

L'impact du capital santé sur la croissance économique : Preuve empirique au Maroc

The Impact of Health Capital on Economic Growth: Empirical Evidence from Morocco

Auteur 1 : MOUSSANE Aboutayeb

Auteur 2 : TARBALOUTI Essaid,

Auteur 3 : OUALI Abderrazak,

MOUSSANE Aboutayeb, (Doctorant)

Université Cadi Ayyad/ Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Marrakech
Laboratoire de recherche en économie de l'énergie, environnement et ressources

TARBALOUTI Essaid, (PES, enseignant-chercheur)

Université Cadi Ayyad/ Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Marrakech
Laboratoire de recherche en économie de l'énergie, environnement et ressources

OUALI Abderrazak (Enseignant-chercheur)

Université Cadi Ayyad/ Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Marrakech
Laboratoire de recherche en économie de l'énergie, environnement et ressources

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : MOUSSANE .A, TARBALOUTI .E & OUALI .A, (2023) « L'impact du capital santé sur la croissance économique : Preuve empirique au Maroc », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 16 » pp: 563 – 585.

Date de soumission : Janvier 2023

Date de publication : Février 2023



DOI : 10.5281/zenodo.7736119

Copyright © 2023 – ASJ



Résumé :

L'objectif de cet article est d'analyser les impacts dus de la santé sur la croissance économique au Maroc, dans le cadre de la fonction de production augmentée avec le capital de santé. Pour ce faire, l'approche ARDL et plusieurs tests de diagnostic et de spécification ont été utilisés pour estimer l'impact du capital de santé sur la croissance économique à partir des données chronologiques couvrant la période 1990-2020.

Les résultats confirment que le capital de santé (mesuré par les dépenses de santé par habitant et l'espérance de vie à la naissance) affecte positivement et significativement la croissance économique au Maroc. En outre, le coefficient de correction des erreurs d'équilibre retardé d'un à court terme est d'environ 43,29 % pour toutes les variables estimées, ce qui implique une vitesse d'ajustement à long terme considérablement élevée à l'équilibre après un choc à court terme.

En outre, les résultats impliquent que la croissance économique marocaine pourrait être améliorée de manière significative si les dépenses en capital santé étaient augmentées. Cela aurait éventuellement un impact substantiel sur la productivité humaine, ce qui conduirait à une amélioration de la production par habitant. Ainsi, les décideurs politiques devraient s'efforcer de créer une capacité institutionnelle pour améliorer les services de santé de base en renforçant l'infrastructure des institutions de santé qui produisent une main-d'œuvre saine et de qualité. Partant du principe qu'il existe peu ou pas d'études sur l'impact de la santé sur l'économie marocaine, cet article fournit de nouvelles preuves de l'effet potentiel de la santé sur la croissance économique du Maroc au cours des trois dernières décennies.

Mots-clés : Capital santé, Croissance économique, l'approche ARDL, Maroc.

Abstract:

The objective of this paper is to analyse the impacts of health on economic growth in Morocco, within the framework of the production function augmented with health capital. To do so, the ARDL methodology and several diagnostic and specification tests were used to estimate the impact of health capital on economic growth using time series data covering the period 1990-2020.

The results confirm that health capital (measured by health expenditure per capita and life expectancy at birth) positively and significantly affects economic growth in Morocco. In particular, the lagged equilibrium error correction coefficient of a short-run shock is about 43.29% for all estimated variables, implying a considerably high long-run speed of adjustment to the equilibrium after a short-run shock.

Also, the results imply that Moroccan economic growth could be significantly improved if health capital spending was increased. This would eventually have a substantial impact on human productivity, leading to an improvement in output per capita. Therefore, policy makers should strive to create institutional capacity to improve basic health services by strengthening the infrastructure of health institutions that produce a healthy and quality workforce. Based on the premise that there are few or no studies on the impact of health on the Moroccan economy, this article provides new evidence on the potential effect of health on Morocco's economic growth over the past three decades.

Keywords: Health capital, Economic growth, ARDL approach, Morocco

1. Introduction

Les économistes ont commencé à mettre l'accent sur le rôle du capital humain en tant que déterminant de la productivité et de la croissance au début des années 1990. Depuis lors, l'importance de la santé et de l'éducation dans la croissance économique ont fait l'objet d'une grande attention (tant théorique qu'empirique), et un consensus fort s'est dégagé au cours de la dernière décennie sur le fait que l'accumulation de capital humain est un déterminant important de la croissance économique. Outre l'éducation, qui constitue l'une des principales ressources du capital humain, le niveau de santé de la société est un autre élément important. On peut donc affirmer qu'il existe une relation étroite entre le niveau de santé de la société et son développement économique.

Dans ce sens, Becker (1962) a reconnu à l'origine que la santé faisait partie du stock de capital humain. Cependant, il a d'abord concentré son effort empirique sur l'examen des écoles. Ainsi, l'apport le plus significatif à notre compréhension de la santé comme un élément essentiel du capital humain a été donné par Grossman (1972), qui a été le premier à développer un modèle de la demande de santé en utilisant la théorie du capital humain. Grossman fait une distinction entre la santé en tant que produit de consommation et en tant que bien d'investissement.

En tant que bien de consommation, la santé ajoute directement à la fonction d'utilité et au bien-être d'un individu. Le nombre de jours perdus pour cause de maladie diminue lorsque les gens sont en bonne santé, ce qui augmente le nombre de jours disponibles pour les activités marchandes et non marchandes. Par conséquent, la production de la santé a un impact sur l'utilité d'une personne non seulement en raison du bien-être qu'elle procure, mais aussi parce qu'elle augmente le nombre de jours de travail en bonne santé, ce qui entraîne une hausse des profits (Grossman, (1972)).

En tant que bien d'investissement, Arrow (1963), considère qu'une personne en bonne santé est plus productive sur le plan économique et contribue ainsi à la croissance économique puisque la productivité d'un travailleur est influencée par son niveau de santé, ce qui a une incidence sur le développement économique.

En effet, cette littérature montre que la santé est un élément vital du capital humain et une nécessité du projet en raison de ses avantages à long terme pour la productivité du travail (Schultz, (1961) ; Mushkin, (1962), Romer, (1986)). Une main-d'œuvre en meilleure santé a un potentiel de productivité plus élevé, car il y a moins de jours de maladie manqués au travail et à l'école (Bloom et Kuhn et al., (2018)). Plusieurs auteurs ont développé des modèles en expliquant qu'une mauvaise santé affecte la capacité d'épargne et la capacité d'une personne à

participer au marché du travail, ce qui a une incidence sur le revenu (Arthur et Oaikhenan, (2017)).

Les théories de la croissance endogène, qui ont fait leur apparition au milieu des années 1980, affirment que le capital humain est tout aussi essentiel à la croissance économique que le travail et le capital physique. Cependant, les économistes de la croissance se sont concentrés sur la manière dont le capital humain affecte la croissance économique, tout en négligeant l'importance du capital humain en termes de santé lorsqu'ils évaluent l'importance du capital humain dans les études de croissance. Par conséquent, il existe un lien entre l'augmentation de la prospérité économique et une meilleure santé. Fogel (2004) soutient que les améliorations apportées à la santé publique, à la nutrition et à l'infrastructure médicale entre 1790 et 1980 ont représenté environ un tiers du PIB de la Grande-Bretagne et devraient être considérées comme des progrès techniques qui ont amélioré le niveau de vie des gens. Ainsi, en tant que composante du capital humain, la santé joue un rôle crucial dans la croissance.

Quant aux études sur la relation entre la croissance économique et la santé, elles se sont traditionnellement concentrées sur les pays en voie de développement et se sont basées sur l'idée qu'une croissance économique appropriée est nécessaire pour améliorer la santé. La stratégie de croissance endogène démontre que les investissements dans la santé publique sont essentiels à la croissance en reconnaissant le capital santé comme une composante de la production. Toutefois, cet argument n'est pas déterminant dans les pays industrialisés puisque le vieillissement de la population est influencé directement par les progrès de la santé. Cependant, il est particulièrement pertinent pour les pays émergents car les dépenses en matière de soins de santé sont cruciales pour la croissance économique à long terme (Banque mondiale, (1993)).

L'étude de Well (2007) confirme cet argument en considérant que l'amélioration du niveau de santé de la population peut avoir divers effets sur le niveau de production d'une nation. D'une part, une bonne santé a un impact direct sur la production puisqu'elle rend les travailleurs plus productifs, car ils peuvent travailler plus longtemps et d'une manière plus efficace. Une population en bonne santé a un taux d'absentéisme faible et une capacité cognitive plus forte, et donc une probabilité plus forte qu'elle termine ses études. D'autre part, la santé a un impact indirect sur la productivité. Ceci paraît dans le fait que l'amélioration du niveau de santé de la population augmente son espérance de vie. Cet indicateur est suffisamment pris en considération par les populations riches qui ont tendance à épargner plus pour assurer un revenu futur pour leur retraite qui est de plus en plus longue. Ce transfert de revenu constitue une

manne pour les investisseurs qui peuvent bénéficier des prêts à des taux relativement faibles et donc d'un niveau de croissance élevé.

Dans ce cadre, le gouvernement marocain depuis la fin de XIX siècle, s'est appuyé sur des expériences internationaux et nationaux pour mettre en place une politique de santé accès sur les soins médicaux visant la lutte contre les maladies transmissibles et le planning familial. Le résultat en matière d'espérance de vie de la population marocaine est encourageant, bien que d'autres variables aient participé à cette amélioration. En effet, les dépenses totales de santé (DPS) pour l'année 2018 ont atteint environ 60,9 milliards de DHS, contre 52 milliards en 2013 avec un taux de croissance de 17,1%, soit une évolution annuelle moyenne de 3,2% entre 2013 et 2018 contre 2,9% entre 2010 et 2013 (MS, 2018).

Les résultats observés de ces dépenses peuvent être résumés dans le taux de la mortalité infantile et l'espérance de vie à la naissance. S'agissant du taux de la mortalité infantile, le Maroc a connu une baisse importante de ce taux. Il est passé de 31,4 en 1992 à 13,6 en 2018, soit une diminution de 56,7 %. De même, le taux de mortalité infantile est passé de 57,3 à 18,0 décès pour 1 000 naissances vivantes entre 1992 et 2018, soit une baisse de 69 %. Quant à l'espérance de vie à la naissance, il a considérablement augmenté depuis les années 1970. Avant les années 1960, on pensait qu'elle était de 47 ans; néanmoins, elle a déjà dépassé les 75 ans, ajoutant environ 29 ans à son âge (HCP, 2022).

À cet égard, la contribution de cette étude à la littérature existante est double. Premièrement, elle se concentre sur un pays en développement, le Maroc. Deuxièmement, elle bénéficie des avantages de l'utilisation des techniques de séries chronologiques en termes d'examen des effets à court et à long terme, et étudie la relation statique et dynamique entre le capital santé et la croissance économique. Pour ce faire, l'objectif principal de ce papier est de vérifier empiriquement jusqu'à quel point le lien entre les dépenses de santé et l'espérance de vie à la naissance peut influencer la croissance économique dans les pays en développement et plus particulièrement sur l'économie marocaine.

Afin de vérifier dans quelle mesure le capital santé du Maroc affecte le développement économique du pays, nous allons estimer un modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL) proposée par Pesaran et al., (2001). Ce modèle repose sur un modèle de séries stationnaires cointégrées. Le principal avantage du modèle ARDL par rapport aux autres modèles est sa capacité à distinguer économétriquement les deux types de dynamiques (court et long terme). La période 1990-2020 sera prise comme intervalle temporelle pour notre étude.

La suite de cet article est organisée comme suit : La section II présente une revue de littérature sur la relation entre les dépenses de santé - espérance de vie à la naissance, comme deux composantes du capital de santé, et la croissance économique, la section III présente le modèle économétrique, les variables retenues, ainsi les sources de données et la section IV décrit les résultats de notre estimation économétrique. Enfin, la section V conclut.

2. Revue de littérature

La littérature empirique récente sur les dépenses de santé et croissance économique repose sur deux relations : il y a d'une part, la relation entre dépenses de santé et croissance économique et, d'autre part ; la relation entre dépenses de santé, espérance de vie à la naissance et croissance économique.

Les études empiriques sur la relation entre dépenses de santé et croissance économique mettent en avant un lien positif, du moins dans les pays à revenu moyen et faible, en raison des effets positifs que jouent les dépenses de santé sur la consommation médicale et sur le niveau de revenu de ces pays (Mehmood et al., (2014)). Cette relation positive a été confirmée par Kurt (2015) sur la base des données mensuelles réelles et désaisonnalisées. Il affirme que les dépenses de santé du gouvernement ont un impact direct positif et significatif sur le développement économique, tandis que les effets indirects sont négatifs et significatifs. Les conclusions de l'étude de Rengin (2012) ont réitéré le sens de cette causalité, dans une étude sur l'économie Turque, sur le long terme. Toutefois, il considère que bien qu'il existe une relation à long terme entre les dépenses de santé et la croissance économique, l'analyse ne permet pas de conclure qu'il y a une relation à court terme entre les séries.

Plusieurs auteurs ont alors développé des modèles expliquant cette causalité de long terme, que ce soit par l'utilisation de la technique de cointégration multivariée proposée par Johansen où l'existence d'au moins un vecteur de cointégration décrivant une relation à long terme entre la croissance économique, l'aide étrangère, les dépenses de santé, l'épargne totale et la population (Odubunmi et al. (2012)) ou par l'effet positif du capital humain sur la croissance économique où les dépenses de santé jouent un rôle capital dans son développement (voir Onisanwa (2014), Akram et al. (2008), Mehmood et al. (2014) ainsi que Frasholli et Hysa (2015)).

Quant à la relation entre dépenses de santé, espérance de vie à la naissance et croissance économique, la littérature empirique considère qu'une augmentation de 1 % de l'espérance de vie, due à des facteurs démographiques et sanitaires, fait grimper le taux de PIB par habitant de plus de 3 % en Afrique et dans le reste du globe. Ce résultat est réalisé dans le cadre d'une étude utilisant des données de panel avec une fréquence de 10 ans pour les années 1960 à 1990

(voir Bloom et al. (2004, 2001), Kimani- Murage, 2013), Amiri et Gerdtham (2012), et Essardi et Razzouk (2017)). Toutefois, malgré l'évidence naturelle de ce résultat sur ce lien positif entre dépenses de santé, espérance de vie et croissance, il n'empêche que certains travaux sont en opposition avec les études empiriques menés sur cette relation positive.

En effet, tous ces travaux insistent sur le fait que l'augmentation de l'espérance de vie, dû à aux dépenses de santé, n'est pas génératrice de croissance économique. Dans ce cadre, plusieurs arguments sont avancés pour invalider l'argument naturel où les dépenses de santé facteur déterminant dans l'augmentation de l'espérance de vie peuvent contribuer à accroître les capacités productives. Un des arguments de cette littérature empirique met en avance le problème de la combinaison optimale entre le facteur travail et le facteur capital sur la productivité et donc sur la croissance. En effet, l'augmentation de l'espérance de vie entraîne une augmentation de la population, qui à son tour réduit les ratios capital/travail et terre/travail diminuant ainsi le revenu par habitant (Acemoglu et Johnson (2007)). L'autre argument explique cette relation négative par l'épuisement des ressources. Ainsi, Bhargava et al. (2001) constatent qu'un taux de fécondité élevé, dû bien sûr à des progrès sanitaires, entrave le progrès économique en exerçant une pression supplémentaire sur des ressources déjà limitées.

Enfin, Fulginiti et al. (2010) explique cette relation négative par la réallocation des investissements dans la santé et précisément dans le traitement du VIH/sida au détriment des décisions d'investissement dans le capital humain. Ils constatent que bien que les dépenses de santé sur le VIH/sida ont eu un impact majeur sur l'espérance de vie dans les pays africains, la baisse des attentes en matière d'éducation et de ralentissement de la croissance économique se sont fait sentir. Cette relation est reprise dans notre étude, étant donné l'attention limitée accordée à la contribution du capital santé à la croissance économique au Maroc, pour déterminer son impact sur la croissance économique.

3. Variables et méthodes d'analyse

Notre objectif consiste à vérifier dans quelle mesure capital santé affecte ou non la croissance économique au Maroc. Dans la littérature de la théorie de croissance, la formation de capital était la principale source de croissance (Solow (1962) et Chow (1993)). L'investissement intérieur qui est mesuré par la formation brute de capital fixe (FBCF) constitue un déterminant majeur de la croissance économique dans la plupart des pays. Dans la relation le capital santé - croissance économique qui fait l'objet de notre étude, l'investissement intérieur fait référence à l'augmentation nette des actifs physiques au cours de la période et comprend une composante

des dépenses pour le calcul du PIB, exprimée en pourcentage du PIB. Par conséquent, cet investissement affecte-t-il la croissance économique au Maroc ?

Pour répondre à cette question, nous utilisons l'approche ARDL qui est appliquée aux données de séries temporelles pour estimer le test de limite ainsi que la relation à long terme entre la variable PIB par habitant et les variables indépendantes spécifiques du capital santé et de l'éducation et l'estimation du coefficient de correction des erreurs à court terme sur la période de 1990 à 2020. Les données de ces variables sont accueillies de la base des données de la banque mondiale et des études du Haut-Commissariat au Plan (HCP) jusqu'à 2022. Le choix des variables ainsi que la méthode peuvent se justifier comme suit :

3.1. Les variables retenues

Les données recueillies pour cette étude comprennent le produit intérieur brut par habitant (PIBH), les dépenses publiques de santé par habitant (DPS), l'espérance de vie à la naissance (EV), le taux brut de scolarisation dans le primaire (EDUPR), la proportion de la population active en % PIB (TR) et la formation brute de capital fixe (FBCF) de 1990 à 2020. Le choix de ces variables peut s'expliquer comme suit :

- **Le produit intérieur brut par habitant (PIBH)**

Le produit intérieur brut est considéré comme l'indicateur le plus important pour suivre l'évolution de l'activité économique. Cet indicateur est basé sur le PIB nominal, calculé en dollars US par personne. Dans notre étude, la croissance économique approximée par le PIB par habitant (Hartwig, (2010) ; Atilgan et Ertugrul, (2017)), cette variable est considérée comme dépendante puisqu'il y a plusieurs variables indépendantes qui peuvent l'affecter. Parmi ces variables que nous avons prises dans notre étude, on distingue :

- **Les dépenses publiques de santé par habitant (DPS)**

Ces dépenses correspondent à la consommation finale de biens et services de santé (dépenses courantes de santé). Le montant consacré à la santé tient compte de l'argent dépensé par les agents publics et privés pour les fournitures et services médicaux et les frais d'administration. Il représente une part importante du PIB et de l'emploi. Il contribue considérablement à la croissance du bien-être et par conséquent à la croissance économique. En effet, si les dépenses de santé sont bien affectées, elles peuvent être bénéfiques pour l'amélioration physique du capital humain et donc pour la croissance économique (Cornilleau (2012), Somé et al., (2019), Chang et al., (2022)).

- **L'espérance de vie à la naissance (EV)**

C'est un indicateur qui synthétise et combine tous les éléments qui affectent la durée de vie. Il nous permet de postuler que plus cette espérance est élevée, plus le capital humain est abandon et donc plus le niveau de croissance est élevé. La majorité des recherches macroéconomiques empiriques dans les domaines de l'économie de la santé ont tenté de calculer la contribution de la santé dans la détermination du différentiel de santé en examinant des facteurs tels que les dépenses de santé, l'espérance de vie, les taux de mortalité, les taux de survie des adultes (Barro, (1996) ; Bloom et al, (2004) ; Mehmood et al, (2014)).

- **Le taux brut de scolarisation dans le primaire (EDUPR)**

Depuis les œuvres néoclassiques de la croissance endogène, le capital humain a été considéré comme facteur déterminant, via le taux de scolarisation, de la croissance économique (Barro (1990)). Cette variable stimule l'innovation et améliore la productivité du travail. Toutefois, la scolarisation des élèves ne peut être génératrice de croissance que si les élèves sont en bonne santé. Ainsi, étant donné que les coûts de l'éducation peuvent être répartis sur une longue carrière grâce à l'amélioration de la santé, les élèves sont encouragés à suivre des cours plus longs, moins susceptibles de manquer les cours et ont une fonction cognitive performante, ce qui leur permet d'apprendre davantage à un niveau scolaire donné et de développer un capital humain favorable à la croissance économique (Kalemli-Ozcan, Ryder, et Weil, (2000)).

En outre, comme les familles ne seront pas obligées d'avoir plus d'enfants pour compenser un taux de mortalité infantile élevé, la baisse de la fécondité provoquée par une réduction de la mortalité infantile peut également servir de démonstration indirecte de la relation entre la santé et l'éducation. Ce qui se traduit par un investissement accru des parents dans la santé et l'éducation de leurs enfants (Martin et al. 2012). La variable scolarisation est utilisée dans notre étude en pourcentage des élèves inscrits dans les écoles primaires.

- **La population active en % PIB (TR)**

La proportion de la population active, qui capte le taux d'emploi permet de prévoir les taux de croissance futurs (Bloom et Canning, (2003)). Ce taux d'emploi constitue un élément crucial de la mise en œuvre de politiques de croissance puisque, souvent, la croissance de la population active caractérise le dynamisme de l'économie et plus particulièrement si les employés sont en bonne santé.

- **La formation brute de capital fixe (FBCF)**

Appelée « investissement », se définit comme l'acquisition d'actifs fixes produits et la production de tels actifs par les producteurs pour leur propre usage, minorées des cessions.

L'accumulation de capital est considérée comme un facteur important de croissance économique. Cette affirmation est observée à la fois dans la littérature théorique et empirique. En effet depuis l'analyse de Solow (1957), l'accumulation de capital physique contribue à augmenter le niveau de production. La théorie de la croissance endogène développée principalement par Romer (1986), Lucas (1988), Romer (1990) et Barro (1990) est revenue sur cette affirmation en ajoutant d'autres facteurs (capital humain, infrastructure, recherche et développement) qui accélèrent la formation brute de capital (Agénor, (2008)).

3.2. Méthodologie empirique

La méthode d'estimation ARDL utilisée se compose de deux étapes. Le test initial visant à démontrer la présence d'une relation à long terme entre les variables incluses dans notre modèle constitue la première phase. Nous passons ensuite à l'estimation des paramètres de court et de long terme dans une phase ultérieure. Mais divers facteurs, notamment le degré de stationnarité des variables que nous devons étudier afin de vérifier la conformité de l'application du modèle ARDL, affectent cette procédure.

Pour analyser les données de séries chronologiques avec différents $I(1)$ et $I(0)$, Pesaran et al. (2001) ont suggéré l'utilisation du modèle ARDL pour tester la cointégration comme alternative au modèle de cointégration d'Engle-Granger. Notamment, pour l'analyse des séries chronologiques, un test de stationnarité est nécessaire pour déterminer si les variables sont $I(0)$ ou $I(1)$ et pour s'assurer qu'aucune des séries n'est aux deuxièmes différences $I(2)$.

La stationnarité des variables sera vérifiée par le test de racine unitaire augmenté de Dickey-Fuller (ADF). Ce qui permet par la suite de sélectionner les valeurs appropriées pour les retards maximums en utilisant un ou plusieurs critères d'information : Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SC), Hannan-Quinn information criterion (HQ), sequential modified LR test statistic (LR) et Final prediction error (FPE).

Enfin, certains tests de validité seront effectués pour évaluer la fiabilité et la solidité des résultats de notre modélisation comme le test du multiplicateur de Lagrange (LM), les tests de diagnostic pour vérifier si le modèle est le mieux adapté, le test des limites pour l'absence d'une relation d'équilibre à long terme entre les variables (le rejet de H_0 implique une relation à long terme) et l'estimation des coefficients de la relation d'équilibre à long terme et de correction d'erreur ECM habituels. Sur la base du modèle théorique de croissance et de la disponibilité des données, nous spécifions dans l'équation 1 le modèle à logarithme comme suit :

$$LPIBH_t = \beta_0 + \beta_1 LDPS_t + \beta_2 LEV_t + \beta_3 LFBCF_t + \beta_4 LEDUPR_{t-i} + \beta_5 LTR_t + \mu_t \quad (1)$$

Où β_0 désigne une constante ; t , désigne le nombre des années et L , logarithmes naturels. Avec $\beta_1 > 0$; $\beta_2 > 0$; $\beta_3 > 0$; $\beta_4 > 0$ et $\beta_5 > 0$. Le terme de perturbation, μ_t , est supposé être normalement distribué. Les coefficients β_1 , β_2 , β_3 , β_4 et β_5 sont, respectivement, les élasticités du produit intérieur brut par habitant par rapport au DPS, EV, FBCF, EDUPR et TR et la version de correction d'erreur conditionnelle du modèle ARDL pour la croissance économique et ses déterminants est représentée par l'équation (2) comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta LPIBH_t = & \beta_0 + \sum_q^p \beta_1 \Delta LPIBH_{t-1} + \sum_q^p \beta_2 \Delta LDPS_{t-1} + \sum_q^p \beta_3 \Delta LEV_{t-1} + \sum_q^p \beta_4 \Delta LTR_{t-1} \\ & + \sum_q^p \beta_5 \Delta LEDUPR_{t-1} + \sum_q^p \beta_6 \Delta LFBCF_{t-1} + \alpha_1 LPIBH_{t-1} + \alpha_2 LDPS_{t-1} \\ & + \alpha_3 LEV_{t-1} + \alpha_4 LTR_{t-1} + \alpha_5 LEDUPR_{t-1} + \alpha_6 LFBCF_{t-1} + \mu_t \quad (2) \end{aligned}$$

Où Δ désigne l'opérateur de différence première de la variable respective ; β_0 , représente le paramètre de dérive déterministe et $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$, représentant l'existence d'une cointégration qui est obtenue à partir d'un test F non standard développé par Pesaran et al. (2001) et modifié par Narayan (2005) pour les petits échantillons.

4. Résultats empiriques et discussion

4.1. Test de racine unitaire

L'estimation du test de racine unitaire est nécessaire avant de tester la présence de la cointégration. Cependant, pour déterminer le degré de stationnarité, comme le propose Enders (1995), un test de racine unitaire doit être effectué à l'aide du test standard ADF (Augmented Dickey-Fuller test), ce test a été développé par Dickey et Fuller en 1979 afin d'assurer la conformité (Dickey, Fuller, (1979)). Par conséquent, dans cette étude, le test de racine unitaire a été entrepris pour vérifier l'ordre d'intégration des variables sur la base des deux spécifications alternatives. Tout d'abord, elle est testée avec seulement le modèle 2 et ensuite avec le modèle 3 (voir tableaux 1). Le résultat du test de racine unitaire présenté dans le tableau 1 montre que toutes les variables sont stationnaires, soit au niveau de première différence soit au niveau. Le test montre que quatre des variables sont non stationnaires en niveaux $I(0)$, à l'exception des dépenses de santé et la proportion de la population active au niveau $I(0)$ de signification de 5%. En revanche, dans leurs différences premières $I(1)$, les quatre autres variables deviennent stationnaires. Ces résultats indiquent que, avec constante et la tendance et constante, deux des variables sont stationnaire au niveau $I(0)$ et quatre des variables sont

stationnaire aux différences premières I(1). Le tableau 1 présente les résultats des tests de racine unitaire ADF au niveau de signification de 5%.

Tableau 1: Test de racine unitaire

Résultats du test ADF au seuil de 5%									
Variable	Modèle	En niveau				1 ^{ère} différence			
		t _c	t _t	P-value	S/NS	t _c	t _t	P-value	Ordre d'intégration
LPIBH	Tendance et Constante	-1.615	- 3.574	0.761	NS	- 8.615	- 3574	0.000	I (1)
	Constante	-0.798	- 3.670	0.805	NS	- 8.801	- 2.967	0.000	I (1)
LTR	Tendance et Constante	1.436	- 4.323	0.999	NS				
	Constante	-5.037	- 2.963	0.000	S				I (0)
LEV	Tendance et Constante	-2.558	- 3.587	0.300	NS	- 6.284	- 3.574	0.000	I (1)
	Constante	-0.434	- 2.963	0.890	NS	- 6.403	- 2.967	0.000	I (1)
LDPS	Tendance et Constante	-6.289	- 3.568	0.000	S				I(0)
	Constante	-0.979	- 2.971	0.746	NS				
LEDUPR	Tendance et Constante	- 2.8238	- 3.622	0.203	NS	- 5.947	- 3.595	0.000	I(1)
	Constante	-0.209	- 2.981	0.925	NS	- 6.100	- 2.981	0.000	I(1)
LFBCF	Tendance et Constante	-0.712	- 3.568	0.962	NS	- 3.652	- 3.574	0.042	I(1)
	Constante	-0.978	- 2.963	0.748	NS	- 3.635	- 2.967	0.011	I(1)

S : Stationnaire/**NS** : Non Stationnaire

Source : calcul des auteurs

4.2. Tests de diagnostic

Les résultats des tests de diagnostic estimés pour l'approche ARDL en tant que modèle de cointégration reflètent un niveau assez élevé de bonne adéquation (voir tableau 2). Le test LM de corrélation sérielle de Breusch-Godfrey, le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey, le test de normalité de Jarque-Bera et le test de spécification RESET de Ramsey montrent que le modèle estimé est exempt de corrélations sérielles, de mauvaises spécifications de la forme fonctionnelle, d'erreurs non normales et d'hétéroscédasticité au niveau de 5 %. Le tableau 2 présente toutes les vérifications diagnostiques du modèle.

Tableau 2: Tests de robustesse diagnostic

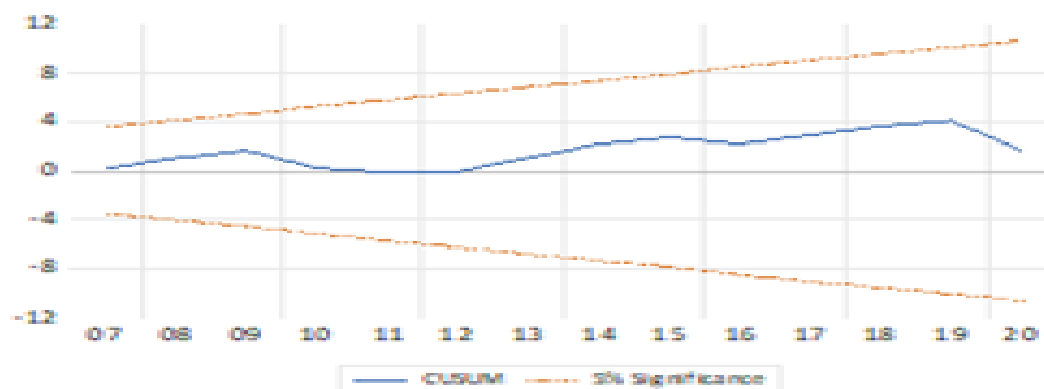
Test	Hypothèse nulle	T-statistique	P-value	Conclusion
Jarque-Bera	Les résidus sont normalement distribués	0.067	0.966	Non rejet de Ho car la P-V est non-significative donc les résidus du modèle sont normalement distribués.
Breusch-Godfrey (LM test)	L'absence d'autocorrélation	1.578	0.246	Non rejet de Ho car la P-V est non-significative ce qui suggère que les résidus sont non corrélés
Breusch-Pagan-Godfrey	L'homoscédasticité	0.387	0.951	Non rejet de Ho car la P-V est non-significative ce qui signifie l'absence de l'hétéroscédasticité
ARCH	L'homoscédasticité	0.841	0.367	Non rejet de Ho car la P-V est non-significative ce qui signifie l'absence de l'hétéroscédasticité
Ramsey Reset	Le modèle est correctement spécifié	0.768	0.455	Non rejet de Ho car la P-V est non-significative ce qui suggère la spécification correcte du modèle

Source : calcul des auteurs

En outre, compte tenu des recommandations de Pesaran et Shin (1999), Pesaran et al. (2001), la figure 1 présente le test de stabilité pour la somme cumulée des résidus récurrents (CUSUM) à court et à long terme. Selon la représentation graphique, CUSUM révèle un tracé satisfaisant des résidus récurrents au niveau de signification de 95 %, ce qui implique qu'aucun des paramètres ne se situe en dehors des lignes pointillées critiques.

Cela écarte empiriquement toute trace d'estimations incohérentes des paramètres et renforce la signification standard des statistiques de test conventionnelles sans trace de paramètres de nuisance.

Figure 1: Test de CUSUM



Source : calcul des auteurs

4.3. Nombre de retards optimaux et le test de bound (limite) ARDL

Le tableau 3 montre que lag 3 est le bon nombre de retards pour notre spécification.

Tableau 3 : Nombre optimal de retards

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	255.395		7.39e-16	-17.8139	-17.5284	-17.77266
1	381.181	188.6783*	1.29e-18	-24.2272	-22.2289*	-23.6163
2	424.384	46.2899	1.15e-18	-24.7417	-21.0306	-23.6072
3	496.126	47.4050	2.88e-19*	-27.4375*	-22.0136	-25.7794*

*Désigne le retard qui minimise les deux critères d'information Source : Calculs des auteurs

Le tableau 4 présente le résultat du test ARDL limite estimée pour la cointégration. Le résultat confirme l'existence d'une cointégration à long terme entre les variables estimées pour l'objectif. La statistique F calculée (12,8928) est supérieure aux valeurs critiques de la limite supérieure (3,38) de Pesaran et al. (2001) au niveau de signification de 5%. Cela implique que l'hypothèse nulle de H_0 (pas de relation à long terme) est rejetée sur la base des valeurs critiques au niveau de signification de 5 %.

Par conséquent, on peut conclure qu'il existe une association de long terme entre le PIB par habitant (LPIBH), les dépenses de santé par habitant (LDPS), l'espérance de vie à la naissance (LEV), le taux brut de scolarisation dans le primaire (LEDUPR), la formation brute de capital fixe (LFBCF) et la proportion de la population active (LTR) au Maroc pendant la période 1990-2020. Pour ce faire, nous pouvons procéder au modèle ARDL de correction d'erreur. L'enquête sera basée sur l'analyse à court terme et l'analyse à long terme du modèle ARDL pour déterminer la relation dynamique.

Tableau 4 : Bounds Test

Test Statistique	Value	Significativité	Borne Inferieure I(0)	Borne Supérieure (1)
F-statistique	12.892	1%	3.06	4.15
k	5	5%	2.39	3.38
		10%	2.08	3

Source : Calculs des auteurs

4.4. Estimation de long terme, court terme et du mécanisme de correction d'erreur

Le tableau 5 présente les résultats du modèle de cointégration ARDL à long terme et de courts termes estimés (3, 1, 1, 1, 1, 1) sélectionné parmi 20 modèles, en appliquant le critère d'information d'Akaike (AIC). En fait, les coefficients ARDL à long terme et de courts termes estimés et présentés dans le tableau 5.

Tableau 5: Coefficients ARDL à long terme et résultats de l'estimation ECM

Coefficients de long terme				
Variable	Coefficient	Écart-type	t-Statistique	P-value
LDPS	0.3867	0.2471	1.5647	0.1400
LEV	2.7923	1.1390	2.4513	0.0280
LTR	14.4442	8.6661	1.6667	0.1178
LEDUPR	1.0540	0.5811	1.8135	0.0912
LFBCF	-0.0891	0.1662	-0.5358	0.6005
C	-19.2257	12.6585	-1.5187	0.1511
Coefficients à court terme				
Δ (LPIBH) (-1)	-1.2681	0.1044	-12.1406	0.0000
Δ (LDPS)	0.0977	0.0127	7.6891	0.0000
Δ (LEV)	0.5665	0.1114	5.0820	0.0002
Δ (LTR)	4.7700	0.5716	8.3444	0.0000
Δ (LEDUPR)	0.3041	0.0527	5.7632	0.0000
Δ (LFBCF)	0.0552	0.0291	1.8968	0.0787
ECM (-1)	-0.4329	0.0381	-11.3546	0.0000
Tests de diagnostic				
R au carré				0,934925
R au carré ajusté				0,912149
E.S. de la régression				0.011569
Somme des carrés des résidus				0.002677
Vraisemblance logarithmique				89,84523
F-statistique				567.5311
Prob (F-statistique)				0.0000
Statistique de Durbin-Watson				1,829138

Source : Calculs de l'auteur

Les résultats confirment que toutes les variables estimées ont les signes hypothétiques et les coefficients estimés pour dépenses de santé par habitant et l'espérance de vie à la naissance, de la formation brute de capital fixe, le taux brut de scolarisation dans le primaire et la proportion de la population active sont positifs et statistiquement significatifs à court terme, tandis que l'espérance de vie à la naissance et le taux brut de scolarisation dans le primaire qui sont impact statistiquement significatif à long terme. Puisque le présent modèle de croissance est spécifié sous une forme log-linéaire, le coefficient de la variable dépendante peut être interprété comme une élasticité par rapport au PIB par habitant. Si en gardant les autres facteurs constants, le coefficient des dépenses de santé par habitant est de 0,0977, ce qui implique qu'à court terme une variation de 1 % des dépenses totales de santé par habitant entraîne une variation de 0,0977 % du PIB par habitant. Ces résultats sont conformes aux théories de croissance endogène développées par Lucas (1988), Romer (1990) et Mankiw et al. (1992), qui affirment que les dépenses d'éducation et de santé favorisent le capital humain et conduisent à un progrès technique endogène et à une augmentation de la production totale. Ce qui favorise la croissance économique.

Ces résultats sont conformes à ceux des études précédentes (Mehmood et al., 2014 ; Onisanwa, 2014 ; Kurt, 2015 ; Frasholli et Hysa, 2015), c'est-à-dire que le capital santé sous la forme de dépenses de santé ou de dépenses totales de santé par habitant a un effet positif et statistiquement significatif sur la croissance économique. Toutefois, à long terme, les résultats sont conformes avec les résultats de Mehrara (2011) selon laquelle l'impact des dépenses de santé sur la production est insignifiant en taille et statistiquement non significatifs. En d'autres termes, cela signifie que les dépenses de santé ne contribuent pas à améliorer le niveau de production de l'économie à long terme. Ce résultat peut être attribué à la faible productivité des intrants et à l'inefficacité des investissements et des installations dans le secteur de la santé.

En outre, les résultats du tableau 5 affirme que le coefficient de l'espérance de vie à la naissance a un effet positif et statistiquement significatif sur la croissance économique puisqu'une augmentation de 1 % de l'espérance de vie à la naissance est liée à une augmentation annuelle de 0,56 % à court terme et de 2,79 à long terme de la croissance économique marocaine. Cela confirme la recherche de Preston de 1975, qui est considérée comme l'une des études importantes établissant le lien entre santé et croissance, l'augmentation de l'espérance de vie d'une nation permet également d'augmenter son niveau de revenu. Dans un esprit similaire, le rapport de l'OMS (2014) défend l'idée que l'augmentation des dépenses de santé générerait des avantages financiers annuels qui pourraient être utilisés pour élever le niveau de vie et les

infrastructures sociales des pays les plus pauvres du monde. Le document démontre également qu'une incidence élevée de la malaria dans la région africaine est liée à une baisse annuelle minimale de 1 % de la croissance économique, tandis qu'une augmentation de 10 % de l'espérance de vie à la naissance est liée à une augmentation annuelle de 0,4 % de la croissance économique. De même, le tableau 5 montre que le taux brut de scolarisation dans le primaire a un effet significatif et positif à long terme et à court terme sur le PIB par habitant au Maroc. Cela confirme l'affirmation de Bose et al. (2007), Omojinite (2010) et Mekdad et al. (2014) selon laquelle l'éducation a un effet significatif et positif sur la croissance économique.

Le tableau 5 montre également que la proportion de la population active (LTR) a un effet significatif et positif à court terme sur l'économie du Maroc, mais n'est pas significatif à long terme.

Quant à l'effet de l'investissement (représenté par la formation brute de capital fixe) sur la croissance économique, les résultats sont positifs et significatifs au niveau de 1 % à court terme. Cela confirme la postulation de Barro et Sala-i-Martin (2003) selon laquelle l'accumulation de capital déclenchera toujours la croissance économique, qui à son tour améliorera davantage la production de biens et de services.

Le terme de correction d'erreur retardé par une estimation d'une période met en évidence les coefficients à court terme du terme de correction d'erreur (ECM) (paramètres de vitesse d'ajustement). Le paramètre de vitesse d'ajustement est crucial dans l'analyse d'un mécanisme de correction des erreurs. Un paramètre plus élevé indique une plus grande vitesse d'ajustement du déséquilibre à court terme à l'équilibre à long terme. Dans l'estimation ARDL ci-dessus, le coefficient de correction d'erreur d'équilibre retardé de un (c'est-à-dire -0,4329 (0,0000)) est également hautement significatif avec un signe correct et montre une vitesse d'ajustement considérablement élevée à l'équilibre de long terme après un choc de court terme ; cela implique qu'environ 43,29 % du déséquilibre des chocs de court terme de l'année précédente converge vers l'équilibre de long terme dans l'année en cours.

On peut conclure que le taux de croissance des dépenses de santé estimées par habitant a un effet positif sur le taux de PIB par habitant au Maroc à la fois à court et à long terme pendant la période 1990-2020. En conclusion, un terme de correction d'erreur aussi significatif est la preuve de l'existence d'une relation stable et à long terme entre les variables, ou plus précisément entre les dépenses de santé par habitant et le PIB par habitant.

5. Conclusion

Cet article tente d'étudier empiriquement la relation et les effets causaux entre le capital santé et la croissance économique au Maroc en utilisant l'estimation de l'approche ARDL de séries chronologiques. Les résultats démontrent une relation à long terme entre le capital santé (mesuré par les dépenses de santé par habitant et l'espérance de vie à la naissance) et la croissance économique, et que cette relation est positive et significative dans le cas du Maroc. Cela implique que l'augmentation du PIB par personne sera accompagnée d'une augmentation des dépenses de santé par personne. En outre, l'analyse a révélé qu'il existe une corrélation positive et statistiquement significative entre le poids à la naissance et la croissance économique au niveau de signification de 5%. De plus, le résultat du coefficient de correction des erreurs d'équilibre est du bon signe et est très élevé. Cela suggère un retour rapide à l'équilibre après un choc ou un déséquilibre momentané.

Les résultats de cette étude ont des ramifications politiques importantes. Bien que le Maroc ait traditionnellement accordé une grande importance aux soins de santé, le fait d'accroître cette priorité accélérera la croissance économique et favorisera la croissance future. Le gouvernement marocain devrait donner la priorité au secteur de la santé et augmenter la part des fonds qui lui sont alloués, car la santé est un facteur crucial de la croissance économique. Un investissement accru dans les soins de santé est nécessaire pour améliorer la vitalité et la force de la population, ce qui alimentera la croissance économique de la nation, et des politiques durables devraient être mises en place pour encourager la croissance économique globale.

Toutefois, pour obtenir les meilleurs résultats, il est essentiel de mettre en place une politique de dépenses et de recettes publiques et de veiller à ce que les fonds soient utilisés de la manière la plus transparente possible, plutôt que de simplement augmenter une enveloppe budgétaire donnée. Pour protéger la qualité globale de la santé au niveau national, il est nécessaire d'élaborer un modèle avant de construire des hôpitaux et des installations médicales en divers endroits. La distinction entre les dépenses de santé publiques et privées doit également être prise en compte. En fait, l'identification du taux de retour sur investissement pour la santé publique est une question de politique cruciale dans ce cas. En plus de renforcer et de modifier les structures institutionnelles actuelles des secteurs de la santé au Maroc afin d'aider au développement d'une main-d'œuvre saine et de qualité, ces actions auront un impact favorable sur la productivité humaine et la croissance économique.

BIBLIOGRAPHIE

- Acemoglu, D., & Johnson, S. (2007). Disease and development: the effect of life expectancy on economic growth. *Journal of political Economy*, 115(6), 925-985.
- Agénor, P. R. (2008). Health and infrastructure in a model of endogenous growth. *Journal of macroeconomics*, 30(4), 1407-1422.
- Akram, N., Ihtsham ul Haq Padda, & Khan, M. (2008). The long term impact of health on economic growth in Pakistan. *The Pakistan development review*, 487-500.
- Amiri, A., & Ventelou, B. (2012). Granger causality between total expenditure on health and GDP in OECD: Evidence from the Toda–Yamamoto approach. *Economics Letters*, 116(3), 541-544.
- Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care (American economic review, 1963). In *Uncertain Times* (pp. 1-34). Duke University Press.
- Arthur, E., & Oaikhenan, H. E. (2017). The effects of health expenditure on health outcomes in Sub-Saharan Africa (SSA). *African Development Review*, 29(3), 524-536.
- Atilgan, E., Kilic, D., & Ertugrul, H. M. (2017). The dynamic relationship between health expenditure and economic growth: is the health-led growth hypothesis valid for Turkey?. *The European Journal of Health Economics*, 18, 567-574.
- Barro, R. (1996). Health and economic growth. *World Health Organization*.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of political economy*, 98(5, Part 2), S103-S125.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (2003), *Economic Growth*, 2nd ed., ISBN 9780262025539, MIT Press, MA.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*, 70 (5, Part 2), 9-49.

- Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L. J., & Murray, C. J. (2001). Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of health economics*, 20(3), 423-440.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth: a production function approach. *World development*, 32(1), 1-13.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. P. (2001). The effect of health on economic growth: theory and evidence.
- Bloom, D. E., Kuhn, M., & Prettnner, K. (2018). Health and economic growth. *Available at SSRN 3301688*.
- Bloom, D., & Canning, D. (2003). The health and poverty of nations: from theory to practice. *Journal of human development*, 4(1), 47-71.
- Bose, N., Haque, M. E., & Osborn, D. R. (2007). Public expenditure and economic growth: A disaggregated analysis for developing countries. *The Manchester School*, 75(5), 533-556.
- Chang, Y. C., Chang, T., & Wang, M. C. (2022). Are Healthcare Expenditures Related to Economic Growth in China? Bootstrap ARDL Approach. *Frontiers in Public Health*, 9, 2287.
- Chow, G. C. (1993). Capital Formation and Economic Growth in China. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 809-842.
- Cornilleau, G. (2012). Croissance et dépenses de santé. *Les Tribunes de la santé*, (3), 29-40.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley&Sons. Inc., New York, 365-366.
- Essardi, O., & Razzouk, R. (2017). Human capital and economic growth in Morocco: Evidence from bayesian model averaging. *International Business Research*, 10(12), 167-182.
- Fogel, R. W. (2004). *The escape from hunger and premature death, 1700-2100: Europe, America, and the Third World* (Vol. 38). Cambridge University Press.
- Frasholli, D., & Hysa, E. (2015). Investment in health and economic inclusion of south eastern European countries. *Revista de Stiinte Politice*, (46), 247.

- Fulginiti, L. E. (2010). Estimating Griliches'k-Shifts. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(1), 86-101.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, Vol. 80, pp. 223-255.
- Hartwig, J. (2010). Is health capital formation good for long-term economic growth?—Panel Granger-causality evidence for OECD countries. *Journal of macroeconomics*, 32(1), 314-325.
- HCP (2022).Les cahiers du plan N° 54: « Tendances et inégalités face au décès au Maroc », Mohammed Fassi Fihri, Haut-Commissariat au Plan, disponible à l'adresse suivante:cahiersduplan@hcp.ma/
- Kalemli-Ozcan, S., Ryder, H. E., & Weil, D. N. (2000). Mortality decline, human capital investment, and economic growth. *Journal of development economics*, 62(1), 1-23.
- Kimani-Murage, E. W. (2013). Exploring the paradox: double burden of malnutrition in rural South Africa. *Global health action*, 6(1), 19249.
- Kurt, S. (2015). Government health expenditures and economic growth: a Feder-Ram approach for the case of Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(2), 441-447.
- Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.
- Martin, E. T., Kuypers, J., Wald, A., & Englund, J. A. (2012). Multiple versus single virus respiratory infections: viral load and clinical disease severity in hospitalized children. *Influenza and other respiratory viruses*, 6(1), 71-77.
- Mehmood, B., Raza, S. H., & Mureed, S. (2014). Health expenditure, literacy and economic growth: PMG evidence from Asian countries. *Euro-Asian Journal of Economics and Finance*, 2(4), 408-417.
- Mehrara, M. (2011). Health expenditure and economic growth: An ARDL approach for the case of Iran. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 3(4), 249-256.

- Mekdad, Y., Dahmani, A., & Louaj, M. (2014). Public spending on education and economic growth in Algeria: Causality test. *International Journal of Business and Management*, 2(3), 55.
- Ministère de la Santé (MS) (2018). Comptes nationaux de la santé (2018)”. https://www.sante.gov.ma/Publications/Etudes_enquete/Documents/2021/CNS-2018.pdf
- Mushkin, S. J. (1962). Health as an Investment. *Journal of political economy*, 70(5, Part 2), 129-157.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*, 37(17), 1979-1990.
- Odubunmi, A. S., Saka, J. O., & Oke, D. M. (2012). Testing the cointegrating relationship between health care expenditure and economic growth in Nigeria. *International Journal of Economics and Finance*, 4(11), 99-107.
- Omojimate, B. U. (2010). Education and economic growth in Nigeria: A Granger causality analysis. *African Research Review*, 4(3).
- OMS (2014). La santé pour les adolescents du monde, Département Santé de la mère, du nouveau-né, de l'enfant et de l'adolescent Organisation mondiale de la Santé.
- Onisanwa, I. D. (2014). The impact of health on economic growth in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(19), 159-166.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M.H.; Shin, Y.; Smith, R.P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *J. Am. Stat. Assoc.* 94, pp. 621–634. Portney,
- Preston, S. H. (1975). The changing relation between mortality and level of economic development. *Population studies*, 29(2), 231-248.
- Rengin, A. K. (2012). The relationship between health expenditures and economic growth: Turkish case. *International Journal of Business Management & Economic Research*, 3(1), 404-409.

- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, 94(5), pp. 1002-1037.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1), 1-17.2
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 312-320.
- Solow, R. M. (1962). Technical progress, capital formation, and economic growth. *The American Economic Review*, 52(2), 76-86.
- Somé, J., Pasali, S., & Kaboine, M. (2019). Exploring the impact of healthcare on economic growth in Africa. *Applied Economics and Finance*, 6(3), 45-57.
- Well, D. N. (2007). Accounting for the effect of health on economic growth. *The quarterly journal of economics*, 122(3), 1265-1306.
- World Bank (1993), "World development report 1993: investing in health", Washington, DC.