



Munich Personal RePEc Archive

Insurance Development, Health Expenditure and Economic Growth in the OECD Countries: New insights from a Panel Causality Approach

Younsi, Moheddine and Bechtini, Marwa

Department of Business Administration, College of Sciences and Humanities, Shaqra University, Saudi Arabia, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Sfax University, Tunisia

12 March 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/99091/>
MPRA Paper No. 99091, posted 13 Mar 2020 07:59 UTC

**Insurance Development, Health Expenditure and Economic Growth in the OECD Countries:
New insights from a Panel Causality Approach**

Moheddine Younsi

¹Department of Business Administration, College of Sciences and Humanities, Shaqra University, Saudi Arabia

²Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Sfax University, Tunisia

E-mail: younsimoheddine@gmail.com

Marwa Bechtini

¹Department of Business Administration, College of Sciences and Humanities, Shaqra University, Saudi Arabia

²Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Sfax University, Tunisia

E-mail: bechtini.marwa@gmail.com

Abstract

The aim of this article is to examine the effects of insurance development on health expenditure and economic growth for 31 Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries covering the period 1995-2015, using a panel causality approach. We also tested the causal effect of national income and population density on health expenditure. The results confirm that, over the long term, insurance factors, national income and population density exhibit positive and statistically significant effects on health expenditure. The results also confirm that the insurance factor has greater income effects than the substitution effects on health expenditure. Regarding the short-term causality, the empirical results show that economic growth strengthens growth in health expenditure, while growth in insurance reduces growth in health expenditure. In the short term, the insurance factor produces crowded-out effects. The foregoing outcomes provide policy implications that governments should take into account the crowded short-term effects of private insurance sections on health expenditure when developing fiscal policies related to health expenditure.

Keywords: Health expenditure, Insurance development, Economic growth, Causality test.

JEL Classification: C12. C23. G15. I15

Développement de l'assurance, dépenses de santé et croissance économique dans les pays de l'OCDE: Nouvelle approche de causalité en panel

Résumé

Cet article a pour objectif d'examiner les effets du développement de l'assurance sur les dépenses de santé et la croissance économique pour 31 Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries couvrant la période 1995- 2015 à l'aide de la méthode des relations de causalité en panel. En outre, nous avons également testé l'impact causal du revenu national et de la population sur les dépenses de santé. Les résultats confirment, qu'à long terme, les facteurs assurance, le revenu national et la densité de la population exhibent des effets positifs et statistiquement significatifs sur les dépenses de santé. Les résultats confirment également que le facteur d'assurance a des effets de revenu plus importants que les effets de substitution sur les dépenses de santé. En ce qui concerne les causalités à court terme, les résultats empiriques montrent que la croissance économique renforce la croissance des dépenses de santé, en revanche, la croissance de l'assurance réduit la croissance des dépenses de santé. À court terme, le facteur d'assurance produit des effets évincés. Les résultats fournissent des implications politiques que les gouvernements doivent prendre en compte les effets encombrés à court terme des sections d'assurances privées sur les dépenses de santé lors de l'élaboration de politiques budgétaires relatives aux dépenses de santé.

Mots-clés: Dépenses de santé, Développement de l'assurance, Croissance économique, Test de causalité.

JEL Classification: C12. C23. G15. I15

1. Introduction

Dans la littérature, il existe deux concepts de mesure et de détermination des dépenses de santé internationales, démographiques et non démographiques. Les données démographiques comprennent principalement la composition par âge et l'état de santé permettant de mesurer les dépenses, mais les données non démographiques utilisent le concept d'élasticité pour mesurer l'évolution de ces dépenses. La plupart des recherches précédentes ont montré que ni les concepts de composition démographique ni d'élasticité du revenu ne pouvaient fournir d'explications complètes sur la relation causale entre la croissance économique et les dépenses de santé. Cela a entraîné davantage d'efforts de recherche sur cette question, tels que Fuchs (1972), Mushkin et Landefeld (1979), Newhouse (1992), Wanless (2001), Dormont et al. (2006), Strittmatter et Sunde (2011). Ces chercheurs ont proposé d'autres facteurs susceptibles de définir des relations plus complètes entre les dépenses de santé et la croissance économique. Les facteurs comprennent le prix relatif, les améliorations technologiques, les politiques de base en matière de santé et de soins médicaux.

En ce qui concerne l'impact de l'assurance sur les dépenses de santé et la croissance économique, Gertler et Sturm (1997) constatent que l'augmentation de l'assurance privée augmenterait la qualité des soins médicaux privés et réduirait les dépenses publiques consacrées au groupe aisé. Néanmoins, De la Maisonneuve and Oliveira Martins (2013) suggère que les récessions économiques conduiraient à une faible croissance des dépenses de santé dans la plupart des pays de l'OCDE. Ils déclarent que la récession économique stagnait les soins de santé, mais favorisait indirectement le développement des nouvelles technologies médicales. Celles-ci ont directement ou indirectement modifié l'élasticité-revenu qui a affecté les dépenses de santé. En raison de la diminution des dépenses de santé, les assurances privées sont devenues plus importantes pour le maintien de la qualité des soins médicaux. Gertler et Sturm (1997), De la Maisonneuve and Oliveira Martins (2013) affirme une relation de substitution entre l'assurance privée et les dépenses de santé. Cependant, Gertler et Sturm (1997) affirment que la relation inverse s'était produite pendant les périodes d'expansion économique. Par contre, De la Maisonneuve and Oliveira Martins (2013) déclare que la relation de substitution existait en période de récession économique.

Le développement des assurances est essentiel à la croissance économique de chaque pays. Selon les données de World Insurance (2012), la plupart des fonds d'assurance étaient investis dans des obligations, des actions et d'autres actifs financiers. En outre, les sociétés d'assurance sont le principal investisseur sur le marché financier européen. Par le biais des mécanismes financiers, l'assurance aura les fonctions économiques suivantes: i) activer les marchés pour encourager les innovations et la concurrence, (ii) renforcer l'intermédiation financière afin de créer des liquidités et permettre des économies, iii) assurer la sécurité sociale afin de faire face aux dépenses fiscales, iv) protéger les entreprises contre les pertes imprévues pour renforcer la solidité financière et v) offrir aux entreprises et aux ménages des informations sur la gestion des risques afin de maintenir un développement durable. Par conséquent, le développement du marché de l'assurance renforcerait la croissance économique.

En utilisant des données multinationales, cette étude inclut les facteurs de développement de l'assurance et de la population pour examiner les effets du développement du marché de l'assurance sur la croissance économique et la croissance des dépenses de santé. En premier lieu, nous utilisons la méthode de cointégration en panel pour examiner s'il existe une relation stable à long terme entre les quatre facteurs, à savoir les dépenses de santé, le revenu national, la population et l'assurance. Si les relations stables à long terme existent, nous pourrions estimer

le modèle vectoriel à correction d'erreur en panel à court terme (PVECM). En examinant les liens de causalité entre les facteurs, nous pourrions étudier plus avant les relations interactionnelles entre les facteurs.

Les résultats empiriques indiquent que les facteurs du revenu national, de la population et de l'assurance ont des effets positifs sur les dépenses de santé à long terme. Les résultats suggèrent que le facteur d'assurance a des effets de revenu plus importants que les effets de substitution sur les dépenses de santé. Les résultats des causalités à court terme montrent que la croissance économique renforce la croissance des dépenses de santé, mais la croissance de l'assurance réduit la croissance des dépenses de santé. À court terme, le facteur d'assurance produit des effets de substitution plus importants que les effets de revenu. Outre la section Introduction, cet article comprend les sections suivantes: Revue de la littérature, méthodologie, résultat empirique et conclusion.

2. Revue de la Littérature

Il existe de nombreuses recherches pour discuter des déterminants critiques des dépenses de santé internationales. La plupart des recherches ont porté sur les effets des revenus nationaux sur les dépenses de santé, mais il existe une incohérence entre les résultats des études empiriques. Kleiman (1974) et Newhouse (1977) ont entamé des discussions sur les déterminants des dépenses de santé. Newhouse (1977) a examiné les facteurs essentiels aux dépenses de santé dans 13 pays de l'OCDE. Les résultats ont indiqué que le revenu national est le facteur le plus déterminant pour expliquer les différences de dépenses entre ces pays. En outre, certains chercheurs ont proposé que les différentes présentations de l'indice des prix et du taux de change aient une incidence sur les résultats empiriques. Pour atténuer les effets, Parkin et al. (1987) et Gerdtham et Jönsson (1991) ont utilisé les déflateurs de prix et les transformations du taux de change pour ajuster les revenus nationaux et les prix des soins de santé. Parkin et al. (1987) ont utilisé des données transversales de 23 pays de l'OCDE en 1980 et ont constaté que l'élasticité-revenu des dépenses de santé diminuerait après ajustement du pouvoir d'achat des soins de santé. Gerdtham et Jönsson (1991) ont également ajusté les prix des soins de santé de 22 pays de l'OCDE en 1985 et ont constaté des variations non significatives de l'élasticité-revenu après les ajustements du PIB ou du pouvoir d'achat des soins de santé, mais une légère diminution après les transformations des taux de change.

En ce qui concerne les études empiriques, Murphy et Ukpolo (1994) ont examiné les effets du revenu national sur les dépenses de santé aux États-Unis à l'aide de la méthode de cointégration. Ils ont constaté que l'élasticité-revenu de l'étude était très différente de celles des études précédentes. Les différences sont dues aux limites de l'analyse transversale. De plus, Culyer (1990) a utilisé des données groupées pour mener une enquête empirique pour chaque pays de l'OCDE. Les résultats empiriques ont montré qu'il existait une relation positive croissante entre les dépenses de santé et le PIB au fil du temps. Cependant, le problème de la régression nulle dans l'étude de Culyer reste douteux, en raison des données non stationnaires. Hansen et King (1996) ont réexaminé ce problème de série chronologique pour chaque pays de 20 pays de l'OCDE en se basant sur des données regroupées couvrant la période 1960-1987. Les tests de racine unitaire ont montré que les deux tiers des données sont non stationnaires. En outre, les tests Engle-Granger ont montré que la relation de cointégration à long terme n'existait pas. Gerdtham et Lothgren (2000) ont étudié les déterminants des dépenses de santé sur données de panel pour 20 pays de l'OCDE durant 1960-1997. Les résultats ont montré que les données relatives aux dépenses médicales et au PIB sont non stationnaires, mais que les deux présentent une relation de cointégration.

En ce qui concerne les effets du facteur d'assurance, certaines études utilisant le concept de changements technologiques pourraient être utilisées pour étudier les effets de l'assurance sur la croissance économique et les

dépenses de soins de santé. Finkelstein (2007) a examiné les effets de la ‘politique Medicare’ sur les services médicaux des hôpitaux aux États-Unis. Les résultats ont montré que les dépenses médicales avaient augmenté de 37% depuis 1965, année de la mise en œuvre de ‘Medicare’ aux États-Unis. L’estimation des dépenses médicales de l’étude est 6 fois supérieure à celle de Newhouse (1997). La variation de l’estimation des frais médicaux pourrait être causée par une méthode d’analyse différente. Finkelstein (2007) a adopté l’analyse de l’équilibre général pour discuter les effets de ‘Medicare’ sur les comportements des offreurs et des demandeurs. Par contre, Newhouse (1997) a utilisé l’analyse de l’équilibre partiel qui se concentre sur la réponse des demandeurs au système d’assurance. La différence révèle le rôle de l’assurance dans l’évolution de la technologie dans les services médicaux. Dans l’analyse de l’équilibre général, la mise en place de systèmes d’assurance modifie non seulement le prix relatif des services médicaux pour les consommateurs, mais également la nature et l’ampleur des services médicaux. La taille croissante incite les hôpitaux existants à adopter des nouvelles technologies ou encourage les nouveaux entrants. Cette supériorité de l’analyse de l’équilibre général a conduit l’étude de Finkelstein à conclure que le système de santé avait contribué à 50% de la croissance des dépenses de santé de 1965 à 1970 aux États-Unis. De son côté, l’étude de Newhouse n’a révélé qu’un huitième à un dixième des contributions. Contrairement aux études préalables dans l’étude Newhouse, le système de santé, supposé comme une variable endogène dans l’étude Finkelstein, constitue une incitation importante pour que les services médicaux adoptent les nouvelles technologies.

Selon la littérature examinée ci-dessus, on peut constater que le revenu national est un facteur déterminant pour les dépenses de santé. Cependant, la recherche ci-dessus n’a pas permis d’analyser l’impact du facteur assurance sur la croissance des dépenses de santé et la croissance économique. En outre, des efforts sont nécessaires pour discuter du rôle de la Co-intégration des marchés financiers internationaux dans les dépenses de santé, la croissance économique et les assurances. Grâce aux investissements mondiaux, le capital de l’assurance privée affecterait l’économie, les dépenses de santé et le développement de l’assurance dans d’autres pays. En raison de ces lacunes, la présente étude vise à valider le rôle de l’assurance sur la croissance économique et les dépenses de santé.

3. Méthodologie

A fins de recherches, cette étude ajoute un facteur de développement de l’assurance au modèle. Le modèle empirique généralisé s’écrit comme suit:

$$dps = f(pib, pop, ass) \quad (1)$$

dps est la dépense de santé, pib est le produit intérieur brut, pop représente l’effet de la démographie mesurée par la population et ass représente le facteur de développement de l’assurance. Selon l’Eq. (1), cette étude utilise un modèle de cointégration de panel proposé par Pedroni (2004). Le modèle utilise la méthode de cointégration d’Engle-Granger (1987) pour transformer des séries non stationnaires en séries stationnaires et utilise la méthode de régression en panel pour examiner l’hypothèse de cointégration des données de panel. Cette étude établit un modèle de panel multinational pour construire une équation à long terme pour les dépenses de santé (dps_{it}), le revenu national (pib_{it}), le facteur démographique (pop_{it}) et le facteur d’assurance (ass_{it}) comme suit :

$$dps_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}pib_{it} + \beta_{2i}pop_{it} + \beta_{3i}ass_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$i = 1, 2, \dots, N$ représente le nombre des pays, and $t = 1, 2, \dots, T$ représente le temps. Toutes les variables prennent la forme du logarithme. Les variables de l'Eq. (2) sont supposées être endogènes et les coefficients estimés ($\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}$) représentent une élasticité à long terme pour chaque pays, et le signe attendu de chaque coefficient fait référence aux descriptions ci-dessus. Dans l'Eq. (2), le signe attendu de chaque coefficient est que (1) $\beta_1 > 0$ (élasticité-revenu des dépenses de santé) représente une corrélation positive entre le revenu et les dépenses de santé et représente en outre le mécanisme de partage des risques liés aux dépenses de santé si $0 < \beta_1 < 1$, (2) $\beta_2 > 0$ (élasticité démographique des dépenses de santé) représente une corrélation positive entre le facteur démographique et les dépenses de santé, et (3) $\beta_3 > 0$ (élasticité du facteur de croissance de l'assurance des dépenses de santé) représente une corrélation positive entre le facteur de croissance de l'assurance et les dépenses de santé si les effets de substitution sont inférieurs aux effets de revenu ou si $\beta_3 < 0$ représente une corrélation négative entre le facteur d'assurance et les dépenses de santé si les effets de substitution sont plus importants que les effets de revenu.

Pour atteindre des relations à long terme, il existe un mécanisme de correction d'erreur. Le mécanisme a pour but de corriger le déséquilibre à court terme par rapport à l'équilibre à long terme. Induite par l'équation (2), la correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$e_{it} = ecm_{it} = dps_{it} - \alpha_i - \beta_{1i}pib_{it} - \beta_{2i}pop_{it} - \beta_{3i}ass_{it} \quad (3)$$

Grâce au mécanisme de correction d'erreur, les quatre variables non stationnaires de l'Eq. (3) convergeraient vers une relation stationnaire à long terme. Par conséquent, cette étude construit un modèle vectoriel à correction d'erreur (PVECM) comme suit:

$$\Delta dps_{it} = \gamma_{1i} + \sum_{j=1}^k a_{1j} \Delta dps_{it-j} + \sum_{j=1}^k b_{1j} \Delta pib_{it-j} + \sum_{j=1}^k c_{1j} \Delta pop_{it-j} + \sum_{j=1}^k d_{1j} \Delta ass_{it-j} + \eta_1 ecm_{it-1} + \varepsilon_{1,it} \quad (4)$$

$$\Delta pib_{it} = \gamma_{2i} + \sum_{j=1}^k a_{2j} \Delta dps_{it-j} + \sum_{j=1}^k b_{2j} \Delta pib_{it-j} + \sum_{j=1}^k c_{2j} \Delta pop_{it-j} + \sum_{j=1}^k d_{2j} \Delta ass_{it-j} + \eta_2 ecm_{it-1} + \varepsilon_{2,it} \quad (5)$$

$$\Delta pop_{it} = \gamma_{3i} + \sum_{j=1}^k a_{3j} \Delta dps_{it-j} + \sum_{j=1}^k b_{3j} \Delta pib_{it-j} + \sum_{j=1}^k c_{3j} \Delta pop_{it-j} + \sum_{j=1}^k d_{3j} \Delta ass_{it-j} + \eta_3 ecm_{it-1} + \varepsilon_{3,it} \quad (6)$$

$$\Delta ass_{it} = \gamma_{4i} + \sum_{j=1}^k a_{4j} \Delta dps_{it-j} + \sum_{j=1}^k b_{4j} \Delta pib_{it-j} + \sum_{j=1}^k c_{4j} \Delta pop_{it-j} + \sum_{j=1}^k d_{4j} \Delta ass_{it-j} + \eta_4 ecm_{it-1} + \varepsilon_{4,it} \quad (7)$$

Les Eqs. (4) - (7) sont des équations à correction d'erreur dynamique à court terme. Nous utilisons le test de chi-deux pour examiner les causalités entre croissance des dépenses de santé, la croissance économique, et la croissance de la population et la croissance de l'assurance. De plus, les termes de correction d'erreur pourraient examiner l'exogénéité faible. Par exemple, lorsque l'hypothèse nulle, $H_0: b_{1j} = 0, j = 1, \dots, k$ dans l'Eq. (4) est rejetée, cela indique que la croissance économique (Δpib) aurait une incidence sur la croissance des dépenses de santé (Δdps). Identiquement lorsque, $H_0: a_{1j} = 0, j = 1, \dots, k$ dans l'Eq. (5) est rejetée, cela indique que la croissance des dépenses de santé (Δdp) affecterait la croissance économique (Δpib). Si les deux hypothèses nulles sont rejetées, cela indique une causalité bidirectionnelle entre la croissance des dépenses de santé (Δdps) et la croissance économique (Δpib). En outre, les coefficients estimés des termes de correction d'erreur sont négatifs et les estimations négatives indiquent qu'un déséquilibre à court terme pourrait converger vers un équilibre stationnaire à long terme via le mécanisme de correction d'erreur.

4. Résultats Empiriques

Dans cette étude, nous utilisons des données annuelles pour un panel de 31 pays de l'OCDE couvrant la période 1995-2015. Les pays inclus dans l'étude sont : Australie, Autriche, Belgique, Canada, Chili, République tchèque, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Hongrie, Islande, Irlande, Italie, Japon, Corée, Luxembourg,

Mexique, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Norvège, Pologne, Portugal, République slovaque, Espagne, Suède, Suisse, Turquie, Royaume-Uni et États-Unis. Les sources de données proviennent de la base de données de l'OCDE. Stat (<http://stats.oecd.org/>).

Les facteurs endogènes utilisés sont le *pib* (produit intérieur brut par habitant en USD), *pop* (population), *dps* (dépenses de santé) et les facteurs de développement de l'assurance *ass* en USD. Le facteur de développement de l'assurance comprend 9 variables :

- Total des primes brutes – total /par habitant (*tpbt*) ;
- Total des primes brutes - vie/par habitant (*tpbv*) ;
- Total des primes brutes - non-vie / par habitant (*tpbnv*) ;
- Densité/assurance totale (*dent*) ;
- Densité/assurance vie (*denv*) ;
- Assurance densité/non-vie (*dennv*) ;
- Ratio de pénétration /assurance totale (*pent*) ;
- Ratio de pénétration /prime d'assurance vie /PIB (*penv*) ;
- Ratio de pénétration /assurance non-vie (*pennv*).

Tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables. Tableau 2 présente la matrice de corrélations entre variables. Le tableau 2 montre qu'en termes de différence de premier ordre, la *pop* est négativement corrélée avec d'autres variables, et le *pennv* est négativement corrélé avec *pib*, *pop* et *tpbnv*. En outre, il existe des corrélations positives entre les autres variables. Les corrélations négatives indiquent que la croissance excessive de la population pourrait avoir des effets défavorables sur la croissance économique, la croissance des dépenses de santé et la croissance de l'assurance. Il convient de noter que le problème des variables endogènes lorsque les corrélations existent dans les neuf variables d'assurance primaires. Pour ce problème probable, cette étude construit un modèle empirique à quatre facteurs, comme l'indique l'Eq. (2)

En raison du problème de la régression nulle, on a examiné dans cette étude la stationnarité des variables. Le Tableau 3 présente les résultats des cinq tests de racine unitaire utilisés : Levin, Lin et Chu (2002) (LLC), Im, Pesaran et Shin (2003) (IPS), Breitung (2000), et Maddala et Wu (1999) (Fisher-ADF et Fisher-PP). Les résultats des tests de racine unitaire montrent que toutes les variables considérées sont stationnaires en première différence, $I(1)$. Selon les résultats des tests de racine unitaire, on a utilisé les variables *dps*, *pop* et *pib* avec chacune des 9 variables d'assurance pour construire 9 modèles empiriques à 4 facteurs. *ass* dans l'Eq. (2) représente l'une des 9 variables de développement de l'assurance. Pour des comparaisons ultérieures, on construit un modèle de référence basé sur les trois variables *dps*, *pib* et *pop*, Eq. (1): $\{dps, pib, pop\}$. Ensuite, l'une des 9 variables d'assurance est ajoutée séquentiellement au modèle de référence pour 9 modèles empiriques individuellement, notés Eq. (2) à Eq. (10).

Cette étude a conduit le test de cointégration pour examiner les relations à long terme entre les variables. Pour ce faire, les tests de cointégration sur données de panel de Pedroni (1999) et les tests résiduels de cointégration de Kao (1999) ont été appliqués. Les résultats présentés dans le Tableau 4 montrent l'existence des relations de cointégration de long terme entre ces variables dans les 10 modèles.

Les relations de cointégration ont conduit cette étude à utiliser la méthode des moindres carrés complètement modifiés (FMOLS) pour estimer les coefficients des vecteurs de cointégration. Les résultats présentés dans le Tableau 5, montrent bien que les effets de l'impact du revenu exprimé par le coefficient β_{1i} , la densité de la

population exprimé par le coefficient β_{2i} et le facteur de développement de l'assurance exprimé par le coefficient β_{3i} sur les dépenses de santé. Selon les résultats présentés dans le Tableau 5, tous les coefficients des Eqs estimés, sauf l'Eq. (4) et l'Eq. (10) indiquent que la relation $\beta_{1i} > \beta_{2i} > \beta_{3i}$. Ceci signifie que l'élasticité-revenu est supérieure à l'élasticité de la population et supérieure à l'élasticité du facteur de développement de l'assurance. Le coefficient β_{1i} est supérieur à 1 ($\beta_{1i} > 1$), implique qu'il ne pourrait pas exister de mécanisme de partage des risques en raison de changements dans les dépenses de santé plus importants que les changements dans les revenus. Cependant, les estimations indiquent que le revenu national et la population entraînent une augmentation des dépenses de santé. Les coefficients de l'Eq. (3) et l'Eq. (10) indiquent que $\beta_{1i} < \beta_{2i}$. Ces résultats indiquent que le mécanisme de partage des risques existe dans les deux modèles, mais n'existe pas dans les autres modèles.

À l'exception de l'Eq. (8), tous modèles intéressés montrent les effets positifs du développement du marché de l'assurance. Les résultats montrent que le développement du marché de l'assurance a contribué à la croissance des dépenses de santé. Selon les résultats des Equations (3), (4), (7), (8), (9) et (10), les effets multiplicateurs du facteur d'assurance non vie sont plus importants que ceux du facteur d'assurance vie. Les résultats suggèrent que le facteur assurance-vie a moins d'effets de substitution sur les dépenses de santé que le facteur d'assurance non-vie. En outre, cette étude a estimé les résultats du VECM en panel de court terme, présentés dans le Tableau 6. Les estimations du modèle VECM pourraient examiner les relations de causalité entre les facteurs et approfondir les degrés d'interdépendance entre les variables afin de juger d'une forte exogénéité ou d'une faible exogénéité. Basé sur la longueur de décalage optimale 1 (optimal lag length 1), les coefficients estimés des termes de correction d'erreur sont négatifs. Les estimations négatives indiquent que les 10 modèles pourraient être convergents et stables à long terme.

Comme le montrent les résultats de l'Eq. (2), la croissance du *pib* a des effets positifs sur *dps*. Les effets positifs de la croissance du *pib* sur la *dp* indiquent que la croissance économique renforce la croissance des dépenses de santé. Il existe des relations de causalité inverses entre la croissance du *pib* et la croissance de la *pop*. La croissance du *pib* a des effets positifs sur la croissance de la population, mais la croissance de la *pop* a des effets néfastes sur la croissance du *pib*. En outre, les relations de causalité négatives entre la croissance des dépenses de santé et la croissance de la population indiquent que les deux facteurs ont des effets négatifs l'un sur l'autre. En prenant en compte le facteur développement de l'assurance (Δ_{ass}), nous avons également analysé les résultats des Eqs (3) à (10). Les résultats sont commentés comme suit : (1), concernant la relation entre la croissance économique et la croissance des dépenses de santé, la plupart des modèles indiquent des résultats similaires à celles de l'Eq. (1), à l'exception des Equations (2), (8) et (10). Les résultats de l'Eq. (2) montrent qu'il n'y a pas de relation de causalité entre les deux facteurs. Les résultats de l'Eq. (8) indiquent l'existence des relations de causalité opposées, et l'Eq. (10) indique les impacts négatifs de la croissance économique sur la croissance des dépenses de santé. (2), en ce qui concerne les relations entre la croissance démographique et la croissance des dépenses de santé, la plupart des modèles ont des résultats similaires à ceux de l'Eq. (1), sauf que l'Eq. (8) indique une causalité à sens unique. (3), en ce qui concerne les relations entre croissance économique et croissance démographique, tous les Equations (2) - (9) ont des résultats similaires à celle de l'Eq. (1). (4), la plupart des résultats indiquent que le facteur développement de l'assurance a des effets négatifs sur la croissance des dépenses de santé, et les résultats suggèrent que le développement de l'assurance a des effets de substitution sur les dépenses de santé. (5), s'agissant des résultats des relations entre le développement de l'assurance et la croissance économique, la plupart des modèles, à l'exception du facteur de pénétration, indiquent que la

croissance économique pourrait renforcer le développement de l'assurance, mais que ce facteur a des effets négatifs sur la croissance économique. (6), en ce qui concerne les résultats des relations entre le développement de l'assurance et la croissance de la population, les variables du facteur de développement de l'assurance, à l'exception du ratio de pénétration, pourraient stimuler la croissance de la population, mais cette croissance a des effets défavorables sur le développement de l'assurance.

Enfin, nous avons analysé le mécanisme de la correction d'erreur à court terme. Les résultats de l'Eq. (1) montrent que le mécanisme présente des effets importants sur les dépenses de santé, la croissance économique et la croissance de la population. Les résultats indiquent que les déséquilibres à court terme pourraient être ajustés pour être stables à long terme. Cette étude a également examiné les résultats de l'Equation avec facteur de développement de l'assurance présenté dans les Equations (2) - (10). À l'exception des Equations (7) et (8), la plupart des résultats des autres modèles indiquent que le terme de correction d'erreur sur le développement de l'assurance a des effets importants sur le développement de l'assurance. Les résultats impliquent que l'assurance présente une forte exogénéité. Selon les résultats ci-dessus, cette étude a révélé que la croissance des soins de santé démontrait une forte endogénéité et que le développement de l'assurance présentait une forte exogénéité. Ces résultats coïncident avec les propositions du modèle théorique de cette étude.

En introduisant le facteur développement d'assurance, cette étude pourrait clarifier les effets de la croissance économique sur les dépenses de santé dans l'intégration financière internationale. Cette étude montre que les facteurs du revenu national, de la population et de l'assurance ont des effets positifs sur les dépenses de santé à long terme. Les résultats indiquent que le facteur d'assurance a des effets de revenu plus importants que les effets de substitution sur les dépenses de santé. Les résultats des relations de long terme diffèrent des affirmations de Hansen et King (1996) mais se coïncident avec les conclusions de McCoskey et Selden (1998). En ce qui concerne les causalités à court terme, cette étude montre que la croissance économique renforce la croissance des dépenses de santé. Les résultats des effets de court terme de l'assurance sur la croissance économique confortent les points de vue de Das et al. (2003) et ne soutiennent pas le concept de partage des risques (Backus, Kehoe et Kydland, 1992; Obstfeld et Rogoff, 1996). Cependant, la croissance de l'assurance réduit la croissance des dépenses de santé à court terme. Les effets décroissants impliquent que les gouvernements doivent augmenter les dépenses publiques de santé pour compenser les impacts négatifs à court terme du développement de l'assurance sur les dépenses de santé. Le développement continu de l'assurance renforcera la croissance économique et finira par avoir des effets de revenu sur les dépenses de santé. À long terme, le développement des assurances augmentera les dépenses de santé.

5. Conclusions

Les études antérieures n'ont pas analysé parfaitement l'impact du facteur assurance sur la croissance des dépenses de santé et la croissance économique. En outre, des efforts sont nécessaires pour examiner le rôle de la cointégration des marchés financiers internationaux dans les dépenses de santé, la croissance économique et l'assurance. Grâce aux investissements mondiaux, le capital de l'assurance privée affecterait l'économie, les dépenses de santé et le développement de l'assurance dans d'autres pays. En raison de ces lacunes, cette étude a mené une recherche empirique multinationale sur 31 pays de l'OCDE afin de valider le rôle de l'assurance sur la croissance économique et la dépense de santé. D'après les résultats, nous avons constaté que les facteurs du revenu national, de la population et de l'assurance avaient des effets positifs sur les dépenses de santé à long terme. À long terme, nous n'avons pas trouvé le mécanisme de partage des risques de l'assurance, car les

innovations entraînent une augmentation spectaculaire des dépenses de santé. Cependant, le développement du marché de l'assurance pourrait renforcer la croissance économique à long terme. Les résultats indiquent que le facteur d'assurance a des effets de revenu plus importants que les effets de substitution sur les dépenses de santé. En ce qui concerne les résultats des causalités à court terme, cette étude a révélé que la croissance économique augmentait la croissance des dépenses de santé, mais que la croissance des assurances diminuait la croissance des dépenses de santé. À court terme, le facteur assurance produirait des effets d'éviction sur les dépenses de santé. Les effets d'éviction impliquent que les gouvernements doivent augmenter les dépenses publiques de santé pour compenser les impacts négatifs du développement de l'assurance sur les dépenses de santé à court terme. Le développement durable de l'assurance renforcera la croissance économique et finira par avoir des effets positifs sur les revenus des dépenses de santé. À long terme, le développement de l'assurance contribuera à la croissance des dépenses de santé et à la qualité des soins de santé.

Références

- Backus, D. K., Patrick, J. K., and Finn, E. K. (1992). International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 100, 745-775.
- Baltagi, B. H., and Moscone, F. (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-811.
- Boivin, Jean, Marc, P. Giannoni, and Benoit Mojon. (2008). How Has the Euro Changed the Monetary Transmission? NBER Working Paper. No. 14190.
- Culyer, A. J. (1990). Commodities, characteristics of commodities, characteristics of people, utilities and the quality of life. in Baldwin, S., Godfrey, C., Propper, C. *Quality of Life*. London: Routledge, 9-27.
- Das. S. Udabir, Nigel Davies and Richard Podpiera. (2003). Insurance and Issues in Financial Soundness, International Monetary Fund. Working Paper No. 03/138.
- De la Maisonneuve, C., and Oliveira Martins, J. (2013). A Projection Method for Public Health and Long-Term Care Expenditures. OECD Economics Department Working Papers, No. 1048, OECD Publishing.
- Dormont, B., Grignon, M., and Huber, H. (2006). Health Expenditure Growth: Reassessing the Threat of Ageing. *Health Economics*, 15(9), 947-63.
- Finkelstein, A. (2007). The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare. *Quarterly Journal of Medicare*, 122(1), 1-37.
- Fuchs, V. R. (1972). *Essays in the Economics of Health and Medical Care*. NBER, New York.
- Gerdtham, U., and Jönsson, B. (1991). Price and Quantity in International Comparisons of Health Expenditures. *Applied Economics*, 23, 1519-1528.
- Gerdtham, U., and Lothgren, M. (2000). On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP. *Journal of Health Economics*, 19, 461-475.
- Gertler, P., and Sturm, R. (1997). Private health insurance and public expenditures in Jamaica. *Journal of Econometrics*, 77, 237-257.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Hansen, P., and King, A. (1996). The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach. *Journal of Health Economics*, 15, 127-137.

- Kleiman, E. (1974). *The Determinants of National Outlay on Health*, in Perlman. *The Economics of Health and Medical Care*, New York: John Wiley & Sons.
- McCoskey, S. K., and Selden, T. M. (1998). Health Care Expenditures and GDP: Panel Data Unit Root Test Results. *Journal of Health Economics*, 17, 369-376.
- Mushkin, E. P., and Landefeld, J. S. (1979). *Biomedical Research: Costs and Benefits*. Ballinger Publishing Company, Cambridge, Massachusetts.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth S. R. (1996). Exchange Rate Dynamics Redux. NBER Working Paper, No. 4693.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth S. R. (2005). *The Unsustainable US Current Account Position Revisited. G7 Current Imbalance: Sustainability and Adjustment*. University of Chicago Press, Chicago, IL, U.S.A.
- OECD. (2013). *What Future for Health Spending?* OECD Economics Department Policy Notes, No. 19.
- Parkin, D., McGuire, A., and Yule, B. (1987). Aggregate Health Care Expenditures and National Income: Is Health Care A Luxury Good? *Journal of Health Economics*, 6, 109-127.
- Wang, Kuan-Min. (2011). Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis. *Economic Modelling*, 28(4), 1536-1549.
- Ward, D., and Ralf, Z. (2000). Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries. *Journal of Risk and Insurance*, 67 (4), 489-506.
- Wanless, D. (2001). *Securing our Future Health: Taking a Long-Term View*. Interim Report, HM Treasury, London.

Tab. 1: Statistiques descriptives

Variables	<i>pib</i>	<i>pop</i>	<i>dps</i>	<i>tpbt</i>	<i>tpbv</i>	<i>tpbnv</i>	<i>dent</i>	<i>denv</i>	<i>dennv</i>	<i>pent</i>	<i>penv</i>	<i>pennv</i>
Mean	12.32	13.98	9.348	12.325	10.742	10.481	8.874	8.048	7.885	2.185	1.354	1.196
Std. Dev.	0.351	1.536	0.561	2.193	2.514	2.061	0.453	0.497	0.383	0.138	0.192	0.054
Skewness	-1.065	-0.576	-0.771	-0.263	-1.136	0.210	-0.212	-0.255	-0.109	-1.821	-1.251	0.375
Kurtosis	4.331	3.962	4.354	4.168	5.798	4.085	1.725	1.745	1.492	5.803	3.885	2.648
Jarque-Bera	65.28	48.13	35.82	5.96	98.35	5.76	57.56	57.84	69.42	48.36	88.26	23.97
(<i>p</i> -value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.002)

Tab. 2 : Matrice de corrélation [en 1^{ère} différence, I(1)]

Variables	<i>pib</i>	<i>pop</i>	<i>dps</i>	<i>tpbt</i>	<i>tpbv</i>	<i>tpbnv</i>	<i>dent</i>	<i>denv</i>	<i>dennv</i>	<i>pent</i>	<i>penv</i>	<i>pennv</i>
<i>pib</i>	1.000											
<i>pop</i>	-0.528	1.000										
<i>dps</i>	0.221	-0.362	1.000									
<i>tpbt</i>	0.530	-0.344	0.185	1.000								
<i>tpbv</i>	0.562	-0.441	0.305	0.748	1.000							
<i>tpbnv</i>	0.238	-0.232	0.338	0.492	0.548	1.000						
<i>dent</i>	0.415	-0.348	0.346	0.573	0.675	0.535	1.000					
<i>denv</i>	0.456	-0.397	0.288	0.469	0.662	0.588	0.642	1.000				
<i>dennv</i>	0.312	-0.254	0.273	0.528	0.643	0.529	0.596	0.567	1.000			
<i>pent</i>	0.236	-0.328	0.358	0.136	0.365	0.133	0.382	0.373	0.105	1.000		
<i>penv</i>	0.351	-0.396	0.284	0.078	0.405	0.285	0.365	0.492	0.122	0.562	1.000	
<i>pennv</i>	-0.078	-0.179	0.365	0.024	0.056	-0.032	0.166	0.067	0.245	0.296	0.188	1.000

Tab. 3 : Résultats des tests de racine unitaire

Variables	LLC	IPS	ADF	PP	Breitung	LLC	IPS	ADF	PP	Breitung
	En niveaux I(0)					En 1ère différence I(1)				
<i>pib</i>	1.242	5.738	1.641	1.359	5.578	-11.158***	-7.652***	85.928***	112.823***	-12.062***
<i>pop</i>	30.441	17.475	3.765	2.461	11.445	-2.425***	-6.870***	79.785***	58.261**	-11.745***
<i>dps</i>	14.592	18.083	0.105	0.108	16.832	-8.275***	-2.836**	76.262***	115.458***	-6.169***
<i>tpbt</i>	6.134	5.925	5.883	7.482	3.665	-11.238***	-9.122***	95.254***	92.970***	-13.385***
<i>tpbv</i>	6.062	7.054	2.595	3.254	4.548	-10.705***	-8.854***	99.335***	78.575**	-12.742***
<i>tpbnv</i>	3.427	-0.675	30.316	5.822	-0.264	-10.408***	-7.608***	83.657***	80.607***	-7.260***
<i>dent</i>	5.943	5.726	3.435	3.423	3.579	-9.669***	-6.732***	76.428***	75.569***	-10.791***
<i>denv</i>	4.452	5.803	4.296	4.286	2.572	-11.075***	-7.332***	81.255***	73.915***	-9.742***
<i>dennv</i>	5.929	0.525	22.983	9.575	34.850	-9.358***	-4.105***	67.461***	64.672**	-9.364***
<i>pent</i>	-8.192	-2.368	56.378	58.962	5.258	-15.367***	-16.575***	148.285***	135.840***	-7.776***
<i>penv</i>	-2.528	2.592	12.558	10.891	3.024	3.791***	-9.264***	95.972***	105.961***	-18.904***
<i>pennv</i>	1.949	3.935	6.782	7.825	2.128	-7.916***	-4.318***	62.763***	58.640***	-3.618***

Notes : (1) LLC et IPS dénotent les tests de racine unitaire de Levin, Lin et Chu (2002), et Im, Pesaran et Shin (2003), respectivement. (2) Fisher-ADF et Fisher-PP dénotent les tests de racine unitaire de Maddala et Wu (1999). (3) Les estimations des erreurs de première étape utilisées pour les coefficients hétérogènes de long -terme. La covariance de long-terme est estimée par la distribution de la bande passante fixe de Bartlett kernel and Newey-West.

*** significatif au seuil de 1%.

Tab. 4 : Résultats des tests de cointégration

	Within-dimension (panel statistics)				Between-dimension (individuals statistics)			Kao Residual cointégration
	Panel v- statistic	Panel rho- statistic	Panel PP- statistic	Panel ADF- statistic	Group rho- statistic	Group PP- statistic	Group ADF- statistic	Test ADF- statistic
Equation (E1) : { <i>dps, pib, pop</i> }								
Statistics	4.835***	-1.376	-2.428**	-5.816***	1.864	-0.648***	-5.925***	-14.982***
Prob.	(0.000)	(0.205)	(0.025)	(0.000)	(0.832)	(0.185)	(0.000)	(0.000)
Equation (E2) : { <i>dps, pib, pop, tpbt</i> }								
Statistics	2.958***	1.268	-0.948	-3.768***	2.723	0.765	-3.426***	-14.748***
Prob.	(0.000)	(0.663)	(0.243)	(0.000)	(0.691)	(0.870)	(0.000)	(0.000)
Equation (E3) : { <i>dps, pib, pop, tpbv</i> }								
Statistics	2.696***	1.608	0.205	-4.245***	3.058	2.003	-3.985***	-15.442***
Prob.	(0.000)	(0.758)	(0.358)	(0.000)	(0.973)	(0.798)	(0.000)	(0.000)
Equation (E4) : { <i>dps, pib, pop, tpbnv</i> }								
Statistics	3.385***	2.762	-0.949	-3.995***	3.964	0.964	-3.748***	-14.568***
Prob.	(0.000)	(0.824)	(0.368)	(0.000)	(0.778)	(0.976)	(0.000)	(0.000)
Equation (E5) : { <i>dps, pib, pop, dent</i> }								
Statistic	2.975***	2.592	0.772	-4.991***	3.835	2.958	-4.675***	-14.965***
Prob.	(0.000)	(0.821)	(0.845)	(0.000)	(0.982)	(0.885)	(0.000)	(0.000)
Equation (E6) : { <i>dps, pib, pop, denv</i> }								
Statistic	3.576***	2.848	1.344	-5.649***	3.845	2.963	-5.991***	-15.628***
Prob.	(0.000)	(0.785)	(0.776)	(0.000)	(0.952)	(0.968)	(0.000)	(0.000)
Equation (E7) : { <i>dps, pib, pop, dennv</i> }								
Statistic	3.482***	3.097	1.135	-5.849***	3.916	2.836	-5.935***	-15.996***
Prob.	(0.000)	(0.865)	(0.725)	(0.000)	(0.972)	(0.862)	(0.000)	(0.000)
Equation (E8) : { <i>dps, pib, pop, pent</i> }								
Statistic	2.956***	1.543	-0.163	-3.978***	3.658	1.963	-3.642***	-13.885***
Prob.	(0.005)	(0.775)	(0.545)	(0.000)	(0.776)	(0.942)	(0.000)	(0.000)
Equation (E9) : { <i>dps, pib, pop, penv</i> }								
Statistic	2.698***	1.568	0.128	-4.212***	2.935	2.048	-3.989***	-15.698***
Prob.	(0.000)	(0.773)	(0.442)	(0.000)	(0.697)	(0.972)	(0.000)	(0.000)
Equation (E10) : { <i>dps, pib, pop, pennv</i> }								
Statistic	5.934***	3.668	3.975	-4.365***	4.268	4.975	-4.482***	-15.972***
Prob.	(0.000)	(0.875)	(0.983)	(0.000)	(0.996)	(0.992)	(0.000)	(0.000)

Notes: Les relations de long-terme sont estimées par la méthode des moindres carrés complètement modifiés (FMOLS). *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%. (.) *p*-value.

Tab. 5 : Estimation des coefficients de cointégration en panel (à long terme)

Equation	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	{dps, pib, pop}	{dps, pib, pop, tpbt}	{dps, pib, pop, tpbv}	{dps, pib, pop, tpbnv}	{dps, pib, pop, dent}
Parameter (β_1)	1.542*** (0.000)	1.293*** (0.000)	1.295*** (0.000)	1.105*** (0.000)	1.348*** (0.000)
Parameter (β_2)	0.785*** (0.000)	0.805*** (0.000)	0.821*** (0.000)	0.812*** (0.000)	0.815*** (0.000)
Parameter (β_3)		0.045*** (0.000)	0.035** (0.031)	0.104*** (0.000)	0.034*** (0.000)
Equation	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	{dps, pib, pop, denv}	{dps, pib, pop, dennv}	{dps, pib, pop, pent}	{dps, pib, pop, penv}	{dps, pib, pop, pennv}
Parameter (β_1)	1.268*** (0.000)	1.282*** (0.000)	1.396*** (0.000)	1.582*** (0.000)	1.026*** (0.000)
Parameter (β_2)	0.805*** (0.000)	0.784*** (0.000)	0.822*** (0.000)	0.745*** (0.000)	0.998*** (0.000)
Parameter (β_3)	0.043*** (0.000)	0.065*** (0.000)	0.076** (0.034)	-0.024 (0.422)	0.365*** (0.000)

Notes: La méthode des moindres carrés complètement modifiés (FMOLS) est utilisée pour estimer les vecteurs de cointégration. *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%. (.) *p*-value.

Tab. 6 : Résultats du VECM en panel (à court terme)

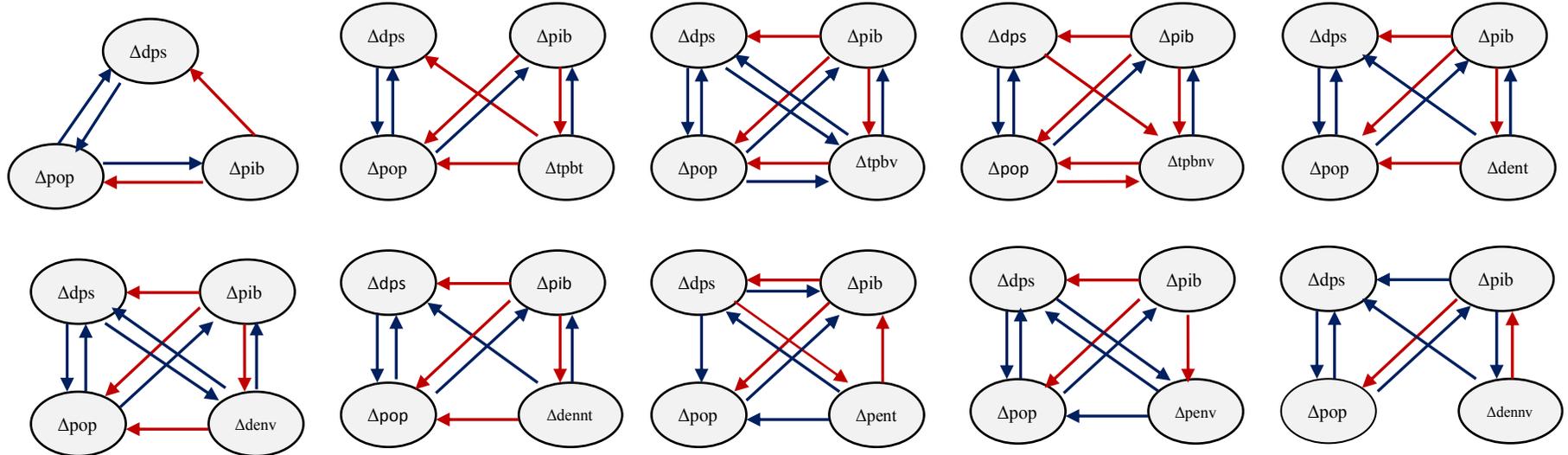
Variables	(1)			(2)				(3)				(4)			
	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta tpbt_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta tpbv_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta tpbnv_{i,t}$
γ_i	0.035*** (0.000)	0.085*** (0.000)	-0.003*** (0.005)	0.044*** (0.000)	0.063*** (0.000)	0.001 (0.525)	-0.035 (0.561)	0.031*** (0.000)	0.078*** (0.000)	-0.003 (0.765)	0.182*** (0.000)	0.033*** (0.000)	0.058*** (0.000)	0.001 (0.376)	-0.336*** (0.000)
$\Delta dps_{i,t-1}$	0.758*** (0.000)	-0.014 (0.562)	-0.025*** (0.000)	0.785*** (0.000)	-0.037 (0.331)	-0.025*** (0.000)	1.345*** (0.000)	0.783*** (0.000)	-0.013 (0.728)	-0.034*** (0.000)	0.085 (0.642)	0.781*** (0.000)	0.028 (0.554)	-0.025*** (0.000)	0.398* (0.072)
$\Delta pib_{i,t-1}$	0.114** (0.041)	0.138* (0.067)	0.097*** (0.000)	-0.116 (0.122)	0.366*** (0.000)	0.028** (0.036)	2.058*** (0.000)	0.248*** (0.005)	0.226** (0.043)	0.035*** (0.008)	2.148*** (0.000)	0.205*** (0.009)	0.336*** (0.000)	0.059*** (0.000)	4.716*** (0.000)
$\Delta pop_{i,t-1}$	-1.125*** (0.000)	-2.945*** (0.000)	1.248*** (0.000)	-1.754*** (0.000)	-2.358*** (0.000)	1.152*** (0.000)	0.726 (0.581)	-1.054*** (0.000)	-2.528*** (0.000)	1.256*** (0.000)	-7.853*** (0.000)	-1.054*** (0.000)	-2.418*** (0.000)	1.048*** (0.000)	5.765*** (0.000)
$\Delta ass_{i,t-1}$				0.038*** (0.000)	-0.065*** (0.000)	0.021*** (0.000)	-0.145*** (0.000)	-0.027*** (0.003)	-0.021 (0.128)	0.021*** (0.000)	-0.076 (0.162)	0.015 (0.224)	-0.071*** (0.000)	0.015*** (0.000)	-0.124*** (0.005)
$ecm_{i,t-1}$	-0.285*** (0.000)	0.416*** (0.000)	-0.018*** (0.000)	-0.335*** (0.000)	0.569*** (0.000)	-0.055*** (0.000)	2.269*** (0.000)	-0.262*** (0.000)	0.396*** (0.000)	-0.052*** (0.000)	3.251*** (0.000)	-0.258*** (0.000)	0.462*** (0.000)	-0.064*** (0.000)	3.958*** (0.000)

Variables	(5)				(6)				(7)			
	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta dent_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta denv_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta dennv_{i,t}$
γ_i	0.025*** (0.000)	0.075*** (0.000)	-0.001 (0.558)	0.026 (0.567)	-9.592*** (0.000)	12.763*** (0.000)	-0.946*** (0.000)	95.854*** (0.000)	0.033*** (0.000)	0.058*** (0.000)	0.001 (0.122)	-0.024 (0.546)
$\Delta dps_{i,t-1}$	0.828*** (0.000)	0.009 (0.776)	-0.031*** (0.000)	0.069 (0.663)	0.552*** (0.000)	0.016 (0.665)	-0.031*** (0.000)	-0.995*** (0.000)	0.805*** (0.000)	0.062 (0.113)	-0.035*** (0.000)	-0.385 (0.144)
$\Delta pib_{i,t-1}$	0.361*** (0.000)	0.203** (0.033)	0.067*** (0.000)	2.956*** (0.000)	0.276*** (0.000)	0.254*** (0.000)	0.065*** (0.000)	2.528*** (0.000)	0.214*** (0.000)	0.385*** (0.000)	0.044*** (0.000)	2.671*** (0.000)
$\Delta pop_{i,t-1}$	-0.675*** (0.000)	-2.641*** (0.000)	1.156*** (0.000)	-0.979 (0.392)	-1.031*** (0.000)	-2.998*** (0.000)	1.182*** (0.000)	-5.862*** (0.000)	-1.062*** (0.000)	-2.315*** (0.000)	1.061*** (0.000)	1.559 (0.507)
$\Delta ass_{i,t-1}$	-0.055*** (0.000)	-0.021*** (0.000)	0.008*** (0.000)	-0.155*** (0.000)	-0.033*** (0.000)	-0.028*** (0.000)	0.008*** (0.000)	-0.151*** (0.000)	-0.037*** (0.000)	-0.072*** (0.000)	0.010*** (0.000)	0.0985* (0.081)
$ecm_{i,t-1}$	-0.212*** (0.000)	0.405*** (0.000)	-0.034*** (0.000)	2.826*** (0.000)	-0.261*** (0.000)	0.303*** (0.000)	-0.032*** (0.000)	2.885*** (0.000)	-0.284*** (0.000)	0.435*** (0.000)	-0.048*** (0.000)	2.592*** (0.000)

Variables	(8)				(9)				(10)			
	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta pent_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta penv_{i,t}$	$\Delta dps_{i,t}$	$\Delta pib_{i,t}$	$\Delta pop_{i,t}$	$\Delta pennv_{i,t}$
γ_i	0.031*** (0.000)	0.088*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.115*** (0.000)	0.036*** (0.000)	0.078*** (0.000)	-0.001** (0.034)	0.369*** (0.000)	0.036*** (0.000)	0.076*** (0.000)	-0.001** (0.035)	0.068*** (0.000)
$\Delta dps_{i,t-1}$	0.825*** (0.000)	-0.135*** (0.000)	-0.011 (0.281)	0.373*** (0.000)	0.815*** (0.000)	-0.067 (0.173)	-0.021*** (0.000)	-0.685*** (0.000)	0.928*** (0.000)	-0.065 (0.221)	-0.018*** (0.000)	0.185 (0.120)
$\Delta pib_{i,t-1}$	0.204*** (0.000)	-0.058 (0.255)	0.085*** (0.000)	-0.096 (0.642)	0.164*** (0.005)	0.085 (0.226)	0.105*** (0.000)	-0.392 (0.214)	-0.245*** (0.000)	0.336*** (0.000)	0.085*** (0.000)	-0.445*** (0.000)
$\Delta pop_{i,t-1}$	-0.959*** (0.000)	-3.642*** (0.000)	1.163*** (0.000)	-5.725*** (0.000)	-1.285*** (0.000)	-2.859*** (0.000)	1.134*** (0.000)	-9.763*** (0.000)	-1.362*** (0.000)	-3.465*** (0.000)	1.126*** (0.000)	-3.358*** (0.000)
$\Delta ass_{i,t-1}$	-0.071*** (0.000)	0.158*** (0.000)	-0.012*** (0.000)	-0.131*** (0.000)	-0.048*** (0.000)	0.065*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.166*** (0.000)	-0.298*** (0.000)	0.248*** (0.000)	-0.012*** (0.003)	0.206** (0.033)
$ecm_{i,t-1}$	-0.315*** (0.000)	0.278*** (0.000)	0.005 (0.573)	-0.168 (0.251)	-0.354*** (0.000)	0.352*** (0.000)	-0.024** (0.045)	-0.048 (0.552)	-0.854*** (0.000)	0.768*** (0.000)	-0.042*** (0.000)	-1.195*** (0.000)

Notes: *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%. (.) p-value.

Tab. 7 : Test de causalité



Notes: “ \rightarrow ” implique effet positif de causalité. “ \rightarrow ” implique effet négatif de causalité.