



HAL
open science

LES EFFETS NON LINEAIRES DE LA SANTE SUR LA CROISSANCE

Mohamed Chakroun

► **To cite this version:**

Mohamed Chakroun. LES EFFETS NON LINEAIRES DE LA SANTE SUR LA CROISSANCE : UNE INVESTIGATION A L'AIDE D'UN MODELE A SEUIL. Revue Tunisienne d'Economie et de Gestion, 2012, 31 (1), pp.121-151. halshs-00486660v1

HAL Id: halshs-00486660

<https://shs.hal.science/halshs-00486660v1>

Submitted on 26 May 2010 (v1), last revised 24 Jul 2014 (v2)

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LES EFFETS NON LINÉAIRES DE LA SANTÉ SUR LA CROISSANCE: UNE INVESTIGATION À L'AIDE D'UN MODÈLE À SEUIL

Mohamed Chakroun^(*)

URED, Université de Sfax, Tunisie.

RÉSUMÉ

L'objet de cet article est de prouver l'existence d'effets non-linéaires dans la relation entre la santé et la croissance économique, en utilisant la méthode de détection de seuil proposée par Hansen (2000). Sur la base d'une estimation menée en cross-section sur un échantillon de 83 pays développés et en développement, les tests économétriques montrent la présence d'effets de seuil dans cette relation et permettent de conclure que la santé, considérée en tant que stock ou en tant que flux, exerce des effets hétérogènes sur la dynamique de croissance à long terme des nations.

Mots clés : santé ; croissance économique ; modèle à seuil.

Classification JEL : I10; O40; C21

Abstract

This paper proves evidence for nonlinearities in the relationship between health and economic growth. Employing the data-sorting method of Hansen (2000), it is shown, based on a cross-section data of 83 countries, that health, considered as a stock then as a flow, is a threshold variable and a plausible source of multiple regimes. Furthermore, our estimates suggest that the impact of health on economic growth changes dramatically from one regime to another.

Keywords: health; economic growth; threshold regression.

JEL classification: I10; O40; C21

INTRODUCTION

L'une des conclusions centrales des nouvelles théories de la croissance concerne le rôle déterminant de l'accumulation du capital humain dans l'explication de la dynamique de croissance à long terme des nations [voir par exemple : Romer (1990) ; Barro (1991) ; Benhabib et Spiegel (1994)].

^(*) Correspondance auteur : Faculté des sciences économiques et de Gestion de Sfax, URED. Route de l'aérodrome km 4,5-BP 1088- 3018 Sfax, Tunisie. Tel. : + 216 98 488 559; fax: + 216 74 279 139; e-mail : chakroun_mohamed2000@yahoo.fr.

Cependant, en dépit des formes diverses que peut prendre le capital humain et de la multiplicité des investissements permettant son accumulation, le capital éducation a constitué pendant longtemps l'indicateur privilégié d'une bonne partie de la littérature économique étudiant les liens entre le capital humain et la croissance économique.

Pour autant, il y a déjà deux siècles que des auteurs comme Bentham (1780) et Karl Marx (1867) ont souligné l'importance de la santé en tant que l'une des composantes majeures du bien-être et de la reproduction de l'espèce humaine. De même, des auteurs comme Schultz (1961) et Mushkin (1962) ont déjà rappelé que la santé constitue une forme de capital humain aussi importante que l'éducation.

Toutefois, malgré cette prise de conscience de la valeur fondamentale que revêt la santé, l'économie a tardé à l'intégrer pleinement dans ses théories, et ce n'est que dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, avec le développement de nouvelles analyses en économie du développement mais surtout de l'économie de la santé et des théories de la croissance endogène, qu'on a véritablement assisté à un renouveau de l'intérêt pour ce secteur.

Aujourd'hui, le rôle de la santé dans la croissance économique est largement admis dans la littérature théorique et empirique, d'autant plus que la santé s'apparente, avec l'éducation, comme le secteur qui incorpore les principaux facteurs explicatifs de la croissance endogène que sont la Recherche & Développement, le capital humain et les dépenses publiques [Barro et Sala-i-Martin (1995) ; Lim (1996)]. De fait, une analyse liant santé et croissance économique peut offrir une autre piste pour l'appréhension des sources de divergence ou de convergence des taux de croissance des revenus par tête entre les nations.

La littérature empirique récente étudiant les liens de la santé avec la croissance est assez abondante. Même si certaines études mettent en évidence une relation négative (Acemoglu et Johnson, 2007) ou non significative [McDonald et Roberts (2002) ; Hartwig (2009)] entre la santé et la croissance, la plupart des travaux concluent en général à impact positif et significatif allant de la santé à la croissance ou inversement. [voir par exemple : Barro (1991, 1996) ; Barro et Lee (1994) ; Barro et Sala-i-Martin (1995) ; Knowles et Owen (1995, 1997) ; Sachs et Warner (1995, 1997) ; Easterly et Levine (1997) ; Gallup et Sachs (2001) ; Mayer et al (2001) ; Mayer (2001a, 2001b) ; Bloom et al., (2001, 2003, 2004) ; Weil (2005, 2007) ; Sala-i-Martin (1997, 2004, 2005) ; Gyimah-Brempong et Wilson (2004) ; Jamison et al (2005) ; Li et Huang (2008) ; Aghion, Howitt et Murtin (2008)].

Dans cette littérature, le capital santé est souvent considéré comme un stock, mesuré par l'espérance de vie à la naissance ou le taux de survie des adultes. D'autres études se sont en revanche intéressées à l'examen des liens entre l'investissement dans la santé et la croissance

économique. Gyimah-Brempong (1998) conclut à un lien positif et significatif entre les dépenses publiques de santé et la croissance économique des pays africains. Ce résultat est confirmé par Heshmati (2001) et Rivera and Currais (1999a, 1999b, 2003, 2004), alors qu'il est infirmé par Hartwig (2009) pour les pays développés.

Une méthode largement utilisée pour tester empiriquement l'effet de la santé sur la croissance consiste à utiliser des données en coupe transversale et à régresser le taux de croissance du PIB réel par tête sur le niveau initial de santé (Bloom et Canning, 2005). Au-delà de la pertinence des techniques économétriques utilisées et de la robustesse des résultats trouvés, une telle approche présente toutefois plusieurs limites, du moment qu'elle suppose que la santé intervienne dans la régression de manière linéaire et indépendante. L'hypothèse communément adoptée est que l'effet marginal d'une variation de l'état de santé est constant dans le temps (problème de stabilité) et entre les différents pays (problème d'homogénéité). Cependant, la littérature théorique récente montre que la relation entre la santé et la croissance s'apparente plutôt non-linéaire. Fuster (1999), de la Croix et Licandro (1999), Cipriani (2000), Boucekkine et de la Croix (2002) et Tabata (2005) ont dérivé, à partir de modèles de croissance à générations imbriquées, une relation en U inversé entre l'espérance de vie à la naissance et la croissance économique. Blackburn et Cipriani (2002) ont développé, quant à eux, un modèle à générations imbriquées et à équilibres multiples. Leur démonstration permet de conclure à l'existence d'un niveau de capital humain critique en dessous duquel l'économie étudiée finit par plonger dans une trappe de pauvreté. De leur part, Aisa et Pueyo (2006) démontrent l'existence d'un impact différencié des dépenses publiques de santé sur la croissance économique. Cet impact semble positif dans les pays en développement, alors qu'il est négatif dans les pays développés. En revanche, Reinhart (1999) dérive une relation négative entre la dépense publique de santé et la croissance, même si le lien entre cette dernière et l'espérance de vie semble plutôt positif.

L'existence de ces non-linéarités a été soulignée par la littérature empirique [Kelley et Schmidt (1995) ; Sachs et Warner (1997) ; Bhargava et al. (2001) ; Berthemely (2006)]. Sachs et Warner (1997) trouvent que l'impact de la santé sur la croissance économique est positif mais décroît avec le stock de capital humain santé. Bhargava et al. (2001) concluent à une relation positive entre le taux de survie des adultes et le taux de croissance du PIB, pour les pays à faible revenu, et négative pour les pays développés. De même, Berthemely (2006), en partant du constat que la relation entre la santé et la croissance économique est non-linéaire, montre, sur la base d'un modèle à équilibres multiples, que la santé est parmi les principaux facteurs qui ont contribué à maintenir les pays africains dans un piège de sous-développement

durant les dernières décennies. Ce résultat est appuyé par Aghion, Howitt et Murin (2008) qui considèrent que la faible croissance des pays sous-développés est due principalement à leur faible niveau initial d'espérance de vie. De même, Bloom et al (2009) signalent que, sur la période 1940-2000, les pays caractérisés initialement par une espérance de vie élevée ont témoigné également d'une croissance plus rapide de leur revenu par tête.

Dans cet article, nous utilisons un modèle à équilibres multiples qui permet de tester l'existence d'un effet de seuil dans la relation entre la santé et la croissance économique. Comme le soulignent Stengos et al (2007), le modèle à seuil est parmi les spécifications économétriques les plus intéressantes des modèles de régression non-linéaire. L'avantage d'un tel modèle est qu'il permet justement d'envisager une hétérogénéité dans les régimes de convergence et de divergence en taux et en niveau de croissance. Il nous enseigne que des économies qui se différencient de par leur situation initiale peuvent ne pas converger. En particulier, les économies dont les conditions initiales sont défavorables pourraient plonger pendant une longue période dans une trappe de pauvreté (Tan, 2007). Une telle démarche, envisageant l'existence d'équilibres multiples, s'avère ainsi utile pour permettre une hétérogénéité dans la spécification des équations de convergence (Bernard et Jones, 1996).

La suite de l'article est organisée de la manière suivante : la deuxième section présente les fondements théoriques de notre modèle de référence. La troisième section explique les spécificités du modèle à seuil à estimer et précise la source des données utilisées. Enfin, la quatrième section synthétise les résultats économétriques obtenus et discute de leurs implications en termes de conduite de la politique économique.

2. LE CADRE THÉORIQUE

Le modèle servant de base de réflexion théorique dans ce travail est celui de Knowles et Owen (1995). Ce modèle, qui est une extension du modèle de Solow augmenté, permet de tenir compte de la santé en tant qu'un facteur de capital humain au même titre que l'éducation.

Considérons une fonction de production de type Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants :

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} E_{it}^{\beta} H_{it}^{\gamma} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha-\beta-\gamma}, \quad 0 < \alpha, \beta, \gamma < 1 \text{ et } \alpha + \beta + \gamma < 1 \quad (1)$$

où Y est l'output, K est le capital physique, E représente le capital humain « éducation », H est le capital humain « santé », L est la force de travail et A le niveau technologique. A l'instar de Knowles et Owen (1995), nous supposons que L et A croissent aux taux exogènes n_{it} et g_{it} :

$$L_{it} = L_{i0} e^{nit} \quad (2)$$

$$A_{it} = A_{i0} e^{git} \quad (3)$$

Le taux de croissance du travail efficace $A_{it}L_{it}$ est alors égal à : $n_i + g$.

Soit S_{ki} , S_{ei} et S_{hi} les fractions d'output investies respectivement dans l'accumulation du capital physique, du capital humain éducation et du capital humain santé, et soit \bar{k} , \bar{e} et \bar{h} les stocks de capital physique, de capital éducation et de capital santé par unité de travail efficace, tel que : $\bar{k} = K/AL$, $\bar{e} = E/AL$ et $\bar{h} = H/AL$. Si on dénote par $\bar{y} = Y/AL$ le niveau d'output par unité de travail efficace, alors l'expression du produit par tête s'écrit :

$$\bar{y}_{it} = \bar{k}_{it}^\alpha \bar{e}_{it}^\beta \bar{h}_{it}^\gamma \quad (4)$$

La dynamique de croissance des variables k , e et h est alors donnée par :

$$\dot{\bar{k}}_{it} = S_{ki} \bar{y}_{it} - (n_i + g + \delta) \bar{k}_{it} = S_{ki} \bar{k}_{it}^\alpha + \bar{e}_{it}^\beta \bar{h}_{it}^\gamma - (n_i + g + \delta) \bar{k}_{it} \quad (5)$$

$$\dot{\bar{e}}_{it} = S_{ei} \bar{y}_{it} - (n_i + g + \delta) \bar{e}_{it} = S_{ei} \bar{k}_{it}^\alpha + \bar{e}_{it}^\beta \bar{h}_{it}^\gamma - (n_i + g + \delta) \bar{e}_{it} \quad (6)$$

$$\dot{\bar{h}}_{it} = S_{hi} \bar{y}_{it} - (n_i + g + \delta) \bar{h}_{it} = S_{hi} \bar{k}_{it}^\alpha + \bar{e}_{it}^\beta \bar{h}_{it}^\gamma - (n_i + g + \delta) \bar{h}_{it} \quad (7)$$

où δ représente le taux de dépréciation du capital physique, supposé constant dans le temps.

Ceci implique que \bar{k} , \bar{e} et \bar{h} convergent vers leurs valeurs d'équilibre \bar{k}_i^* , \bar{e}_i^* et \bar{h}_i^* , tel que :

$$\bar{k}_i^* = \left(\frac{S_{ki}^{1-\beta-\gamma} S_{ei}^\beta S_{hi}^\gamma}{n_i + g + \delta} \right)^{1/\theta} \quad (8)$$

$$\bar{e}_i^* = \left(\frac{S_{ki}^\alpha S_{ei}^{1-\alpha-\gamma} S_{hi}^\gamma}{n_i + g + \delta} \right)^{1/\theta} \quad (9)$$

$$\bar{h}_i^* = \left(\frac{S_{ki}^\alpha S_{ei}^\beta S_{hi}^{1-\alpha-\beta}}{n_i + g + \delta} \right)^{1/\theta} \quad (10)$$

avec $\theta = 1 - \alpha - \beta - \gamma$. En substituant les équations (3), (8), (9) et (10) dans (4) et en appliquant une transformation log-linéaire, on obtient l'expression du revenu par tête à l'état régulier :

$$\ln y_{it} = \ln A_{i0} + gt + \frac{\alpha}{\theta} \ln S_{ki} + \frac{\beta}{\theta} \ln S_{ei} + \frac{\gamma}{\theta} \ln S_{hi} - \frac{1-\theta}{\theta} \ln(n_i + g + \delta) \quad (11)$$

où $y = \frac{Y}{L}$ est le produit par tête. Cependant, l'équation (11) est une expression des

déterminants du niveau du revenu par tête. Or, ce qui nous intéresse en particulier dans notre recherche concerne plutôt les déterminants de la croissance du revenu par tête. Pour y parvenir, nous appliquons la technique de linéarisation proposée par Mankiw et al. (1992) et

Webber (2002). Soit en effet \bar{y}_i^* le niveau de revenu par unité de travail efficient à l'état régulier, et \bar{y}_{it} sa valeur à un moment donné t . Le taux de convergence est alors exprimé par :

$$\frac{d \ln \bar{y}_{it}}{dt} = \lambda_i [\ln \bar{y}_i^* - \ln \bar{y}_{it}], \quad \text{où } \lambda_i = (n_i + g + \delta)(1 - \alpha - \beta - \gamma) = (n_i + g + \delta)\theta \quad (12)$$

L'équation (12) implique que :

$$\ln \bar{y}_{it2} = (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \ln \bar{y}_i^* + e^{-\lambda_i \tau} \ln \bar{y}_{it1}, \quad \text{où } \tau = t_2 - t_1 \quad (13)$$

$$\text{et } \ln \bar{y}_{it2} - \ln \bar{y}_{it1} = (1 - \exp(-\lambda_i \tau)) (\ln \bar{y}_i^* - \ln \bar{y}_{it1}) \quad (14)$$

En substituant (11) dans (14), on obtient :

$$\ln \bar{y}_{it2} - \ln \bar{y}_{it1} = (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \left(\frac{\alpha}{\theta} \ln S_{ki} + \frac{\beta}{\theta} \ln S_{ei} + \frac{\gamma}{\theta} \ln S_{hi} - \frac{1 - \theta}{\theta} \ln(n_i + g + \delta) - \ln \bar{y}_{it1} \right) \quad (15)$$

où \bar{y}_{it} représente le revenu par unité de travail efficient. En substituant $\ln \bar{y}_{it} = \ln y_{it} - \ln A_{0i} - gt$ dans (15), on peut dériver l'équation du taux de croissance du revenu par tête :

$$\begin{aligned} \ln y_{it2} = & e^{-\lambda_i \tau} \ln y_{it1} + (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \frac{\alpha}{\theta} \ln S_{ki} + (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \frac{\beta}{\theta} \ln S_{ei} + (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \frac{\gamma}{\theta} \ln S_{hi} \\ & - (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \frac{1 - \theta}{\theta} \ln(n_i + g + \delta) + (1 - e^{-\lambda_i \tau}) \ln A_{0i} + g(t_2 - e^{-\lambda_i \tau} t_1) \end{aligned} \quad (16)$$

L'équation (16) permet d'étudier l'impact de l'investissement dans le capital humain sur la croissance économique. Si l'attention s'oriente plutôt vers l'étude de la relation entre le stock de capital humain et la croissance, on devrait alors exprimer, à partir des équations (9) et (10), S_{ei} et S_{hi} en fonction de \bar{e}_i^* et \bar{h}_i^* et substituer les expressions ainsi trouvées dans l'équation (16). Deux nouvelles équations peuvent ainsi être dérivées :

$$\begin{aligned} \ln y_{it2} - \ln y_{it1} = & -\Omega \ln y_{it1} + \Omega \frac{\alpha}{1 - \alpha} [\ln S_{ki} - \ln(n_i + g + \delta)] + \Omega \frac{\beta}{1 - \alpha} \ln \bar{e}_i^* \\ & + \Omega \frac{\gamma}{1 - \alpha} \ln \bar{h}_i^* + \Omega \ln A_{0i} + g(t_2 - e^{-\lambda_i \tau} t_1) \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \ln y_{it2} - \ln y_{it1} = & -\Omega \ln y_{it1} + \Omega \frac{\alpha}{1 - \alpha - \gamma} \ln S_{ki} + \Omega \frac{\beta}{1 - \alpha - \gamma} \ln \bar{e}_i^* \\ & + \Omega \frac{\gamma}{1 - \alpha - \gamma} \ln S_{hi} - \Omega \frac{\alpha + \gamma}{1 - \alpha - \gamma} \ln(n_i + g + \delta) + \Omega \ln A_{0i} + g(t_2 - e^{-\lambda_i \tau} t_1) \end{aligned} \quad (18)$$

où Ω est égale à $(1 - e^{-\lambda_i \tau})$. L'équation (17) exprime le taux de croissance du PIB réel par tête en fonction des stocks de capital humain santé et éducation, alors que dans l'équation (18) l'accent est plutôt mis sur l'accumulation du stock du capital humain santé. Ces deux équations constitueront la base de notre investigation empirique.

3. SPÉCIFICATION DU MODÈLE À SEUIL ET SOURCES DES DONNÉES

Comme on nous l'avons mentionné plus haut, notre ambition dans cet article consiste à prouver l'existence d'effets non-linéaires dans la relation entre la santé et la croissance économique. Empiriquement, l'hypothèse d'existence d'équilibres multiples peut être vérifiée par une procédure de détection des seuils, telle que celle proposée par Hansen (2000). Formellement, le modèle à seuil énoncé par Hansen s'écrit :

$$y_i = \theta_1' X_i + e_i \quad \text{si } q_i \leq \gamma \quad (19)$$

$$y_i = \theta_2' X_i + e_i \quad \text{si } q_i > \gamma \quad (20)$$

où q_i désigne la variable seuil qui divise l'échantillon en deux groupes de pays, y_i la variable dépendante, X_i un vecteur de variables explicatives, e_i le terme d'erreur et γ la valeur de la variable seuil. Ainsi, les paramètres de la régression diffèrent selon que q_i soit supérieur ou inférieur à γ . Pour réécrire le modèle en une seule équation, considérons la variable dummy $d_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$, où $\{\cdot\}$ est la fonction indicatrice et posons $X_i(\gamma) = X_i d_i(\gamma)$. Alors, les équations (19) et (20) se ramènent à :

$$y_i = \theta' X_i + \delta_n' X_i(\gamma) + e_i ; e_i \sim iid(0, \sigma_i^2) \quad (21)$$

où $\theta = \theta_2$ et $\delta_n = \theta_2 - \theta_1$ désigne « l'effet de seuil ». L'équation (21) décrit une relation non-linéaire entre y_i et X_i en fonction de q_i . La méthode de *bootstrap* développée par Hansen (2000) permet ensuite de tester l'hypothèse nulle d'absence d'effet de seuil, de sélectionner parmi les variables seuil candidates celle qui peut être retenue comme variable de transition optimale et d'estimer sa valeur. Si l'hypothèse nulle est rejetée, le modèle à seuil sera estimé en divisant l'échantillon en deux groupes distincts. La même démarche est alors appliquée aux sous-groupes ainsi obtenus et répétée autant de fois que l'hypothèse nulle est rejetée.

A partir du modèle théorique énoncé plus haut, nous pouvons établir une relation entre la croissance et la santé, en considérant cette dernière comme un stock ou comme un flux. Les équations (17) et (18) peuvent en effet être réécrites de la manière suivante :

$$\ln y_{i2003} - \ln y_{i1960} = \xi_0 - \xi_{i1} \ln y_{i1960} + \xi_{i2} \ln S_{ki} + \xi_{i3} \ln e_i^* + \xi_{i4} \ln h_i^* - \xi_{i5} \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon_i \quad (17')$$

$$\ln y_{i2003} - \ln y_{i1960} = \psi_0 - \psi_{i1} \ln y_{i1960} + \psi_{i2} \ln S_{ki} + \psi_{i3} \ln e_i^* + \psi_{i4} \ln S_{hi} - \psi_{i5} \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon_i \quad (18')$$

où $\varepsilon_i \sim iid(0, \sigma^2)$ et $i = 1, 2, \dots, N$. y_i est le PIB réel par tête du pays i , S_k et S_h sont les fractions de l'output investies dans le capital physique et le capital santé, respectivement. h_i et

e_{it} sont les Proxy des variables mesurant les stocks de capital éducation et santé, respectivement. n est le taux de croissance de la population, et $g + \delta$ sont fixés à 0,05 tel que recommandé par Mankiw et al (1992). L'échantillon retenu est composé de 83 pays. Les données relatives au PIB réel par tête, au taux de croissance de la population et au taux d'investissement réel sont extraites du PWT 6.2 (Heston et al, 2006). Le stock de capital santé est approximé par l'espérance de vie à la naissance, et les données sont extraites de la base de données de la Banque mondiale « Indicateurs sur le développement humain dans le monde » (Banque mondiale, 2007). Le stock de capital éducation est approximé par le nombre moyen d'années d'études secondaires de la population âgée de plus de 15 ans, et les données proviennent de Barro et Lee (2001). Enfin, l'investissement dans la santé est mesuré par la part des dépenses publiques de santé dans le PIB et les données sont extraites de la base de données Whosis de l'OMS (2009). Toutes les variables sont calculées en moyenne sur la période 1960-2003, sauf pour les dépenses publiques de santé pour lesquelles les données ne sont disponibles que pour la période 1995-2007.

4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

La première étape précédant l'estimation du modèle à seuil consiste à sélectionner parmi les variables seuil candidates celle pour laquelle l'hypothèse de linéarité est la plus fortement rejetée. Trois variables ont ainsi été sélectionnées : le PIB initial (GDP_{1960}), l'état de santé initial ($LIFEX_{60}$) et le ratio des dépenses publiques de santé au PIB (DPS)¹. Le choix de la première variable (GDP_{1960}) vise principalement à permettre une certaine comparabilité de nos résultats avec ceux de Durlauf et Johnson (1995), Hansen (2000) et Papageorgiou (2002). Les deux autres variables traduisent quant à elles notre ambition de prouver l'hypothèse selon laquelle des économies, qui se différencient de part leur stock initial de santé ou de part leur effort d'investissement dans la santé, peuvent ne pas converger et se trouver ainsi sur des sentiers de croissance différents.

Nous commençons donc notre investigation empirique par l'estimation de l'équation (17'). Les résultats des tests de rupture conduits à l'aide de la procédure de *bootstrap* sont synthétisés dans le tableau (1).

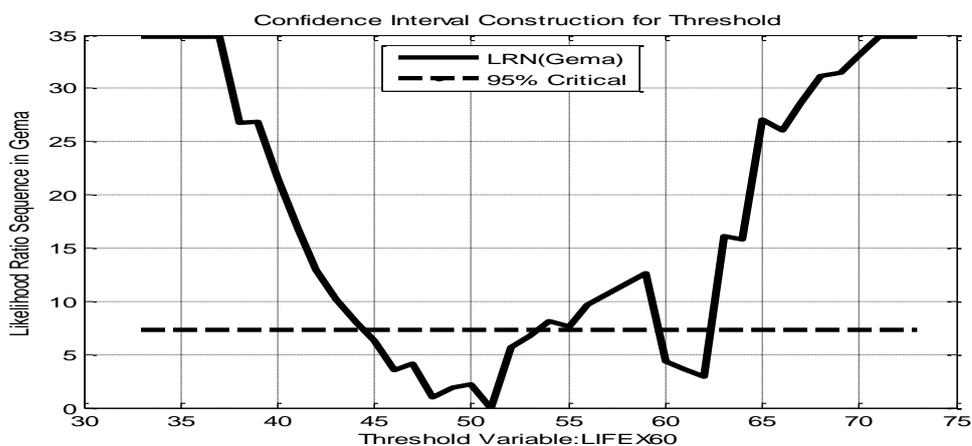
¹ L'un des avantages de la méthode de détection des seuils proposée par Hansen est que la variable seuil candidate peut être sélectionnée parmi la liste des variables explicatives du modèle de base.

Tableau 1 : Tests sur l'effet de seuil (modèle 1)

Variables seuil	DPS/PIB	LIFEX ₆₀	GDP ₆₀
<i>test d'effet de seuil de premier niveau (N = 83)</i>			
Valeur du test LM	12.567	16.453	10.571
Bootstrap P-Value	0.111	0.014	0.365
<i>test d'effet de seuil de second niveau (N = 44)</i>			
Valeur du test LM	6.284	6.454	7.945
Bootstrap P-Value	0.975	0.934	0.777
<i>test d'effet de seuil de second niveau (N = 39)</i>			
Valeur du test LM	12.203	11.883	10.335
Bootstrap P-Value	0.13	0.085	0.372
<i>test d'effet de seuil de troisième niveau (N = 13)</i>			
Valeur du test LM	7.268	0.000	7.312
Bootstrap P-Value	0.614	1.000	0.586
<i>test d'effet de seuil de troisième niveau (N = 26)</i>			
Valeur du test LM	14.935	9.423	7.699
Bootstrap P-Value	0.002	0.266	0.727

Le test de rupture de premier niveau montre que l'hypothèse nulle d'absence de seuil est rejetée au seuil de 5 %, lorsque la variable LIFEX₆₀ est retenue comme variable seuil. Ce résultat confirme l'existence d'un seuil critique conditionnant l'impact différencié de la santé sur la croissance économique. Ce premier test permet de scinder l'échantillon total (83 observations) en deux groupes distincts formés de 44 et 39 pays, respectivement. La figure (1) montre que la valeur du seuil endogène correspond à une espérance de vie égale à 51 ans. Cette valeur est statistiquement significative sur l'intervalle [45 ,62] au seuil de 5 %.

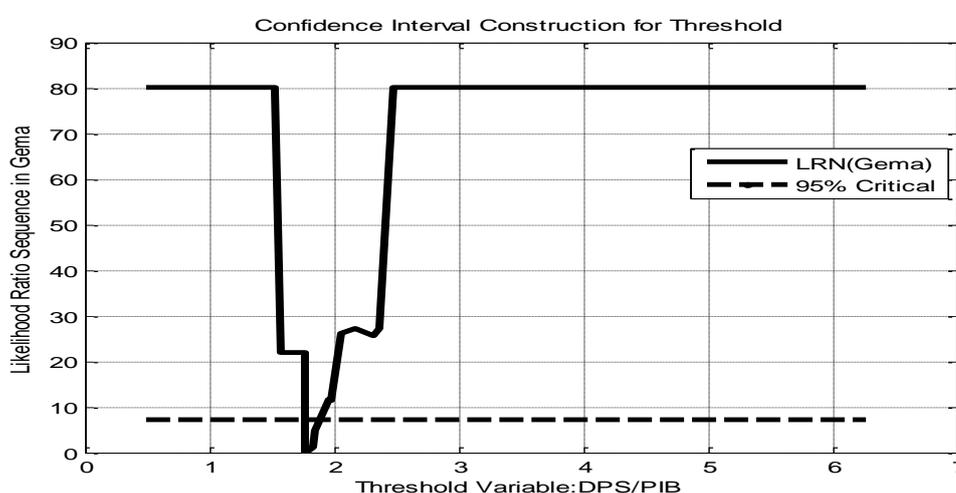
Figure 1 : Intervalle de confiance du seuil endogène : LIFEX60



La même démarche a été ensuite appliquée pour les deux sous-groupes ainsi identifiés, le but étant de tester la possibilité d'obtenir un deuxième découpage. Le test d'effet de seuil de second niveau permet alors d'accepter l'hypothèse de présence d'un seuil dans le sous-

échantillon composé de 39 pays en retenant $LIFEX_{60}$ comme variable seuil. On obtient alors deux nouveaux sous-échantillons. Le premier, formé de 26 pays, est caractérisé par une espérance de vie à la naissance inférieure à 44 ans, alors que le second se compose de 13 pays ayant une espérance de vie à la naissance comprise entre 44 et 55 ans. En revanche, aucun nouveau seuil n'a pu être détecté pour le sous-échantillon composé de 44 pays. Ce dernier groupe constitue ainsi un régime indépendant caractérisé par une espérance de vie à la naissance initialement élevée. Enfin, la dernière série de tests d'effet de seuil a permis de détecter un seuil dans le sous-échantillon composé de 26 pays, en retenant cette fois DPS comme variable seuil. Comme l'illustre la figure (2), le seuil optimal est atteint pour une valeur de DPS égale à 1,77 %.

Figure 2 : Intervalle de confiance du seuil endogène : DPS/PIB



Au total, les trois seuils endogènes détectés permettent de scinder notre échantillon global en quatre régimes différents. Le premier régime, formé de 10 pays, est caractérisé par une faible espérance de vie à la naissance et par une faible dépense publique de santé. Le deuxième régime, composé de 16 pays, se différencie du premier par une dépense publique relativement plus élevée. Le troisième club de convergence rassemble 13 pays ayant un état de santé intermédiaire. Enfin, le quatrième club est formé de 44 pays se différenciant des premiers par leurs bonnes performances sanitaires. Le tableau (2) résume les caractéristiques de ces quatre régimes alors que le tableau (3) dresse une liste des pays formant ces différents régimes.

Tableau 2 : Régimes de croissance identifiés par la méthode de détection de seuil de Hansen (modèle 1)

Régime 1 : $LIFEX_{60} \leq 44$; $DPS \leq 1,77$ %	(10 pays)
Régime 2 : $LIFEX_{60} \leq 44$; $DPS > 1,77$ %	(16 pays)
Régime 3 : $44 < LIFEX_{60} \leq 51$	(13 pays)
Régime 4 : $LIFEX_{60} > 51$	(44 pays)

Ces premiers résultats appellent à formuler les remarques suivantes : i) La présence d'équilibres multiples remet en cause la pertinence de toute spécification économétrique présupposant une relation linéaire entre la santé et la croissance économique. ii) Le sentier de croissance sur lequel se trouvent les économies étudiées est conditionné par la position initiale de chaque économie par rapport au seuil critique identifié. iii) Contrairement aux travaux de Durlauf et Johnson (1995), Hansen (2000) et Papageorgiou (2002)¹, c'est la dotation initiale en capital santé qui est à l'origine d'existence d'équilibres multiples.

Tableau 3 : Classement des pays par régime de croissance (modèle 1)

	Régime 1	Régime 2	Régime 3	Régime 4	
1	Burundi	Bénin	Afrique du Sud	Argentina	Jamaïque
2	Cameroun	Bolivie	Algérie	Australie	Japon
3	Congo	Gambie	Egypte	Autriche	Malaisie
4	Guinée-Bissau	Ghana	El Salvador	Barbade	Maurice
5	Inde	Guatemala	Honduras	Belgique	Mexico
6	Indonésie	Kenya	Iran	Brésil	N. Zélande
7	Népal	Lesotho	Jordanie	Canada	Norvège
8	Pakistan	Malawi	Pérou	Chili	Panama
9	Rep. Dominicaine	Mali	Syrie	Chine	Paraguay
10	Togo	Mozambique	Tunisie	Colombie	Pays-Bas
11		Niger	Turquie	Corée	Portugal
12		Rwanda	Zimbabwe	Costa Rica	Roumanie
13		Sénégal	Philippines	Danemark	Royaume Uni
14		Tanzanie		Equateur	Singapore
15		Uganda		Espagne	Sri Lanka
16		Zambie		Finlande	Suède
17				France	Suisse
18				Grèce	Thaïlande
19				Irlande	Trinidad & Tobago
20				Islande	Etats Unis
21				Israël	Uruguay
22				Italie	Venezuela

¹ La première variable seuil identifiée dans ces travaux est le niveau initial de richesse.

L'estimation du modèle à seuil pour les quatre groupes identifiés permet d'avoir une idée plus précise sur les particularités de chaque régime. Les résultats issus du tableau (4) montrent assez clairement l'hétérogénéité au niveau des coefficients estimés en passant d'un régime à l'autre. Le coefficient associé à la variable y_{1960} présente le signe attendu et il est significatif pour les quatre régimes, montrant l'existence de quatre clubs de convergence distincts, se différenciant chacun par ses propres caractéristiques initiales. On note toutefois que ce coefficient est plus élevé dans les régimes (2) et (4) que dans les régimes (1) et (3), impliquant que la vitesse de convergence des deux premiers groupes est plus rapide que celle associée aux seconds. Ce résultat indique que les pays disposant initialement d'un stock de capital santé relativement élevé, ou dont ce stock est faible mais qui déploient néanmoins un effort d'investissement acceptable dans la santé, convergeraient plus rapidement les uns vers les autres que ceux dont le stock de santé initial est relativement faible et dans lesquels l'investissement dans la santé n'a pas atteint un certain seuil minimum.

Tableau 4 : Estimation du modèle à seuil pour les quatre régimes (modèle 1)

	Régime 1 <i>LIFEX</i> ≤ 44; <i>DPS</i> ≤ 1,77%	Régime 2 <i>LIFEX</i> ≤ 44; <i>DPS</i> > 1,77%	Régime 3 44 < <i>LIFEX</i> ≤ 51	Régime 4 <i>LIFEX</i> > 51
<i>Constante</i>	-27.297*** (5.238)	-17.671*** (1.667)	-17.38*** (4.700)	-1.628 (6.454)
<i>log y</i> ₁₉₆₀	-0.334* (0.202)	-0.65*** (0.042)	-0.431*** (0.144)	-0.612*** (0.085)
<i>log S</i> _k	0.075 (0.084)	-0.136*** (0.037)	0.113 (0.213)	0.511*** (0.172)
<i>Log School</i>	-0.008 (0.093)	-0.036 (0.055)	-0.295 (0.222)	0.441 (0.282)
<i>Health</i>	5.359*** (0.561)	3.232*** (0.403)	2.058*** (0.699)	1.522 (1.673)
<i>log (n+g+δ)</i>	-3.629** (1.823)	-3.78*** (0.348)	-5.343*** (0.851)	-0.53 (0.391)
R²	0.92	0.95	0.76	0.63
Observations	10	16	13	44

*, ** et *** désignent la significativité du coefficient estimé aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement. Les chiffres entre parenthèses représentent les écart-types.

Concernant l'impact du capital humain sur la croissance économique, nos résultats sont semblables à ceux de Knowles et Owen (1997) et Mayer et al (2001) qui concluent à un impact plus prononcé et plus significatif du stock de capital santé sur la croissance que celui

de l'éducation. Le coefficient attaché à cette dernière variable présente un signe négatif et non significatif pour les trois premiers régimes, tandis qu'il est positif et significatif au seuil de 15 % pour le quatrième régime. Cet impact mitigé de l'éducation sur la croissance a déjà été constaté chez Durlauf et Johnson (1995), Rivera et Currais (2004) et Papageorgiou (2002). L'explication fournie par Durlauf et Johnson (1995) précise que l'effet marginal de l'éducation sur la croissance est d'autant plus faible dans les économies n'hébergeant pas des structures productives suffisamment développées et faisant appel aux compétences fournies par le secteur éducationnel. C'est vraisemblablement le cas dans la plupart des pays en développement, formant d'ailleurs les trois premiers régimes de notre échantillon. La faible significativité de cette variable dans le quatrième régime pourrait s'expliquer par la faiblesse de l'indicateur retenu. Dans les pays développés, constituant le noyau dur du quatrième régime, la hausse de la productivité est sensible à l'accroissement de la main-d'œuvre ayant une formation tertiaire plutôt que secondaire. Cependant, on ne peut pas ignorer le fait que ce faible résultat pourrait être dû à un problème de colinéarité entre les deux variables mesurant les stocks de capital humain santé et éducation (Rivera et Currais, 2004).

Le résultat le plus caractéristique issu de cette première investigation empirique concerne l'impact différencié de la santé sur la croissance économique pour les quatre régimes identifiés. Nous avons déjà évoqué plus haut que la littérature théorique conclut à un lien non linéaire entre la santé et la croissance économique. Cette non-linéarité semble bien se vérifier dans notre estimation, du moment où l'impact de l'espérance de vie sur la croissance s'atténue au fur et à mesure que l'on passe d'un régime à un autre. Le coefficient associé à cette variable dans le premier régime, caractérisé par une espérance de vie inférieure à 44 ans, est presque trois fois plus élevé que celui du troisième régime et quatre fois plus élevé que celui du quatrième régime. Dans le dernier régime, cet impact devient même non significatif, démontrant en toute évidence qu'il existe bien un seuil maximum au dessus duquel tout allongement de la durée de vie n'exerce aucun effet significatif sur la croissance économique. Un tel résultat corrobore celui de Bhargava et al (2001) et confirme les résultats émanant de la littérature théorique mettant en évidence un lien non-linéaire entre l'espérance de vie à la naissance et la croissance économique.

Un autre résultat aussi intéressant émane de notre investigation empirique. En effet, la principale différence entre le premier régime et le second réside dans la part du PIB que consacrent les pays les constituant aux dépenses publiques de santé. D'après les estimations, l'impact de la santé sur la croissance est beaucoup plus faible dans le groupe dont la part de ces dépenses excède 1,77 % du PIB. Ce résultat implique que, pour ces pays, les gains de

croissance qu'ils peuvent tirer d'une augmentation de leur stock de santé sont contrebalancés par les coûts macroéconomiques des ressources financières publiques investies dans le secteur de la santé. L'accumulation du capital santé est certes un levier de croissance important pour ces pays, mais le fait qu'une partie des ressources soit détournée du secteur réel productif au profit d'un secteur peu productif comme celui de la santé pourrait les empêcher de sortir de la trappe de pauvreté. Ce dilemme a déjà été démontré par van Zon et Muysken (2001).

La leçon qu'on peut donc tirer c'est que pour les pays pauvres, il existe un certain seuil critique en dessus duquel tout accroissement de l'investissement public dans la santé pourrait porter préjudice à la pérennité du système économique et au maintien des grands équilibres macroéconomiques.

Notre deuxième investigation empirique s'attache ainsi à réexaminer la relation entre la santé et la croissance économique en introduisant dans la régression une variable flux mesurant la l'investissement dans la santé (équation 18'). Cette démarche est motivée par l'ambition de vérifier si l'accroissement des dépenses publiques de santé constitue un stimulant ou plutôt un handicap pour la croissance.

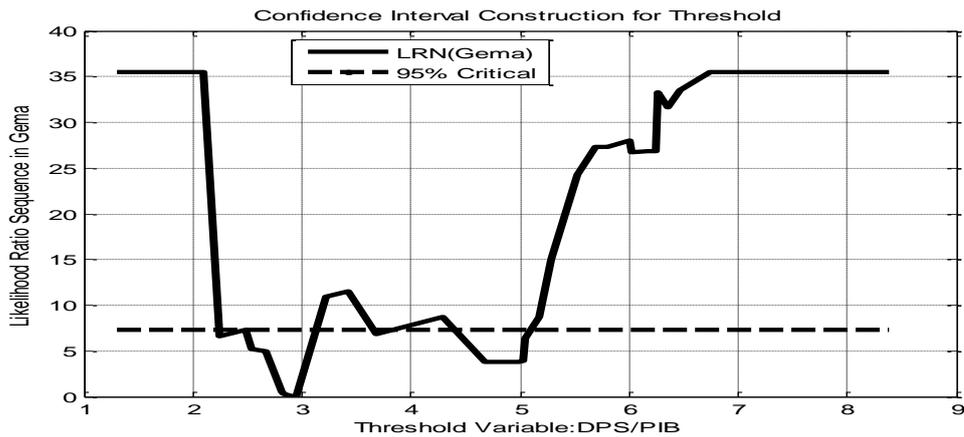
Les tests de rupture permettent de localiser deux seuils optimaux qui décomposent notre échantillon total en trois régimes de croissance. Le premier régime est formé de 39 pays ; il se caractérise par une espérance de vie à la naissance inférieure au seuil critique de 51 ans. Le deuxième groupe est scindé en deux sous-échantillons, formés de 14 et de 30 pays, respectivement.

Tableau 5 : Tests sur l'effet de seuil (modèle 2)

<i>Variables seuil</i>	<i>DPS/PIB</i>	<i>LIFEX₆₀</i>	<i>GDP₆₀</i>
<i>test d'effet de seuil de premier niveau (N = 83)</i>			
<i>Valeur du test LM</i>	13.189	13.395	10.276
<i>Bootstrap P-Value</i>	0.087	0.077	0.411
<i>test d'effet de seuil de second niveau (N = 39)</i>			
<i>Valeur du test LM</i>	11.419	9.860	9.243
<i>Bootstrap P-Value</i>	0.138	0.296	0.521
<i>test d'effet de seuil de second niveau (N = 44)</i>			
<i>Valeur du test LM</i>	13.771	8.853	8.842
<i>Bootstrap P-Value</i>	0.041	0.563	0.621
<i>test d'effet de seuil de troisième niveau (N = 14)</i>			
<i>Valeur du test LM</i>	7.285	7.76	7.356
<i>Bootstrap P-Value</i>	0.563	0.508	0.615
<i>test d'effet de seuil de troisième niveau (N = 30)</i>			
<i>Valeur du test LM</i>	8.893	10.032	9.512
<i>Bootstrap P-Value</i>	0.548	0.25	0.431

Ces deux régimes se partagent la caractéristique fondamentale d'avoir un stock initial de santé relativement élevé. Ils s'en différencient néanmoins par la part relative des dépenses publiques de santé dans le PIB. Comme on peut le constater sur la figure (3) la valeur du seuil endogène correspond à une dépense publique de santé par rapport au PIB égale à 2,94 %. Cette valeur est statistiquement significative sur l'intervalle [2.25 %, 5.05 %] au seuil de 5 %.

Figure 3 : Intervalle de confiance du seuil endogène : DPS/PIB



Au total, ces tests de rupture permettent de distinguer entre : i) les pays à faible niveau initial de capital santé, ii) les pays à haut niveau de capital santé ayant une dépense publique de santé modérée et iii) les pays à haut niveau de capital santé ayant une dépense publique de santé assez élevée.

Le tableau (6) dresse un classement des pays pour les trois régimes détectés. Comme on peut le constater, ce classement est *a priori* différent de celui obtenu pour le premier modèle, dès lors qu'il fait apparaître un découpage relativement plus condensé. Mais, si l'on compare les deux modèles en se donnant les variables seuil retenues dans le découpage ainsi que leurs valeurs optimales, on se rend compte toutefois que les deux classements obéissent presque aux mêmes critères de sélection. Sauf que dans le modèle (2) la variable *DPS* intervient comme un seuil critique conditionnant le régime de croissance des pays dotés initialement d'un stock de santé élevé (espérance de vie supérieure à 51 ans), alors que ce rôle est inversé dans le modèle (1).

Tableau 6 : Classement des pays par régime de croissance (modèle 2)

	<i>Régime 1</i>		<i>Régime 2</i>		<i>Régime 3</i>	
1	Afrique du Sud	Malawi	Chili	Argentine	Norvège	
2	Algérie	Mali	Chine	Australie	N-zélande	
3	Bénin	Mozambique	Corée	Autriche	Panama	
4	Bolivie	Népal	Equateur	Barbade	Pays-Bas	
5	Burundi	Niger	Jamaïque	Belgique	Portugal	
6	Cameroun	Pakistan	Malaisie	Brésil	Roumanie	
7	Congo	Pérou	Maurice	Canada	Royaume uni	
8	Egypte	Philippines	Mexique	Colombie	Suède	
9	El Salvador	Rep.Dominicaine	Paraguay	Costa Rica	Suisse	
10	Gambie	Rwanda	Singapore	Danemark	Uruguay	
11	Ghana	Sénégal	Sri Lanka	Espagne		
12	Guatemala	Syrie	Thaïlande	Etats-Unis		
13	Guinée-Bissau	Tanzanie	Trinidad & Tobago	Finlande		
14	Honduras	Togo	Venezuela	France		
15	Inde	Tunisie		Grèce		
16	Indonésie	Turquie		Irlande		
17	Iran	Uganda		Islande		
18	Jordanie	Zambie		Israël		
19	Kenya	Zimbabwe		Italie		
20	Lesotho			Japon		

L'estimation de l'équation (18') à l'aide du modèle à seuil de Hansen permet d'obtenir quelques informations supplémentaires sur la nature des liens entre la santé et la croissance économique. Toutes Les variables usuelles présentent les signes attendus. Les pays dotés initialement d'un stock de capital humain santé suffisamment élevé présentent une vitesse de convergence plus rapide que celle des pays qui le sont moins. Ce résultat vient confirmer celui obtenu à l'aide du modèle (1) et rappelle que la nature de l'équilibre à long terme atteint par chaque pays est en grande partie conditionnée par sa dotation initiale en stock de capital santé. On note cependant, que l'estimation du modèle (2) fait ressortir des résultats contradictoires par rapport au modèle (1) en ce qui concerne l'impact du capital humain éducation sur la croissance. Le coefficient associé à cette variable est positif et significatif au seuil de 1 % dans les régimes (1) et (2), ce qui réhabilite le rôle du capital humain éducation en tant que déterminant important de la croissance à long terme des pays en développement.

Tableau 7 : Estimation du modèle à seuil pour les trois régimes (modèle 2)

	Régime 1 <i>LIFEX</i> ≤ 51	Régime 2 <i>LIFEX</i> > 51; <i>DPS</i> ≤ 2,94%	Régime 3 <i>LIFEX</i> > 51; <i>DPS</i> > 2,94%
<i>Constante</i>	-6.144 (2.617)	-4.027 (4.624)	5.97*** (1.916)
<i>log y</i> ₁₉₆₀	-0.149* (0.09)	-0.516*** (0.088)	-0.559*** (0.102)
<i>log S_k</i>	0.099 (0.118)	0.188 (0.381)	0.348*** (0.168)
<i>Log School</i>	0.363*** (0.093)	2.046*** (0.373)	0.227 (0.142)
<i>log S_h</i>	-0.145 (0.11)	-1.107*** (0.533)	0.548*** (0.248)
<i>log (n+g+δ)</i>	-2.758*** (0.837)	-0.77 (0.952)	-0.599*** (0.291)
R²	0.35	0.80	0.62
Observations	39	14	30

*, ** et *** désignent la significativité du coefficient estimé aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement. Les chiffres entre parenthèses représentent les écart-types.

En outre, les résultats du tableau (7) montrent que le coefficient associé au ratio des dépenses publiques de santé au PIB est négatif dans les deux premiers régimes alors qu'il est positif et significatif au seuil de 1 % dans le troisième régime. Si l'on prend en considération le fait que le dernier régime est constitué principalement des pays de l'OCDE, ce résultat implique que l'accroissement des dépenses publiques de santé exerce un impact positif sur la croissance des pays riches, alors que cet effet est négatif dans les pays à faible et moyen revenus. Le retard économique de ces derniers leur impose une orientation quasi-totale de leur effort d'investissement vers les secteurs à forte valeur ajoutée et directement créateurs de richesse. Si cet effort s'oriente plutôt vers des secteurs qui ne permettent que des gains sporadiques de productivité, tels que le secteur de la santé, leur processus de rattrapage risque d'être compromis. De fait, dans ces pays, où l'accumulation du stock de capital physique est insuffisante et où le niveau d'épargne nationale demeure faible, tout accroissement des dépenses publiques de santé pénaliserait l'investissement privé et affaiblirait en conséquence leur chance de croissance à long terme.

La confrontation des résultats économétriques des modèles (1) et (2) conduit à une implication importante concernant la conduite de la politique économique dans les pays en développement. Les deux modèles font ressortir les résultats suivants : i) l'accumulation du

stock de capital humain santé constitue un facteur clé de croissance dans ces pays, ii) mais les investissements nécessaires pour permettre une telle accumulation devraient se réaliser en dehors du système de soins. Les pouvoirs publics devraient donc réfléchir à mettre en place des politiques de santé dont l'objectif serait d'améliorer l'état de santé de la population grâce à des interventions efficaces et nécessitant le minimum de ressources financières.

Pour les pays développés, connaissant aujourd'hui un vieillissement démographique incontournable, il semble que les gains de croissance qu'ils pourraient espérer réaliser grâce à l'allongement de la durée de vie de leurs populations sont très faibles voire nuls. Cependant, un financement public des dépenses de santé plus poussé que par le passé semble avoir un effet direct positif sur la croissance à long terme dans ces pays.

Le taux de croissance des dépenses publiques de santé dans les pays de l'OCDE a atteint aujourd'hui un niveau supérieur à celui de la richesse nationale. Plusieurs études ont mentionné le caractère inéluctable de ces dépenses et rappelé les dangers de cette tendance inflationniste sur la pérennité du système économique. Mais, d'après nos estimations, ces dépenses semblent plutôt porteuses de croissance. Ce résultat contredit la thèse de certains analystes réclamant le rationnement des dépenses publiques de santé et accredit l'idée selon laquelle l'accroissement de la dépense de santé génère des externalités positives en termes d'emploi qualifié et de R&D, améliore la productivité globale des facteurs et stimule par conséquent la croissance à long terme. On pourrait rappeler à ce stade que des industries comme la pharmacie et la biotechnologie sont comptées aujourd'hui parmi les industries les plus innovantes et qui participent activement dans la promotion de la compétitivité internationale de bon nombre de pays industrialisés. On ne pourrait pas aussi négliger le flux sans cesse continu des innovations technologiques médicales dans ces pays et la forte demande mondiale qui leur est adressée.

Du moins de ce point de vue, les dépenses publiques de santé semblent productives et créatrices de richesse, même si leur accroissement ne permet guère d'améliorer les conditions de santé de la population dans les pays développés.

Un tel résultat est à prendre cependant avec certaines précautions. En effet, les tests d'effet de seuil conduits pour les modèles (1) et (2) présupposent que les variables explicatives sont exogènes, ce qui n'est vraisemblablement pas le cas dans nos deux équations estimées. Les résultats obtenus peuvent alors s'avérer biaisés, remettant en cause toutes les conclusions tirées. Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous avons fait appel à la méthode de Caner et Hansen (2004) permettant de tester la présence d'un effet de seuil dans la régression, lorsque celle-ci fait intervenir des variables endogènes. Suivant les recommandations de

Papageorgiou (2006), seul le PIB initial a été retenu comme variable exogène alors que toutes les autres variables sont supposées endogènes. Mais, incontestablement, les tests ne rejettent pas l'hypothèse nulle de présence d'effet de seuil dans les deux régressions, même en tenant compte du caractère endogène des variables. Ceci peut facilement être vérifié en se donnant les figures (4) et (5).

Figure 4 : Test d'effet de seuil, méthode de Caner et Hansen (modèle 1)

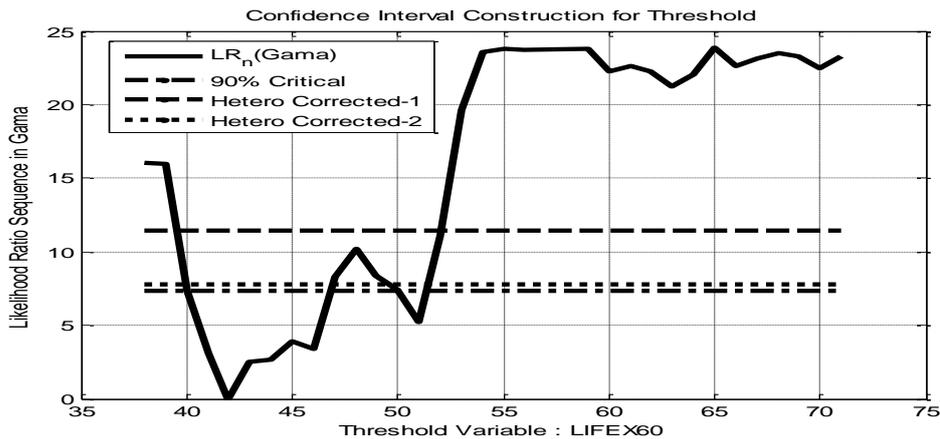
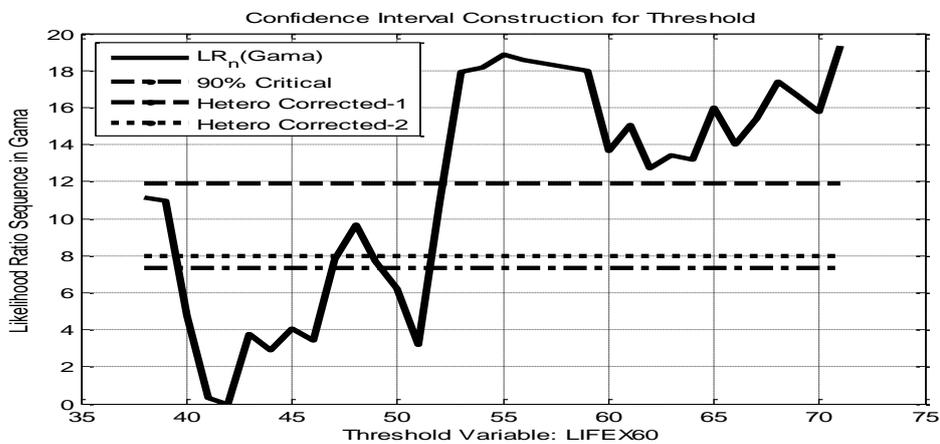


Figure 5 : Test d'effet de seuil, méthode de Caner et Hansen (modèle 2)



Pour les deux modèles, le ratio de maximum de vraisemblance est minimum pour une espérance de vie initiale égale à 42 ans, ce qui prouve l'existence d'un effet de seuil. Même si ces résultats sont relativement différents de ceux obtenus précédemment, ils confirment néanmoins que la variable $LIFEX_{60}$ constitue la variable seuil optimale.

CONCLUSION

La prise en compte de la présence de non-linéarités dans la relation entre la santé et la croissance économique a permis de mettre l'accent sur la dynamique hétérogène qui caractérise cette relation et d'apporter de nouveaux éléments de réponse quant à l'impact différencié du capital humain santé et de son accumulation sur les performances macroéconomiques à long terme des nations. L'application de la méthode de détection de seuils de Hansen (2000) fait apparaître l'existence de régimes de croissance multiples, se différenciant les uns des autres par leurs dotations initiales en capital humain santé. L'estimation du modèle à seuil a permis alors de conclure à un impact marginal positif mais décroissant de l'espérance de vie sur la croissance économique. Ce résultat valide les prédictions de la littérature théorique récente et remet en cause la pertinence des études économétriques présupposant une relation linéaire entre la santé et la croissance économique. En revanche, la ré-estimation du modèle en introduisant dans la régression le ratio des dépenses publiques de santé au PIB comme variable explicative permet d'aboutir à des résultats qui contredisent ceux de bon nombre de travaux théoriques et empiriques. Il ressort de notre deuxième investigation empirique que la corrélation entre cette variable et le taux de croissance du PIB réel par tête est négative dans les pays en développement, alors qu'elle est positive pour les pays développés. Ce résultat *a priori* surprenant montre que dans les pays où le secteur de la santé joue pleinement son rôle en tant que secteur productif, créateur d'emplois et mobilisateur de savoirs, la santé pourrait, dans un contexte de changement technologique rapide, générer des externalités positives et stimuler la croissance. En revanche, dans les pays non développés, forts dépendants des avancées technologiques réalisées dans les pays riches et souffrant de pénurie d'épargne, de savoirs nouveaux et de main-d'œuvre qualifiée, toute réorientation de l'effort national d'investissement vers le secteur de la santé est susceptible de ralentir leur croissance et de les bloquer pendant une longue période dans une trappe de pauvreté.

RÉFÉRENCES

- Acemoglu D., Johnson S. (2007), "Disease and development: the effect of life expectancy on economic growth", *Journal of Political Economy*, 115, p. 925–985.
- Aghion P., Howitt P. and Murin F. (2008), "Is Health Growth-Enhancing?" Mimeo.
- Aïsa R., Pueyo F. (2006), "Government health spending and growth in a model of endogenous longevity", *Economics Letters*, 90, p. 249–253

Heston A., Summers R. and Aten B. (2006), Penn World Table Version 6.2. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.

Banque mondiale. (2007), World Development Indicators CD-ROM.

Barro R.J. (1991), “Economic growth in a cross section of countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, p. 407–443.

Barro R.J. (1996), “Health and economic growth”. Mimeo.

Barro R.J., Lee L. (1994), “Losers and winners in economic growth”. In Bruno M. and Pleskovic B. (Eds.), *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, 1993. Washington, DC: World Bank.

Barro R.J., Lee L. (2001), “International data on educational attainment: updates and implications”, *Oxford Economics Papers*, 53, p. 541-563.

Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1995), *Economic growth*. New York: McGraw-Hill.

Benhabib J., Spiegel M. (1994), “The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data”, *Journal of Monetary Economics*, 34(2), p. 143-173.

Bentham J. (1789), *An introduction to principles of morals and legislation*. London, T. Payne and Son.

Bernard A., Jones C. (1996), “Technology and convergence”, *Economic Journal*, 106, p 1037-1044.

Berthélemy J.C. (2006), “Clubs de convergence et équilibres multiples : comment les économies émergentes ont-elles réussi à échapper au piège du sous-développement”, *Revue d'économie du développement*, 14(1), p. 5-44.

Bhargava A., Jamison D.T., Lau L.J., Murray C.J.L. (2001), “Modeling the effects of health on economic growth”, *Journal of Health Economics*, 20, p. 423–440.

Blackburn K., Cipriani G.P. (2002), “A model of longevity, fertility and growth”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 26, p. 187-204.

Bloom D.E., Canning D. (2005), “Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence”, mimeo, Harvard School of Public Health.

Bloom D.E., Canning D., Fink G. (2009), “Disease and Development Revisited”, NBER Working Paper N° 15137.

Bloom D.E., Canning D., Graham B. (2003), “Longevity and Life Cycle Savings.”, *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3), p. 319–38.

Bloom D.E., Canning D., Sevilla J. (2001), “The effect of health on economic growth: theory and evidence”, NBER Working Paper No. 8587.

Bloom D.E., Canning D., Sevilla J. (2004), “The effect of health on economic growth: a production function approach”, *World Development*, 32, p. 1–13.

Boucekkine R., de la Croix D. (2002), “Vintage human capital, demographic trends, and endogenous growth”, *Journal of Economic Theory*, 104, p. 340-375.

Caner M., Hansen B. (2004), “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model”, *Econometric Theory*, 20, p. 813-843.

Cipriani G P. (2000), “Growth with unintended bequests”, *Economics Letters*, 68, p. 51-53.

De la croix D., Licandro O. (1999), “Life expectancy and endogenous growth”, *Economics Letters*, 65, p. 255-263.

Durlauf S., Johnson P. (1995), “Multiple Regimes and Cross Country Growth Behaviour,” *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), p. 365-84.

Easterly W., Levine R. (1997), “Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions.”, *Quarterly Journal of Economics*, 112(4), p. 1203–50.

Fuster L. (1999), “Effects of uncertain lifetime and annuity insurance on capital accumulation and growth”, *Economic Theory*, 13, p. 429-455.

Gallup J.L., Sachs J.D. (2001), “The Economic Burden of Malaria”, *Supplement to The American Journal of Tropical Medicine & Hygiene*, 64:1,2, January/February, p. 85-96.

González A., Teräsvirta T., van Dijk, D. (2005), “Panel smooth transition regression model”. *Working Paper Series in Economics and Finance*, vol. 604.

Gyimah-Brempong K. (1998), “The political economy of budgeting in Africa, 1971–1991”, *Public Budgeting and Fiscal Management*, 4(4), p. 590–616.

Gyimah-Brempong K., Wilson M. (2004), “Health human capital and economic growth in Sub-Saharan African and OECD countries”. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, p. 296–320.

Hansen B.E. (1999), “Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference”. *Journal of Econometrics*, 93, p. 345-368.

Hansen B.E. (2000), “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, 68(3), p.575-604.

Hartwig J. (2009), “Is health capital formation good for long-term economic growth? – Panel Granger-causality evidence for OECD countries”, *Journal of Macroeconomics*, in press.

Heshmati A. (2001), "On the causality between GDP and health care expenditure in augmented Solow growth model", Stockholm School of Economics Working Paper in Economics and Finance, No. 423.

Jamison D.T., Lau L.J., Wang J. (2005), "Health's contribution to economic growth in an environment of partially endogenous technical progress". In: López-Casanovas G., Rivera B., Currais L. (Eds.), *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications*. MIT Press, Cambridge, Mass, p. 67–91.

Kelley A., Schmidt R. (1995), "Aggregate population and economic growth correlations: the role of components of demographic change", *Demography*, 32, p. 543–555.

Knowles S., Owen P.D. (1995), "Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw–Romer–Weil model", *Economics Letters*, 48, p.99–106.

Knowles S., Owen, P.D. (1997), "Education and health in an effective-labour empirical growth model", *The Economic Record*, 73, p. 314–328.

Li H., Huang L. (2008), "Health, education, and economic growth in China: Empirical findings and implications", *China Economic Review*, in press.

Lim D.(1996), *Explaining economic growth*. Edward Elgar ed.

Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth. Quarterly", *Journal of Economics*, 107, p. 407–437.

Marx K. (1867), *Le capital*. Livre 1, Paris, Dunod.

Mayer D. (2001a), "The long-term impact of health on economic growth in Latin America", *World Development*, 29(6), p. 1025–1033.

Mayer D. (2001b), "The long-term impact of health on economic growth in Mexico, 1950–1995". *Journal of International Development*, 13(1), p. 123–126.

Mayer D., Mora H., Cermeno R., Barona A.B., Duryeau S. (2001), "Health, growth and income distribution in Latin America and the Caribbean: A study of determinants and regional local behaviour". *Investment in health: Social and economic returns* Washington, DC: Pan American Health Organization.

McDonald S., Roberts J. (2002), "Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow model: a panel data investigation", *Economics Letters*, 74, p. 271–276.

Mushkin S.J. (1962), "Health as an investment", *Journal of Political Economy*, 70, p. 29–157.

Papageorgiou C. (2002), "Trade as a Threshold Variable for Multiple Regimes", *Economics Letters*, 77, p. 85-91.

Papageorgiou C. (2006), "Trade as a threshold variable for multiple regimes: Reply", *Economics Letters*, 91, p. 460–461.

- Organisation Mondiale de la Santé (OMS). (2009), Whosis database.
- Reinhart V.R. (1999), “Death and taxes: their implications for endogenous growth”. *Economics Letters*, 92, p. 339–345.
- Rivera B., Currais L. (1999a), “Economic growth and health: direct impact or reverse causation?”, *Applied Economics Letters*, 6, p. 761–764.
- Rivera B., Currais L. (1999b), “Income variation and health expenditure: evidence for OECD countries”, *Review of Development Economics*, 3, p. 258–267.
- Rivera B., Currais L. (2003), “The effect of health investment on growth: a causality analysis”, *International Advances in Economic Research*, 9, p. 312–323.
- Rivera B., Currais L. (2004), “Public health capital and productivity in the Spanish regions: a dynamic panel data model”, *World Development*, 32, p. 871–885.
- Romer P. M. (1990), “Endogenous technical change”, *Journal of Political Economy*, 98(5), p.71–S102.
- Sachs J., Warner A. (1995), “Economic Reform and the Process of Global Integration.”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p.1–118.
- Sachs J., Warner A. (1997), “Fundamental sources of long-run growth”, *American Economic Review*, 87(2), p.184–188.
- Sala-i-Martin X. (1997), “I Just Ran Two Million Regressions.”, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 87(2), p.178–83.
- Sala-i-Martin X. (2005), “On the Health-Poverty Trap”, in Guillem López-Casasnovas, Rivera B. and Currais L. (ed.), *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications*, MIT Press: p. 95-114.
- Sala-i-Martin X., Doppelhofer G., Miller R.I. (2004), “Determinants of long-term growth: A bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach.”, *American Economic Review*, 94, p. 813–835.
- Schultz T.W. (1961), “Investment in human capital.”, *American Economic Review*, 51, p.1–17.
- Stengos T., Kourtellos A., Tan C.M. (2008), “THRET: Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables”, Working Papers 2008-1, University of Guelph, Department of Economics.
- Tabata K. (2005), “Population aging, the costs of health care for the elderly and growth.”, *Journal of Macroeconomics*, 27, p. 472-493.
- Tan C.M. (2007), “Economic Growth Nonlinearities”, SSRN working paper N° 960223.

Webber D.J. (2002), "Policies to stimulate growth: should we invest in health or education?", *Applied Economics*, 34, p.1633–1643.

Van Zon A., Muysken J. (2001), "Health and Endogenous Growth", *Journal of Health Economics*, 20, pp. 169-185.