle ARDL de cointégration proposé par Pesaran et al. (2001).

**Tableau 3.** Test de racine unitaire

Séries	Tests		ADF		PP		Conclusion
	Niveau	Différence	Niveau	Différence	Niveau	Différence	
$\ln PIB_t$	2,20 <sup>c</sup>	-4,78* <sup>c</sup>	2,14 <sup>c</sup>	-4,79* <sup>c</sup>	2,14 <sup>c</sup>	-4,79* <sup>c</sup>	I(1)
$\ln DPS_t$	1,97 <sup>c</sup>	-4,22* <sup>c</sup>	1,73 <sup>c</sup>	-4,16* <sup>c</sup>	1,73 <sup>c</sup>	-4,16* <sup>c</sup>	I(1)
$\ln EV_t$	-2,39 <sup>b</sup>	-9,51* <sup>a</sup>	-3,17** <sup>b</sup>	-9,69* <sup>a</sup>	-3,17** <sup>b</sup>	-9,69* <sup>a</sup>	I(0) ou I(1)
$\ln TMI_t$	-3,96** <sup>a</sup>	-8,07* <sup>b</sup>	-3,89** <sup>a</sup>	-13,49* <sup>b</sup>	-3,89** <sup>a</sup>	-13,49* <sup>b</sup>	I(0)
$\ln TBM_t$	-3,95* <sup>c</sup>	-6,07* <sup>a</sup>	-3,52* <sup>c</sup>	-6,07* <sup>a</sup>	-3,52* <sup>c</sup>	-6,07* <sup>a</sup>	I(0)
$\ln PO_t$	-2,184 <sup>a</sup>	-6,060* <sup>b</sup>	-2,261 <sup>a</sup>	-6,061* <sup>b</sup>	-2,261 <sup>a</sup>	-6,061* <sup>b</sup>	I(1)
$\ln FBCF_t$	1,80 <sup>c</sup>	-3,51* <sup>c</sup>	2,74 <sup>c</sup>	-3,44* <sup>c</sup>	2,74 <sup>c</sup>	-3,44* <sup>c</sup>	I(1)
$\ln REHC_t$	-2,29 <sup>a</sup>	-5,42* <sup>c</sup>	-2,32 <sup>a</sup>	-5,38* <sup>c</sup>	-2,32 <sup>a</sup>	-5,38* <sup>c</sup>	I(1)
$EDU_t$	-3,67** <sup>a</sup>	-8,38* <sup>b</sup>	-3,62** <sup>a</sup>	-8,80* <sup>b</sup>	-3,62** <sup>a</sup>	-8,80* <sup>b</sup>	I(0)

a. Modèle 3 (avec constante et tendance linéaire) dont les valeurs critiques sont : -4,23, -3,54, -3,20 respectivement au seuil de significativité de 1 %, 5 %, 10 %.

b. Modèle 2 (avec constante et sans tendance linéaire) dont les valeurs critiques sont : -3,61, -2,93, -2,60 respectivement au seuil de significativité de 1 %, 5 %, 10 %.

c. Modèle 1 (sans constante et sans tendance linéaire) dont les valeurs critiques sont : -2,62, -1,94, -1,61 respectivement au seuil de significativité de 1 %, 5 %, 10 %.

\*, \*\* désignent le rejet de l'hypothèse de présence de racine unitaire respectivement au seuil de 1 %, 5 %.

Source : réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews 8.1.

#### 3.2. Détermination du nombre de retards optimaux

La détermination du nombre de retards dans le modèle ARDL est une étape importante afin d'éviter toute mauvaise spécification de la dimension des modèles. À cette fin, dans le cadre de ce travail, nous utiliserons le nombre de retards qui minimise le critère d'information de

Schwarz (SBC, Schwarz Bayesian Criteria) et celui d'Akaike (AIC, Akaike information Criteria). Cependant, nous retenons le critère SBC, tel que recommandés par Pesaran et al. (2001) car il est plus parcimonieux. Comme en peut le voir dans le tableau 4, le nombre de retards optimal pour nos quatre spécifications selon le critère SBC est de 2 retards.

**Tableau 4 : Nombre de retards optimaux**

Modèles	Nombres de retards	Critères d'information	
		AIC	SBC
I	1	-3,982626	-3,671556
	2	-4,119659*	-3,764151*
	3	-4,082578	-3,682632
II	1	-3,695250	-3,362199
	2	-3,742946*	-3,362317*
	3	-3,676520	-3,248312
III	1	-3,654457	-3,188430
	2	-3,620376	-3,318499*
	3	-3,694130*	-3,310178
IV	1	-3,685462	-3,197066
	2	-3,686091*	-3,352411*
	3	-3,625274	-3,305461

AIC : critère d'information d'Akaike

SBC : critère d'information bayésien de Schwarz

\*désigne le retard qui minimise les deux critères d'information.

Source : réalisés par soins avec le logiciel Eviews 8.1

### 3.3. Les tests de cointégration de « *Bounds test* »

Les résultats de « *Bounds test* » qui sont présentés dans le tableau 5 montrent que la statistique de Fisher est supérieure à la borne supérieure au seuil de significativité de 1 % pour le modèle I et de 5% pour les modèles II, III et IV. Ainsi, nous rejetons l'hypothèse  $H_0$  d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables dans les quatre modèles.

**Tableau 5 : Résultats de « *Bounds test* »**

	Retards	F-stat	
<b>Modèle I</b>	2	6,666*	
<b>Modèle II</b>	2	5,033**	
<b>Modèle III</b>	2	5,037**	
<b>Modèle IV</b>	2	4,849**	
	<b>Valeurs critiques<sup>c</sup></b>		
<b>Seuils de significativités</b>	1 %	5 %	10 %
<b>Bornes inférieures I (0)</b>	4,045	2,962	2,483
<b>Bornes supérieures I (1)</b>	5,898	4,338	3,708

c : les valeurs critiques sont tirées de Narayan & al. (2005), cas (III) avec constante non contrainte et sans tendance (p.1988).

\*, \*\* désignent le rejet l'hypothèse  $H_0$  de la non-cointégration au seuil de 5 % et 1%, respectivement.

Source : Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews 8.1

Ayant confirmé l'existence de la relation de cointégration, nous avons procédé à l'estimation des relations de longs et courts termes de nos quatre modèles. En nous basant sur le critère SBC, nous avons retenu un ARDL (1, 0, 0, 1, 1, 1) pour le Modèle I, un ARDL (1, 0, 0, 0,

2,1) pour le Modèle II, un ARDL (1, 0, 0, 1, 2, 1) pour le Modèle III et un ARDL (1, 0, 0, 0, 2,1) pour le modèle IV. Les résultats de longs et courts termes sont rapportés dans les tableaux 6 et 7.

### 3.4. Les résultats des estimations de la relation de long terme

Les résultats de l'estimation de la relation de long terme du modèle I confirment l'impact positif et statiquement significatif, au seuil de 1 %, des dépenses publiques de santé sur la croissance du PIB. En effet, une augmentation de 1 % des dépenses publiques de santé réelles conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une augmentation de 0,157 % du PIB réel. Ce résultat corrobore les résultats des études empiriques (Mila Elmi et Sadeghi, 2012 ; Beraldo et al., 2005 ; Narayan et al., 2010) et théoriques (Aísa et Pueyo, 2006) antérieures sur le rôle de l'investissement en capital-santé dans le processus de croissance.

De même, les résultats des estimations de long terme du modèle II attestent de l'influence positive et significative au seuil de 1 % de l'espérance de vie à la naissance sur le PIB réel avec une élasticité de 1,458. Autrement dit, une hausse de 1 % de l'espérance de vie à la naissance se traduit par une augmentation de 1,458 % du PIB réel, *ceteris paribus*. En outre, les résultats de long terme du modèle IV montrent que l'élasticité du taux brut de mortalité par rapport PIB réel est négative, et significative au seuil de 1 %. Ce résultat suggère que, toutes choses égales par ailleurs, une diminution du taux brut de mortalité de 1 % conduit à une hausse 0,317 % du PIB réel. Ces résultats sont conformes aux prédictions théoriques (notamment celle de Kalemlí-Ozcan, Ryder, et Weil, 2000 ; Kalemlí-Ozcan, 2002 ; Kunze 2014) et corroborent les résultats des études empiriques (Knowles et Owen, 1995 ; Barro, 1996 ; Bloom et al., 2004 ; Aghion et al., 2010).

**Tableau 6 :** Résultats des estimations de la relation de long terme (variable dépendante  $\ln PIB_t$ )

Variable exogènes	Modèle I		Modèle II		Modèle III		Modèle IV	
	Coef.	[t-stat] (Prob.)	Coef.	[t-stat] (Prob.)	Coef.	[t-stat] (Prob.)	Coef.	[t-stat] (Prob.)
$\ln DPS_t$	0,157*	[4,93] (0,000)						
$\ln EV_t$			1,458*	[2,99] (0,006)				
$\ln TMI_t$					-0,0152	[-0,096] (0,924)		
$\ln TBM_t$							-0,317**	[-2,53] (0,017)
$\ln FBCF_t$	0,130*	[3,63] (0,001)	0,421*	[6,73] (0,000)	0,297*	[5,44] (0,000)	0,440*	[5,96] (0,000)
$\ln PO_t$	0,331*	[4,47] (0,000)	-0,017	[-0,10] (0,917)	0,402	[1,416] (0,168)	-0,0034	[-0,018] (0,985)
$\ln REHC_t$	0,291*	[10,76] (0,000)	0,198*	[4,57] (0,000)	0,195*	[4,23] (0,000)	0,208*	[4,49] (0,000)
$EDU_t$	0,0059**	[2,71] (0,011)	0,0083**	[2,61] (0,014)	0,010*	[3,16] (0,004)	0,0094*	[2,83] (0,008)
Constante	7,7304*	[10,07] (0,000)	5,241*	[3,38] (0,002)	8,030***	[1,95] (0,061)	10,871*	[6,700] (0,000)

\*, \*\*, \*\*\*, indiquent les niveaux de significativité au seuil de 1 %, 5 %, 10 %, respectivement.

Source : Réalisé par nos soins à partir du logiciel Microfit 4.1.

Les résultats du modèle III montrent une élasticité négative du taux de mortalité infantile (-0,0152), mais elle est à la fois faible et statiquement non significative. Ce qui signifie que la mortalité infantile n'a pas d'impact sur le PIB réel. La mortalité infantile est peu utilisée dans la littérature des études empiriques de la croissance comme proxy du capital-santé. C'est plutôt la relation inverse, c'est-à-dire, l'impact du PIB sur la mortalité infantile, qui a eu plus d'attention de la part des chercheurs. Pourtant, la littérature théorique a mis en exergue le rôle primordial de la mortalité infantile dans la croissance à travers son rôle dans le comportement de fécondité, la transition démographique et l'investissement dans le capital humain (cf. Ehrlich et lui, 1991 ; Blackburn et Cipriani, 1998).

Concernant les autres variables intégrées dans nos quatre modèles, les estimations de long terme montrent qu'elles ont toutes les signes attendus et statiquement significatives, exception faite de la variable *lnPO* qui n'est significative que dans le modèle I. La variable FBCF, utilisée comme proxy du capital physique, a un impact indéniable, positif et significatif au seuil 1 %, sur le PIB réel avec des élasticités allant de 0,130 à 0,440. Ce qui signifie qu'une augmentation de 1 % de FBCF se traduit par une augmentation de 0,130 % à 0,440 % du PIB réel. Ces résultats confirment ainsi le rôle important de l'investissement dans le processus de croissance. En revanche, la population occupée présente une élasticité positive et significative dans modèle I (0,331), mais elle est non significative dans les autres modèles estimés et présente même des signes négatifs dans le modèle II et IV.

Le résultat intéressant qu'il convient de souligner pour la relation de long terme est celui de l'impact de variable REHC, introduite comme variable de contrôle, sur le PIB réel. Une diminution de REHC de 1 % entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de 0,195 à 0,291 % du PIB réel. Ce résultat illustre bien la place qu'occupe le secteur des hydrocarbures dans l'économie algérienne, puisqu'il constitue 97 % des recettes d'exportation du pays, ce qui le rend vulnérable aux variations des prix mondiaux des hydrocarbures. En effet, depuis juin 2014, et comme c'était le cas en 1986, on assistait à une chute importante des prix de pétrole qui a mis le pays dans une situation économique difficile. Ainsi, la diversification de l'économie algérienne doit devenir une priorité pour les pouvoirs publics pour pouvoir extirper le pays de cette dépendance aux hydrocarbures. Enfin, comme nous nous y attendons, la relation de long terme montre que la variable EDU a impact positif et significatif sur le PIB réel dans les quatre modèles estimés. Les résultats suggèrent qu'une augmentation de 1 % du taux d'achèvement de l'école primaire se traduit par une augmentation de 0,0059 à 0,010 % du PIB réel, *ceteris paribus*. Un résultat qui confirme le rôle important de l'éducation dans le processus de croissance de long terme prédit par Lucas (1988).

### 3.5. Les résultats de l'estimation de la relation de court terme

Les relations de court terme qui sont présentées dans le tableau 7 dérivent des spécifications à correction d'erreur (ECM) des modèles ARDL. Le terme  $ect_{t-1}$  correspond au résidu retardé d'une année issu de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et significatif au seuil de 1 % pour les quatre modèles, confirmant l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, exprimant le degré de rappel vers l'équilibre de long terme de la variable PIB réel, signifie que quand les équations du PIB réel sont au-dessus ou au-dessous du niveau d'équilibre, 69,8 % pour le modèle I, 53 % pour le modèle II, 50,3 % pour le modèle III et 50,7 pour le modèle IV se corrigent dans la première année. Le processus de convergence totale vers son niveau d'équilibre prend un peu plus d'un an et demi dans le cas du modèle I, un peu moins de 2 ans dans le cas des modèles II, III et IV. Ainsi, la vitesse d'ajustement est très rapide dans le cas d'un choc pour les quatre modèles estimés.

**Tableau 7 :** Résultats des estimations de la relation de court terme (variable dépendante  $\Delta \ln PIB_t$ )

Variables exogènes	Modèle I		Modèle II		Modèle III		Modèle IV	
	Coef.	[t-stat] (Prob.)	Coef.	[t-stat] (Prob.)	Coef.	[t-stat] (Prob.)	Coef.	[t-stat] (Prob.)
$\Delta \ln DPS_t$	0,109*	[3,84] (0,001)						
$\Delta \ln EV_t$			0,774**	[2,49] (0,019)				
$\Delta \ln TMI_t$					-0,0081	[-0,095] (0,924)		
$\Delta \ln TBM_t$							-0,161**	[-2,16] (0,038)
$\Delta \ln FBCF_t$	0,091*	[3,53] (0,003)	0,223*	[4,51] (0,000)	0,149*	[4,24] (0,000)	0,223*	[3,97] (0,000)
$\Delta \ln PO_t$	-0,014	[-0,14] (0,886)	-0,009	[-0,10] (0,917)	-0,110	[-0,949] (0,350)	-0,0017	[-0,018] (0,985)
$\Delta \ln REHC_t$	0,288*	[15,95] (0,000)	0,276*	[12,65] (0,000)	0,272*	[12,04] (0,000)	0,271*	[11,99] (0,000)
$\Delta \ln REHC_{t-1}$			0,046**	[2,18] (0,037)	0,046**	[2,14] (0,040)	0,0367***	[1,71] (0,096)
$\Delta EDU_t$	0,1727E-3	[0,15] (0,876)	0,8009E-3	[0,63] (0,531)	0,9569E-3	[0,73] (0,471)	0,0011	[0,90] (0,370)
Constante	5,399*	[6,14] (0,000)	2,781*	[3,02] (0,005)	3,179***	[1,73] (0,094)	5,518*	[3,99] (0,000)
$ect_{t-1}$	-0,698*	[-7,61] (0,000)	-0,530*	[-5,91] (0,000)	-0,503*	[-5,88] (0,000)	-0,507*	[-5,67] (0,000)
$\bar{R}^2$	0,921		0,895		0,894		0,890	
F-stat	74,169 (0,000)		46,361 (0,000)		46,095 (0,000)		44,157 (0,000)	
DW-stat	2,171		2,138		2,287		2,101	

\*, \*\*, \*\*\* indiquent les niveaux de significativité au seuil de 1 %, 5 %, 10 %, respectivement.

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel Microfit 4.1

Les résultats des estimations de court terme demeurent quasiment identiques à ceux de long terme, avec des effets d'une magnitude relativement moindre, à l'exception des variables  $\ln PO$  et  $EDU$  qui sont statiquement non significatives dans les quatre modèles. Les résultats de court terme du modèle I confirment l'impact positif et significatif des dépenses publiques de santé réelles sur le PIB réel. De même que les spécifications de court terme des modèles II et IV corroborent l'impact positif et significatif de l'espérance de vie et du taux brut de mortalité. Par ailleurs, l'impact du taux de mortalité infantile, comme c'est le cas dans la relation de long terme, est non significatif.

Les variables  $\ln FBCF$  et  $\ln REHC$  sont aussi importantes à court terme, nous constatons que les élasticités de court terme de la variable  $\ln REHC$  sont plus importantes que celles de long terme dans les modèles II, III et IV. Ce qui signifie que les chocs de baisse des cours mondiaux des hydrocarbures seront plus virulents à court terme. Par ailleurs, la population occupée et le taux d'achèvement de l'école primaire ne sont pas des variables pertinentes à court terme.

### 3.6. La robustesse des modèles estimés

Afin d'évaluer la robustesse de nos modèles, nous avons effectué les quatre tests diagnostiques usuels sur nos quatre modèles ARDL estimés, que sont l'autocorrélation

sérielle, la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET), la normalité des résidus et l'hétéroscédasticité, présentées dans le tableau 8. Excepté le problème de la non normalité des résidus dans le modèle III, ils présentent tous au seuil de 5 % les propriétés recherchées.

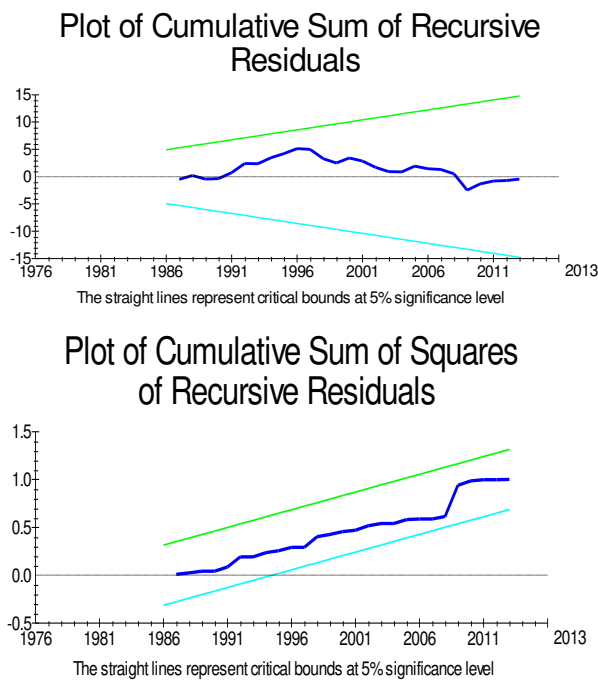
**Tableau 8.** Test de diagnostics

		Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV
L'autocorrélation sérielle	$\chi^2(1)$	0,502 (0,478)	0,602 (0,437)	1,533 (0,216)	0,462 (0,497)
La forme fonctionnelle	$\chi^2(1)$	0,816 (0,366)	3,810 (0,051)	2,000 (0,157)	3,171 (0,075)
La normalité des résidus	$\chi^2(2)$	3,699 (0,157)	2,045 (0,360)	6,102 (0,047)	3,507 (0,173)
L'hétéroscédasticité	$\chi^2(1)$	0,089 (0,765)	0,018 (0,893)	0,237 (0,626)	0,103 (0,748)

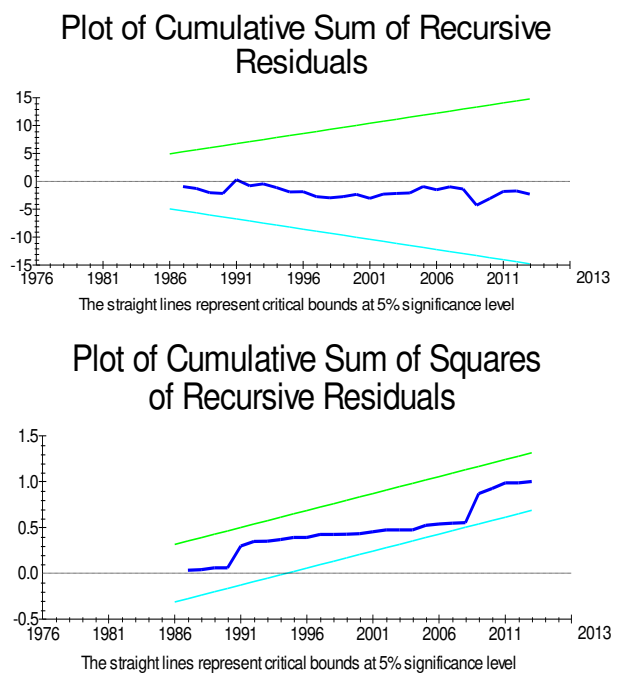
Source : Réalisé par nos soins à partir du logiciel Microfit 4.1.

De plus, les tests de stabilité de la somme cumulée des résidus récurrents (CUSUM) et de la somme cumulative des carrés des résidus récurrents (CUSUMSQ) ont été appliqués aux quatre modèles estimés. Comme on peut le voir sur les Figures 1, 2, 3 et 4, les tracés des statistiques de CUSUM et CUSUMSQ sont bien dans les limites critiques, ce qui implique que tous les coefficients des quatre modèles considérés sont stables durant la période d'estimation.

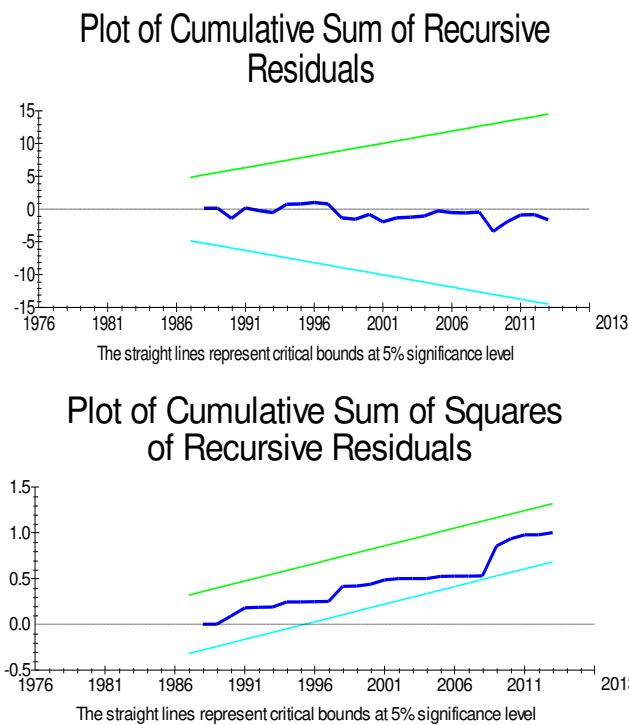
**Figure 1. Tests de stabilité du modèle I**



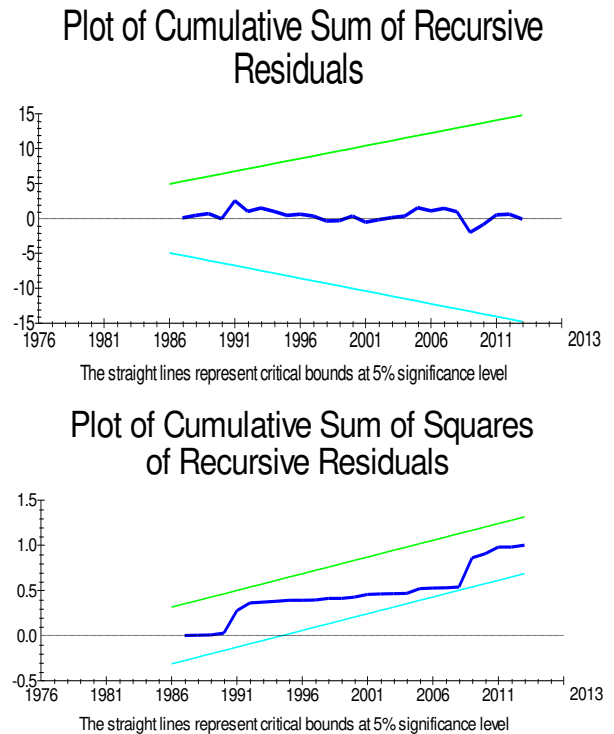
**Figure 2. Tests de stabilité du modèle II**



**Figure 3. Tests de stabilité du modèle III**



**Figure 4. Tests de stabilité du modèle IV**



Source : réalisés par nos soins à partir du logiciel Microfit 4.1.

## Conclusion

Au cours de ces deux dernières décennies, la relation entre la santé et la croissance économique a captivé l'attention d'un nombre considérable d'économistes, ce qui a donné lieu à une profusion d'études empiriques et théoriques dans ce domaine. La plupart de ces études trouvent que la santé joue un rôle important dans le processus de croissance de long terme. Cependant, certaines études telles que celles d'Acemoglu et Johnson (2007) et Hartwig (2010) ont fait valoir que la santé n'est pas positivement associée à la croissance économique.

Dans cette présente étude, qui se veut une contribution dans ce domaine de recherche, nous avons étudié l'impact de la santé sur la croissance économique en Algérie sur la période allant de 1974 à 2013, en utilisant quatre mesures du capital-santé à savoir : les dépenses publiques de santé, espérance de vie à la naissance, taux de mortalité infantile et le taux brut de mortalité ainsi que le PIB réel comme mesure de la croissance économique.

La méthodologie empirique de l'approche ARDL de cointégration proposée par Pesaran et al. (2001), appliquée au cas de l'Algérie abouti aux résultats suivants : les résultats de long et court terme confirment que la hausse des dépenses publiques de santé et de l'espérance de vie ainsi que la diminution du taux brut de mortalité ont un impact positif et statistiquement significatif sur le PIB réel. Toutefois, le taux de mortalité infantile a un impact négatif, mais statistiquement non significatif, sur le PIB réel. Ce qui implique que les politiques visant à améliorer l'état de santé de la population algérienne ne sont pas seulement nécessaires pour le bien-être de la population, mais aussi pour la croissance économique. En outre, les dépenses de santé qui sont souvent perçues comme une charge pesant sur les fonds publics et de fait un



obstacle à la croissance, se révèle comme un moyen de soutenir la croissance et le développement. Les résultats révèlent aussi que l'éducation, appréhendée par le taux d'achèvement de l'école primaire, a un impact de long terme positif et significatif sur le PIB réel, mais elle est non significative dans les estimations de court terme. En définitive, le capital humain à travers ces deux composantes principales, santé et éducation, constitue un facteur important de croissance de long terme en Algérie. Ces résultats montrent que l'intervention de l'État à travers des politiques de santé, en augmentant le budget de la santé et surtout son efficacité, est d'une importance capitale afin d'œuvrer à construire une société en bonne santé et plus productive pour soutenir la croissance et le développement économique en Algérie.

Nous constatons aussi que la variable FBCF, utilisée comme proxy du capital physique, et REHC, utilisée comme variable de contrôle de l'importance du secteur des hydrocarbures dans l'économie algérienne, ont un impact de long et de court terme positif et significatif sur le PIB réel. Autrement dit, l'investissement et le secteur des hydrocarbures sont d'une grande importance pour la croissance économique en Algérie. Cependant, l'impact positif de la variable REHC nous renseigne aussi sur la fragilité de la croissance économique en Algérie dû aux variations des prix mondiaux des hydrocarbures, puisque les exportations des hydrocarbures constituent près de 97 % des exportations totales du pays. Ainsi, la diversification des exportations de l'Algérie est plus que nécessaire.

Au terme de cette étude, on peut citer quelques limites qui peuvent constituer des pistes de recherche pour les études ultérieures. Les indicateurs utilisés sont purement quantitatifs, de ce fait, il serait judicieux dans les futures recherches, si les données sur une période suffisamment longue sont disponibles, d'utiliser des indicateurs de santé qui intègre la qualité de vie, comme QALY (Quality Adjusted Life Years), DALY (Disabilities Adjusted Life Years), etc. En outre, l'indisponibilité des données sur les dépenses privées de santé, qui sont une partie importante des dépenses totales de santé, sur notre période d'étude limite considérablement nos conclusions dans la comparaison entre le secteur public et le secteur privé de santé dans leur contribution respective à la croissance économique. Ce qui aurait pu offrir des informations très utiles en termes de politiques économiques dans les orientations futures du système de santé algériens.

## **Bibliographies**

Acemoglu, D. and Johnson, S. (2007). "*Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth*". *Journal of Political Economy*, No. 115(6).

Aghion P., Howitt, P. and Murin F. (2010). "*The relationship between health and growth: When Lucas meets Nelson-Phelps*". *Bruegel Working Paper*, No 2010/04.

Aísa, R. et Pueyo, F. (2006). "*Government health spending and growth in a model of endogenous longevity*". *Economics Letters*, vol. 90, issue 2, pp. 249-253

Aslan A. Menegaki A. N. and Tugcu, C. T. (2015). "*Health and economic growth in high-income countries revisited: evidence from an augmented production function for the period 1980–2009*". *Quality and Quantity*.

Barro R. J. (1991). "*Economic growth in a cross section of countries*". *Quarterly Journal of Economics*, No. 106.

Barro, R. J. (1996). *Health and economic growth*. Pan American Health Organisation. <http://www.paho.org/English/HDP/HDD/barro.pdf>.

Basta S.S., Soekirman M.S., Karyadi D. and Scrimshaw N.S. (1979). “*Iron deficiency anemia and the productivity of adult males in Indonesia*”, American Journal of Clinical Nutrition, No. 32.

Becker G. S. (1965). “*Human capital: A theoretical and empirical analysis*”. Columbia University Press and National Bureau of Economic Research.

Beraldo S., Montolio D. and Turati G. (2005). “*Healthy, educated and wealthy: is the welfare state really harmful for growth?*” . Working Papers in Economics No. 127, Universitat de Barcelona.

Bhargava, A. (1997). “*Nutritional status and the allocation of time in Rwandese households*”. Journal of Econometrics, No. 77.

Bhargava A., Jamison D., Lau L. and Murray, C. (2001). “*Modelling the effects of health on economic growth*”. Journal of Health Economics, No. 20(3).

Blackburn K. and Cipriani G.P. (1998). “*Endogenous fertility, mortality and growth*”. Journal of Population Economics, No. 11.

Bloom D. et Canning D. (2000). “*The health and wealth of nations*”. Science, No. 287.

Bloom, D.; Canning, D. et Graham, B. 2003. “*Longevity and life-cycle savings*”, in Scand. J. of Economics, No. 105(3).

Bloom, D.; Canning, D. et Sevilla, J. (2004). “*The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach*”, in World Development, No. 32.

Ehrlich I. and Lui F.T. (1991). “*Inter-generational trade, longevity, and economic growth*”. Journal of Political Economy, No. 99(5).

Engle R.F. and Granger C.W.J. (1987). “*Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing*”. *Econometrica*, No. 55.

Hartwig J. (2010). “*Is health capital formation good for long-term economic growth? – Panel Granger-causality evidence for OECD countries*”. Journal of Macroeconomics, No. 32(1).

Heshmati A. (2001). “*On the causality between GDP and Health Care Expenditure in Augmented Solow Growth Model*”. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, n° 423, department of Economic Statistics Stockholm school of Economics.

Jamison D., Lau L. and Wang J. (2004). “*Health’s Contribution to Economic Growth in an Environment of Partially Endogenous Technical Progress*”. Disease Control Priorities Project Working Paper, n° 10. Bethesda, MD, Fogarty International Centre, National Institutes of Health.

Johansen S. (1988). “*Statistical analysis of cointegration vectors*”. Journal of economic dynamics and control, No.12.

Kalemli-Ozcan S. (2002). “*Does the Mortality Decline Promote Economic Growth?*”. Journal of Economic Growth, No. 7.

Kalemli-Ozcan S., Ryder H. and Weil, D. (2000). “*Mortality decline, human capital investment and economic growth*”. Journal of Development Economics, No. 62.

- Knowles S. and Owen P. (1995). “*Health capital in cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model*”. *Economic Letters*, No. 48.
- Kunze L. (2014). “*Life expectancy and economic growth*”. *Journal of Macroeconomics*, No. 39.
- Lucas R.J. (1988). “*On the mechanisms of economic development*”. *Journal of Monetary Economics*, No. 22(1).
- Mankiw N.G., Romer D. and Weil, D. (1992). “*A Contribution to the Empirics of Growth*”. *Quarterly Journal of Economics*, No. 107(2).
- Martin G., Grant A. and D’Agostino M. (2012). « *Global health funding and economic Development* ». *Globalization and Health*, No 8(8). <http://www.globalizationandhealth.com/content/8/1/8>
- Mila Elmi Z. and Sadeghi S. (2012). “*Health care expenditures and economic growth in developing countries: panel co-integration and causality*”. *Middle-East Journal of Scientific Research*, No. 12 (1).
- Narayan P. K. (2005). “*The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests*”. *Applied Economics*, No. 37(17).
- Narayan S., Narayan P.K. and Mishra S. (2010). “*Investigating the relationship between health and economic growth: Empirical evidence from a panel of 5 Asian countries*”. *Journal of Asian Economics*, No. 21.
- Office National des Statistiques (ONS). (2011). *rétrospective 1962-2011. Algérie*.
- OMS (2001). “*Macroeconomics and health: Investing in health for economic development*”. *Report of the Commission on Macroeconomics and Health*, Genève.
- Pesaran M.H., Shin Y. and Smith, R.J. (2001). “*Bounds testing approaches to the analysis of level relationship*”. *Journal of applied econometrics*, No. 16(3).
- Romer P. M. (1986). “*Increasing Returns and Long-Run Growth*”. *The Journal of Political Economy*, No. 94(5).
- Schultz T. P. (1999). “*Health and schooling investments in Africa*”. *Journal of Economic Perspectives*, 13(3), 67–88.
- Schultz, T.W. (1960). “*Capital formation by education*”. *Journal of Political Economy*, No. 68.
- Solow R.M. (1956). “*A Contribution to the Theory of Economic Growth*”. *The Quarterly Journal of Economics*, No. 70(1).
- Spurr G. B. (1983). “*Nutritional status and physical work capacity*”. *Yearbook of Physical Anthropology*, No.26.
- Strauss J. and Thomas D. (1998). “*Health, nutrition and economic development*”, in *Journal of Economic Literature*, No. 36.
- Suhreke M., McKee M., Sauto Arce R., Tsoлова S. and Mortensen J. (2005). “*The contribution of health to the economy in the European Union*”. *Office for Official Publications of the European Communities*, Luxembourg.

Wang K.M. (2011). “*Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis*”. *Economic Modelling*, No. 28.

World Bank. (2013). *World Development Indicators*, edition 2013, Washington DC.

Zekane, A. (2003). “*Dépenses publiques productives, croissance à long terme et politique économique, essai d’analyse économétrique appliquée au cas de l’Algérie*”. Thèse de doctorat en sciences économiques, Université d’Alger.