

Espérance de vie et Dynamiques de Croissance Economique en Afrique de l'Ouest : Une Analyse Empirique

Life expectancy and Economic Growth dynamics in West Africa: An Empirical Analysis

AKPAGNONDE Koffi Toussaint

Doctorant

UFR des Sciences Économiques et Gestion

Université Félix Houphouët-Boigny, Abidjan-Côte d'Ivoire

Centre de Recherche Microéconomique du Développement (CREMIDE)

KOUAKOU Clément Kouadio

Enseignant-Chercheur

UFR des Sciences Économiques et Gestion

Université Félix Houphouët-Boigny, Abidjan-Côte d'Ivoire

Centre de Recherche Microéconomique du Développement (CREMIDE)

Date de soumission : 02/10/2025

Date d'acceptation : 04/11/2025

Pour citer cet article :

Akpagnonde. K.T. & Kouakou. K.C. (2025) « Espérance de vie et Dynamiques de Croissance Economique en Afrique de l'Ouest : Une Analyse Empirique », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume : 6 Numéro 11 » pp : 428- 452.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Ce travail dans un premier temps se fixe comme objectif de passer en revue les contrecoups de l'espérance de vie sur la croissance économique. Il s'agit de rechercher l'influence de l'augmentation de l'espérance de vie sur la croissance économique en Afrique de l'ouest. Nous présentons une équation de croissance standard avec le travail, le capital, le commerce et l'investissement comme variables de contrôle requises dans un modèle économétrique ARDL avec correction d'erreur à partir de l'estimateur PMG par pays. Cependant, dans le cadre d'une nouvelle approche, nous introduisons également trois variables différentes pour le secteur de la santé à savoir les dépenses courantes de santé en pourcentage du PIB, l'espérance de vie elle-même et l'interaction entre espérance de vie et dépenses courantes de santé. L'étude stipule que l'augmentation de l'espérance de vie est bénéfique pour la croissance économique en Afrique de l'ouest. Les dépenses de santé également font ressortir un lien positif avec l'économie de la région. Toutefois d'une façon générale, l'effet combiné entre les deux variables révèle une incidence négative de long terme.

Mots clés : « Espérance de Vie » ; « Dépenses de Santé » ; « Croissance Economique » ; « Afrique de l'Ouest » ; « ARDL ».

Abstract

This study initially aims to review the repercussions of life expectancy on economic growth. It is about researching the influence of the increase in life expectancy on economic growth in West Africa. We present a standard growth equation with labour, capital, trade and investment as required control variables in an ARDL econometric model with error correction from the country-specific PMG estimator. However, as part of a new approach, we also introduce three different variables for the health sector namely current health expenditure as a percentage of GDP, life expectancy itself and the interaction between life expectancy and current health expenditure. The study identifies that increasing life expectancy is beneficial for economic growth in West Africa. Current health expenditure also reveals a positive link to the region's economy. However, in general, the combined effect between both variables reveals a long-term negative impact.

Keywords: « Life Expectancy » ; « Health Expenditure » ; « GDP » ; « Economic Growth » ; « West Africa » ; « ARDL ».

Introduction

Une population en bonne santé est une valeur économique pour les pays (Stefko et al., 2021). Les bons soins de santé et la qualité de vie sont considérés comme un atout vital à l'échelle mondiale et liés les uns aux autres, c'est-à-dire que la santé et la croissance économique sont corrélées, ce qui fait de la santé un facteur fondamental d'une croissance économique durable (Alhassan et al., 2020). Les pays de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), en l'occurrence ceux de l'UEMOA, ont décidé à l'issue de la conférence d'Abuja (2001) que la part de 15% des budgets annuels soit allouée aux dépenses de santé.

Les assertions ci-dessus attestent de l'importance d'une santé de qualité et partant de sa variante qui est l'espérance de vie dont il est question. Toutefois à en croire Cervellati et al., (2009) « l'amélioration de l'espérance de vie réduit la croissance démographique et favorise l'accumulation de capital humain après le début de la transition démographique ». Cela implique que les effets de l'espérance de vie sur la population, le capital humain et le revenu par habitant ne sont pas les mêmes, avant et après la transition démographique. Enfin, une espérance de vie suffisamment élevée est en fin de compte le déclencheur de la transition vers une croissance soutenue des revenus (Cervellati et al. 2009).

Les pays de la sous-région ouest africaine s'inscrivent également dans cette perspective. Ces Etats ont pourtant mis en place l'Organisation Ouest Africaine de la Santé (OOAS) comme l'instrument principal de l'intégration régionale spécialisée en matière sanitaire et permettant d'avoir des interventions et règlementations dans le domaine de la santé. Cependant il est fort à parier que « l'état des services de santé en Afrique de l'Ouest est déplorable »¹.

Selon le rapport 2018 de l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) sur l'état de la santé dans les régions africaines, son indice moyen de performance du système de santé est de 0,49 et aucun pays ouest-africain ne dépasse 0,50 en ce qui concerne l'accès aux services essentiels. De ce fait, l'une des finalités sanitaires qui est l'espérance de vie accrue s'impose de plus en plus comme un élément essentiel de l'amélioration des composantes de la santé publique notamment, depuis les progrès fulgurants et remarquables de la médecine à partir de l'entre-deux-guerres.

La santé en matière d'espérance de vie est apparue dans plusieurs régressions transnationales de croissance et les chercheurs trouvent qu'elle a un effet significatif positif sur la croissance économique (Bloom et Canning, 2000, 2003) et l'importance de l'espérance de vie est reconnue

¹ Par Jean-Pierre Bat publié le 25 mars 2020 Blog « Africa4 » Les systèmes de santé en Afrique de l'Ouest

dans la littérature en économie du développement en raison de ses effets croissants sur la productivité du travail et la croissance économique à long terme (Acemoglu et Johnson, 2007). De même selon Bathily et Gueye (2023) « en raison de la corrélation significative entre la santé de la population et la performance économique, la santé s'impose de plus en plus en tant que catalyseur de la croissance, surtout après la pandémie de Covid-19. Ici, les dépenses de santé, en particulier, peuvent jouer un rôle clé dans la détermination de l'état de santé et par extension, contribuer à la croissance économique » Dès lors, se ramenant à l'Afrique occidentale ; le problème principal de la présente étude est de savoir si les dépenses courantes de santé, l'espérance de vie et l'interaction entre espérance de vie et dépenses courantes de santé ont des effets sur la croissance économique régionale.

Vu tout ce qui précède, la question centrale est la suivante : quels sont les effets de l'espérance de vie à la naissance et des dépenses courantes de santé sur la croissance économique ?

L'espérance de vie et ses liens avec les dépenses courantes de santé rapportés à la croissance économique dans un cadre typiquement ouest-africain n'ont pas été suffisamment explorés ; la présente étude se propose de pallier cette insuffisance mais également de susciter davantage un intérêt soutenu son rôle croissant dans la région.

La suite de l'étude présente d'abord une première section qui s'attèle à une revue de la littérature sur les dépenses courantes de santé arrimées à l'espérance de vie et leurs implications dans un modèle de croissance économique, ensuite une deuxième section qui expose la méthodologie d'analyse utilisée puis enfin la troisième section met en exergue l'analyse et la discussion des résultats. En outre, ce travail sera finalement ponctué par une conclusion incluant des recommandations.

1. Revue de littérature

Les sous-sections qui meublent notre revue de littérature sont la littérature sur l'espérance de vie et la croissance économique et celle concernant les dépenses courantes de santé et leur effet sur la croissance économique.

1.1. Dépenses de santé et croissance économique

De façon globale, la littérature mentionne des effets positifs des dépenses de santé sur la croissance économique : Mushkin en 1962 affirmait déjà « les dépenses de santé ont contribué au développement économique car la santé est primordiale et donc les investissements dans la santé peuvent entraîner une augmentation de la productivité du travail, ce qui augmente les revenus et améliore le bien-être de la population ». Elmi et Sadeghi (2012) à travers l'utilisation d'un modèle de correction vectorielle de causalité de co-intégration du panneau (VECM) sur

une période de de 1990 à 2009, ont montré qu'il existe une relation à court terme du PIB aux dépenses de santé puis une relation bidirectionnelle à long terme. Akintude et Satope (2013) mènent des enquêtes Selon le modèle de correction d'erreur vectorielle sur l'effet de l'investissement dans la santé sur la croissance économique au Nigeria sur la période 1977-2010 et remarquent une relation à long terme et positive entre les variables. Babatunde (2014) examine l'impact des dépenses de santé sur la croissance économique au Nigeria pour les années 1970-2010 et conclut à un effet vital des dépenses de santé publique sur la croissance et le développement de toute nation. Messaili et Tlilane, (2017) ont recherché les liens entre dépenses publiques de santé et santé de la population en Algérie par une analyse économétrique. En utilisant l'espérance de vie des femmes et l'espérance de vie des hommes comme des variables d'intérêt, ces auteurs ont trouvé et révélé l'effet avantageux pour la santé ainsi qu'une relation positive avec la croissance économique. Sahnoun (2018) montre en utilisant une économétrie des séries temporelles et en mettant l'accent sur le sens de causalité allant des dépenses de santé vers la croissance économique à travers des mécanismes d'influence directs et indirects notifie une relation positive, elle renchérit en écrivant qu'une bonne santé génère certains effets positifs tels que le dividende démographique et l'amélioration de la productivité du travail, une croissance accrue. Arthur et al. (2017) ont prouvé à travers leur recherche que les dépenses en santé ont un effet positif sur les résultats en matière de santé en Afrique subsaharienne. Ils soutiennent que cela est dû aux efforts importants faits par les Etats concernés pour augmenter les dépenses de santé au fil des ans, dans le but d'améliorer des résultats en matière de santé n'ont réagi que marginalement, suscitant des inquiétudes quant à l'importance des dépenses de santé dans l'amélioration des résultats en matière de santé. Tsomdzo et al., (2022) analyse l'effet des investissements en santé sur l'état de santé dans l'UEMOA. à travers un modèle de panel dynamique avec un échantillon de 8 pays couvrant la période 2000 à 2014 ; l'estimateur LSDV-Corrigé utilisé montrent que les dépenses de santé affectent considérablement l'état de santé en améliorant l'espérance de vie à la naissance et en réduisant le taux de mortalité infanto-juvénile : ici, l'influence des dépenses privées de santé est plus importante que celle des dépenses publiques. Bathily et Gueye, (2023) suggère en basant leurs travaux sur l'Afrique subsaharienne que l'amélioration des résultats sanitaires à travers l'espérance de vie à long terme, affecte positivement la croissance économique : ainsi, les décideurs devront d'une part, augmenter dans le long terme leur budget alloué au secteur de la santé et d'autre part, le secteur public devra nouer des partenariats avec le secteur privé

(partenariat public/privé) pour augmenter l'approvisionnement des soins de santé, l'accessibilité et l'amélioration de l'état de santé de la population.

Nous notons toutefois certaines dissonances: les travaux de Yumuşak et Yıldırım (2009) en Turquie sur la période 1980-2005 ont fait ressortir une causalité linéaire négative et faible entre dépenses de santé et croissance économique, ils ajoutent qu'il existe une relation directionnelle à sens unique entre l'espérance de vie à la naissance et le produit national brut. Akar (2014) recherche la relation entre les dépenses de santé, le prix relatif des dépenses budgétaires de la santé et la croissance économique sur la période de 2004 à 2013 pour la Turquie les résultats de l'étude indiquent qu'il n'y a pas de relation à court terme ce qui n'est pas le cas à long terme.

1.2. Augmentation de l'espérance de vie et croissance économique

La question de l'effet de l'espérance de vie sur le développement économique suscite un intérêt croissant chez les économistes du développement. Dès le départ, une interrogation centrale se pose : « *Comment l'augmentation sans précédent de l'espérance de vie pendant la seconde moitié du 20e siècle a affecté le développement économique des nations ?* » (Casper Worm Hansen & Lars Lønstrup, 2015). Ce questionnement ouvre la voie à un vaste champ d'études convergentes ou contradictoires. Les travaux fondateurs de Preston (1975) ont mis en lumière la relation entre santé et croissance économique, soulignant que l'augmentation de l'espérance de vie bonifie le revenu national (Karabou et al., 2021). Cependant, tous les auteurs ne partagent pas cette perspective optimiste. Certaines études soutiennent l'existence d'un lien négatif entre espérance de vie et croissance. Le point d'ancrage de cette approche critique est l'étude d'Acemoglu et Johnson (2007), qui utilisent des variations exogènes de l'espérance de vie, induites par la diffusion de la médecine moderne à partir des années 1950. Leurs résultats montrent un effet négatif de l'espérance de vie sur le PIB par habitant (Hansen & Lønstrup, 2015). Barro (1996) affirme pour sa part que les indicateurs agrégés de santé, incluant l'espérance de vie, ont une influence positive sur la croissance. Cette position est partagée par Zhang & Zhang (2005) et Lorentzen et al. (2008), qui insistent sur le rôle du capital humain en santé. Azomahou et al. (2009) introduisent un nouveau type de non-linéarité : *la relation entre espérance de vie et croissance serait convexe pour les faibles niveaux et concave pour les niveaux élevés d'espérance de vie*. Le rapport de l'OMS (2014) abonde dans le même sens, estimant qu'un accroissement de 10 % de l'espérance de vie en Afrique entraîne une hausse annuelle de 0,4 % de la croissance économique (Karabou et al., 2021). Cependant, cette perspective optimiste est remise en cause par Bloom, Canning & Finlay (2013), qui critiquent

la spécification du modèle d'Acemoglu & Johnson: Selon eux, l'exclusion de l'espérance de vie initiale (en 1940) introduit un biais qui inverse les résultats, ils suggèrent que le retour à la moyenne conduit à une sous-estimation de l'effet réel. Dans une autre étude, Bloom, Canning & Sevilla (2004) utilisent la méthode des moindres carrés en deux étapes et concluent que chaque année supplémentaire d'espérance de vie génère une hausse de 4 % de la production. D'autres contributions adoptent une position plus nuancée. Shastry & Weil (2003) ainsi que Ashraf et al. (2008) admettent un lien positif mais faible, remettant en question la portée macroéconomique du concept. Cervellati & Sunde (2011) prolongent le débat en distinguant les pays selon leur situation démographique en 1940, leur étude montre que l'augmentation de l'espérance de vie accélère la croissance dans les pays post-transition démographique, tandis que l'effet est inverse (et parfois non significatif) dans les pays pré-transition. Hansen (2012) affine cette lecture en s'inspirant des mêmes transitions: la relation entre espérance de vie et revenu par tête suivrait une forme en U, avec une phase descendante dans les étapes primaires de développement, et ensuite une phase ascendante.

2. Méthodes d'analyse

2.1. Spécification du modèle

2.1.1. Modèle théorique

La théorie dans laquelle s'inscrit notre modèle de croissance économique est celle des néoclassiques qui part d'une fonction de production. Dans la fonction de production néoclassique, les sources de la croissance sont l'accumulation des facteurs de production et l'amélioration de la productivité globale des facteurs.

Le point de départ de notre modélisation est donc la fonction de production Cobb-Douglas définie de la façon suivante :

$$Y_{it} = f(A_{it}, K_{it}, L_{it}) \quad (1)$$

On a donc :

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (2)$$

Où désigne Y_{it} le PIB réel par habitant dans le pays i à l'année t ; L_{it} est la force de travail ; K_{it} est le stock de capital physique ; et A_{it} la productivité globale des facteurs reflétant le niveau de la technologie et l'efficacité de l'économie

Nous posons donc la relation :

$$A_{it} = A_0 PTM_{it}^{\theta} ESV_{it}^{\lambda} \quad (3)$$

Où PTM_{it} est une mesure du niveau de développement du système médicale, ESV représentant l'espérance de vie à la naissance et A_0 est un terme constant.

En substituant l'équation (3) dans l'équation (1), nous obtenons l'équation (4)

$$Y_{it} = A_0 PTM_{it}^{\theta} ESV_{it}^{\lambda} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (4)$$

En appliquant le logarithme à l'équation (4), nous obtenons l'équation (5) suivante :

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A_0) + \ln(PTM_{it}^{\theta}) + \ln(ESV_{it}^{\lambda}) + \ln(K_{it}^{\alpha}) + \ln(L_{it}^{\beta})$$

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A_0) + \theta \ln(PTM_{it}) + \lambda \ln(ESV_{it}) + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) \quad (5)$$

Dérivons l'équation (5) par rapport au temps, nous trouvons l'équation (6) ci-dessous :

$$y_{it} = a_0 + \theta p_{tm_{it}} + \lambda esv_{it} + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Où y_{it} , $p_{tm_{it}}$, esv_{it} , k_{it} et l_{it} désignent respectivement le taux de croissance du PIB, le développement du système médicale, l'espérance de vie à la naissance, le stock de capital et du nombre de travailleurs, a_0 est une constante, θ , λ , α et β représentent les élasticités. Selon la théorie. θ est supposé être respectivement positif étant donné que le développement du système de santé se répercute sur la croissance économique.

Les termes suivants η_i , v_t et ε_{it} sont ajoutés au modèle et représentent respectivement l'effet spécifique individuel, temporel et le terme de l'erreur. Cela nous permet de voir dans quelle mesure l'espérance de vie à la naissance affecte la croissance économique. La prise en compte de ces variables en interaction (développement système médical et espérance de vie) nous permet d'obtenir la spécification non linéaire suivante déduite du modèle précédent :

$$y_{it} = a_0 + \theta p_{tm_{it}} + \lambda esv_{it} + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma p_{tm_{it}} * esv_{it} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Avec esv_{it} le vecteur de variables espérance de vie supposées agir de façon multiplicative avec le développement du système de santé sur la croissance économique. Ainsi, nous dégageons à partir de la relation (6), un effet marginal de la santé se présentant comme suit :

$$\frac{\partial y}{\partial p_{tm}} = \theta + \gamma esv \quad (8)$$

Cette équation nous montre que l'effet marginal du développement du système de santé sur la croissance économique dépend de l'espérance de vie. On s'attend à ce que l'espérance de vie améliore l'effet marginal de la santé, ce qui devrait se traduire par un coefficient γ négatif. L'approche courante, dans les études empiriques, pour tester l'existence d'un effet non linéaire

consiste à examiner simplement le signe et la significativité statistique du coefficient d'interaction γ . Ainsi trois (03) cas de figure se présentent à nous à savoir :

- Si θ et γ sont tous positifs (respectivement négatifs), alors le développement du système de santé a un effet positif (respectivement négatif) sur l'activité économique, et l'espérance de vie affecte favorablement (respectivement aggrave) cet impact.
- Si $\theta < 0$ et $\gamma > 0$: alors, le développement du système de santé a un effet positif sur la croissance économique mais l'espérance de vie réduit cet impact positif.
- Si $\theta > 0$ et $\gamma < 0$: alors, le développement du système de santé a un effet négatif sur la croissance économique mais l'espérance de vie atténue cet impact négatif.

Avec la condition du coefficient $\gamma < 0$, nous déduisons un niveau seuil de la variable espérance de vie diffusion au-delà duquel le développement du système de santé accélère la croissance réelle :

$$\frac{\partial y}{\partial ptm} = \theta + \gamma esv \geq 0 \quad \text{ce qui implique que : } esv^* \geq -\frac{\theta}{\gamma} \quad (9)$$

2.1.2. Modèle empirique

Le modèle empirique se réfère à l'équation (7) avec la prise en compte des dépenses en santé comme variable substitutive du progrès technologique dans le secteur de la santé nous y ajoutons l'espérance de vie et l'interaction entre ces deux variables : ce qui permet de spécifier le modèle économétrique comme suit :

$$GPIBH_{it} = \alpha_0 + \theta EHLTH_{it} + \lambda ESV_{it} + \gamma ESV_{it} \cdot EHLTH_{it} + \beta_1 TMI5_{it} + \beta_2 ITERM_{it} + \beta_3 LFBCF_{it} + \beta_4 SBC + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Cette forme d'équation ne s'identifie pas typiquement à un modèle déjà construit, néanmoins, elle se réfère particulièrement au modèle théorique de (Alhassan et al., 2020) qui stipule que l'espérance de vie présente un impact positif significatif sur le PIB réel à court et à long termes. Toutefois, le modèle économétrique ci-dessus quoiqu'intéressant ne peut être utilisé dans notre étude compte tenu de la faible taille de l'échantillon. Pour contourner le problème de la période étudiée qui est, relativement courte, l'approche du modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) de Pesaran et al. (1999) en panel dynamique sera utilisée. Le modèle ARDL se formalise de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 GPIBH_{it} = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j GPIBH_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j EHLTH_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j ESV_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j ESV_{it-j} - EHLTH_{it-j} \\
 & + \sum_{j=0}^q \beta_j TMI5_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j ITERM_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j LFBCF_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j SBC_{it-j} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (11)
 \end{aligned}$$

Cette modélisation à l'avantage de détecter une éventuelle relation de cointégration en l'absence d'intégration des variables de même ordre. Le test de cointégration peut se faire simultanément sur les variables intégrées d'ordre 1 et sur les variables intégrées d'ordre 0. Un autre avantage du modèle ARDL par rapport aux modèles à correction d'erreur classique est que les coefficients exprimant les dynamiques de court terme et de long terme peuvent être estimés simultanément. Cependant, l'application du modèle ARDL repose sur certaines hypothèses entre autres, s'assurer qu'il n'y a aucune variable intégrée d'ordre deux (I(2)). En effet, d'après Ouattara (2004), les statistiques critiques F ne sont pas valables dans cette approche en présence d'une variable I (2).

Notre travail empirique ARDL (Autoregressive Distributed Lag) est fortement inspiré des travaux de (Coulibaly, 2012 ; Mavrotas et Ouattara, 2006 ; Mangnus et Fosu, 2006) et repose sur plusieurs raisons :

- Cette approche peut être appliquée si les variables utilisées sont toutes I (1), sont toutes I (0), ou sont mutuellement intégrées ;
- D'après Pesaran et al. (2001), Le modèle ARDL concède un estimateur convergent des coefficients de long terme indépendamment du fait que les régresseurs sous-jacents sont purement I (0), I (1) ou mutuellement intégrés ;
- L'approche ARDL permet d'utiliser différents retards pour les régresseurs contrairement au modèle VAR où des retards mixtes pour les variables ne sont pas autorisés (Pesaran et al, 2001).

Nous réaliserons d'abord un test de racine unitaire afin de vérifier le niveau d'intégration de nos variables et éventuellement un test de cointégration des séries. Si toutefois, il existe une relation de cointégration entre nos variables alors le modèle de long terme et la version de correction d'erreur du modèle ARDL sera estimé. Le modèle peut être formulé comme suit :

$$\begin{aligned}
 \Delta GPIBH_{it} = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j GPIBH_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta EHLTH_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta ESV_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta ESV_{it-j} - EHLTH_{it-j} \\
 & + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta TMI5_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta ITERM_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta LFBCF_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta SBC_{it-j} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (12)
 \end{aligned}$$

Où $\varepsilon_{i,t}$ est un bruit blanc qui est non autocorrélé avec les variables explicatives différenciées et avec les valeurs retardées des variables explicatives et expliquées. La variable expliquée (PIBH)

dépend non seulement de sa propre valeur passée mais aussi des valeurs courantes et passées des variables explicatives. Les valeurs maximales de p et q sont choisies convenablement selon les critères d'informations (AIC et SC). β_i représente le vecteur de coefficient de long terme et α_i la force de rappel de l'équilibre. Ce modèle à correction d'erreur VECM dans sa version ARDL va informer de la vitesse d'ajustement vers la cible de long terme. D'après Hylleberg et Mizon (1989), la formulation du modèle à correction d'erreur (MCE) fournit une structure excellente dans laquelle il est possible d'exploiter l'information générée par les données et l'information disponible dans la théorie économique.

2.2. Source de données et description des variables

2.2.1. Source de données

La présente étude porte sur un panel constitué des 15 pays de la zone CEDEAO : Bénin, Burkina-Faso, Cap-Vert, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal, Sierra-Léon et Togo. L'échantillon est limité à la période 2000-2024 (25 années civiles) sur la base de la disponibilité des données du Fonds Monétaire International (FMI), de l'Organisation mondiale de la santé (OMS), du Fonds des Nations Unies pour l'enfance (UNICEF), de la division des Nations Unies pour la population et principalement de la Banque Mondiale (WDI,2025).

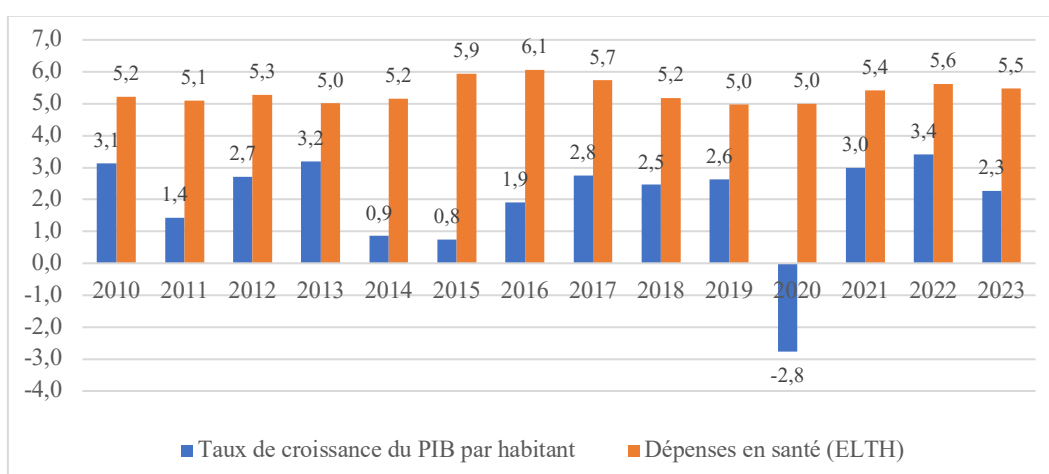
2.2.2. Description des variables de l'étude et signes attendus

La variable expliquée est le taux en pourcentage de croissance annuel du PIB. Il est rapporté aux prix du marché basé sur les devises locales constantes, l'évolution de cette variable sert d'instrument de mesure de la croissance économique dans notre étude.

Les variables explicatives sont : les dépenses de santé en pourcentage du PIB qui nous servent de variable d'analyse de l'efficacité des dépenses en soins médicaux, l'espérance de vie à la naissance (ou à l'âge 0) qui représente la durée de vie moyenne c'est-à-dire l'âge moyen au décès d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité de l'année, elle caractérise la mortalité indépendamment de la structure par âge (INSEE,2016). L'interaction entre espérance de vie et dépenses publiques en santé est une variable que nous introduisons dans le modèle pour mieux appréhender les effets croisés de ces deux variables sur l'économie régionale. Le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans : selon l'OMS, c'est la probabilité qu'un nouveau-né sur 1000 meurent avant d'atteindre l'âge de cinq ans s'il est assujéti aux taux de mortalité par âge pour l'année déterminée, c'est un indicateur fréquemment utilisé pour apprécier les conditions d'hygiène et de santé régnant dans une population et aussi pour expliquer la baisse de la fécondité. La Formation brute de capital fixe (en dollars

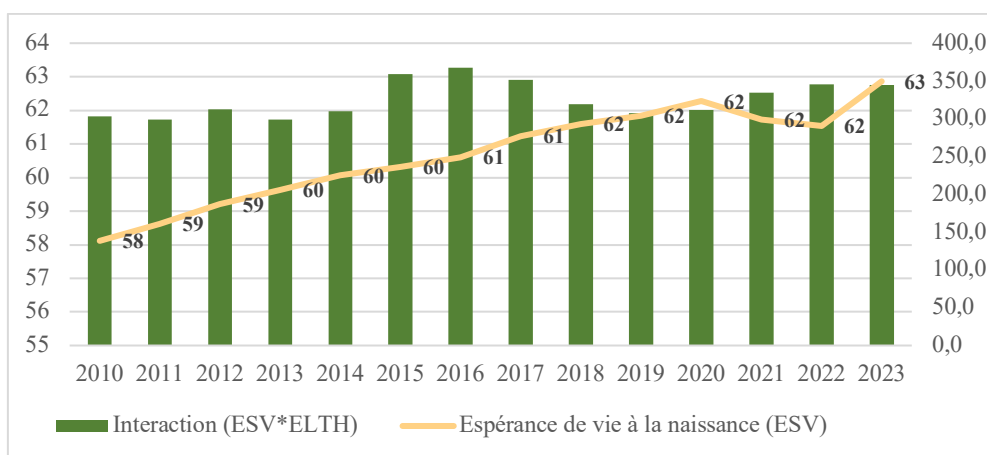
américains courants) représente la variable d'investissement. L'indice des termes de l'échange de marchandises nets est aussi une variable choisie, il est estimé par le CNUCED comme étant le rapport de l'indice de la valeur unitaire des exportations sur l'indice de la valeur unitaire des importations, mesuré sur l'année de référence 2000. La balance extérieure de biens et services (en pourcentage du PIB par la Banque mondiale) est la dernière variable. L'indice des termes de l'échange et la balance extérieure de biens et services nous servent de variables d'ouverture des pays ouest-africains sur le reste du monde.

Schéma 1 : Evolution comparée du taux de croissance du PIB et des dépenses en santé en Afrique de l'ouest



Source : Auteurs à partir des données WDI 2025

Schéma 2 : Evolution comparée de l'espérance de vie et de son interaction avec les dépenses en santé en Afrique de l'ouest



Source : Auteurs à partir des données WDI 2025

Un tableau récapitulatif présente les variables utilisées, les sources de données correspondantes ainsi que les signes attendus dans l'analyse économétrique.

Tableau 1 : Description des variables de l'étude et signes attendus

Nom	Description	Sources	Signe attendu
GPIB	Taux de variation du Produit Intérieur Brut	WDI	
EHLTH	Dépenses courantes de santé (% du PIB)	WDI	Positif
ESV	Espérance de vie à la naissance	WDI/ONU	Positif
ESV*EHLTH	Interaction entre espérance de vie et dépenses courantes de santé	WDI	Positif
TMI5	Taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans	WDI/UNICEF/OMS	Négatif
ITERM	Indice des termes de l'échange de marchandises nets	FMI	Positif ou négatif
FBCF	Formation Brute du Capital Fixe (% du PIB)	WDI	Positif
SBC	Balance extérieure des biens et services (% du PIB)	WDI	Positif ou négatif

Source : Auteurs à partir des données du WDI et du FMI (2025).

3. Analyse et interprétations des résultats

3.1. Statistiques descriptives

L'analyse descriptive révèle notre panel n'est pas cylindré : le nombre d'observations par variable part de 305 à 375. Le taux de variation du Produit Intérieur Brut est en moyenne de 1,85 avec un minimum de -30,7 et un maximum de 23,94. La moyenne de l'espérance de vie est 58,76 avec un minimum de 45,05 et un maximum de 76,6. Les dépenses de santé ont une moyenne de 5,23 et varient de 2,32 à 20,41. La variable croisée de l'espérance de vie et des dépenses de santé présente une moyenne de 305 et oscillent entre 119,37 et 1167,42.

Tableau 2 : Statistique descriptive des variables du modèle

Variabiles	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
GPIBH	375	1,849513	4,13562	-30,69935	23,94092
ESV	360	58,76196	5,937788	45,05	76,593
EHLTH	345	5,234885	2,551191	2,320522	20,41341
ESV_EHLTH	345	304,9941	145,1651	119,3714	1167,423
TMI5	375	103,1656	43,2174	11,6	228,5
ITERM	315	118,7383	36,15701	21,3967	224,3545
FBCF	335	21,23998	1,696815	15,75775	25,70652
SBC	305	-10,7178	9,713165	-53,09644	23,0593

Source : Calculs des auteurs à partir des données WDI (2025)

Le tableau suivant expose la matrice de corrélation, permettant d'identifier d'éventuels liens de colinéarité entre les variables retenues dans le modèle à estimer.

Tableau 3: Matrice de multicollinéarité

	PIBH	ESV	EHLTH	ESV_EHLTH	TMI5	ITERM	EPARG
PIBH	1,0000						
ESV	0.5626	1,0000					
EHLTH	-0.2605	-0.1322	1,0000				
ESV_EHLTH	-0.1420	0.0827	0.9737	1,0000			
TMI5	-0.5935	-0.9075	0.2337	0.0337	1,0000		
ITERM	0.2936	0.0282	-0.3105	-0.2960	-0.1195	1,0000	
EPARG	0.4127	0.3125	-0.2717	-0.2960	-0.2337	0.3010	1,0000

Source : Calcul des auteurs à partir des données WDI 2025

De plus, la présence de multicollinéarité est confirmée par le calcul des Variance Inflation Factors (VIF). Le calcul du VIF est consigné dans le tableau en annexe. La lecture du tableau révèle que le VIF présente une valeur supérieure à 10 hormis les variables TMI5, ITERM et EPARG mais la moyenne des VIF est égale à 56,51 ce qui est supérieure à 2. Ceci permet de conclure qu'il a effectivement un problème de multicollinéarité qui risque d'affecter significativement l'estimation du modèle.

3.2. Résultats des tests économétriques

3.2.1. Test des effets individuels

Il s'agit de faire le choix entre un modèle pooled ou un modèle à effets spécifiques. C'est un test qui permet de justifier s'il est opportun d'estimer le modèle sur données de panel ou s'il faut plutôt estimer le modèle pays par pays.

H_0 : absence d'effets H_1 : présence d'effets

Tableau.4: Spécification du modèle

Test de Fisher	Obs.	Statistique du test	P-value
Spécification des effets individuels	286	2,31	0,064*

(***) seuil de significativité à 1%.

Source : Calcul des auteurs à partir des données WDI 2025

Le résultat du test de Fisher montre que la statistique de Fischer : $F(7,337) = 104,03$ confirme l'hétérogénéité des individus puisque la p-value (0,000) < 1%. Les effets introduits sont significatifs, ceci nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effet.

3.2.2. Test de stationnarité des séries

Nous procédons aux tests de Pesaran (2004) et de Breuchs-Pagan. Les tests d'indépendance interindividuelle de Pesaran (2004) et de celui de Breucsh-Pagan consistent à tester l'existence de dépendances entre les individus du panel. Les hypothèses de ces tests sont les suivantes :

H_0 : indépendance individuelle H_1 : dépendance individuelle

Ainsi, une p-value supérieure à 0,05 entraîne le non rejet de l'hypothèse nulle. Les résultats de la mise en œuvre de ces tests sont les suivant :

Tableau 5: Test dépendance entre les variables

Tests	Test indépendance interindividuelle	
	Statistique (Chi (2))	P-value
Breusch-Pagan	125,005	0,0105**
Pesaran	2,237	0,0253**

(***) seuil de significativité à 1%

Source : Calcul de l'auteur à partir des données WDI (2025).

Test de stationnarité avec et sans tendance

H₀ : La variable n'est pas stationnaire

H₁ : La variable est stationnaire

Tableau 6: Test de stationnarité avec et sans tendance

Variables	A niveau		En différence première		Stationnaire	Ordre d'intégration
	Stat-ADF	Stat-PP	Stat-ADF	Stat-PP		
Test de stationnarité sans tendance						
GPIBH	0,000***	0,000***		0,000***	Oui	I(0)
ESV	0.0327**	0,0002***			Oui	I(0)
EHLTH	0,4202	0,4511	0,000***	0,000***	Oui	I(1)
ESV_EHLTH	0,5255	0,5937	0,000***	0,000***	Oui	I(1)
TMI5	0,000***	0,000***			Oui	I(0)
ITERM	0,0296**	0,3251		0,000***	Oui	I(1)
LFBCF	0,3936	0,0713*	0,000***		Oui	I(1)
SBC	0,1443	0,000***	0,000***		Oui	I(1)
Test de stationnarité avec tendance						
GPIBH	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	Oui	I(0)
ESV	0,9996	0,9837	0,000***	0,000***	Oui	I(1)
EHLTH	0,2655	0,0955*	0,000***		Oui	I(1)
ESV_EHLTH	0,1452	0,0739*	0,000***		Oui	I(1)
TMI5	0,0000***	0,0000***			Oui	I(0)
ITERM	0,0019**	0,4182		0,000***	Oui	I(1)
LFBCF	0,6351	0,0000**	0,000***		Oui	I(1)
SBC	0,1471	0,0675*	0,000***			I(1)
	(*) seuil de significativité à 10%					
	(**) seuil de significativité à 5%					
	(***) seuil de significativité à 1%					

Source : Calculs des auteurs à partir des données WDI 2025

3.2.3. Test de cointégration

H_0 : Pas de cointégration entre les variables. H_1 : Existence d'une cointégration.

Tableau 7 : Test de cointégration de Kao

	Statistique	P-value
Modified Dickey-Fuller t	-12,4490	0,000***
Dickey-Fuller t	-12,5112	0,000***
Augmented Dickey-Fuller t	-5,842	0,000***
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-19,124	0,000***
Unadjusted Dickey-Fuller t	-13,591	0,000***

(*) seuil de significativité à 10% (**) seuil de significativité à 5%

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale (WDI 2025).

3.2.4. Test de causalité

H_0 : X ne cause pas Y au sens de Granger. H_1 : X cause Y au sens de Granger

Tableau 8 : Test de non-causalité au sens de Granger

Test de non-causalité au sens de Granger		
Relation de causalité	Statistique	P-value
L'espérance de vie ne cause pas le PIB par habitant	3,017	0,003**
La mortalité des enfants de moins de 5 ans ne cause pas le PIB par habitant	6,623	0,000***
Les dépenses publiques en santé ne causent pas le PIB par habitant	2,266	0,023**
L'interaction entre l'espérance de vie et les dépenses publiques de santé ne cause pas le PIB par habitant	1,98	0,048**

(**) seuil de significativité à 5%

(***) seuil de significativité à 1%

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale (WDI 2025).

3.3. Estimation du modèle

Nous estimons l'équation (12) pour l'ensemble de l'échantillon avec les estimateurs de moyenne de groupe agrégée (PMG), de moyenne de groupe (MG) et d'effets fixes dynamiques (DFE), puis nous appliquons le test de Hausman pour déterminer s'il existe des différences significatives entre ces trois estimateurs. Le résultat des estimations réalisées à partir de ces trois estimateurs précédemment définis sont récapitulés dans le tableau qui suit :

Tableau 9: Estimation du modèle ARDL

Résultats de l'estimation du modèle ARDL avec l'estimateur PMG			
Variables	Coefficients	Ecart-types	Probabilités
<i>Variable dépendante : Taux de croissance du PIB</i>			
Résultat de long terme			
ESV	3,576	0,416	0,000***
EHLTH	7,829	1,506	0,000***
ESV*EHLTH	-0,141	0,026	0,000***
TMI5	0,326	0,036	0,000***
ITERM	0,065	0,011	0,000***
FBCF	0,516	0,645	0,424
SBC	-0,111	0,036	0,002**
Résultat de court terme			
ECT_pmg	-1,059	0,113	0,000***
D(ESV)	-3,243	1,773	0,067*
D(EHLTH)	-46,428	22,54	0,039**
D(ESV*EHLTH)	0,705	0,324	0,030**
D(TMI5)	-0,837	0,662	0,206
D(ITERM)	0,019	0,041	0,635
D(FBCF)	2,878	1,743	0,099*
D(SBC)	0,143	0,085	0,091*
Constante	-282,46	30,866	0,000***
Nombre d'observation		272	
Nombre de panel		14	
Significativité globale du modèle		0,000**	

Source : Auteurs à partir de nos estimations.

Le modèle est globalement très significatif (probabilité = 0,000), ce qui indique qu'il explique bien les variations du taux de croissance du PIB. L'estimateur PMG est particulièrement adapté pour les données de panel, car il permet aux relations de court terme d'être spécifiques à chaque pays, tout en contraignant les coefficients de long terme à être identiques pour tous, ce qui est souvent une hypothèse réaliste. En outre, le coefficient associé à la force de rappelle est négatif (-1,059) et significatif au seuil de 1% : ceci indique qu'environ 106% du déséquilibre par rapport à la relation de long terme est corrigé en une période, ce qui implique un retour rapide vers l'équilibre. C'est-à-dire que le modèle ARDL dans sa version à correction d'erreur est valide car la relation d'équilibre vers laquelle l'économie converge est bien réelle.

3.4. Tests de robustesse et de validation du modèle

H_0 : Pas d'autocorrélation des résidus H_1 : Présence d'autocorrélation

Tableau 10 : Test de Wooldridge et test de Breusch-Pagan

Tests	Statistique	Degré de liberté	P-value
Autocorrélation des résidus			
Test de Wooldridge	0,812	13	0,384
Test d'homoscédasticité des résidus			
Test de Breusch-Pagan	653,49	14	0,000

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale (WDI 2025)

Les résultats du test de Wooldridge indiquent une p-value de 0,384, largement supérieure au seuil usuel de 5 %. L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation ne peut donc pas être rejetée. Il en découle que les erreurs du modèle ne présentent pas de dépendance sérielle significative, ce qui écarte tout problème d'autocorrélation. En revanche, le test de Breusch-Pagan d'homoscédasticité révèle une p-value quasi nulle ($< 0,01$), ce qui conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Autrement dit, les résidus souffrent d'hétéroscédasticité, traduisant une variance non constante des erreurs. Cette situation peut entraîner un biais dans l'estimation des écarts-types et, par conséquent, affecter la validité des tests de significativité. Une correction du modèle a donc été appliquée afin de remédier à ce problème. Le tableau ci-après présente les résultats du test d'homoscédasticité après correction.

H_0 : Homoscédasticité des résidus H_1 : Hétéroscédasticité des résidus

Tableau 11 : Test de Breusch-Pagan

Tests	Statistique	Degré de liberté	P-value
Test d'homoscédasticité des résidus			
Test de Breusch-Pagan	0,02	1	0,876

Source : Calculs des auteurs à partir des données WDI 2025

Le test de Breusch-Pagan d'homoscédasticité confirme l'absence d'hétéroscédasticité car la probabilité du test est de 0,876, validant ainsi l'hypothèse de variance constante des erreurs. Dans l'ensemble, ces résultats attestent de la robustesse et de la fiabilité des estimations obtenues.

Tableau 12 : Matrice de corrélation

	GPIBH	ESV	EHLTH	ESV EHLTH	TMI5	ITERM	FBCF	SBC
PIBH	1,0000							
ESV	0,1028	1,0000						
EHLTH	-0,587	-0,1074	1,0000					
ESV_EHLTH	-0,0441	0,1069	0,9737	1,0000				
TMI5	-0,827	-0,9111	0,2029	0,0024	1,0000			
ITERM	0,0702	0,0336	-0,3105	-0,2953	-0,1195	1,0000		
FBCF	0,1513	0,0448	-0,3951	-0,3744	-0,1758	0,6530	1,0000	
SBC	-0,0825	-0,449	-0,2812	-0,3779	0,2744	-0,3845	0,3757	1,000

Source : Calcul des auteurs à partir des données WDI 2025

De plus, la présence de multicollinéarité est confirmée par le calcul des Variance Inflation Factors (VIF). Le calcul du VIF est consigné dans le tableau suivant :

Tableau 13 : Résultats du test de variance inflation factor (VIF)

Variable	VIF	1/VIF
EHLTH	174,67	0,005725
ESV_EHLTH	166,33	0, 006012
ESV	15,84	0, 063140
TMI 5	6,78	0, 147549
FBCF	2,00	0, 498796
ITERM	1,97	0,507740
SBC	1,71	0,583500
Mean VIF	52 ;76	

Source : Calcul des auteurs à partir des données WDI 2025

3.5. Analyse, interprétation des résultats et discussion

Cette sous-section présente l'analyse et l'interprétation des résultats empiriques du modèle estimé, en distinguant d'abord les relations de long terme, puis les dynamiques de court terme.

- Relation de long terme

L'analyse des coefficients du modèle ARDL met en évidence l'importance du capital humain, à travers la santé et la longévité, comme déterminant majeur de la croissance économique en Afrique de l'Ouest à long terme.

- Espérance de vie à la naissance (ESV) : le coefficient estimé est positif (3,58) et hautement significatif au seuil de 1%M. Cela signifie qu'une amélioration de l'espérance de vie stimule la croissance économique à long terme. Concrètement, une hausse d'un point de pourcentage de l'espérance de vie se traduit par une progression d'environ 3,58 points du taux de croissance du PIB, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat confirme que l'allongement de la durée de vie accroît la productivité et favorise l'accumulation de capital humain, moteurs essentiels du développement.

- Dépenses de santé (EHLTH) : l'effet est également positif (7,83) et significatif au seuil de 1 %. Une augmentation d'un point de pourcentage des dépenses de santé conduit, à long terme, à une hausse d'environ 7,83 points de pourcentage du taux de croissance. Ce résultat traduit l'importance des investissements dans la santé publique pour améliorer la qualité de la main-d'œuvre, réduire l'absentéisme et renforcer la capacité productive des populations.
- Terme d'interaction entre espérance de vie et dépenses de santé (ESV*EHLTH) : le coefficient est négatif (-0,14) et significatif au seuil de 1 %. Ce résultat suggère que les effets positifs de l'espérance de vie et des dépenses de santé ne s'additionnent pas intégralement. Au contraire, leur combinaison génère des rendements décroissants, traduisant un effet de substitution ou de saturation. Ainsi, une augmentation simultanée d'un point de pourcentage de l'espérance de vie et des dépenses de santé réduit la croissance économique de 0,14 point, toutes choses égales par ailleurs. Cette dynamique révèle la nécessité d'une allocation plus efficiente des ressources dans le secteur de la santé, afin d'éviter les effets de surcoût et d'assurer une complémentarité optimale entre longévité et investissement sanitaire.

L'examen des autres variables incluses dans le modèle ARDL met en évidence des résultats nuancés, parfois conformes aux prédictions théoriques, parfois révélateurs de spécificités structurelles.

- Taux de mortalité infantile des moins de 5 ans (TIM5) : le coefficient estimé (0,33) est positif et non conforme aux attentes théoriques, indiquant qu'une hausse du taux de mortalité infantile est associée à un regain de croissance économique à long terme. En d'autres termes, une mortalité infantile élevée reflète une faiblesse du capital humain, limitant la productivité et freinant le développement économique. On peut également expliquer ce phénomène par la prolongation des conflits latents (les crises socio-politiques, les groupes terroristes armés les conflits armés, La ceinture de coups d'État au Sahel)
- Termes de l'échange (ITERM) : l'effet de cette variable est positif (0,07) et cohérent avec la théorie économique. Une amélioration de 1% du rapport prix des exportations/prix des importations accroît le taux de croissance du PIB d'environ 0,07 point de pourcentage à long terme. Bien que modeste, cet impact souligne l'importance des conditions du commerce international pour stimuler la croissance, particulièrement dans les économies ouvertes et dépendantes des exportations de matières premières.

- Formation brute de capital fixe (FBCF) : contrairement aux attentes, la variable proxy de l'investissement n'est pas significative à long terme. Ce résultat peut s'expliquer par la qualité insuffisante de certains investissements, souvent orientés vers des projets peu productifs, ou encore par le fait que ses effets soient absorbés par d'autres variables explicatives. Cela suggère que l'accumulation de capital physique seule ne garantit pas nécessairement une croissance soutenue sans amélioration simultanée de la gouvernance et de la productivité des investissements.
- Balance extérieure des biens et services (SBC) : le coefficient estimé est négatif et statistiquement significatif au seuil de 5 %. Ainsi, une amélioration d'un point de pourcentage du solde de la balance des biens et services se traduit par une baisse du taux de croissance économique, bien que l'effet soit relativement faible. Ce résultat paradoxal pourrait refléter une situation où l'excédent courant découle d'une contraction des importations (notamment d'intrants et de biens d'équipement nécessaires à la production), plutôt que d'un véritable dynamisme des exportations.

Dans l'ensemble, ces résultats mettent en lumière que la croissance économique de long terme en Afrique de l'Ouest reste fortement influencée par la qualité du capital humain et par la structure des échanges extérieurs, tandis que l'efficacité des investissements et la dynamique du solde courant posent encore des défis structurels.

- **Dynamique de Court Terme**

Ce point analyse la relation de court terme et met en évidence la manière dont l'économie réagit aux chocs avant de converger vers son équilibre de long terme.

Les résultats montrent qu'une hausse de l'espérance de vie et des dépenses de santé exercent un impact négatif immédiat sur la croissance économique. Plus précisément, une augmentation de 1 % de l'espérance de vie et des dépenses de santé entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du taux de croissance de respectivement 3,24 et 46,43 points de pourcentage. Ces effets peuvent s'expliquer, d'une part, par le poids économique d'une population vieillissante et moins productive, et d'autre part, par les coûts budgétaires importants liés aux dépenses de santé, qui constituent un frein à court terme avant que leurs bénéfices ne se matérialisent à plus long horizon.

Toutefois, contrairement aux résultats de long terme, l'interaction entre l'espérance de vie et les dépenses de santé devient significative et positive à court terme. L'accroissement simultané de ces deux variables engendre des synergies qui atténuent leurs effets négatifs individuels, avec une amélioration de la croissance de 0,7 point de pourcentage.

Par ailleurs, l'investissement joue pleinement son rôle moteur dans la dynamique de court terme. Une hausse de 1 % de la formation brute de capital fixe stimule la croissance économique de 2,88 points de pourcentage, traduisant un effet positif sur la demande et les capacités de production. De même, une amélioration de la balance extérieure des biens et services contribue positivement à la croissance (+0,14 point), probablement via un regain de confiance des marchés, alors que son effet de long terme apparaît défavorable.

3.6. Discussions

Les résultats confirment une relation positive et significative entre espérance de vie et croissance économique à long terme. Une hausse d'un point de l'espérance de vie accroît le PIB d'environ 3,6 points, tandis qu'une augmentation des dépenses de santé améliore la croissance de près de 7,8 points. Toutefois, l'interaction entre les deux variables présente un effet négatif, révélant des rendements décroissants lorsque les investissements dans la santé ne s'accompagnent pas d'une efficacité institutionnelle suffisante : ces résultats suggèrent que la longévité et les dépenses de santé favorisent la croissance seulement si elles s'intègrent dans une politique globale d'amélioration du capital humain.

En définitive, l'analyse souligne l'importance des investissements sociaux, en particulier dans le secteur de la santé, pour soutenir la croissance à long terme en Afrique de l'Ouest, tout en attirant l'attention sur leurs coûts immédiats. Elle met ainsi en évidence la nécessité d'améliorer l'efficacité des politiques publiques afin de réduire les effets négatifs de court terme et de maximiser leur contribution future au développement économique.

Conclusion

Cette étude vise à évaluer les effets des dépenses courantes de santé et de l'espérance de vie sur la croissance économique en Afrique de l'Ouest. À partir des données du *World Development Indicators* (Banque mondiale, 2025) sur la période 2000–2024, nous avons étudié les effets de l'espérance de vie, des dépenses courantes de santé, ainsi que leur interaction, sur la croissance par habitant dans les pays de la CEDEAO, en mobilisant un modèle ARDL à correction d'erreur. Les résultats montrent une corrélation positive et significative entre l'espérance de vie et la croissance économique à long terme, confirmant les travaux de Preston (1975), Zhang & Zhang (2005) et Lorentzen et al. (2008) et Les dépenses de santé exercent également un effet positif sur la croissance à l'image des travaux de Babatunde (2014) et Sahnoun (2018) mais leur interaction avec l'espérance de vie produit un effet paradoxalement négatif à long terme. Cette dissonance pourrait refléter une inefficacité des politiques sanitaires, une mauvaise allocation des ressources ou encore une faible intégration des programmes de

santé dans les stratégies de développement. Dans ce contexte, il faudra renforcer l'espérance de vie passe par une amélioration qualitative des politiques de santé, une meilleure gestion des ressources, et une efficacité accrue dans les dépenses publiques. Le cas du Cap-Vert, avec une espérance de vie avoisinant les 77 ans en 2017, contraste avec celui de la Côte d'Ivoire, pourtant locomotive économique de l'UEMOA, mais affichant les plus faibles indicateurs sanitaires de l'union (Fall, 2017). Au regard des analyses précédentes, la nécessité d'apporter des améliorations en vue de renforcer l'espérance de vie des populations ouest-africaines demeure d'actualité notamment dans les pays continentaux étant donné que le Cap-Vert est sur la bonne voie avec une espérance de vie qui culmine en 2017 à près de 77 ans (Banque mondiale 2022) tandis que le pays le plus avancé de l'UEMOA (Côte-d'Ivoire) a l'espérance de vie la plus faible de cette union économique (Fall, 2017). Aussi l'engagement des dépenses publiques en matière de santé doit-il être épris d'efficacité, d'efficience et d'effectivité dans l'allocation et la gestion des fonds et des ressources matérielles et humaines disponibles : ceci doit aller de pair avec la formation des agents et cadres de santé en amont et en continu. La promesse d'allouer 15% de leur budget national à la santé selon les recommandations d'Abuja en 2001 doivent être tenues. Le rapport entre les dépenses publiques de santé et les dépenses publiques générales dépasse rarement 20 % et il est inférieur à 10 % dans la plupart des pays, y compris la quasi-totalité des pays de l'Afrique (Musgrove et al., 2002). La saine gestion des ressources allouées à la santé pourra concourir à faire baisser la mortalité infanto-juvénile et bonifier les différentes politiques d'amélioration de la santé de la mère et de l'enfant et les faire converger dans la région même si à ce niveau-là notre étude s'avère non concluante. Cet essai s'intéressant à l'espérance de vie à la naissance et son influence sur la croissance économique dans les Etats de l'Afrique de l'ouest pourrait s'étendre à l'espérance de vie en bonne santé.

En somme, au terme de la présente étude, il apparaît que l'espérance de vie à la naissance se renforçant, ses répercussions combinées avec une fécondité relativement élevée conduisent à examiner une éventuelle contribution au bonus démographique et ses corollaires qui demeurent d'actualité en Afrique et en particulier dans la partie occidentale du continent.

Ce travail peut être encore approfondi et étendu à la prise en compte d'un nombre d'années plus grand et également de l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) ou de l'espérance de vie en bonne santé (perçue),: une autre étude allant dans ce sens permettra peut-être de mieux cerner les contours d'une embellie de l'économie en Afrique de l'ouest.

Références bibliographiques

- Acemoglu D & Johnson S., (2007). Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 115, No. 6 (December), pp. 925-985. University of Chicago Press.
- Arthur, E & Oaikhenan, H. E. (2017). The Effects of Health Expenditure on Health Outcomes in Sub-Saharan Africa (SSA). *African Development Review*, Vol. 29, No. 3, 2017, 524–536
- Azomahou, Th, Boucekkine, R. & Diene, B., (2009). A closer look at the relationship between life expectancy and economic growth. *International Journal of Economic Theory* Volume 5 pp 201–244, Issue 2
- Bathily. B & Gueye A.B., (2023). Dépenses publiques de santé et croissance économique en Afrique Subsaharienne : une analyse de long terme par la méthode de panel VAR *African Scientific Journal*, 3(18), 215. <https://doi.org/10.5281/zenodo.8063838>
- Bloom, D.E & Canning, D., (2005). Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence. Working Paper no. 42 (February), Center Democracy, Development, and Rule of Law, Stanford Inst. Internat. Studies, Stanford, CA.
- Casper, A., Hansen W. & Lars Lønstrup, L., (2003). The Rise in Life Expectancy and Economic Growth in the 20th Century. *The Economic Journal*, Volume 125, Issue 584, May 2015, pp 838–852.
- Cervellati, M. & Sunde, U. (2011a). Life expectancy and economic growth: The role of the demographic transition. *Journal of Economic Growth*, 16(2), 99.133.
- Chaarouk, O. (2025). Dépenses de santé et croissance économique : Une revue de littérature. [RMD] *RevistaMultidisciplinar*, 7(2), 197–220. <https://doi.org/10.23882/rmd.24251>
- Fall, N. (2017). Santé et croissance économique dans les pays de l'union économique et monétaire ouest africain (UEMOA). *Revue : Interventions Economiques. Hors-série/ Transformations. L'Afrique est-elle partie ? Bilan et perspectives de l'intégration africaine.* Groupe de la Banque africaine de développement. (2020). Faire face à la pandémie de COVID-19. Perspectives économiques en Afrique de l'Ouest.
- Hansen, C. W. & Lønstrup, L. (2015). The rise in life expectancy and economic growth in the 20th century. *Economic Journal*, 125, 838–852.
- Karabou E. F, Adeve, K.A. & Tsomdzo, K.A. D., (2021). Dépenses publiques de santé, état de santé et croissance en Afrique subsaharienne : Cas de l'Afrique de l'est et de l'ouest. *African Development Review*. Volume 33, Issue 2 pp 397-407.

Menjo Baye, F. , Ngah E.B. & Ndenzako, J., (2023), Impacts des investissements réalisés dans le secteur de la santé sur l'emploi et la croissance économique : Une analyse basée sur le modèle autorégressif à retards échelonnés en panel (ARDL) appliquée à l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) : Genève, BIT.

Messaili, M. & Kaïd Tlilane, N. (2017). Dépenses publiques de santé et santé de la population en Algérie : une analyse économétrique. Dans *Santé Publique* 2017/3 (Vol. 29), pages 383 à 392. Afrique, santé publique & développement.

Sahnoun, M. (2018). Does Health Expenditure Increase Economic Growth: Evidence from Tunisia. *Romanian Economic Journal*, 20(67).

World Bank, (2022). *Worldwide Development Indicators 2022*.