

**Mohamed Tidjane KINDA**  
UFR Science Economique et de Gestion  
Université Ouaga II  
Email : kindatidjane@yahoo.fr

**Farida KOINDA**  
UFR Science Economique et de Gestion  
Université Ouaga II  
Email : koinda.farida@gmail.com

## **Dynamique économique et dépenses publiques de santé au Burkina Faso**

**Résumé :** Cette recherche examine le lien entre les dépenses publiques de santé et la croissance économique du Burkina Faso sur la période 1980 à 2013. Afin d'atteindre l'objectif de la recherche, le test de cointégration du modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) de Pesaran et al. (2001) a été appliqué. Ce modèle montre que les dépenses publiques de santé et la croissance économique évoluent ensemble dans le long terme. En plus, l'élasticité-revenu des dépenses publiques de santé est supérieure à l'unité. Par conséquent, nos résultats soutiennent l'hypothèse de Wagner, ce qui implique que la santé est un bien de luxe au Burkina Faso. Du point de vue de politique économique, le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) révèle une causalité unilatérale allant de la croissance économique aux dépenses publiques de santé au Burkina Faso.

**Mots clés :** Dépenses publiques de santé, Croissance économique, Hypothèse de Wagner, Burkina Faso.

### ***Economic dynamic and public health expenditure in Burkina Faso***

**Abstract:** This study examines the link between public health expenditure and economic growth in Burkina on the period 1980 to 2013. The AutoRegressif Distributed Lag (ARDL) model of Pesaran and al. (2001) has been applied and shows that the public health expenditure and the economic growth are moving together in the long-run. In addition, the income elasticity of the demand for health is more than unity. Therefore, our findings support Wagner's hypothesis, which implies that health is a luxury goods in Burkina Faso. From policy view point, Toda and Yamamoto causality test, reveals unilateral causality running from economic growth to public health expenditure in Burkina Faso.

**Keywords:** Public health expenditure, Economic growth, Wagner's Hypothesis, Burkina Faso

**JEL Classification:** H51 - I15 - O40.

## 1. Introduction

Les économistes s'accordent sur la nécessité de réaliser une croissance économique forte pour réduire la pauvreté dans les pays en développement. Les dépenses en santé pour l'acquisition d'un meilleur état de santé sont l'un des facteurs moteurs de cette croissance économique (Grossman, 1972). Le développement économique d'un pays est remis en cause quand la santé de la population, notamment celle active est dégradée. La santé, selon la définition de l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS, 1946) n'est pas seulement l'absence de maladie ou d'infirmité, mais elle est un état de complet bien-être physique, mental et social. La possession du meilleur état de santé que tout être humain soit capable d'atteindre constitue l'un de ses droits fondamentaux, quelles que soient sa race, sa religion, ses opinions politiques, sa condition économique ou sociale. Ce meilleur état de santé est capital au bien-être humain et au développement économique et social durable. Cela a été reconnu il y a plus de 30 ans par les signataires de la Déclaration d'Alma Ata (1978), qui ont souligné que la santé pour tous contribuerait à une meilleure qualité de vie ainsi qu'à la paix et à la sécurité à l'échelle mondiale. Le droit à la meilleure santé peut être acquis à travers les dépenses personnelles en matière de santé, les dépenses publiques ou les politiques publiques menées pour promouvoir et protéger la santé. L'amélioration de la santé dans un pays pourrait donc être le résultat du poids de ses dépenses publiques de santé et de l'évolution de sa croissance économique.

Le débat sur le lien croissance économique et dépenses publiques de santé est au centre d'une controverse. Deux thèses s'opposent quant au sens de causalité entre les deux variables. Pour Wagner (1883), c'est la croissance économique qui cause la hausse des dépenses publiques et non l'inverse. En effet, selon Wagner, l'augmentation des dépenses publiques s'explique par l'apparition de deux catégories de nouveaux besoins : plus l'économie se développe, plus l'État doit investir en infrastructures publiques et d'autre part, plus le niveau de vie de la population augmente, plus celle-ci accroît sa consommation de biens dits supérieurs, comme les loisirs, la culture, l'éducation, la santé, etc. qui sont des biens dont l'élasticité revenu est supérieure à l'unité. Cependant, la théorie keynésienne et les théories de la croissance endogène quant à elles défendent l'idée selon laquelle les dépenses publiques sont source de croissance économique.

Empiriquement, de nombreuses études ont été menées pour la vérification de ces théories mais les résultats restent mitigés. Certains auteurs (Mushkin, 1962 ; Grossman, 1972) trouvent que les dépenses publiques en santé causent la croissance économique, d'autres (Rao et al., 2008 ; Tang, 2010) par contre aboutissent à la conclusion selon laquelle le sens de causalité va de la croissance économique aux dépenses publiques de santé.

Conscient du lien qui existe entre « dépenses publiques de santé » et « croissance économique », au regard de ses objectifs de développement et de croissance économique, le Burkina Faso fait de la santé une préoccupation majeure dans ses

politiques. Le pays adopta depuis 2001 un Plan National de Développement Sanitaire (PNDS) qui est un instrument précieux pour le développement du capital humain, en vue de la croissance et du développement durable (Ministère de la Santé, 2011).

Les efforts fournis au cours de la décennie écoulée, ont permis une amélioration continue des dépenses publiques de santé. La part du budget de l'Etat consacrée au secteur de la santé qui était à 7,07% en 2000, est passée de 12,13% en 2007 à 15,21% en 2008 (CNS, 2008), pour atteindre 15,46% en 2011 (OMS, 2013).

Malgré ces sommes considérables allouées au secteur de la santé, les indicateurs de santé au Burkina Faso restent relativement faibles comparativement à certains pays. L'espérance de vie à la naissance est estimée à 55,44 ans en 2011 (Banque Mondiale, 2013)<sup>1</sup>, alors qu'elle était de 60,78 ans et 58,94 ans respectivement au Ghana et Benin, deux pays côtiers voisins du Burkina Faso. En ce qui concerne les pays de l'Afrique Subsaharienne et les pays pauvres très endettés, elle était en moyenne, respectivement à 55,92 ans et 59,08 ans. Les taux de mortalité maternelle et infantile restent encore élevés. Le taux de mortalité maternelle se situait à 340 pour 100000 naissances vivantes en 2010 et le nombre de décès maternel était de 2100. Pour le Benin, le nombre a été de 1200 décès maternel. Quant au taux de mortalité infantile (moins de 5 ans), il s'élevait à 102,4 pour 1000 en 2012 et en moyenne ce taux se situait à 97,53 pour 1000 et 90,87 pour 1000 respectivement en Afrique Subsaharienne et dans les pays pauvres très endettés. Le taux de prévalence du VIH (% de la population âgée de 15 à 49 ans) était de 1% en 2012, comparativement aux autres pays tels que le Sénégal, le Niger et le Mali, où ce taux se situait respectivement à 0,5 ; 0,5 ; et 0,9. Le nombre d'enfants (0 – 14 ans) vivant avec le VIH était estimé à 21000 en 2012, tandis qu'il a été, au Benin et au Togo, de 9400 et 17000. La plupart des décès au Burkina Faso est due au paludisme et le nombre d'enfants fiévreux recevant des médicaments contre le paludisme (% d'enfants fiévreux moins de 5 ans) se situait à 35,1% en 2010.

En ce qui concerne la dynamique économique, le taux de croissance réel moyen du Produit Intérieur Brut (PIB), des années 2004-2013 a été de 6,28% ; tandis que celui de la décennie 90 était de 4,87%. Ce dynamisme semble caractériser la croissance du PIB/habitant dont la moyenne sur la période (2004-2013) a été de 3,41% (FMI, 2013).

Cette évolution du taux de croissance économique est jugée encourageante et satisfaisante pour le Burkina Faso, ainsi que l'évolution des dépenses publiques de santé. Cependant, l'évolution des dépenses de santé ne semble pas caractériser celle des indicateurs de santé. En outre, l'on se demande si le faible niveau des indicateurs de santé ne s'explique pas par l'insuffisance des dépenses publiques de santé ou par la relation qui pourrait exister entre croissance économique et dépenses publiques de santé. L'évolution simultanée de la croissance économique et des dépenses publiques de santé du Burkina Faso montrent une croissance soutenue du PIB et non soutenue des dépenses publiques de santé, ce qui soulève la question sur le sens de la causalité entre « dépenses publiques de santé » et « croissance économique ». La croissance

---

<sup>1</sup> Tous les chiffres de ce paragraphe proviennent de Banque Mondiale (2013)

économique augmente-t-elle le volume des dépenses publiques de santé au Burkina Faso ? Les dépenses publiques de santé sont-elles sources de croissance économique ?

Dans la mesure où peu d'études empiriques se sont penchées sur la relation dépenses publiques de santé et croissance économique au Burkina Faso, la compréhension de celle-ci est nécessaire pour les responsables politiques. Il est important de connaître la relation de long terme entre les dépenses publiques de santé et la croissance économique, afin de faire un jugement sur les différentes politiques menées dans ce sens et d'en apporter d'autres pour atteindre les résultats escomptés.

La présente recherche apparaît comme une contribution dans le domaine de l'économie de la santé. L'objectif principal de cette recherche est d'analyser le lien entre les dépenses publiques de santé et la croissance économique au Burkina Faso. De façon plus spécifique, il est question de vérifier la loi de Wagner pour le cas spécifique des dépenses publiques de santé, et d'examiner le sens de causalité entre « dépenses publiques de santé » et « croissance économique ». La suite du papier est organisée comme suit. La section suivante présente la revue de la littérature. La section 3 traite de la méthodologie et des données de l'étude. La section 4 présente et interprète les résultats. La section 5 conclut.

## **2. Revue de littérature**

Il convient de souligner que la plupart des études cherchent à établir un lien entre santé et croissance économique, à travers des estimations quantitatives qui portent sur des indicateurs globaux de l'état de santé tels que l'espérance de vie à la naissance, le taux de mortalité maternelle et le taux de mortalité infantile. Il y a très peu d'études qui établissent un lien entre dépenses de santé proprement dites et croissance économique. La revue de littérature se compose d'une littérature théorique et empirique.

### **2.1. Littérature théorique**

Il est admis par la plupart des économistes que les dépenses publiques sont une variable exogène sur laquelle l'Etat peut agir pour influencer positivement les activités économiques d'un pays, surtout lorsque celui-ci se trouve en situation de récession. Cette vision keynésienne s'oppose à celle de Wagner (1883) qui soutient l'inverse. Deux thèses s'opposent à cet égard quant au sens de causalité, l'hypothèse de Wagner (1883) et la thèse soutenue par Keynes (1936) et les théoriciens de la croissance endogène.

#### **2.1.1. La croissance économique, source des dépenses publiques en santé**

Selon la première tradition, héritée des travaux de Wagner (1883), la dépense publique constitue une variable endogène : le développement d'une société s'accompagne d'un accroissement des besoins de régulation (aux fins de correction des externalités négatives) et d'une augmentation de la demande de services collectifs, dont certains, tels l'enseignement et la santé présentent le caractère de biens supérieurs. Pour Wagner, la dépense publique est une conséquence plutôt qu'une cause du revenu national. Par conséquent, la loi de Wagner stipule que *la dépense publique ne joue aucun rôle dans*

*l'augmentation du revenu national*, partant la direction de causalité fonctionne du revenu national vers la dépense publique.

Majnoni (2001) identifie cinq canaux par lesquels la croissance économique affecte la santé : l'effet revenu, le progrès technique, le niveau de vie, l'urbanisation et le développement. Pour ce qui est de l'effet revenu, la croissance économique dégage les moyens financiers qui peuvent être alloués à l'éducation, aux programmes de prévention de certaines maladies, à l'assurance maladie universelle et aux paiements des soins. La croissance économique est aussi source de progrès technique qui favorise l'amélioration des soins et réduit le coût des maladies. Elle améliore également le niveau de vie qui limite la propagation des maladies contagieuses traditionnelles, dont les infections, renforce les défenses naturelles contre les maladies et augmente l'espérance de vie. En outre, le développement s'accompagne d'une forte urbanisation favorable jusqu'à une certaine limite à la santé (Williamson, 1997). Les populations urbaines ont en effet un revenu plus élevé, sont mieux éduqués et disposent d'un réseau de soins à la fois plus moderne et plus dense.

Le développement fait aussi naître une classe moyenne et réduit les inégalités sociales ou de niveau de vie à long terme. Des études telles que celles de la Banque Mondiale (1993) et du PNUD (1996) montrent qu'une plus grande équité dans la répartition des revenus et une plus grande homogénéité sociale améliorent le niveau général de la santé d'une population et réduisent en particulier la mortalité infantile.

### **2.1.2. Les dépenses publiques de santé, moteur de la croissance économique**

A ce premier courant de l'économie publique, s'oppose la tradition keynésienne (1936), pour laquelle les dépenses publiques constituent une variable exogène de politique économique. L'Etat est censé contrôler la dépense publique et en faire varier le niveau en fonction notamment de ses objectifs macroéconomiques. Pour cette raison, la dépense publique est une cause plutôt qu'une conséquence du revenu national. Par conséquent, le rapport causal devrait fonctionner de la dépense publique vers le revenu national (Tang, 2009).

Cependant, le débat théorique sur l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique bien qu'il soit ancien a été renouvelé par les théories du capital humain. Le concept de capital humain et son application économiques ont connu un développement au début des années 60, notamment avec les travaux de Becker (1964). Selon lui, tout individu, est détenteur d'un capital humain, c'est-à-dire de capacités innées mais aussi acquises au prix d'investissements humains. La formation, l'éducation et la santé, qui sont des investissements en capital humain, jouent le même rôle que le progrès technique dans la théorie du capital physique : elles augmentent la productivité du facteur de production concerné.

Plus tard, à partir des années 80, le capital humain sera au cœur des théories de croissance endogène. Selon ce courant de pensée, l'investissement en capital humain et les dépenses publiques influencent directement et significativement la croissance économique. L'investissement permet de générer de la richesse, et plus le montant de l'investissement est élevé, plus cette richesse est grande. L'investissement, dont la

santé est une composante, est donc moteur de la croissance économique. Lucas (1988) et Barro (1990) montrent que les investissements dans l'éducation et la santé apportent aussi une contribution en capital à la croissance économique et à la poursuite du développement, notamment à la productivité du travail et au bien-être des populations.

Les dépenses publiques de santé stimulent la croissance économique principalement à travers plusieurs canaux : l'état de santé et l'innovation dans le secteur de la santé. En ce qui concerne l'état de santé, il affecte le comportement des individus au niveau microéconomique à travers principalement quatre canaux : l'offre de travail, la productivité, le capital humain et le comportement d'épargne (Kocoglu et De Albuquerque David, 2009).

Au niveau de l'offre de travail, on note que l'amélioration de l'état de santé permet de perdre moins de journées de travail et d'allonger la durée de la vie active (Charles, 1999 ; Pelkowski et Berger, 2004). En ce qui concerne la productivité, une bonne santé augmente la quantité d'activité physique et mentale qu'un individu peut fournir au travail. Andrén et Palmer (2001) concluent à un effet positif de l'état de santé sur le taux de salaire et par extension sur la productivité, au niveau individuel. La relation positive entre état de santé et capital humain repose principalement sur l'état de santé durant la période de formation initiale, c'est-à-dire durant l'enfance. De plus, un meilleur état de santé conduit à une espérance de vie plus longue, ce qui influence positivement le rendement de l'éducation et donc les incitations à investir en capital humain (Bloom et Canning, 2000). Une amélioration de l'espérance de vie augmente l'incitation à l'épargne des individus. En effet, Bloom et Canning (2000) indiquent qu'une plus grande longévité conduit à un accroissement de l'épargne, nécessaire pour couvrir les besoins des individus au-delà de l'âge de la retraite.

Concernant le canal de l'innovation, on note que les activités de R&D dans le secteur de la santé participent aux efforts d'innovation de l'économie et, à ce titre, elles permettent de soutenir la croissance par la dynamique propre du secteur de la santé, mais aussi par les effets d'entraînement sur le reste de l'économie (Kocoglu et De Albuquerque David, 2009).

## **2.2. Littérature empirique**

Les résultats empiriques sur le lien de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique restent beaucoup controversés. En effet, le fait de faire valoir que le premier est à l'origine du second ou vice versa, constitue l'objet d'un débat controversé et les résultats empiriques varient d'un pays à un autre. Alors que certaines études mettent en évidence une relation de causalité dans un seul sens, d'autres établissent au contraire une causalité réciproque.

### **2.2.1. Causalité bidirectionnelle entre croissance économique et dépenses publiques de santé**

Rao *et al.* (2008) ont utilisé les données annuelles de 1981 à 2005 pour analyser le lien de causalité entre dépenses de soins de santé et le revenu réel dans cinq pays de l'Association des Nations de l'Asie du Sud-Est (ASEAN), en utilisant le test de

causalité de Granger. Les résultats auxquels ils aboutissent diffèrent selon les pays. Plus précisément, l'étude a observé qu'il existe une causalité bilatérale entre les dépenses de soins de santé et le revenu réel en Indonésie et en Thaïlande, tandis que la causalité est unilatérale allant du revenu réel vers les dépenses de soins de santé pour la Malaisie et à Singapour. Le lien de causalité entre les dépenses de soins de santé et le revenu réel est neutre pour les Philippines. Cependant, ces auteurs trouvent une évidence de causalité, alors que les variables ne sont pas cointégrées. Selon Tang (2010), le test de causalité de Granger représente strictement une corrélation plutôt qu'une causalité si les variables ne sont pas cointégrées.

Samudran et *al.* (2009) ont examiné le lien entre dépenses publiques et la croissance économique de la Malaisie, sur la période 1970-2004 à l'aide du test de cointégration de Pesaran et *al.* (2001). Ils ont constaté que les dépenses de santé et le revenu réel sont positivement liés dans le long terme et concluent à une causalité bidirectionnelle entre les deux variables. Cependant, leurs résultats ne sont pas robustes, car la présence de relation de cointégration n'implique pas nécessairement le sens de la causalité (Tang, 2010).

Amiri et Ventelou (2010) ont utilisé le test de causalité de Granger proposé par Toda et Yamamoto (1995) pour examiner la relation entre les dépenses de santé par habitant et le PIB par habitant, aux Etats Unis sur les périodes 1965-1984, 1975-1994, 1985-2004. Les résultats du test donnent des relations de causalités différentes par période. Pour la période 1965-1984, ils trouvent une causalité bidirectionnelle.

### **2.2.2. Causalité unidirectionnelle allant du PIB aux dépenses publiques de santé**

Tang (2010) revisite le lien dépenses de santé et croissance économique de la Malaisie, en utilisant les techniques économétriques applicables aux petits échantillons, à savoir la méthode ARDL et le F-test de Rao. Cette étude couvre la période 1970 à 2009 et l'auteur aboutit aux résultats selon lesquels les dépenses de santé et le revenu réel se déplacent ensemble dans le long terme, mais le sens de la causalité est unidirectionnel fonctionnant du revenu réel aux dépenses de soins de santé en Malaisie.

Keho (2008) analyse sur la période 1980-2005 la relation entre la croissance économique, les dépenses publiques de santé et d'éducation et le développement social en Côte d'Ivoire. Il s'appuie sur les modèles autorégressifs et le test de causalité de Granger. Les résultats des différents tests montrent qu'à long terme le PIB et les dépenses de santé ont des effets positifs sur l'espérance de vie et la survie des enfants. A court terme, la croissance influence positivement, seulement la survie des enfants.

Kamgnia (2010) teste la loi de Wagner dans le contexte de la crise politique de la Côte d'Ivoire en se basant sur les séries chronologiques couvrant la période 1960-2008. Elle montre que la loi de Wagner est vérifiée pour le cas des dépenses publiques de santé de la Côte d'Ivoire, autrement dit le sens de la causalité fonctionne du PIB aux dépenses publiques de santé.

Les travaux d'Amiri et Ventelou (2010) sur les Etats-Unis, trouvent une causalité unidirectionnelle du PIB vers les dépenses de santé sur la période 1985-2004. La

croissance du PIB par habitant est alors source d'augmentation des dépenses de santé aux Etats-Unis sur la période 1985-2004.

### 2.2.3. Causalité unidirectionnelle allant des dépenses publiques de santé au PIB

Iten et *al.* (2009) montrent qu'en Suisse, lorsque les dépenses de santé augmentent de 5 milliards de francs, tandis que toutes les autres dépenses diminuent d'autant, le PIB augmente de 0,3% ou de plus de 1 milliard de francs ; en termes de main d'œuvre, la progression est de 0,53% ou de 17000 emplois en plein temps environ. L'OMS (2001) conclut qu'une augmentation de 10% de l'espérance de vie à la naissance contribue à au moins 0,3 point de croissance supplémentaire par an.

Ben et Hassad (2006) dans leur analyse en coupe transversale sur l'efficience du financement des services publics et croissance dans 45 pays en développement, sur la période 1990-2002, ont montré que les dépenses ne sont pas encore porteuses de croissance dans les Pays en Voie de Développement. Par ailleurs, ces auteurs montrent que les dépenses publiques d'éducation et de santé sont porteuses de croissance économique si ces dépenses sont utilisées d'une manière efficace.

Amiri et Ventelou (2010) concluent pour les deux autres périodes, 1975-1994, 1965-2004, une causalité unidirectionnelle allant des dépenses de santé au PIB. Les dépenses de santé par habitant causent la croissance du PIB par habitant sur les deux périodes aux Etats-Unis.

## 3. Méthodologie et données de l'étude

Cette section présente la méthodologie utilisée pour tester les hypothèses et les données ayant servies à l'étude.

### 3.1. Cadre opératoire

Il existe de nombreux modèles utilisés pour tester la loi de Wagner et la thèse de Keynes (Dritsakis et Adamopoulos, 2004 ; Murthy, 1993 ; Musgrave et Musgrave, 1988 ; Mann, 1980). Tous ces modèles peuvent être représentés par la relation économétrique suivante :

$$y_t = f(x_t) + u_t \quad (1)$$

Dans le cas de la loi de Wagner,  $y_t = \ln DPS_t$ , et  $x_t = \ln PIB_t$ . Dans le cas de l'argument Keynésien  $y_t = \ln PIB_t$ , et  $x_t = \ln DPS_t$  avec  $\ln DPS_t$  le logarithme des dépenses publiques de santé,  $\ln PIB_t$  le logarithme du produit intérieur brut et  $u_t$  est le résidu de la période  $t$ .

La méthodologie est basée sur une approche en trois étapes. La première étape consiste à vérifier les propriétés des séries chronologiques (stationnarité et ordre d'intégration), à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP), et le test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). La deuxième étape cherche à tester la cointégration des variables en utilisant la méthode de tests des limites de Pesaran et *al.* (2001), dans le cadre d'un modèle autorégressif à retards



échelonnés (ARDL). Par la suite on procède à la détermination de la relation de causalité entre les dépenses publiques de santé et la croissance économique, en utilisant le test utilisé par Ahishakiye (2010).

### 3.2. Tests de stationnarité

Dans le cadre des séries temporelles, la spécification d'un modèle nécessite que les variables soient stationnaires, pour éviter le risque de régression fallacieuse. Il est question de déterminer l'ordre d'intégration des variables. Compte tenu de l'importance de cette étape pour la suite, différents tests de stationnarité sont utilisés : le test usuel de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron (PP) et le test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Contrairement au test ADF qui prend en compte uniquement la présence d'autocorrélation dans les séries, le test PP considère en plus l'hypothèse de présence d'une dimension hétéroscédastique dans les séries. Le test KPSS repose sur la décomposition de la série étudiée en une partie déterministe, une marche aléatoire et un bruit blanc.

### 3.3. Tests de cointégration

Cette étape consiste à examiner l'existence d'une relation de cointégration entre les séries par la méthode de cointégration de Pesaran et *al.* (2001). En effet, Il existe plusieurs méthodes pour tester la cointégration, à savoir la procédure de Johansen (1988), le test d'Engle et Granger (1987) et le test de cointégration suggéré par Pesaran et *al.* (2001). Le test de Johansen est utilisé dans tous les cas de figures, même ordre d'intégration des variables ou des ordres d'intégration différents. Le test d'Engle et Granger nécessite que les variables soient du même ordre d'intégration. Cependant, Mah (2000) a affirmé que les méthodes de cointégration traditionnelles, à savoir Engle-Granger (1987) et Johansen (1988) ne sont pas fiables pour les études avec petit échantillon. Narayan (2005) a montré que la méthode ARDL proposée par Pesaran et *al.* (2001) peut s'appliquer sur de petits échantillons et indépendamment que les variables soient  $I(0)$ ,  $I(1)$ , ou cointégrées mutuellement, et il est sans biais et efficient. Ainsi, pour effectuer le test de cointégration ARDL, Pesaran et *al.* (2001) ont suggéré d'estimer le modèle à correction d'erreur sans restriction qui se présente comme suit :

$$\Delta \ln DPS_t = \alpha_0 + \theta_1 \ln DPS_{t-1} + \theta_2 \ln PIB_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \ln DPS_{t-i} + \sum_{j=0}^k \phi_j \Delta \ln PIB_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec  $\Delta$  l'opérateur de différence première,  $\ln$  le logarithme népérien,  $\ln DPS$  les dépenses publiques de santé,  $\ln PIB$  le produit intérieur brut réel et  $\varepsilon_t$  le terme de perturbation, avec  $t$  la période actuelle et  $t-1$  la période antérieure.

Le test de Fisher est appliqué aux premiers retards des deux variables en niveau pour tester la cointégration. L'hypothèse nulle du test est :

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = 0$$

La F-statistique est comparée aux deux valeurs tabulées par Pesaran et *al.* (2001). La première valeur correspond à un niveau où la variable explicative est  $I(0)$  et la deuxième valeur correspond au cas où celle-ci est  $I(1)$ . Si la F-statistique est inférieure à la faible valeur, alors il n'y a pas de relation de cointégration. Si elle est entre les deux valeurs, aucune conclusion claire ne peut être tirée. Mais si la F-statistique est supérieure à la valeur élevée, alors il y a cointégration entre les séries. Après qu'on ait déterminé la relation de cointégration, la relation de long terme s'écrit comme suit :

$$\ln DPS_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln PIB_t + \mu_t \quad (3)$$

avec  $\alpha_2 = - \frac{\theta_2}{\theta_1}$

Narayan (2005) a généré un nouvel ensemble de valeurs critiques s'étendant de 30 à 80 observations. Etant donné la taille du présent échantillon, qui est de 34 observations et comme les valeurs critiques fournies par Pesaran et *al.* (2001) sont calculés sur la base des échantillons de grandes dimensions de l'ordre de 500 et 1000 observations et 2000 et 40000 observations, les valeurs critiques fournies par Narayan (2005) sont utilisées dans cette étude.

### 3.4. Tests de causalité

Lorsque les séries sont cointégrées, l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif en différence première n'est pas appropriée ; il convient plutôt de considérer un modèle vectoriel à correction d'erreurs (équations 4 et 5).

$$\Delta \ln DPS_t = \alpha_1 ECM_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} [\phi_{1j} \Delta \ln DPS_{t-j} + \phi_{2j} \Delta \ln PIB_{t-j}] + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta \ln PIB_t = \alpha_2 ECM_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} [\theta_{1j} \Delta \ln DPS_{t-j} + \theta_{2j} \Delta \ln PIB_{t-j}] + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Le test de causalité au sens de Granger (1969) revient à un test de contraintes linéaires sur les coefficients associés aux valeurs passées de la variable causale dans l'équation de la variable causée. Le test consiste alors à tester à l'aide des tests de Fisher ou de Wald, la nullité des coefficients  $\phi_{2j}$ ,  $\theta_{1j}$  et  $\alpha$  dans les équations précédentes.

Cependant, l'utilisation du test de causalité de Granger (1969) impose d'étudier la stationnarité des variables ainsi que la présence éventuelle d'une relation de cointégration. Le recours à ce protocole de tests préliminaires peut conduire à des biais importants potentiels à chaque étape. Ainsi, pour minimiser le risque associé à des possibilités de fautes qui pourraient être identifiées dans la détermination de l'ordre d'intégration des variables et une éventuelle relation de cointégration, Toda et Yamamoto (1995) proposent une autre approche du test de causalité.

L'approche du test de causalité proposée par Toda et Yamamoto (1995), permet de tester des restrictions matérialisant des hypothèses théoriques, tout en ignorant toute possibilité de non stationnarité ou cointégration des variables. L'approche est basée sur un modèle vectoriel autorégressif à niveau et la procédure se fait en deux étapes. Tout d'abord, il s'agit de déterminer l'ordre d'intégration maximal ( $d_{\max}$ ) des séries et le nombre de retards optimal ( $k$ ) du processus VAR en niveau. Cette étape est réalisée en utilisant les tests de stationnarité. Ensuite, il faut estimer un modèle VAR en niveau augmenté d'ordre  $d = k + d_{\max}$ . Si les séries sont stationnaires, aucun retard additionnel n'est introduit dans le VAR, et la procédure de test suit l'approche standard. En revanche, si les séries sont intégrées d'ordre un, alors un seul retard supplémentaire est introduit dans le modèle. Le modèle qui sert de base pour l'inférence causale est spécifié de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \ln DPS_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \ln PIB_{t-i} + \sum_{j=k+1}^d \alpha_{2i} \ln PIB_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} \ln DPS_{t-i} \\ & + \sum_{j=k+1}^d \theta_{2i} \ln DPS_{t-j} + \varphi_1 t + \mu_t \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln PIB = & \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \ln DPS_{t-i} + \sum_{j=k+1}^d \beta_{2i} \ln DPS_{t-j} + \sum_{i=1}^k \vartheta_{1i} \ln PIB_{t-i} + \\ & \sum_{j=k+1}^d \vartheta_{2i} \ln PIB_{t-j} + \varphi_2 t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Pour réaliser le test de causalité sur le modèle « augmenté », on applique des tests de restrictions uniquement sur les  $k$  premiers coefficients des modèles (6) et (7). Les autres coefficients sont en réalité nuls et sont une surparamétrisation volontaire qui sert à incorporer dans le VAR la dimension potentiellement cointégrée des variables. Ainsi, dans l'équation (6), l'hypothèse que  $\ln PIB$  ne cause pas  $\ln DPS$  revient à tester la nullité des coefficients  $\alpha_{1i}$ . De même, dans l'équation (7), l'hypothèse que  $\ln DPS$  ne cause pas  $\ln PIB$  revient à tester formellement la nullité des coefficients  $\beta_{1i}$ . La statistique du test de Wald modifiée suit asymptotiquement une distribution du chi-deux et reste indépendante de l'ordre d'intégration des variables. La procédure du test est robuste, même si les variables sont intégrées d'ordres différents ou possiblement cointégrées (Ahishakiye, 2010).

### 3.5. Les données de l'étude.

L'étude utilise des données annuelles secondaires des dépenses publiques de santé et du PIB du Burkina Faso recueillies auprès de la Banque mondiale et au ministère de l'économie et des finances. Elles couvrent la période 1980-2013 soit 34 observations. Le choix de la période s'explique par les différentes politiques de santé menées au cours de la période et par la dynamique économique amorcée par le Burkina Faso, ces dernières années.

Il est question dans cette recherche d'estimer la relation entre les dépenses publiques de santé et le PIB. Cette dernière variable est un indicateur qui permet de mesurer à la

fois le niveau et la tendance du développement économique dans un pays (Abizadeh et Gray, 1985). Elle est très souvent utilisée dans les travaux sur le sens de la causalité entre dépenses publiques et croissance économique. D'après Rao *et al.* (2008) cet indicateur est aussi utilisé comme proxy du niveau de vie ou de la qualité de vie dans un pays.

## 4. Résultats et interprétations

Cette partie analyse les résultats de l'étude en regardant d'abord les aspects économétriques et ensuite les aspects économiques.

### 4.1. Analyse économétrique

Les résultats des différents tests présentés ci-dessus sont les suivants :

#### 4.1.1. Tests de stationnarité

Les tests ADF et PP ont pour hypothèse nulle la présence de racine unitaire (non stationnaire), par contre le test KPSS a pour hypothèse nulle la stationnarité. Ces différents tests indiquent que les variables ne sont pas stationnaires en niveau, mais stationnaire en première différence, elles sont donc intégrées d'ordre 1. Les résultats de ces différents tests sont présentés dans le tableau 1.

**Tableau 1:** Résultats des tests de stationnarité

Variables	ADF	PP	KPSS	I ( )
<i>Ln DPS</i>	-3,72	-3,68	0,08**	-
$\Delta Ln DPS$	-5,06***	-7,91**	0,09	I(1)
<i>Ln PIB</i>	8,96	10,12	0,19**	-
$\Delta Ln PIB$	-6,10***	-6,11***	0,42	I(1)

\*\*\* (\*\*) indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (5%).

**Source :** calculs des auteurs

#### 4.1.2. Test de cointégration

L'estimation des équations 4 et 5 nécessite la vérification de l'existence d'une relation de long terme entre les variables impliquées dans l'étude. Cela s'effectue à l'aide du calcul des F-statistiques du modèle ARDL (équations 2) de Pesaran *et al.* (2001), étant donné que les résultats du test de stationnarité sont en faveur du test de cointégration ARDL i.e. qu'aucune variable n'est I(2).

Le critère AIC est utilisé pour déterminer le nombre de retard optimal  $k$ . Les résultats du test donnent 5 comme retard maximal. Ensuite, de nombreux tests de diagnostic ont été faits sur le modèle ARDL final pour s'assurer que le modèle choisi est correct et valide.

Le test de normalité de Jarque-Bera ne rejette pas l'hypothèse nulle de normalité au seuil de 5% car la valeur de la probabilité est supérieure à 0,05, indiquant que les résidus estimés sont normalement distribués. Le modèle est globalement significatif

parce que la valeur de Prob (F-statistic) est inférieure à 5%. Pour le test Breusch-Godfrey Langrange Multiplier (LM), la valeur de la probabilité est supérieure à 5% alors on ne rejette pas l’hypothèse nulle de non corrélation des erreurs. Le test d’hétéroscédasticité de White montre que les erreurs du modèle sont homoscédastique avec une probabilité supérieure à 5%. Le test de Ramsey RESET ne rejette pas l’hypothèse nulle de modèle bien spécifié avec une probabilité supérieure à 5%. Les résultats de ces différents tests sont consignés dans le tableau 2 suivant :

**Tableau 2:** Résultat des différents tests de diagnostic

Les tests	F-stat	P-value
Jarque-Bera	0,735	0.692
Fisher	3,41	0,016
LM	2,046	0,144
White test	2,032	0,104
Ramsey RESET	1,651	0,221

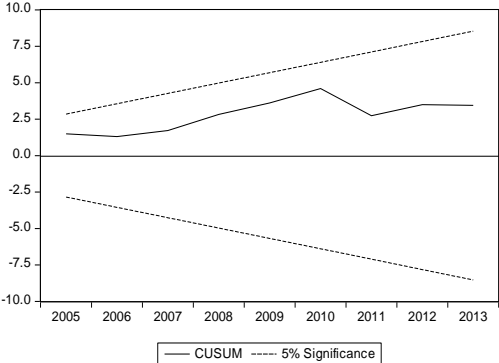
R-squared: 0.616; Adjusted R-squared : 0.435

**Source:** calculs des auteurs

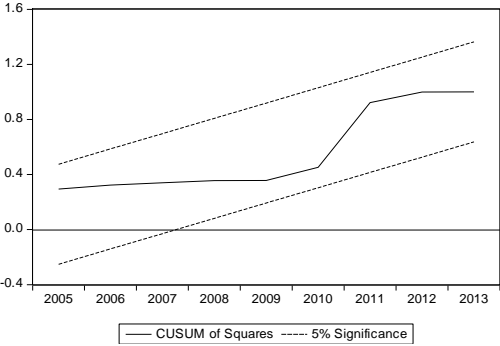
Les tests de résidus récurrents, CUSUM et CUSUM carré permettent de détecter les instabilités structurelles et ponctuelles d’un modèle. L’un des critères les plus importants pour l’estimation d’un modèle est qu’elle doit rester valable pour des données autres que celles qui ont été utilisées lors de l’estimation.

Le modèle est structurellement stable (graphique 1) et ponctuellement stable (graphique 2), car les courbes ne coupent pas le corridor qui est en pointillé.

**Graphique 1 : test de CUSUM**



**Graphique 2 : test de CUSUM CARRE**



**Source:** calculs des auteurs

Les résultats du test de cointégration aboutissent à une relation de cointégration entre les variables  $LnDPS$  et  $LnPIB$  au seuil de 5%, car la F-statistique est supérieure à la valeur élevée,  $I(1)$ . Les résultats du test sont contenus dans le tableau 3.

**Tableau 3:** Résultats du test de cointégration

Calcul de F-stat du test de Pesaran et *al.*

$F(Ln DPS / Ln PIB)$	6,285**	
	Valeurs critiques (F-test)	
Seuil de significativité	inf. $I(0)$	sup $I(1)$
1%	7,870	8,960
5%	5,290	6,175
10%	4,225	5,050
Conclusion	cointégration	

**Source:** calculs des auteurs

Note : \*\* indique une significativité à 5% lu sur la table de Narayan (2005) « Unrestricted intercept and no trend ( $k = 1, T = 35$ ) ».

Après avoir confirmé la relation de cointégration entre la croissance économique et les dépenses publiques de santé, la relation de long terme peut être établie entre les deux variables. De ce fait, les résultats d'estimation de cointégration sont utilisés, pour calculer l'élasticité de long terme.

Le tableau 4 donne l'élasticité revenu de long terme des dépenses publique de santé. Cette élasticité-revenu est supérieure à l'unité indiquant que la santé est un bien de luxe. Une augmentation de 1% du PIB entraine une hausse des dépenses publiques de santé de 1,83%. Ce résultat confirme la loi de Wagner qui stipule qu'une augmentation du PIB entraine une augmentation des dépenses publiques plus que proportionnellement.

**Tableau 4:** Résultat du calcul de l'élasticité de long terme

	$Ln PIB_t$	Constant
Pesaran et al. (2001) – ARDL	1,83 **	-
30,99**		

**Source :** calculs des auteurs

\*\* indique la significativité à 5%

#### 4.1.3. Estimation et tests de causalité

Le sens de causalité entre dépenses publiques de santé et croissance économique est important pour les implications de politique économique. Deux tests de causalité ont été utilisés pour montrer la direction de causalité entre ces variables, à savoir le test de causalité de Granger(1969) et celui de Toda et Yamamoto (1995).

La présence de cointégration entre deux variables indique une causalité de Granger au moins dans une direction. Le test de causalité de Granger montre que le PIB cause les dépenses publiques de santé à court terme, mais la relation de long terme n'est pas significative. Cependant, il n'y a pas de causalité ni à court terme, ni à long terme des dépenses publiques de santé vers le PIB. Les résultats sont présentés dans le tableau 5.

**Tableau 5** : Résultat du test de causalité de Granger

Variables dépendantes	Variables causales		ECM (-1)
	$\Delta \ln DPS$	$\Delta \ln PIB$	
$\Delta \ln DPS$	-	2,656 (0,000) ***	- 0,205 (0,131)
$\Delta \ln PIB$	- 0,040 (0,320)	-	0,033 (0,345)

**Source** : calculs des auteurs

\*\*\*représente la significativité à 1% et les valeurs entre parenthèses donnent les p-value.

Le test de causalité au sens de Granger proposé par Toda et Yamamoto (1995) révèle une causalité unidirectionnelle fonctionnant du PIB vers les dépenses publiques de santé. La croissance économique cause les dépenses publiques de santé au Burkina Faso. Néanmoins, les dépenses publiques de santé au Burkina Faso ne sont source de croissance économique (tableau 6)

**Tableau 6**: Résultat du test de causalité de Toda et Yamamoto

Hypothèse nulle	$\chi^2$	P-value	conclusion
$\ln DPS \nRightarrow \ln PIB$	0,029	0,8646	$\ln DPS$ ne cause pas $\ln PIB$
$\ln PIB \nRightarrow \ln DPS$	7,027	0,0080***	$\ln PIB$ cause $\ln DPS$

**Source** : calculs des auteurs

$\nRightarrow$  signifie qu'il n'existe pas de causalité au sens de Granger, \*\*\*représente la significativité à 1%

## 4.2. Discussion des résultats

Les tests, tels que ceux de Pesaran et *al.* (2001), de Granger et de Toda et Yamamoto (1995) ont été utilisés pour examiner la relation entre la croissance économique et les dépenses publiques de santé. Pour le test de causalité, seuls les résultats du test de Toda et Yamamoto (1995) font objet d'analyse. Les résultats du test de causalité font remarquer que le sens de la causalité est unidirectionnel au Burkina Faso. C'est le PIB qui cause les dépenses publiques de santé et non l'inverse.

La loi de Wagner est donc vérifiée car une augmentation de 1% du PIB entraîne une hausse des dépenses publiques de santé de 1,83%. En effet, d'après cette loi, « plus la société se développe, plus l'État est dispendieux », ce qui signifie que la part des dépenses publiques dans le PIB augmente avec le revenu. Ainsi, selon Wagner, l'augmentation des dépenses publiques s'explique par l'apparition de deux catégories de nouveaux besoins : d'une part plus l'économie se développe, plus l'État doit investir en infrastructures publiques et d'autre part, plus le niveau de vie de la population augmente, plus celle-ci accroît sa consommation de biens dits supérieurs, comme les loisirs, la culture, l'éducation, la santé, etc. qui sont des biens dont l'élasticité revenu est supérieure à l'unité. Cela explique l'augmentation des dépenses publiques de santé au Burkina Faso suite à l'augmentation du PIB. La croissance démographique du pays est de plus en plus en évolution, donc les besoins (en infrastructures, en personnel médical, en médicaments etc.) augmentent. De plus, le pays connaît une croissance soutenue depuis quelques années qui améliore le niveau de vie de la population. Tout ceci, accroît la demande de santé, toutes choses égales par ailleurs, l'offre de santé s'accroît. La croissance économique dégage les moyens financiers qui sont alloués à la santé. Les dépenses de santé s'accroissent pour faire face à la nouvelle demande.

Les dépenses publiques de santé sont alors, une variable endogène et le résultat du PIB mais non la cause de ce dernier. La proposition Keynésienne de l'efficacité des dépenses publiques affectant positivement le PIB n'est pas vérifiée. Donc, les dépenses publiques accordées au secteur de la santé ne contribuent pas à l'augmentation de la croissance économique.

L'impact mitigé des dépenses publiques de santé au Burkina Faso en termes de croissance économique est à rechercher. Par ailleurs, pour Nubukpo (2003), la question relative à la destination effective des dépenses engagées par les représentants des pouvoirs publics mérite d'être posée, en liaison avec leur impact mitigé sur la croissance économique. Soit les investissements publics ont servi à financer des projets peu productifs en terme de contribution à la croissance économique, soit ils ont été détournés de leur destination initiale, ce qui pose dans l'un ou l'autre cas, la question de la bonne gouvernance des économies de l'UEMOA. En effet, Rajkumar et Swaroop (2002) ont montré, à partir d'une comparaison internationale et d'une estimation sur données de panel couvrant la période 1990-1997, que la bonne gouvernance (mesurée par le degré de corruption et la qualité de la bureaucratie) a un impact positif sur l'efficacité des dépenses publiques d'investissement. Cette efficacité est mesurée par le gain sur la croissance du PIB, de l'augmentation des dépenses publiques de santé.



L'impact mitigé de ces dépenses publiques de santé au Burkina Faso peut-être aussi due à la structure de ces dépenses. Les dépenses publiques de santé sont regroupées en quatre parties : les dépenses de personnel, les dépenses de fonctionnement, les transferts courants et les dépenses d'investissements. Les dépenses de personnel et les dépenses de fonctionnements absorbent la grande partie des ressources accordées au secteur de la santé. En ce qui concerne les dépenses d'investissements, elles sont minimales. L'on constate aussi, que malgré les efforts de financement de la santé par le gouvernement, le problème de l'insuffisance de ce financement se pose. L'on se demande alors, si les dépenses publiques de santé sont suffisamment importantes pour impacter la croissance économique.

Les résultats empiriques de cette étude, confirment ceux trouvés par Tang (2010) pour la Malaisie. Le sens de la causalité fonctionne du revenu vers les dépenses publiques de santé pour la Malaisie, mais non l'inverse.

## 5. Conclusion

Durant ces dernières années, le Burkina Faso a amorcé une dynamique de croissance économique soutenue. Au même moment, on constate la hausse des dépenses publiques de santé mais avec une croissance non soutenue. Cependant, l'évolution conjointe à la hausse de ces deux variables s'accompagne d'une faible évolution des indicateurs de santé, alors que ces derniers sont considérés comme le résultat des dépenses publiques de santé qui, sont susceptibles d'impacter la croissance économique. Cette controverse est en phase avec le débat sur la relation croissance économique et dépenses publiques de santé.

Ainsi, l'objectif de cette recherche est d'examiner la relation entre la croissance économique et les dépenses publiques de santé au Burkina Faso sur la période 1980-2013. Plus spécifiquement, il s'agit de voir si la loi de Wagner est vérifiée au Burkina Faso pour le cas spécifique des dépenses publiques de santé et aussi si les dépenses publiques de santé sont sources de croissance économique. Les hypothèses de l'étude ont été testées à travers les méthodes économétriques tels que la méthode ARDL de Pesaran et *al.* (2001), et le test de causalité suggéré par Toda et Yamamoto (1995). L'étude s'inscrit dans la lignée des études utilisant les modèles vectoriels autorégressifs. Les avantages de ces modèles par rapport aux modèles structurels se situent à trois niveaux. Premièrement, les modèles autorégressifs autorisent les variables explicatives à intervenir avec un décalage temporel, cela permet de capter la relation qui pourrait exister entre la croissance économique et les dépenses publiques de santé avec un certain retard. Ainsi, l'amélioration des variables s'inscrit dans un processus cumulatif de moyen et long terme. Deuxièmement, la spécification sous forme autorégressive permet d'échapper à la critique des biais d'endogénéité inhérents aux modèles structurels ainsi que celui du choix des variables instrumentales lorsqu'il s'agit d'utiliser une procédure d'estimation convergente. Troisièmement, la

modélisation autorégressive permet de réaliser l'analyse d'impact en termes de causalité.

Les résultats du test de cointégration de Pesaran et *al.* (2001) ont révélé que la croissance économique et les dépenses publiques de santé sont cointégrées, autrement dit il existe une relation de long terme entre les deux variables. L'élasticité revenu de long terme a été calculée et l'on aboutit à une élasticité revenu supérieure à 1. Cela implique que la santé est un bien de luxe au Burkina Faso.

Il est ressorti du test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) que le sens de la relation entre croissance économique et dépenses publiques de santé est unidirectionnel partant du PIB vers les dépenses publiques de santé. Ce qui soulève le problème des canaux par lesquels ces dépenses publiques de santé affectent la croissance économique. En effet, le faible niveau des dépenses publiques de santé expliquent l'impact mitigé des dépenses publiques de santé sur la croissance économique.

Les recommandations de politiques économiques issues de ces différents résultats sont d'une part qu'une politique de bonne gouvernance devrait être la première des priorités. Car, l'efficacité des actions publiques pour l'atteinte de ses objectifs de croissance va de pair avec une volonté politique de combattre la corruption sous toutes ses formes. D'autre part, il faut modifier la structure des dépenses publiques de santé en faveur de l'investissement. Surtout, ces dépenses d'investissements devront servir à financer des investissements productifs afin d'impacter la croissance économique.

## 6. Références bibliographiques

- Abizadeh, S. and Gray, J. (1985), « Wagner's law: a pooled times-series, cross section comparison », *National Tax Journal*, 38(2).
- Ahishakiye, H. (2010), « Hétérogénéité de la causalité entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays de l'EAC », *Revue de l'institut de Développement économique(RIDEC)*, 35(3).
- Amiri, A. and Ventelou, B. (2010), « Causality test between health care expenditure and GPD in US: comparing periods », *GREQAM*, document de travail N°2010-29.
- Andrén, D. and Palmer, E. (2001), « The effect of sickness on earnings », *Working Papers in Economics*, 45.
- Banque Mondiale (1993), « *Investing in health* », World Bank.
- Banque Mondiale (2013), « *World Development Indicators* », World Bank

- Barro, R. (1990), « Government spending in a simple model of endogeneous growth », *the Journal of Political Economy*, 98(5), pp. S103-S125.
- Becker, S. G. (1964), « *Human Capital, A Theoretical and Empirical Analysis* », University of Chicago Press, 412 p
- Ben, S. et Hassad, M. (2006), « *Efficiencie du financement des services publics et croissance économique dans les pays en développement : Analyse en coupe transversale* », Journées scientifiques du réseau « analyse économique et développement », 37.
- Bloom, D. E. and Canning, D. (2000), « Health and economic growth : Reconciling the micro and macro evidence », *mimeo, Harvard School of Public Health*.
- Charles, K. (1999), « Sickness in the family : Health shocks and spousal labor supply », *Working Paper* No 2000-011.
- CNS (2008), « Multi-Country Evaluation Study: Health Impact of the Scale-up to Fight AIDS, TB and Malaria With special reference to the Global Fund », Comptes Nationaux de la Santé, [http://cns.bf/IMG/pdf/CNS\\_2006\\_Burkina.pdf](http://cns.bf/IMG/pdf/CNS_2006_Burkina.pdf)
- Dritsakis, N. and Adamopoulos, A. (2004), « A causal relationship between government spending and economic development: an empirical examination of the Greek economy », *Applied Economics* 36(5), pp. 457–464.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), « Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing », *Econometrica*, 55(2), pp. 987-1008.
- FMI (2013), « Perspectives économiques régionales : Afrique Subsaharienne »
- Granger, C. W. J. (1969), « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross- Spectral Methods », *Econometrica*, 37, pp. 424–438.
- Grossman, M. (1972), « On the concept of health capital and the demand for health », *Journal of Political Economy*, 80(2), pp. 223-255.
- Iten, R., VettorI, A., Trageser, J., Marti, C., et Peter, M. (2009), « Les effets économiques de la hausse des dépenses de santé », *revue de politique économique*, 4, pp. 55-59.
- Johansen, S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors », *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, pp. 231-254.
- Kamgnia, H. (2010), « Dynamique économique et effet sur les dépenses de santé en Côte d'Ivoire », *colloque UEMOA à Ouagadougou*, 22.
- Keho, Y. (2008), « La dimension sociale du développement durable en Côte d'Ivoire : le rôle de la croissance et des dépenses sociales », *cellule d'analyse de politiques économiques du CIRES*, 24(01).

- Keynes, J.M. (1936), « *General Theory of Employment, Interest and Money* », London: Macmillan.
- Kocoglu, Y. et De Albuquerque David, R. (2009), « *Contributions du secteur santé à la croissance économique* », Rapport de recherche pour la Drees, Paris.
- Lucas, R. (1988), « On the mechanics of economic development », *Journal of monetary economics*, 22, pp. 3-42.
- Mah, J. (2000), « An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea: the case of information technology products », *Journal Asian Economy*, 11, pp. 237-244.
- Majnoni, I. B. (2001), « *Economie de la santé* », Presses Universitaires de France (PUF).
- Mann, A.J. (1980), « Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico 1925-1976 », *National Tax Journal*, 33, pp. 189-201.
- Ministère de la Santé (2011), « Plan National de Développement Sanitaire 2011-2020 : PNDS », Burkina Faso.
- Mushkin, S.J. (1962), « Health as an investment », *Journal of Political Economy*, 70(5), pp. 129-157.
- Musgrave, R. and Musgrave, P. (1988), « *Public finance in theory and practice* », 5th edition, MacGraw-Hill, New York.
- Murthy, N. (1993), « Further evidence of Wagner's law for Mexico: an application of cointegration analysis », *Public Finance*, 48(1), pp. 92-96.
- Narayan, P.K. (2005), « The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests », *Applied Economics*, 37(17), pp. 1979-1990.
- Nubukpo, K. K. (2003), « Dépenses publiques et croissance des économies de l'UEMOA », *CIRAD*, pp.1-29.
- OMS (1946), « Constitution de l'Organisation Mondiale de la Santé. » Documents fondamentaux, supplément à la quarante-cinquième édition, octobre 2006. Organisation Mondiale de la Santé. 18p.
- OMS (2001), « *Investir dans la santé* », Rapport de la commission macroéconomie et santé. Organisation Mondiale de la Santé.
- OMS (2013), « Statistiques Sanitaires Mondiales 2013 », Organisation Mondiale de la Santé.
- Pelkowski, J. M. and Berger, M. C. (2004), « The impact of health on employment, wages, and hours worked over the life cycle », *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 102-121.

- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), « Bounds testing approaches to the analysis of the level relationship », *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- PNUD (1996), « *Rapport sur le développement humain* », ONU.
- Rajkumar A., Swaroop V. (2002), « Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter? », *World Bank Development Research Group, Working Paper* N°2840, Mai 2002, 30P.
- Rao, R.R., Jani, R. and Sanjivee, P. (2008), « Health, quality of life and GDP: an ASEAN experience », *Asian Social Science*, 4(4), pp. 70-76.
- Samudram, M., Nair, M. and Vaithilingam, S. (2009), « Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: The case of a developing economy », *Empirical Economics*, 38(3), pp. 697-712.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995), « Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated process », *Journal of econometrics*, 66, pp. 225-250
- Tang, C.F. (2009), « An examination of the government spending and economic growth nexus for Malaysia using the leveraged bootstrap simulation approach », *Global Economic Review*, 38, pp. 215-227.
- Tang, C.F. (2010), « Revisiting the Health–Income nexus in malaysia: ARDL Cointegration and Rao's F-Test for Causality », *Munich Personal RePEc Archive*, Paper No. 27287,11, pp.1-9.
- Wagner, A. (1883), « *Grundlegung der Politischen Ökonomie in Economics* », *Department of Economics, University of Leicester*, 99/3.
- Williamson, J.-C. (1997), « Growth, distribution and demography : some lessons from history », *Working papers*, No 6244

## 7. Annexes : Estimation du modèle de causalité de Toda et Yamamoto

Dependent Variable: LNDPS  
Method: Least Squares  
Date: 06/18/14 Time: 21:23  
Sample (adjusted): 1982 2013  
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	32.46839	13.99644	2.319761	0.0285
LNPIB(-1)	2.400460	0.905515	2.650933	0.0135
LNPIB(-2)	-3.133807	0.905141	-3.462231	0.0019
LNDPS(-1)	0.417001	0.164474	2.535363	0.0176
LNDPS(-2)	0.003193	0.155397	0.020549	0.9838
T	0.105898	0.033219	3.187908	0.0037
R-squared	0.986804	Mean dependent var	23.79276	
Adjusted R-squared	0.984266	S.D. dependent var	1.181235	
S.E. of regression	0.148168	Akaike info criterion	-0.813573	
Sum squared resid	0.570801	Schwarz criterion	-0.538748	
Log likelihood	19.01717	Hannan-Quinn criter.	-0.722476	
F-statistic	388.8512	Durbin-Watson stat	2.354931	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNPIB  
Method: Least Squares  
Date: 06/18/14 Time: 21:29  
Sample (adjusted): 1982 2013  
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.981999	3.068219	0.971899	0.3401
LNPIB(-1)	0.721972	0.198502	3.637102	0.0012
LNPIB(-2)	0.163456	0.198420	0.823791	0.4176
LNDPS(-1)	-0.006149	0.036055	-0.170533	0.8659
LNDPS(-2)	0.014551	0.034065	0.427160	0.6728
T	0.005841	0.007282	0.802116	0.4298
R-squared	0.996108	Mean dependent var	28.18431	
Adjusted R-squared	0.995359	S.D. dependent var	0.476805	
S.E. of regression	0.032481	Akaike info criterion	-3.848984	
Sum squared resid	0.027430	Schwarz criterion	-3.574159	
Log likelihood	67.58375	Hannan-Quinn criter.	-3.757887	
F-statistic	1330.852	Durbin-Watson stat	1.988025	
Prob(F-statistic)	0.000000			