

Le bénéfice de la santé

Un apport des théories de la croissance endogène*

Philippe Aghion

Université de Harvard

Peter Howitt

Université de Brown

Fabrice Murtin

OCDE, Département d'économie

Cet article examine la relation entre santé et croissance à la lumière de la théorie moderne de la croissance endogène. Nous proposons un cadre théorique unifié incluant deux facteurs de la croissance : l'accumulation et le niveau de la santé. Sur la base de régressions inter-pays dans lesquelles nous instrumentons les deux variables, nous mettons en évidence un effet positif et significatif du niveau initial et de l'augmentation de l'espérance de vie sur la croissance du PIB par habitant.

* La présente étude nous a été confiée par le LIR (Laboratoires Internationaux de Recherche), auquel nous tenons à exprimer notre reconnaissance. Toute notre gratitude va à Brigitte Calle et Agnès Renard-Viard pour leur aide et leurs encouragements constants, ainsi qu'à Daron Acemoglu, Simon Johnson, Peter Lorentzen et Romain Wacziarg pour nous avoir communiqué leurs données et pour leurs très utiles suggestions. Nous remercions également Gabrielle Fack pour son concours dans les premières phases de ce projet. Cet article a également bénéficié des commentaires précieux d'Abhijit Banerjee, Esther Duflo, Thomas Piketty et de David Weil. Les résultats, interprétations et conclusions exprimés dans le présent article sont entièrement ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de l'OCDE.

paghion@fas.harvard.edu
Peter_Howitt@brown.edu
Fabrice.Murtin@oecd.org

Mots clés : Santé. Espérance de vie. Mortalité. Développement économique. Croissance économique. Croissance endogène. Instrumentation.

La santé peut-elle expliquer les différences de niveaux et de taux de croissance du revenu d'un pays à l'autre ? Cette question est de la plus haute importance, en particulier dans le cadre du débat actuel sur la réforme du système de santé et les coûts et avantages des différents programmes. Ainsi, la question de savoir si la santé a ou non un impact positif sur la croissance aura une influence évidente sur l'accueil réservé par l'opinion publique à la mise en œuvre de programmes de couverture plus universelle de la santé. Les courants politiques de gauche continueront à défendre tels programmes, quel que soit leur impact sur la croissance, mais un consensus plus large pourrait être obtenu si l'on parvenait à démontrer, comme cela a été fait ailleurs pour l'éducation, que l'amélioration de la santé constitue un autre moyen d'accroître le potentiel de croissance d'un pays.

La simple intuition économique, étayée par une analyse empirique partielle, suggère que la santé aurait, dans une certaine mesure, une incidence sur la croissance. Premièrement, plus l'espérance de vie s'allonge plus l'épargne augmente, une épargne qui vient à son tour alimenter la croissance du stock de capital et donc celle du PIB comme le démontrent par exemple Zhang, Zhang et Lee (2003). Deuxièmement, plus l'espérance de vie croît, plus les investissements (ceux des individus concernés ou de leurs parents) dans l'éducation augmentent, entraînant un effet favorable sur la croissance¹. La baisse de la mortalité infantile réduit le taux de fécondité², ce qui, en limitant la croissance de la population totale favorise celle du PIB par habitant. Enfin, et la conséquence est dans ce cas plus directe, des personnes en bonne santé sont plus productives, plus aptes à s'adapter aux nouvelles technologies et, de manière plus générale, aux mutations.

L'un des moyens les plus indiqués pour analyser la relation entre santé et croissance consiste à considérer la santé comme un aspect particulier du capital humain (Weil, 2007). Il convient ensuite, compte tenu du parallèle existant entre la santé et l'éducation, de distinguer deux approches fondamentales. La première, s'inspirant des travaux de Mankiw-Romer-Weil (1992) et de Lucas (1988), fait de la santé un facteur de production ordinaire. En conséquence, la croissance de la production serait corrélée, le cas échéant, avec l'*accumulation* du capital santé, en particulier avec l'allongement de l'espérance de vie dans un pays ou une région donnés. Dans la deuxième approche, basée sur les études de Nelson et Phelps (1966), un stock de santé élevé favoriserait la croissance en facilitant l'innovation technologique et/ou l'adoption de technologies. Dès lors, les gains de productivité seraient positivement corrélés avec le *niveau* de santé, en particulier, avec le niveau initial ou moyen d'espérance de vie dans un pays ou une région donnés et sur une période donnée.

1. Kremer et Miguel (2004) ainsi que Jayachandran et Lleras-Muney (2009) établissent clairement, dans une étude micro-économique, que l'amélioration de la santé se traduit par une augmentation des investissements en capital humain.

2. Voir le débat sur la transition démographique chez Lee (2003) et Galor (2005). A partir d'un large panel de pays et de données couvrant la fin du XIX^e et le XX^e siècle, Murtin (2009) met en évidence dans le cadre d'une étude empirique que la mortalité infantile a été significativement et positivement associée à la fécondité.

Dans la présente étude, nous conjuguerons les deux approches et examinerons l'effet cumulé du niveau de la santé et de l'accumulation du capital santé sur la croissance économique, en nous inspirant en grande partie des travaux de Krueger et Lindahl (2001) qui ont réalisé une analyse similaire en étudiant l'effet de l'éducation sur la croissance.

Notre analyse s'appuie sur deux études qui examinent, respectivement, l'effet de l'accumulation du capital santé et du niveau de santé sur la croissance, et fournissent des instruments pertinents dans chaque cas. Premièrement, Acemoglu et Johnson (2008), ci-après AJ, dont l'approche est basée sur le modèle de Lucas, effectuent la régression de la croissance du revenu sur l'augmentation de l'espérance de vie entre 1940 et 1980. Pour instrumenter l'allongement de l'espérance de vie, Acemoglu et Johnson exploitent la série d'innovations survenues dans le secteur de la santé à partir des années 1950 et qui ont concerné le monde entier : plus précisément, ils utilisent la répartition de la mortalité due à 15 maladies avant la mise en œuvre de programmes mondiaux d'éradication ainsi que les dates d'introduction de ces programmes pour construire un instrument de l'espérance de vie qui varie selon les pays. Puis, ayant procédé à la régression de la croissance du PIB par habitant sur l'augmentation de la durée de la vie au cours de la période 1940-1980, la conclusion d'Acemoglu et Johnson est que l'amélioration de l'espérance de vie sur cette période n'a pas d'impact significatif sur le PIB total, dans la mesure où elle entraîne une augmentation du taux de croissance de la population et, par suite, une réduction notable du PIB par habitant. Deuxièmement, Lorentzen, McMillan et Wacziarg (2008) adoptent, quant à eux, une approche de type Nelson-Phelps, en régressant la croissance du PIB par habitant sur les taux de mortalité moyenne, infantile et adulte, au cours de la période 1960-2000. Lorentzen, McMillan et Wacziarg utilisent dix-sept instruments pour ces deux indicateurs de mortalité : un indice d'écologie du paludisme – établi à l'origine par Sachs *et al.* (2004) – qui saisit les composantes exogènes de la fréquence du paludisme, douze variables climatiques et quatre caractéristiques géographiques, ayant peu de chances d'être affectées par l'activité humaine et, tout particulièrement, par les niveaux de revenu. Les travaux de LMW aboutissent à la conclusion que les taux de mortalité ont un effet notable sur la croissance du revenu. En particulier, la mortalité des adultes pourrait expliquer à elle seule, selon leur analyse, la totalité du déficit de croissance de l'Afrique sur la période 1960-2000³.

Nous essayons ici de concilier les deux approches. Nous commençons par définir un cadre théorique unifié pour analyser la relation entre santé et croissance, intégrant à la fois les effets liés au niveau et à l'accumulation du capital santé. Nous passons ensuite à l'analyse empirique, montrant que le niveau de santé comme l'accumulation du capital santé ont un impact favorable sur la croissance⁴.

3. De plus, ayant distingué entre les effets négatifs de la mortalité sur l'investissement et l'accumulation du capital humain et ses effets positifs sur le taux de fécondité, LMW observent que l'investissement et la fécondité sont les principaux canaux de transmission de l'effet positif de la santé à la croissance.

L'association des instruments Acemoglu et Johnson et Lorentzen, McMillan et Wacziarg nous permet en particulier de montrer que, dans les régressions inter-pays, la croissance du PIB par habitant dépend de manière significative à la fois du niveau initial et de l'accumulation de l'espérance de vie. Ces résultats se vérifient aussi bien sur la période 1940-1980 que sur celle allant de 1960 à 2000. Ce faisant, nous expliquons également la conclusion correcte d'Acemoglu et Johnson selon laquelle l'allongement de l'espérance de vie au cours de la période comprise entre 1940 et 1980 ne présente pas de corrélation significativement positive avec la croissance du PIB (par habitant) dans une régression de type Lucas, dans laquelle l'augmentation du PIB par habitant est régressée sur l'allongement de l'espérance de vie au cours de la même période. Notre explication s'appuie sur la convergence de l'espérance de vie observée entre les divers pays pendant cette période : plus l'espérance de vie est élevée en début de période, moins elle augmente au cours de cette même période. Autrement dit, si l'on régresse la croissance du PIB par habitant sur l'augmentation de l'espérance de vie pendant la période 1940-1980, le coefficient de régression saisit également la corrélation négative existant entre l'allongement de l'espérance de vie et son niveau initial puisque ce dernier élément est en général omis dans une régression de type Lucas.

Cet article se subdivise en cinq parties. Nous présentons dans la deuxième partie le cadre théorique, dans la troisième, les données et la méthodologie empirique, et, dans la quatrième, les résultats empiriques des régressions inter-pays globales. Enfin, dans la cinquième partie, nous concluons par une synthèse de nos résultats en proposant quelques pistes de recherche.

1. Un cadre théorique simple

Dans cette partie, nous esquissons un modèle simple dans lequel l'accumulation du capital santé et le niveau de santé ont une incidence sur la croissance. Dans l'économie étudiée, la production finale est donc réalisée à l'aide du capital humain (santé) de sorte que le PIB par habitant s'exprime, quelle que soit la période, de la manière suivante :

$$Y = AH^\beta$$

où $0 < \beta < 1$, H correspondant au stock actuel de capital humain et A étant un paramètre de productivité. Intuitivement, on sait que plus le niveau de santé est élevé, plus la force de travail est productive et, dès lors, plus son efficacité économique est grande.

Soit

$$y = \ln Y, a = \ln A, b = \ln H,$$

4. Une revue exhaustive de la littérature dépasserait largement les limites du présent article ; nous invitons donc le lecteur à se reporter aux travaux de Bloom *et al.* (2004) et à ceux de Weil (2007) qui parviennent à une conclusion similaire.

nous avons donc

$$y = a + \beta h \quad (1)$$

La première équation inclut l'effet de capital humain de Lucas (ou MRW), selon lequel l'accumulation du capital santé (à savoir h) aurait un effet positif sur la croissance de la production (y).

La productivité en soi évolue avec le temps selon l'équation Nelson-Phelps suivante

$$\dot{a} = \theta(\bar{a} - a) + \alpha h + \delta, \quad (2)$$

où

$$\bar{a} = \ln + \bar{A},$$

avec \bar{A} correspondant à la frontière de productivité mondiale actuelle et où θ , α , δ sont toutes des constantes. Intuitivement, on sait que plus le stock de santé est élevé et, partant, plus h est élevé, plus le niveau d'aptitude cognitive des individus croît et, par suite, mieux la productivité actuelle a pourra rattraper les « meilleures pratiques mondiales actuelles » \bar{a} .

Il ressort d'emblée de la combinaison des équations (1) et (2) que la croissance du PIB par habitant dépendrait à la fois de l'accumulation et du niveau de capital humain, selon la formule :

$$g = \dot{y} = \theta(\bar{a} - a) + \alpha h + \beta \dot{h} + \delta. \quad (3)$$

On peut également formuler cette équation de croissance comme suit :

$$g = \delta + \theta\bar{a} - \theta y + (\alpha + \beta\theta)h + \beta\dot{h},$$

qui suggère que la croissance du PIB par habitant dépend négativement du niveau de PIB actuel par habitant dans le pays ; positivement, du niveau et du taux d'accumulation du capital santé et, positivement, de la productivité mondiale actuelle.

Nous testons cette équation dans le reste de l'étude en utilisant les données de panel inter-pays. A noter que si $\theta = 0$, la croissance ne peut dépendre des trois variables (a, h, \dot{h}) ou (y, h, \dot{h}) mais seulement de deux d'entre elles. Dans ces conditions, le PIB initial par habitant, l'espérance de vie initiale et l'allongement de l'espérance de vie ne peuvent pas tous se situer du côté droit de la régression de la croissance, comme Acemoglu et Johnson le font remarquer à juste titre. Nous nous écartons de leur analyse en prenant simplement pour hypothèse que $\theta > 0$.

2. Analyse empirique

Nous présentons dans cette partie, la méthodologie empirique et les données. Nous exposons ensuite les résultats empiriques que nous analysons.

2.1. Méthodologie empirique

Le cadre théorique ci-dessus prédit que la croissance du PIB par habitant dépendrait du PIB par habitant initial et, à la fois, du niveau initial d'espérance de

vie et de sa variation avec le temps. Conformément avec la discussion ci-dessus, nous estimerons l'équation suivante :

$$\Delta \log y_i = a + b \Delta \log LE_i + c \log LE_{i,0} + d \log y_{i,0} + u_i \quad (4)$$

où $\Delta \log y_i$ est la croissance du log du PIB par habitant dans le pays i sur une période donnée, $\Delta \log LE_i$ est la croissance du log de l'espérance de vie dans ce pays sur la même période, $\log LE_{i,0}$ est le niveau d'espérance de vie en début de période, $\log y_{i,0}$ le log du PIB par habitant et u_i le terme résiduel. Cette équation intègre les deux approches : celle de Lucas en prenant pour hypothèse que $c = 0$, et celle de Nelson-Phelps avec $b = 0$. Chaque régression calculée dans cette partie sera réalisée tout d'abord avec la restriction de type Lucas $c = 0$, puis avec la restriction Nelson-Phelps $b = 0$; elle sera ensuite effectuée sans restriction (c'est-à-dire avec $b \neq 0$ et $c \neq 0$).

En suivant les approches Acemoglu et Johnson et LMW, nous donnerons à la fois des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et par variables instrumentales (VI) pour toutes nos régressions. Nos régressions inter-pays couvriront les deux périodes : 1940-1980 et 1960-2000. Le calcul de la croissance sur un horizon temporel de quarante ans nous permet de réduire les erreurs de mesure pouvant affecter la croissance du PIB par habitant ou de l'espérance de vie⁵. Ce problème d'erreurs de mesure est en général amplifié lorsque l'on utilise des estimateurs de panel à effets fixes comme le soutiennent Hauck et Wacziarg (2009). D'où notre préférence pour les régressions inter-pays⁶. Cependant, lorsque nous limiterons le champ de l'étude aux pays membres de l'OCDE, nous exploiterons la dimension temporelle et effectuerons des régressions de panel en utilisant des horizons temporels de dix ans afin d'éviter les problèmes potentiels liés à la faible taille de l'échantillon.

2.2. Données et résumé des statistiques

Dans la présente étude, nous exploitons trois bases de données : les données Acemoglu et Johnson, qui portent sur 47 pays développés et en développement et sont utilisées par les auteurs pour examiner la relation entre le log du PIB par habitant et le log de l'espérance de vie entre 1940 et 1980⁷ ; les données Lorentzen, McMillan et Wacziarg qui couvrent 96 pays sur la période 1960-2000. Les chiffres

5. Dans toutes les régressions, la croissance annualisée du PIB par habitant correspond au log du PIB par habitant à la fin de la période, diminué du log du PIB par habitant en début de période, et divisé par la durée de cette dernière. Cette approche diffère de celle par les taux de croissance annuelle moyenne.

6. Comme le montrent Acemoglu et Johnson, une régression inter-pays effectuée sur la période 1940-1980 donne qualitativement les mêmes résultats qu'une approche de panel à effets fixes sur un horizon temporel de dix ans inclus dans la même période.

7. Dans la base de données Acemoglu et Johnson, les données sur le PIB par habitant sont tirées de Maddison (2003), celles sur l'espérance de vie de plusieurs Annuaires démographiques des Nations Unies et de rapports de la Société des Nations (voir l'annexe du document de travail du NBER). L'instrument Acemoglu et Johnson, à savoir la mortalité prédite en 1940 et due aux maladies traitées dans les années 1950 et 1960, regroupe les données sur la mortalité par maladie et les dates de mise en œuvre des programmes d'éradication des maladies à partir d'un ensemble impressionnant de sources, dont la Société des Nations, les Nations Unies, les rapports épidémiologiques de l'OMS, l'Académie nationale des sciences ainsi que plusieurs sources universitaires.

sur le PIB par habitant, les taux de mortalité infantile et adulte, les données sur l'espérance de vie, ainsi que les diverses sources de leurs 17 variables instrumentales, sont tous tirés des Indicateurs de développement mondial de la Banque mondiale (2004)⁸.

Le tableau 1 fait la synthèse des deux principaux échantillons de données que nous utilisons dans notre analyse empirique, tirées respectivement d'Acemoglu et Johnson et Lorentzen, McMillan et Wacziarg. Le tableau indique le PIB moyen par habitant et l'espérance de vie moyenne respectivement dans les pays à haut revenu et dans ceux à revenu faible à moyen, à partir de l'échantillon Acemoglu et Johnson sur la période 1940-1980, et à partir de l'échantillon Lorentzen, McMillan et Wacziarg sur la période 1960-2000⁹. Comme on pouvait s'y attendre, au cours de ces deux périodes, l'accroissement du PIB par habitant a été plus important dans les pays à haut revenu et l'allongement de l'espérance de vie moins élevé dans ces derniers que dans ceux à revenu faible à moyen. Ainsi, l'augmentation du PIB par habitant a été trois fois plus forte dans les pays à haut revenu que dans les pays à revenu faible à moyen entre 1940 et 1980, et environ sept fois plus élevée dans l'échantillon LMW entre 1960 et 2000¹⁰. En revanche, l'espérance de vie a augmenté de 9,2 ans dans les pays à haut revenu et de 19,8 ans dans ceux à revenu faible à moyen entre 1940 et 1980. Après 1960 également, les pays à revenu faible à moyen ont enregistré un allongement moyen de l'espérance de vie plus important que les pays à haut revenu.

2.3. Régressions inter-pays par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

Nous commençons par effectuer des régressions MCO inter-pays, à l'aide de l'échantillon Lorentzen, McMillan et Wacziarg sur la période 1960-2000, dont nous présentons les résultats dans le tableau 2. Dans ce tableau, nous avons d'abord reproduit la méthodologie et les résultats des travaux de Lorentzen, McMillan et Wacziarg dans les colonnes I et II¹¹. En effectuant la régression de la croissance annualisée du PIB par habitant, en pourcentage, sur le niveau de santé, tel que mesuré par les taux moyens de mortalité infantile et adulte sur la période 1960-

8. Comme l'indiquent Lorentzen, McMillan et Wacziarg, l'indice écologique du paludisme regroupe « la présence de différents types de vecteurs moustiques et le taux de piqûres par humain des divers vecteurs moustiques » (Sachs *et al.* 2004). Lorentzen, McMillan et Wacziarg ajoutent onze variables climatiques empruntées à la classification de Koeppen-Geiger : climat de forêt tropicale humide, avec sa variété de moussons, climat de savane tropicale, climat de steppe, climat désertique, climat tempéré humide sans saison sèche, climat tempéré humide avec été sec, climat tempéré humide avec hiver sec, climat neigeux de forêt avec hiver sec, climat neigeux de forêt avec hiver humide et climat montagneux. Enfin, ils ajoutent une variable mesurant l'étendue de sol gelé plus de cinq jours par mois en hiver, ainsi que les variables géographiques suivantes : la distance séparant le centroïde d'un pays de l'équateur, la distance moyenne du littoral le plus proche, le relief moyen et le log de la superficie du pays concerné.

9. Dans l'échantillon LMW, l'espérance de vie est définie comme la moyenne non pondérée de l'espérance de vie des deux sexes. Il existe une corrélation de 0,88 entre le log des variables relatives à l'espérance de vie retenues dans les échantillons Lorentzen, McMillan et Wacziarg et Acemoglu et Johnson en 1980.

10. L'échantillon de pays à revenu faible à moyen est environ trois fois plus important dans l'étude LMW et, en moyenne, ces pays sont plus pauvres que dans l'échantillon Acemoglu et Johnson en 1960.

11. Voir Lorentzen, McMillan et Wacziarg, page 93, tableau 4, colonne 1.

2000, nous obtenons un coefficient de corrélation négative entre la croissance et ces indicateurs de mortalité. A en juger par les estimations de la colonne II, l'addition des effets de la mortalité infantile et adulte ainsi que de la convergence inter-pays se traduit par un écart de croissance de 2,35 %¹². Les colonnes III et IV montrent ensuite que les coefficients de régression ne sont pas significativement affectés lorsqu'on remplace les taux de mortalité infantile et adulte en 1960 par leur valeur moyenne au cours de la période, en d'autres termes, lorsqu'on se rapproche du modèle plus standard de Nelson-Phelps. Ce résultat n'a rien d'étonnant dans la mesure où les taux de mortalité évoluent lentement avec le temps : ainsi, la corrélation entre le taux de mortalité adulte en 1960 et sa moyenne générale sur la période 1960-2000 est égale à 0,93. Les colonnes V et VI privilégient une variable explicative différente, à savoir le log de l'espérance de vie, tout en conservant une approche Nelson-Phelps. Ce faisant, l'analyse est plus facilement comparable avec celle de l'étude AJ, qui, de la même façon, examine plutôt l'espérance de vie que les taux de mortalité. D'un point de vue qualitatif, le choix de l'espérance de vie plutôt que des indicateurs de mortalité pour la santé ne semble pas faire une grande différence puisque, d'après les résultats obtenus, le log de l'espérance de vie initiale de 1960¹³ est significativement et positivement corrélé avec la croissance du PIB par habitant. De plus, la valeur du coefficient de régression est plus ou moins comparable à celle que nous obtenons en utilisant, à la place, les taux de mortalité¹⁴.

Les colonnes VII et VIII présentent l'approche Lucas/Mankiw-Romer-Weil, dans laquelle on effectue la régression de la croissance annualisée du PIB par habitant sur la croissance annualisée de l'espérance de vie. Nous obtenons un coefficient non significatif sur la variable relative à la croissance de l'espérance de vie, même après introduction du log du PIB par habitant initial à titre de variable de contrôle. En somme, ce résultat est conforme à ceux d'Acemoglu et Johnson selon lesquels il existe une corrélation non positive entre la croissance de l'espérance de vie et la croissance du PIB par habitant, même si nous examinons ici des périodes différentes.

Enfin, les colonnes IX et X regroupent les effets Lucas et Nelson-Phelps et les résultats figurant dans ces colonnes reflètent notre principale conclusion (à laquelle nous parviendrons également dans les régressions VI suivantes) : dans les régressions inter-pays portant à la fois sur des pays membres et non membres de l'OCDE, il

12. Avec, respectivement, 50 et 17 décès pour 1 000 adultes en Afrique subsaharienne et dans les pays à haut revenu, et en tenant compte de la normalisation LMW de la mortalité adulte, cette dernière variable donne un écart de croissance annualisé de 1,65 % ($5 \times (0,5 - 0,17)$) tout au long de la période. Comme la mortalité infantile subsaharienne en 1960 était d'environ 150 pour 1000 naissances, contre 20 environ dans les pays développés, la mortalité infantile implique un écart de croissance de 2,7 % ($20,85 \times (0,150 - 0,20)$). En revanche, l'effet de convergence impliquerait un rattrapage d'environ 2 % ($1,03 \times (\log(7820/1090))$). L'effet de convergence ajouté à celui des taux de mortalité adulte et infantile se traduit dès lors par un écart de croissance de 2,35 % ($1,65+2,7-2$).

13. On obtient des résultats similaires en utilisant simplement l'espérance de vie comme variable de santé.

14. En effet, un écart d'espérance de vie de trente entre un pays développé (70 ans d'espérance de vie en 1960) et un pays d'Afrique subsaharienne (40 ans) impliquerait un écart de croissance de 3,6 % ($6,53 \times \log(70/40)$). L'effet de convergence se traduisant par un rattrapage de 2 %, on peut expliquer ainsi l'écart de croissance jusqu'à hauteur de 1,6 %.

existe une corrélation forte, positive et très significative entre la croissance du PIB par habitant et, à la fois, le niveau initial et le taux de croissance de l'espérance de vie sur la période.

Le tableau 3 teste la robustesse des résultats précédents à l'échantillon de données Acemoglu et Johnson pour la période 1940-1980. Là encore, nous présentons trois régressions qui saisissent respectivement les approches de Lucas et Nelson-Phelps ainsi que notre propre approche conjuguée de la relation entre santé et croissance. Nous effectuons ce jeu de régressions, tout d'abord, sur l'échantillon d'ensemble inter-pays puis seulement sur les pays au revenu faible à moyen. Dans un souci de comparabilité avec les résultats d'AJ, nous excluons le log du PIB par habitant initial de la régression (contrainte $d = 0$), mais tous les résultats sont qualitativement identiques si nous incluons cette variable. Les première et quatrième colonnes reprennent les résultats d'Acemoglu et Johnson (dans leur tableau 3, panel B, colonnes 3 et 4). La comparaison entre les colonnes 1 et 2 ou entre les colonnes 4 et 5 montre que les approches de Lucas et Nelson-Phelps conduisent à des conclusions différentes sur les échantillons de pays, car elles suggèrent respectivement une corrélation négative et une corrélation positive entre l'espérance de vie (améliorée) et la croissance (du PIB par habitant), les deux corrélations étant significatives. En conjuguant les deux approches, c'est-à-dire en régressant la croissance du PIB (par habitant) à la fois sur le niveau initial et sur l'allongement de l'espérance de vie au cours de la période, nous observons que : (i) l'accumulation comme le niveau initial de l'espérance de vie sont positivement associés à la croissance du revenu ; ii) la valeur de la corrélation entre la croissance et le niveau initial d'espérance de vie dépasse celle obtenue lorsqu'on suit une approche Nelson-Phelps pure. En fait, l'approche combinée corrige les biais découlant des problèmes de variable omise dans les stratégies purement de type Lucas et Nelson-Phelps, comme le montre l'augmentation substantielle de la variance expliquée lorsqu'on régresse la croissance à la fois sur le niveau et l'augmentation de l'espérance de vie.

La valeur des coefficients de régression montre l'effet important de la santé sur la croissance : ainsi, le fait de commencer à 65 ans d'espérance de vie en 1940 (ce qui correspond à la moyenne des pays développés) plutôt qu'à 45 ans (la moyenne des pays en développement) se traduit par une différence de croissance moyenne du revenu par habitant de 2,8% ($0,075 \times \log(65/45)$) entre 1940 et 1980. L'effet de l'espérance de vie initiale joue donc en faveur des pays développés. D'un autre côté, la croissance moyenne de l'espérance de vie au cours de cette période a été bien plus rapide dans les pays en développement, ce qui donne à ces derniers un avantage en termes de croissance du PIB par habitant égal à 2,7 % ($3,58 \times \log(19,8/9,2)$). Notre approche intégrée nous permet de dissocier les effets de l'espérance de vie sur la croissance : l'effet lié au niveau initial est essentiellement bénéfique aux pays développés tandis que celui lié à l'accumulation du capital santé est principalement favorable aux pays en développement ¹⁵.

15. Nos principaux résultats demeurent inchangés après introduction de log du PIB par habitant initial. Nous avons, en effet, estimé l'équation suivante (avec $R^2 = 0.62$) : $\Delta \log y_i = b + 4.02^{***} \Delta \log LE_i + 0.094^{***} \log LE_{i,0} + u_i$. Les coefficients relatifs à l'espérance de vie ne sont que légèrement modifiés.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

	Échantillons					
	Acemoglu-Johnson			Lorentzen-McMillan-Wacziarg		
	1940	1980	1940-1980	1960	2000	1960-2000
Pays développés						
PIB par habitant	5 715	15 150	+ 9435	7 820	22 802	+ 14 982
Espérance de vie à la naissance	65,1	74,3	+ 9,2	68,3	77,5	+ 9,2
N	22	22	22	25	25	25
Pays en développement						
PIB par habitant	2 050	5 190	+ 3 140	2 033	4 315	+ 2 282
Espérance de vie à la naissance	44,5	64,3	+ 19,8	47,6	59,9	+ 12,3
N	25	25	25	71	71	71

Tableau 2 : Régressions de croissance : l'approche Nelson-Phelps par rapport à celle de Lucas (1960-2000) – Estimations par la méthode MCO

	Résultats Lorentzen-McMillan-Warziarg				Variante Nelson-Phelps		Approche Acemoglu-Johnson/Lucas		Approche intégrée	
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Variable dépendante : Croissance annuelle de Log du PIB par habitant (en %)										
Mortalité adulte moyenne 1960-2000	- 2,89* (1,47)	- 5,06** (1,38)								
Mortalité infantile moyenne 1960-2000	-11,61** (4,54)	- 20,85*** (4,55)								
Mortalité adulte initiale 1960			- 1,81 (1,53)	- 4,12*** (1,51)						
Mortalité infantile initiale 1960			-8,84*** (3,37)	-13,72*** (3,75)						
Log de l'espérance de vie initiale 1960					3,42*** (0,48)	6,53*** (0,87)			4,15*** (0,49)	7,82*** (0,93)
Croissance de l'espérance de vie 1960-2000							0,70 (45,72)	28,63 (46,40)	124,4*** (44,7)	154,25 (38,3)
Log du PIB par habitant initial 1960		- 1,03*** (0,19)		- 0,84*** (0,21)		- 1,02*** (0,23)		0,40*** (0,13)		- 1,14*** (0,22)
R ²	0,40	0,57	0,27	0,37	0,31	0,44	0,00	0,06	0,37	0,54
N	94	94	94	94	96	96	96	96	96	96

Remarque : erreurs-types robustes ; significativité : *** à 1%, ** à 5% et * à 10 %.

**Tableau 3 : Impact de l'espérance de vie sur la croissance du PIB par habitant 1940-1980 –
Estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)**

	Tous pays confondus			Pays à revenu faible à moyen		
	Lucas	Nelson-Phelps	Les deux	Lucas	Nelson-Phelps	Les deux
	I	II	III	IV	V	VI
Variable dépendante : Croissance annuelle de Log du PIB par habitant						
Croissance du log de l'espérance de vie	- 0,81*** (0,26)		3,58*** (0,61)	- 1,17*** (0,38)		3,15*** (0,60)
Log de l'espérance de vie initiale		0,020*** (0,004)	0,075*** (0,008)		0,030*** (0,005)	0,075*** (0,008)
N	47	47	47	36	36	36
R ²	0,13	0,31	0,56	0,16	0,41	0,61

Remarque : erreurs-types robustes ; significativité : *** à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

2.4. Instrumentation

Pour remédier aux problèmes d'endogénéité, nous conjuguons les procédures d'instrumentation utilisées par Acemoglu et Johnson et Lorentzen, McMillan et Wacziarg et présentons les résultats dans le tableau 4. Comme nous introduisons deux variables explicatives du côté droit de nos régressions « combinées », nous avons besoin d'au moins deux instruments. Acemoglu et Johnson utilisent la mortalité prédite comme instrument naturel de la croissance de l'espérance de vie entre 1940 et 1980 (colonne 1). Pour instrumenter le niveau initial du log de l'espérance de vie, on peut utiliser l'Indice de l'écologie du paludisme mis au point par Sachs *et al.* (2004), tel que figurant à la colonne 2. Puis, dans la régression associant les effets des modèles de Lucas et Nelson-Phelps, il est naturel de regrouper les deux instruments précédents (c'est ce que nous faisons à la colonne 3). Ensuite, on peut ajouter les seize variables climatiques et géographiques utilisées par Lorentzen, McMillan et Wacziarg pour renforcer la robustesse statistique des régressions de première étape (colonne 4). À noter que le Tableau 4 donne également les F-statistiques et les statistiques R^2 de Shea à partir des régressions de première étape. Toutes les statistiques sont élevées avec, par exemple, la *p-value* des *F-tests* en dessous de 0,01, preuve de la robustesse élevée de nos régressions de première étape. De plus, lorsqu'on utilise des instruments supplémentaires comme dans la colonne 4, on peut effectuer un test-J de Hansen de suridentification des restrictions, robuste à la présence d'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation. Le test ne rejette pas l'hypothèse nulle de l'exogénéité conjointe de nos variables instrumentales, ce qui indique que nos variables géographiques et climatiques ont un impact sur la croissance du PIB par habitant par le canal de l'espérance de vie¹⁶.

S'agissant de la période 1960-2000, la mortalité prédite n'est plus un instrument approprié car nombre de programmes mondiaux d'éradication de maladies ont eu lieu dans les années 1950. Cependant, les variables climatiques et géographiques restent un ensemble pertinent de variables instrumentales (colonne 5), alors que l'Écologie du paludisme peut toujours servir d'instrument de l'espérance de vie initiale (colonne 6). La série complète d'instruments Lorentzen, McMillan et Wacziarg (Écologie du paludisme plus variables climatiques et géographiques) peut ensuite être utilisée dans la régression combinée (colonne 7). Comme précédemment, les régressions de première étape sont valides comme le montre le niveau élevé des statistiques F-test et R^2 de Shea, tandis que la régression de la colonne 7 est validée par le test-J de Hansen d'exogénéité conjointe des instruments.

16. Acemoglu *et al.* (2001) suggèrent que les variables géographiques et climatiques affectent les institutions, ce qui, à son tour, affecte la croissance. Mais cela aurait conduit à un rejet de l'exogénéité conjointe de nos instruments, ce qui n'est pas le cas.

**Tableau 4 : Impact de l'espérance de vie sur la croissance du revenu –
Tous pays confondus, Estimations par la méthode des variables instrumentales (VI)**

	1940-1980				1960-2000		
	Lucas I	Nelson-Phelps II	Les deux III	Les deux IV	Lucas V	Nelson-Phelps VI	Les deux VII
Variable dépendante : Croissance annuelle du Log du PIB par habitant ¹							
Croissance du log de l'espérance de vie ²	- 1,35*** (0,37)		2,45 (1,74)	3,65*** (0,98)	0,25 (0,71)		1,42*** (0,72)
Log de l'espérance de vie initiale ²		0,033*** (0,012)	0,057*** (0,025)	0,076*** (0,015)		0,046*** (0,006)	0,044*** (0,005)
N	46	46	46	45	90	90	90
R ²	0,08	0,19	0,54	0,52	0,00	0,26	0,35
R ² de Shea (Δ log LE)	0,49		0,20	0,66	0,52		0,56
R ² de Shea (log LE ₀)		0,21	0,26	0,70		0,42	0,80
F-statistique de première étape (Δ log LE)	44,7		25,8	17,2	10,5		9,11
<i>P</i> -value correspondante	0,00		0,00	0,00	0,00		0,00
F-statistique de première étape (log LE ₀)		15,2	52,1	21,6		75,2	50,5
<i>P</i> -value correspondante		0,00	0,00	0,00		0,00	0,00
<i>P</i> -value du test-J de Hansen				0,44	0,00		0,24
Jeu d'instruments	AJ ³	ME ⁴	AJ ³ +ME ⁴	AJ ³ +ME ⁴ +LMW ⁵	LMW ⁵	ME ⁴	LMW ⁵ +ME ⁴

Remarque : toutes les variables de croissance sont calculées en différences longues. Erreurs-types robustes.

1. Tiré de Maddison (2003) pour la période 1940-1980 et de la Banque mondiale (2004) pour la période 1960-2000
2. Tiré d'Acemoglu-Johnson (2007) pour la période 1940-1980 et de la Banque mondiale (2004) pour la période 1960-2000
3. Mortalité prédite concernant les maladies traitées récemment : chiffres tirés d'Acemoglu-Johnson
4. Ecologie du paludisme : mis au point par Sachs et al. (2004)
5. Seize instruments climatiques et géographiques : tirés de Lorentzen et al. (2008)

Passons à présent à la description succincte des résultats du tableau 4. La colonne 1 reproduit le résultat d'Acemoglu et Johnson¹⁷ et confirme le coefficient négatif significatif sur la croissance de l'espérance de vie obtenu dans les régressions MCO précédentes. De même, l'estimation par les variables instrumentales (VI) valide le résultat obtenu dans l'approche Nelson-Phelps, à savoir un impact positif significatif de l'espérance de vie initiale, comme indiqué à la colonne 2. Ensuite, l'instrumentation de la régression combinée dans les colonnes 3 et 4 confirme nos résultats antérieurs issus des régressions combinées MCO (à la colonne 4, le nombre plus élevé d'instruments renforce la régression de première étape). Pour la période plus récente 1960-2000, nous obtenons des résultats qualitativement identiques : l'association des approches de Lucas et de Nelson-Phelps permet de confirmer indéniablement l'effet positif de l'espérance de vie initiale comme de l'allongement de cette dernière sur la croissance du PIB par habitant¹⁸.

Ces résultats viennent corroborer l'idée selon laquelle la santé est une bonne chose pour la croissance. La valeur de ces deux effets (niveau et accumulation) inclus dans notre approche combinée se révèle élevée. Comme cela a déjà été souligné par Lorentzen, McMillan et Wacziarg, les différences initiales en matière de santé ont fortement contribué au déficit de croissance de l'Afrique dans la mesure où un écart de trente ans d'espérance de vie par rapport à la frontière de la santé dans les années 1960 se traduit par un écart de croissance du PIB par habitant de 1,1 %. Mais ce chiffre ne tient pas compte de l'impact du VIH/SIDA, qui a, dans certains pays, ramené l'espérance de vie aux niveaux des années 1950. Ainsi, alors que les pays développés ont bénéficié d'une augmentation moyenne de l'espérance de vie de 9,2 ans entre 1960 et 2000, l'Afrique du Sud a accusé un repli de 1,4 an sur la même période, ce qui, d'après nos coefficients de régression, représenterait un écart de croissance supplémentaire de 0,6 % par rapport aux pays développés¹⁹.

Au vu de la littérature existante, nous confirmons les résultats de Lorentzen, McMillan et Wacziarg relatifs à l'effet causal élevé de la santé sur la croissance. Ces résultats sont en effet corroborés par plusieurs études micro-économiques sur les conséquences de l'éradication de maladies, dont les travaux de Bleakley (2003, 2007) ou de Bleakley et Lange (2009). Weil (2007) propose, quant à lui, une approche innovante : ayant estimé l'impact macro-économique des améliorations de la santé observées au niveau micro-économique, il soutient que les effets de la santé sont insignifiants. Cependant, cette dernière analyse privilégie l'impact de la santé sur la productivité de la force de travail, en faisant abstraction d'autres

17. Voir leur tableau 9, panel B, colonne 1. Dans un souci d'homogénéité entre les échantillons des colonnes 1, 2 et 3, un pays a été exclu de l'échantillon Acemoglu et Johnson original ; d'où la légère différence de notre estimation (1,35) par rapport à celle d'Acemoglu et Johnson (1,32).

18. Il convient de noter que les coefficients d'espérance de vie initiale sont quasiment identiques dans les colonnes 6 et 7 ; autrement dit, la procédure d'instrumentation a éliminé le biais de variable omise des régressions MCO.

19. Comme l'Afrique du Sud commence à 49,2 ans d'espérance de vie en 1960 et termine à 47,8 en 2000, alors que dans un pays développé moyen ces chiffres sont respectivement de 68,3 et 77,5 ans, cela se traduit par un écart de 0,6 % de croissance annuelle $(1,52 \times (\log(77,5/68,3) - \log(47,8/49,2)) / 40)$.

dimensions économiques (investissement, fécondité, etc.). Ashraf-Lester-Weil (2008) analysent à cet égard les canaux à travers lesquels la réduction de la mortalité a un impact sur le PIB par habitant, et réalisent une simulation de la croissance du revenu qui en découle. Au terme d'une analyse rigoureuse, ils parviennent à la conclusion que l'accroissement du revenu consécutif à l'amélioration de la santé ne s'observerait que sur le long terme ; il convient de noter, toutefois, que la majeure partie de leurs résultats dépend d'une hypothèse particulière concernant le délai d'ajustement nécessaire à une diminution du taux de fécondité²⁰. En fait, ils obtiennent un accroissement important du revenu à condition que la baisse de la mortalité déclenche un ajustement immédiat de la fécondité (voir la description de leur simulation à la figure 11). La littérature a beau admettre que la baisse de la mortalité infantile n'a pas été le principal moteur de la transition de la fécondité, elle n'en reste pas moins un déterminant significatif et important. Ainsi, Murtin (2009) établit que la mortalité infantile a été un déterminant positif et significatif de la fécondité au niveau mondial au cours du XX^e siècle. Il montre que la mortalité infantile et adulte pourrait expliquer les deux tiers de la baisse de la fécondité en Europe entre 1870 et 1910²¹. Autrement dit, la santé a un impact immédiat sur la fécondité et, par conséquent, l'amélioration de la santé génère une forte croissance du PIB par habitant.

2.5. Qu'apporte de plus la combinaison des deux approches Lucas et Nelson-Phelps ?

L'analyse ci-dessus montre que l'allongement de l'espérance de vie a un effet positif significatif sur la croissance du PIB par habitant : premièrement, l'amélioration des niveaux de santé augmente la croissance de la productivité *actuelle* (effet Lucas/MRW) ; deuxièmement, plus les niveaux de santé contemporaine augmentent, plus la croissance de la productivité *future* s'améliore (effet Nelson-Phelps). Par rapport aux régressions Nelson-Phelps pures, nous obtenons une valeur plus élevée pour l'effet (global) de la santé sur la croissance du PIB par habitant. Et les conclusions de nos régressions conjuguées diffèrent de manière plus radicale encore de celles découlant de régressions purement de type Lucas : ces régressions montrent soit qu'il existe des corrélations non significatives, soit des corrélations significativement négatives entre la croissance du PIB par habitant et la croissance de l'espérance de vie, laissant entendre par là que la santé n'aurait pas d'impact positif significatif sur la croissance du PIB par habitant. Dans la présente partie, nous expliquons pourquoi des régressions purement de type Lucas n'aboutissent pas à des coefficients significativement positifs, mais aussi pourquoi il ne faut pas directement en déduire que la santé n'a pas d'effet positif sur la croissance.

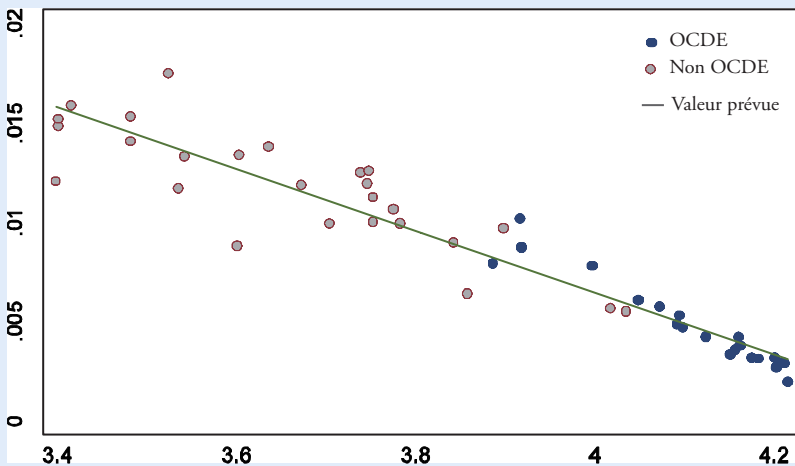
20. Leur hypothèse est qu'il faut un délai de 50 ans pour que la fécondité s'ajuste à la baisse de la mortalité.

21. D'autres résultats indiquent que l'enseignement primaire dont a bénéficié la population adulte est le principal déterminant de la fécondité. Le revenu est positivement associé à la fécondité dans les premiers stades du développement ; c'est pourquoi un « effet malthusien » lié au revenu se traduit finalement, dans un premier temps, par une augmentation de la fécondité.

La convergence de l'espérance de vie, un phénomène bien connu et remarquablement analysé par Becker-Philipson-Soares (2005), est l'élément fondamental qui permet de comprendre l'absence de coefficients positifs et significatifs lorsqu'on effectue la régression de la croissance du PIB par habitant sur la croissance de l'espérance de vie en omettant l'espérance de vie initiale du côté droit des régressions de croissance. La figure 1 fait ainsi ressortir un étonnant effet de convergence du log de l'espérance de vie initiale de 1940 sur la croissance de l'espérance de vie au cours de la période 1940-1980.

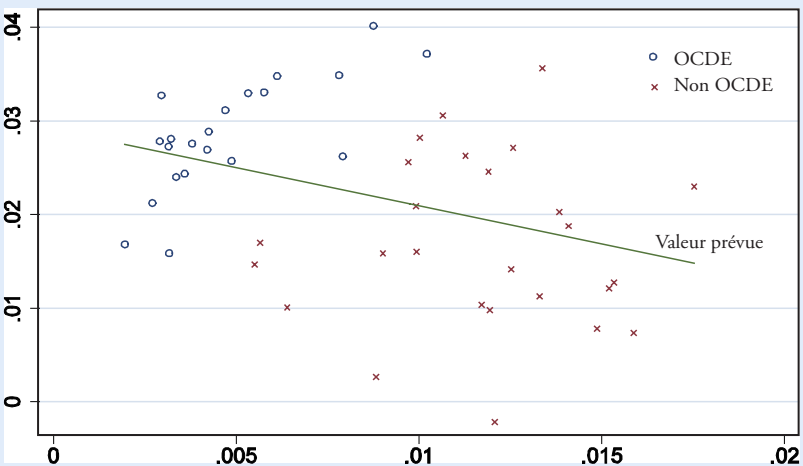
Graphique 1 : Croissance de l'espérance de vie 1940-1980

Log de l'espérance de vie en 1940



Graphique 2 : Croissance du PIB par habitant 1940-1980

Croissance de l'espérance de vie 1940-1980



En supposant ensuite que, conformément à notre modèle ci-dessus, la croissance soit réellement affectée à la fois par le niveau initial de santé au début de la période et par l'amélioration de la santé au cours de ladite période, on peut, à l'aide d'une équation de régression, saisir la relation entre la santé, son accumulation et la croissance du PIB par habitant (4). Introduisons à présent le phénomène de convergence de l'espérance de vie qui, d'un point de vue économétrique, peut être saisi à l'aide d'une régression linéaire comme suit :

$$\Delta \log LE_i = - \frac{1}{p} \log LE_{i,0} + v_i, \quad (5)$$

où v_i est un terme d'erreur. En insérant l'équation (5) dans l'équation (4), on obtient ce qui suit :

$$\begin{aligned} \Delta \log y_i &= a + b\Delta \log LE_{i,0} + c(-p\Delta \log LE_i - pv_i) + d \log y_{i,0} + u_i \\ &= a + (b - cp) \Delta \log LE_{i,0} + d \log y_{i,0} + u_i - cpv_i \end{aligned} \quad (6)$$

Dans cette équation, le coefficient de $\Delta \log LE_i$ intègre non seulement l'effet de l'accumulation b de l'espérance de vie mais aussi la corrélation négative entre l'accumulation du capital santé (l'amélioration de l'espérance de vie) et le niveau initial de santé (ou le niveau initial de l'espérance de vie). Si le coefficient de convergence p est suffisamment élevé, il peut générer un coefficient négatif ($b - cp$) dans la régression de type Lucas de la croissance du PIB par habitant sur l'accumulation de l'espérance de vie. À l'évidence, ce signe négatif est erroné : alors même que le niveau initial comme l'accumulation de l'espérance de vie ont des effets positifs ($b, c > 0$) sur la croissance du revenu, on peut aboutir à un coefficient négatif ($b - cp < 0$) si p est suffisamment élevé.

Pour revenir à notre exercice de régression numérique, l'estimation de l'équation de convergence ci-dessus (5) au cours de la période 1940-1980 pour l'échantillon inter-pays global, donne le résultat suivant :

$$\Delta \log LE_i = -0.015^{***} \log LE_{i,0} + v_i, \text{ avec } R^2 = 0.90 \quad (7)$$

Les différences initiales d'espérance de vie peuvent ainsi expliquer 90 % des différences ultérieures de croissance de l'espérance de vie. L'importance de cette corrélation négative indique que les *deux* modèles, celui de Lucas et celui de Nelson-Phelps, sous-estiment les effets de l'espérance de vie (améliorée) sur la croissance de la productivité, dans la mesure où ils sont *tous deux* affectés par un biais de variable omise. Cependant, ce biais s'avère moins important dans l'approche Nelson-Phelps pure ²². L'équation de régression conjuguée (4) génère par conséquent des estimations d'une valeur supérieure à celles obtenues à l'aide des régressions Nelson-Phelps pures et aboutit au rejet des résultats négatifs issus des régressions de type Lucas.

22. D'après le tableau 3, on a $b = 3.65$, $c = 0.076$ et $1/p = 0.015$, d'où un biais négatif de variable omise dans l'approche de type Lucas égal à $-cp = 5.06$, et un biais négatif de variable omise dans l'approche de type Nelson-Phelps égal à $-b/p = -0.55$, ce qui est conforme à nos estimations du tableau 3.

D'autres auteurs avant nous ont souligné l'importance du niveau initial de capital humain et de son accumulation pour la croissance du PIB par habitant. Ainsi, Krueger et Lindhal (2001) qui étudient la relation entre croissance et éducation. C'est aussi ce que nous soutenons dans notre analyse de la relation entre croissance et santé. En effet, comme nous le montrons dans la présente sous-section, le fait d'ignorer l'un des deux facteurs (niveau et accumulation) peut se traduire par des conclusions de fond potentiellement fallacieuses, en particulier lorsque des variables explicatives présentent un important degré d'autocorrélation²³.

2.6. Croissance et espérance de vie par classe d'âge dans les pays de l'OCDE

Nous allons maintenant réaliser les mêmes régressions que précédemment mais en limitant l'échantillon aux pays de l'OCDE sur la période 1940-1980. On trouvera une synthèse des résultats obtenus dans le tableau 5, qui présente aussi ceux issus du modèle de type Lucas pur, ceux du modèle de type Nelson-Phelps pur, et ceux de l'approche conjuguée, respectivement, à l'aide des régressions MCO et VI²⁴. Comme le montrent les colonnes 1 et 4 (régressions de type Lucas), la croissance de l'espérance de vie a un impact positif sur la croissance de la productivité dans les pays de l'OCDE. La figure 1 montre clairement l'existence d'une corrélation positive entre ces deux variables, alors que cette corrélation était négative dans les régressions de type Lucas portant sur l'ensemble de l'échantillon inter-pays. Ensuite, les colonnes 2, 3, 5 et 6 (régressions de type Nelson-Phelps) avec ajout de log du PIB par habitant initial dans les colonnes 3 et 6, font apparaître une corrélation négative entre l'espérance de vie initiale et la croissance du PIB par habitant. Ces résultats intègrent à leur tour un effet de convergence, dans la mesure où cette corrélation devient non significative après introduction du log initial du PIB par habitant à titre de variable de contrôle. Enfin, notre approche conjuguée, présentée dans les colonnes 4 et 7, confirme ce que nous avons déjà obtenu dans les colonnes correspondantes du Tableau 4 : le niveau initial de l'espérance de vie comme l'allongement de cette dernière ont une incidence sur la croissance du PIB par habitant.

23. Théoriquement, on pourrait en dire autant des années moyennes de scolarité dans les régressions de croissance. Cependant, comme le montre l'étude Morisson-Murtin (2009), la convergence dans l'éducation était trop faible sur la période 1960-2000 pour générer un tel biais.

24. Comme précédemment, nous avons retenu la mortalité prédite pour instrumenter la croissance de l'espérance de vie et un jeu réduit de variables géographiques et climatiques pour instrumenter l'espérance de vie initiale. En effet, sept variables climatiques ont été exclues car aucun pays membre de l'OCDE ne présentait les caractéristiques climatiques correspondantes. Comme précédemment, toutes les régressions présentent de solides relations de première étape et l'exogénéité conjointe des instruments est validée dans les colonnes 6 à 8.

Tableau 5 : Santé et croissance dans les pays de l'OCDE : 1940-1980

	Estimations MCO				Estimations VI			
	Lucas	Nelson-Phelps		Les deux	Lucas	Nelson-Phelps		Les deux
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Variable dépendante : Croissance annuelle du Log du PIB par habitant								
Croissance du log de l'espérance de vie	2,00*** (0,47)			5,58*** (1,49)	2,51*** (0,48)			6,99*** (1,40)
Log de l'espérance de vie initiale		- 0,037*** (0,015)	0,007 (0,021)	0,125*** (0,032)		- 0,041** (0,016)	- 0,004 (0,026)	0,159** (0,029)
Log du PIB par habitant initial			- 0,011* (0,005)	- 0,011** (0,004)			- 0,008 (0,006)	- 0,012** (0,005)
N	21	21	21	21	20	20	20	20
R ²	0,52	0,37	0,47	0,73	0,51	0,36	0,45	0,71
R ² de Shea (Δ log LE)					0,29			0,82
R ² de Shea (log LE ₀)						0,80	0,53	0,65
F-statistique de première étape (Δ log LE)					4,73			3,52
<i>P-value</i> correspondante					0,04			0,05
F-statistique de première étape (log LE ₀)						26,62	54,49	12,01
<i>P-value</i> correspondante						0,00	0,00	0,00
<i>P-value</i> du test-J de Hansen						0,40	0,57	0,48
Jeu d'instruments					AJ ¹	LMW ²	AJ ¹ +LMW ²	

Remarque : toutes les variables de croissance sont calculées en différences longues. Erreurs-types robustes.

1. Tiré d'Acemoglu-Johnson (2007)

2. Indice d'écologie du paludisme de Sachs et al. (2004) plus quatre instruments climatiques et cinq instruments géographiques empruntés à Lorentzen et al. (2008)

■ Conclusion

Nous montrons dans la présente étude que l'association des deux approches du capital humain, celle de Lucas (1988) et de Nelson-Phelps (1966), permet de mieux comprendre la relation entre santé et croissance. Nous commençons par présenter un modèle simple dans lequel le niveau initial comme l'accumulation du capital santé ont une incidence sur la croissance. Puis, dans le cadre d'une analyse empirique, nous comparons les résultats d'une régression conjuguée (avec régression du PIB par habitant à la fois sur le niveau initial et la croissance de l'espérance de vie) à ceux des régressions qui n'intègrent qu'un seul de ces facteurs. Le fait d'avoir, en particulier, les effets du niveau initial et de l'accumulation du capital santé du côté droit de l'équation de régression permet de distinguer les effets de la santé sur la croissance des corrélations fallacieuses découlant de la convergence de l'espérance de vie, dans lesquelles des niveaux initiaux plus élevés d'espérance de vie sont négativement corrélés avec la croissance de l'espérance de vie dans un pays sur une période donnée. En associant les instruments de la santé d'Acemoglu-Johnson (2008) et ceux de Lorentzen-McMillan-Wacziarg (2008), nous parvenons à la conclusion qu'une amélioration de l'espérance de vie à la fois en termes d'augmentation des niveaux et d'accumulation positive, est indéniablement favorable à la croissance.

Références bibliographiques

- Acemoglu, D. and S. Johnson, 2008, Disease and Development: The Effect of Espérance de vie on Economic Growth. *Journal of Political Economy*, vol. 113(5), pp.949-995.
- Ashraf, Q., Lester, A. and D. N. Weil (2008). When Does Improving Health Raise GDP?. NBER Macroeconomics Annual 2008.
- Becker, G.S., Philipson, T.J. and Soares, R.R. (2005). The quantity and quality of life and the evolution of world inequality. *American Economic Review*, vol.95, 277-91.
- Behrman, J.R. and M.R. Rosenzweig (2004). Returns to birthweight. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, No. 2, pp. 586-601.
- Black, S.E., P.J. Devereux and K.G. Salvanes (2007). From the cradle to the labour market? The effect of birth weight on adult outcomes. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, no. 1, pp. 409-439.
- Bleakley, H. (2003). Disease and Development: Evidence from the American South. *Journal of the European Economic Association*, vol.1(2-3), pp. 376-386.
- Bleakley, H. (2007). Disease and Development: Evidence from Hookworm Eradication in the American South. *Quarterly Journal of Economics*, vol.122:1.
- Bleakley, H. and F. Lange (2009). Chronic Disease Burden and the Interaction of Education, Fertility and Growth. *Review of Economics and Statistics*, vol.91:1.
- Bloom, D., Canning, D. and J. Sevilla (2004). The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. *World Development*, vol. 32, pp.1-13.

- Blundell, R. and S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* vol.87, 115-143.
- Galor, O. (2005). The Demographic Transition and the Emergence of Sustained Economic Growth. *Journal of the European Economic Association*, vol. 3, 494-504.
- Hauk, W.R. and R. Wacziarg (2009). A Monte Carlo Study of Growth Regressions. *Journal of Economic Growth*, vol. 14, no. 2, pp. 103-147.
- Jayachandran, S., and A. Lleras-Muney (2009). Longevity and human capital investments: evidence from maternal mortality declines in Sri Lanka. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 124(1), pp. 349-397.
- Kremer, M. et E. Miguel (2004). Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities. *Econometrica*, vol.72(1).
- Krueger, A. B. and M. Lindahl (2001). Education for Growth: Why and for Whom?. *Journal of Economic Literature*, vol.39(4), pp.1101-1136.
- Lee, R. (2003). The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change. *Journal of Economic Perspectives*, vol.17 (4), pp. 167-190.
- Lorentzen, P., Mc Millan J. and R. Wacziarg (2007). Death and Development. *Journal of Economic Growth*, vol. 13(2), 81-124.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, 3-42.
- Morrisson, C. and F. Murtin (2009). The Century of Education. *Journal of Human Capital*, vol.3(1), pp.1-42.
- Murtin, F. (2009). On the Demographic Transition 1870-2000. Mimeo.
- Nelson, R. and E. Phelps (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth. *American Economic Review*, vol. 61, 69-75.
- Weil, D. (2007). Accounting for The Effect of Health on Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 122(3), pp.1265-1306.
- Young, A. (2005). The Gift of The Dying: The Tragedy of Aids and the Welfare of Future African Generations. *The Quarterly Journal of Economics*, vol.120(2), pp.423-466.
- Zhang, J., Zhang, J., and R. Lee (2003). Rising Longevity, Education, Savings, and Growth. *Journal of Development Economics*, vol. 70, pp. 103-117.