

Le développement de l'assurance des catastrophes naturelles : facteur de développement économique

Rim Jemli, Abdelkarim Yahyaoui et Nouri Chtourou

Volume 79, numéro 1-2, 2011

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1091858ar>
DOI : <https://doi.org/10.7202/1091858ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Faculté des sciences de l'administration, Université Laval

ISSN

1705-7299 (imprimé)
2371-4913 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Jemli, R., Yahyaoui, A. & Chtourou, N. (2011). Le développement de l'assurance des catastrophes naturelles : facteur de développement économique. *Assurances et gestion des risques / Insurance and Risk Management*, 79(1-2), 1-30. <https://doi.org/10.7202/1091858ar>

Résumé de l'article

Dans le cadre de la société contemporaine ou encore « la société du risque », comme a été baptisée par Beck dans les années quatre-vingt, même la nature des risques a évolué. Certains risques revêtent un aspect dynamique et dont les conséquences sont à grande échelle. De ce fait, ces risques, dits majeurs, remettent en cause les conditions de l'assurabilité telles que définies par Berliner (1982). En effet, l'incertitude croissante qui nous entoure empreint l'assurance par de nouvelles lacunes : l'ignorance de l'occurrence des risques majeurs ainsi que la difficulté de l'évaluation de leurs gravités. Dans ce contexte, la gestion des catastrophes naturelles revêt une grande importance aussi bien pour le bien-être social que pour l'épanouissement du tissu économique et la croissance en général.

De ce fait, cet article vise à tester la relation entre une bonne assurance des catastrophes naturelles et le développement économique de vingt-quatre pays de l'OCDE. La technique utilisée est la méthode de données de panel. On propose ainsi une analyse d'intégration-cointégration sur panel, en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS). Les résultats trouvés approuvent bien l'existence d'une relation positive entre le développement de l'assurance des catastrophes naturelles (mesuré par le taux de pénétration de l'assurance) et l'amélioration du PIB/tête des pays étudiés.

Le développement de l'assurance des catastrophes naturelles: facteur de développement économique

par Rim Jemli, Abdelkarim Yahyaoui et Nouri Chtourou

RÉSUMÉ

Dans le cadre de la société contemporaine ou encore «la société du risque», comme a été baptisée par Beck dans les années quatre-vingt, même la nature des risques a évolué. Certains risques revêtent un aspect dynamique et dont les conséquences sont à grande échelle. De ce fait, ces risques, dits majeurs, remettent en cause les conditions de l'assurabilité telles que définies par Berliner (1982). En effet, l'incertitude croissante qui nous entoure empreint l'assurance par de nouvelles lacunes : l'ignorance de l'occurrence des risques majeurs ainsi que la difficulté de l'évaluation de leurs gravités. Dans ce contexte, la gestion des catastrophes naturelles revêt une grande importance aussi bien pour le bien-être social que pour l'épanouissement du tissu économique et la croissance en général.

Les auteurs :

Rim Jemli : Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax-Tunisie, Unité de Recherche en Economie de Développement (URED): rim_jemli@yahoo.fr

Abdelkarim Yahyaoui : Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax-Tunisie, Unité de Recherche en Economie de Développement (URED): abdelkarim.yahyaoui@fsegs.rnu.tn

Nouri Chtourou : Professeur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax-Tunisie, Unité de Recherche en Economie de Développement (URED), Mail : nouri.chtourou@fsegs.rnu.tn

Cet article est la version finale d'un travail présenté au colloque international : «L'industrie de l'assurance : Défis et Perspectives», 25 et 26 Juin 2010, Sfax-Tunisie.

Les auteurs remercient le professeur Martin Boyer d'avoir accepté d'évaluer cet article et pour ses commentaires très enrichissants.

De ce fait, cet article vise à tester la relation entre une bonne assurance des catastrophes naturelles et le développement économique de vingt-quatre pays de l'OCDE. La technique utilisée est la méthode de données de panel. On propose ainsi une analyse d'intégration-cointégration sur panel, en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS). Les résultats trouvés approuvent bien l'existence d'une relation positive entre le développement de l'assurance des catastrophes naturelles (mesuré par le taux de pénétration de l'assurance) et l'amélioration du PIB/tête des pays étudiés.

Mots clés : Assurance, catastrophes naturelles, croissance économique, données de panel.

Classification JEL : G22, Q54, O47, C23

ABSTRACT

In the contemporary society or the “society of risk” as was baptized by Beck in the eighties, the nature of risk is in perpetual evolution. Certain risks dress a dynamic aspect and the consequences of which are of large-scales. Therefore, these major risks differ significantly from Baruch Berliner’s earlier insurance conditions of 1982. Indeed, the increasing uncertainty which surrounds us imprints the insurance by new gaps: the ignorance of the occurrence of the major risks as well as the difficulty of the evaluation of theirs gravities. In this context, the risk management of natural disasters takes on a big importance as well for the social well-being as for the economic blooming and the growth generally.

Therefore, this article aims at testing the relation between the improvement of the natural disasters insurance and economic development of twenty four countries of the OECD. The used technique is the method of data of panel. We propose an analysis of integration-cointegration on panel, by using the method of Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). The found results approve well the existence of a positive relation between the prosperity of the natural disasters insurance (measured by the rate of insurance’s penetration) and the development growth of our sample (measured by the GDP per person).

Keywords: Insurance, natural disasters, economic growth, panel data.

JEL classification: G22, Q54, O47, C23

I. INTRODUCTION

Les catastrophes naturelles deviennent de plus en plus fréquentes mais, aussi, plus sévères. De sorte qu’aucun pays n’est à l’abri des conséquences néfastes de ces risques. Or, la robustesse des économies se mesure par leurs degrés de résilience, c’est-à-dire, par la façon dont elles se relèvent après un choc. Dans ce cadre, plusieurs auteurs ont signalé une importance cruciale de l’assurance aussi bien pour sortir de la situation de panique que pour relancer la croissance économique.

Parmi les études les plus récentes de la relation entre l'assurance et la croissance économique, on peut citer Popp (2006) qui postule que des faibles taux d'assurance peuvent retarder ou même empêcher la reconstruction du capital physique. En effet, au-delà de leur premier rôle de fourniture des fonds nécessaires pour la reconstruction du capital détruit par la catastrophe, les marchés d'assurance doivent veiller à réduire l'incertitude tout en adoptant les nouvelles technologies. Cette idée a été, déjà, avancée par Skidmore et Toya (2002). Ces derniers réclament que l'assurance doit être perçue comme le moyen par lequel les investisseurs peuvent ajuster leur risque de catastrophes naturelles. En fait, les données limitées sur les souscripteurs d'assurance rendent les assureurs dans l'obligation d'ajouter une prime d'incertitude aux polices de couverture. La même vue a été retenue par la suite par Popp (2006). Ce dernier trouve dans l'assurance une incitation au recours aux nouvelles technologies afin d'améliorer les données relatives à la sévérité et à la probabilité des catastrophes. Ainsi, la prime de l'incertitude serait plus allégée ce qui garantit aux investisseurs d'avoir un meilleur rendement de leurs investissements. De ce fait, l'accumulation de capital physique augmente tout en favorisant une meilleure croissance économique.

Pour bien mener cette analyse nous allons procéder comme suit. Dans un premier temps, nous exposons succinctement les principaux travaux théoriques et empiriques qui ont montré l'existence d'une relation entre l'assurance et la croissance économique. Pour cela, nous commençons par mettre en évidence l'importance de l'assurance des catastrophes naturelles pour le développement des pays, en se référant aux principaux études et travaux sur ce champ de recherche. Puis, nous nous concentrons plus sur les théories ayant établi un lien entre l'assurance des catastrophes naturelles et la croissance économique via l'intégration du progrès technologique.

Dans un second temps, nous testons empiriquement un modèle de croissance de Solow (1956) augmenté par le progrès technologique, traitant de la relation entre le développement du secteur de l'assurance et la croissance économique. Ce qui permet de montrer les effets directs du développement de l'assurance sur le développement économique. Enfin, la dernière partie sera consacrée aux résultats des différentes estimations et à leurs interprétations.

2. CADRE THÉORIQUE

D'après la compagnie Munich Ré, qui est le leader mondial de la réassurance des catastrophes naturelles, il est prévu une hausse du

coût direct global annuel des catastrophes naturelles pour qu'il atteigne les 300 billions \$USD en 2050. Pourtant, l'assurance des catastrophes naturelles est restée rudimentaire dans de nombreux pays en se limitant seulement à la couverture des particuliers fortunés et des grandes entreprises. De ce fait, les gouvernements sont appelés à prendre les mesures nécessaires pour promouvoir le marché de l'assurance des catastrophes naturelles notamment par la réduction des taxes sur les primes d'assurance catastrophe. En effet, les décideurs publics peuvent pallier certaines carences des marchés locaux de l'assurance en agissant en tant qu'assureur en dernier ressort ou encore en instaurant un régime d'assurance obligatoire contre les catastrophes naturelles dans les zones à haut risque (Freeman, Keen et Mani, 2003).

Dans notre cadre théorique, nous allons commencer tout d'abord par souligner l'importance de l'assurance des catastrophes naturelles et son intérêt pour le développement des pays. Puis, nous allons rappeler les principales théories ayant signalé que l'assurance des catastrophes naturelles stimule la croissance économique à travers l'intégration d'un progrès technologique endogène. Cette hypothèse sera testée par la suite empiriquement.

2.1. L'importance de la promotion de l'assurance des catastrophes naturelles pour le développement des pays

Les conséquences des catastrophes naturelles sur les économies et leurs populations sont d'autant plus graves par le manque de préparation, l'imperfection de la collecte et du partage des informations ainsi que par le manque de couverture d'assurance. Pour cela, la banque mondiale a fortement recommandé l'amélioration de la couverture pour les ménages (dont leurs biens ne sont pas assurés) ainsi que pour les petites et moyennes entreprises (qui n'ont pas une couverture contre la perte d'exploitation). A cet égard, elle a encouragé les gouvernements à offrir des crédits pour les ménages et les petites entreprises pour qu'ils puissent acheter des produits d'assurance (Banque Mondiale, 2008).

En effet, l'assurance est un instrument efficace d'allègement des conséquences des catastrophes en fournissant une indemnisation financière face à une perte assurée. Il s'ensuit qu'en l'absence d'un tel mécanisme de transfert et de partage du risque les conséquences socio-économiques seront plus néfastes du fait de la longue durée nécessaire pour le recouvrement et la reconstruction. Or, les souffrances seront plus graves en cas d'une longue période d'attente vu la grande fragilité humaine après une catastrophe : épidémies, mala-

dies mentales, traumatisme, perte d'emploi et du revenu journalier, ... etc. (Prem et Bhargava, 2006).

Dans le même cadre, le Provention Consortium (2004) a consacré beaucoup d'efforts pour inciter à la réduction des risques catastrophiques dans les pays en voie de développement via principalement la promotion des mécanismes de transfert financier des risques et donc une plus grande participation du secteur d'assurance. D'ailleurs, l'assurance permet d'éviter une longue interruption des activités et toutes les répercussions qui peuvent s'ensuivre. En fait, il est plus efficace de mobiliser les fonds nécessaires à l'avance par le mécanisme de l'assurance que d'agir après la survenue de la catastrophe à travers la sollicitation des emprunts et de l'aide internationale. D'ailleurs, la disponibilité de l'aide n'est pas immédiatement garantie surtout si plusieurs pays vont la demander simultanément. Et même si les fonds de l'aide sont disponibles, ceci ne garantit pas forcément la rapidité du recouvrement et de la construction car l'influx massif et non planifié des aides peut avoir des effets pervers sur l'économie. Ainsi, les mesures ex post toutes seules ne garantissent pas la disponibilité de la liquidité immédiate que peut garantir l'assurance si elle est disponible (Gbesquiere et Mabul, 2007). De plus, l'effet du transfert de risque au secteur de l'assurance est bénéfique aussi bien à court terme, en accélérant la disponibilité des fonds, qu'au long terme en évitant des détournements budgétaires, des fortes hausses d'impôts et des emprunts additionnels (Goes et Skees, 2003).

De ce fait, il est crucial de promouvoir le secteur d'assurance afin de garantir une disponibilité de la liquidité immédiate, alléger la charge publique de recouvrement, réduire l'insuffisance des ressources et éviter le plus possible la forte dépendance des pays. En fait, l'absence d'un secteur d'assurance bien développé alourdit largement la charge publique après la survenue d'une catastrophe naturelle. Ce qui amène le gouvernement à mobiliser de grandes ressources fiscales et des ressources destinées au développement pour couvrir les pertes de catastrophe naturelle. Par conséquent, le développement de l'assurance et des autres instruments de transfert du risque renforce le développement des économies. En effet, l'existence d'un bon système d'assurance favorise les pays à s'engager et à poursuivre leurs projets de développement tout en évitant une réallocation totale des ressources vers le financement d'une situation d'urgence déclenchée par la catastrophe naturelle (Gbesquiere et Mabul, 2007; et Charvériat, 2000).

De plus, les montants d'indemnisation versés aux assurés, en contrepartie de leurs couvertures contre les catastrophes naturelles,

réduisent les dépenses d'assistance publique suite à une catastrophe. En fait, l'assurance est considérée comme le mécanisme par lequel l'assuré prépare une proportion de ses dépenses causées par la catastrophe naturelle (McCool, 1995). Un bon exemple qui reflète l'importance et le rôle crucial de l'assurance dans la gestion des risques naturels majeurs c'est l'expérience réussie de la Turquie avec son pool d'assurance des risques séismiques (Turkish Catastrophe Insurance Pool -TCIP-). Avec ce pool, l'assurance des séismes est obligatoire. Le TCIP était la pierre d'angle pour faire passer le financement du risque séismique du budget de l'Etat au secteur privé à travers une accumulation des réserves à long terme afin de financer les pertes séismiques futures. De ce fait, les indemnisations sont payées sans recourir au budget de l'Etat. Cette mesure a allégé le fardeau fiscal des contingents sur le budget de l'Etat. De plus, grâce à la solidarité sociale et au bon partage du risque via le TCIP, les primes d'assurance sont devenues abordables où un large montant de risques est transmis aux marchés internationaux d'assurance.

En outre, l'assurance est une activité support du développement des autres activités. Par exemple, aux Etats-Unis, l'assurance est considérée un facteur clé pour le financement des achats immobiliers. En l'absence d'une assurance habitation, les prêteurs ne donnent pas de crédits. De ce fait, une faible disponibilité et un prix élevé de l'assurance vont ralentir même le taux d'achat des maisons et les investissements financiers dans les régions risquées. Avec l'indisponibilité et l'inabordabilité de la couverture des catastrophes naturelles, même les délais de la phase de reconstruction seront prolongés vu l'absence des fonds immédiats avec une plus grande réticence des prêteurs (Gary, 2007). En outre, la disponibilité de l'assurance élimine la recherche de liquidité pour financer les pertes causées par une catastrophe naturelle et donc les dépenses imprévues incombant aux entreprises. Ceci facilite l'affectation de leurs fonds à la croissance et au développement plutôt qu'au recouvrement des pertes. Donc, la disponibilité d'une couverture d'assurance encourage les individus à acquérir de nouveaux actifs et à construire pour l'avenir (Nations Unies, 2007).

Vu le rôle crucial que peut jouer l'assurance dans la gestion des catastrophes naturelles et sa contribution considérable au développement socio-économique de façon générale, plusieurs auteurs ont signalé ces dernières années l'importance de mener des partenariats public-privés pour développer les couvertures d'assurance. Ces collaborations entre décideurs publics et assureurs visent à appuyer le secteur de l'assurance afin qu'il soit capable de répondre aux grands défis posés par les catastrophes naturelles sachant que plusieurs estimations prévoient que ces risques majeurs seront plus fréquents et

plus intenses dans le futur vu le changement climatique, la forte urbanisation et concentration des valeurs assurables.

En effet, dans la plupart des pays industrialisés, l'assurance constitue un mécanisme fondamental à travers lequel les gens et les entreprises gèrent leurs risques. Cela est aussi valable pour les risques des catastrophes naturelles puisque la pénétration du marché d'assurance est souvent importante dans ces pays. Néanmoins, en absence de mesures publiques adéquates et en présence de strictes restrictions pour le secteur d'assurance, les assureurs peuvent ne pas être capables de répondre aux catastrophes futures. Par conséquent, l'assurance risquerait de perdre son importance et sa capacité à réagir aux pertes générées par les catastrophes naturelles même dans les pays où elle est le plus développée. A ce propos, Kunreuther et Micheal-Kerjan ont fortement recommandé de suivre deux principes qui pourraient servir de guide à la réflexion sur l'avenir de l'assurance contre les catastrophes et d'atténuation de leurs pertes en se basant sur les résultats issus d'un programme de recherche mené par le "Risk Management and Decision Processes Center of The Wharton School of the University of Pennsylvania" et "Insurance Information Institute".

Le premier principe consiste à charger des primes de couverture basées sur le risque assurable afin de refléter les risques sous-jacents et pouvoir les utiliser pour inciter les gens à entreprendre les mesures préventives via la modulation de leurs primes. Le deuxième principe est destiné à aider les gens ayant des faibles revenus et résidents dans des zones à haut risque à acheter une couverture d'assurance sachant que tout traitement spécial destiné à renforcer la capacité financière de cette catégorie, en rendant la prime abordable, devrait provenir des fonds publics et non de la compensation des primes d'assurance à travers l'adoption d'un tarif unique (subvention des primes des hauts risques par celles des faibles). En effet, le fait d'adopter un système basé sur des primes fortement subventionnées ou d'imposer aux assureurs de charger des primes artificiellement faibles peut fausser toute communication claire sur le risque réel auquel font face les assurés (de sorte que la prime fait défaut de donner des signaux de prix aux résidents des zones à risque). De plus, un système de primes subventionnées peut par la suite encourager le développement dans les zones à haut risque (Kunreuther et Michel-Kerjan 2009 [a]).

Ainsi, il est temps d'élaborer et de mettre en œuvre des politiques et des stratégies pour mieux pouvoir gérer les catastrophes futures. Pour ce faire, il est important d'avoir une vision à long terme et d'éviter la myopie et la perception erronée de ces risques considérés comme ayant une faible probabilité et des grandes conséquences. L'une des solutions proposées par le programme de Wharton School

était le développement de contrats d'assurance à long terme (Long Terme Insurance -LTI-) qui seront accompagnés de l'octroi de prêts à long terme destinés au financement des investissements dans la réduction des pertes des catastrophes naturelles. Une telle solution vise à surmonter les préjugés comportementaux des individus notamment la myopie et la mauvaise perception des catastrophes naturelles. En effet, l'avantage d'un contrat de LTI est double. D'une part, il donne aux assurés la garantie de bénéficier d'une couverture d'assurance pour une longue période. En fait, le refus de renouvellement du contrat traditionnel (annuel) a été une préoccupation majeure dans les zones à haut risque où les assureurs peuvent renoncer à offrir une couverture ou de renouveler le contrat après une catastrophe majeure comme ce fut le cas à la suite de la série des ouragans aux Etats-Unis en 2005. De plus, les LTI visent à inciter économiquement les assurés à investir dans l'atténuation des pertes pour bénéficier de la réduction des primes durant la période du contrat. D'autre part, en incitant à la mitigation des pertes des catastrophes naturelles, les LTI allègent les pertes potentielles des assureurs. Et, par conséquent, ces derniers peuvent charger des primes plus faibles qui seront plus abordables pour les assurés.

Toutefois, cette solution ne peut aboutir que si l'Etat approuve l'application des deux principes recommandés. Ainsi, selon le Principe 1, les régulateurs d'assurance doivent autoriser les assureurs à appliquer un taux de prime modulable selon le risque de l'assuré ce qui reflète l'effort qu'il a consacré à la prévention et réduction des pertes. De plus, selon le principe 2, l'Etat doit appuyer financièrement les résidents à faibles revenus dans les zones à risques via des fonds publics pour acheter une couverture d'assurance. (Kunreuther et Michel-Kerjan 2009 [b]; 2010).

2.2 Les fondements théoriques du progrès technologique incorporé par le développement de l'assurance des catastrophes naturelles

Les études et les théories ayant évoqué le lien entre l'assurance des catastrophes naturelles et la croissance économique (ou encore la reconstruction du stock de capital déprimé) ne sont pas totalement récentes. En fait, cette idée a été évoquée tout d'abord dans le processus schumpétérien de destruction créatrice. Puis, elle a été étudiée dans le cadre de la théorie endogène de la croissance à travers le modèle de Solow-Swan (1956) qui ont montré que l'assurance en tant qu'une sorte d'épargne accélère la reconstruction du capital détruit et réduit le délai de recouvrement.

2.2.1 Le processus de destruction créatrice

Le développement de l'assurance, à la suite d'un choc négatif (les catastrophes naturelles dans notre cas), stimule la croissance économique grâce à un progrès technologique endogène. D'ailleurs, cette idée a été déjà formulée par Schumpeter (1942), à travers le processus de destruction créatrice où le progrès technologique est la principale source de croissance économique et d'amélioration de la qualité de vie¹. De tels modèles, se basant sur le processus Schumpétérien de destruction créatrice, aboutissent à une croissance plus élevée. A ce propos, les chocs négatifs des catastrophes naturelles sont des catalyseurs de réinvestissement et de modernisation des biens d'équipement. Et, par conséquent, l'adoption de nouvelles technologies sera très bénéfique pour entretenir la croissance à long terme.

2.2.2 La théorie de croissance endogène

Les premières tentatives de formulation d'une théorie des catastrophes naturelles ont commencé avec l'ouvrage intitulé «L'économie des catastrophes naturelles» de Douglas Calvin Dacy et Howard Kunreuther (1969). Ces auteurs affirment que l'objectif principal de cet ouvrage est l'élaboration d'un système complet d'assurance en cas de catastrophe comme une alternative à la politique paternaliste actuelle du gouvernement fédéral. Ces deux auteurs ont été, donc, les pionniers qui étudient l'effet de l'assurance des catastrophes naturelles sur la croissance économique. A cet égard, ils ont débattu la nécessité de fournir une assurance complète, en cas des catastrophes naturelles, pour la récupération des stocks de capital endommagé (Okuyama, 2003). Pour étudier la relation assurance-croissance, ils sont partis du modèle de croissance de Solow-Swan (Solow, 1956; et Swan, 1956), tout en intégrant le progrès technologique. En fait, la théorie de la croissance endogène indique que la modélisation du progrès technologique endogène est essentielle pour promouvoir des modèles de croissance plus sophistiqués (Barro et Sala-i-Martin, 1995, et Aghion et Howitt, 1998).

Dacy et Kunreuther ont montré, à travers le modèle qu'ils ont adopté, que l'assurance considérée comme épargne accélère la reconstruction du capital détruit et réduit donc le délai de recouvrement. De plus, lors d'une catastrophe, les stocks de capital les plus endommagés sont les équipements et les installations les plus anciens. Ainsi, lors du recouvrement, ils seront remplacés par d'autres biens nouveaux et plus sophistiqués. Ce remplacement de la technologie peut être considéré comme un saut positif du niveau technique en faveur du processus de production. Ce qui aura, par la suite, des impacts considérables sur la voie de la croissance (Okuyama et al, 2004).

Toujours dans un contexte d'endogénéité du progrès technologique, dû à l'assurance, Hallegatte et Dumas (2009), prévoient qu'une fois l'assurance est disponible dans les régions à haut risque, elle garantira que la population et les entreprises touchées peuvent restaurer leurs activités après chaque événement néfaste. De plus, un régime d'assurance, mis à disposition pour une longue période de temps, permettra aux entreprises concernées et aux particuliers de concevoir et d'appliquer des stratégies de reconstruction qui prennent en compte les technologies les plus récentes.

3. PRÉSENTATION DU MODÈLE ET DES MÉTHODES D'ESTIMATION

3.1 Présentation du modèle

Notre objectif dans cette partie est d'étudier les effets du développement du secteur d'assurance des catastrophes naturelles sur le PIB/tête. Pour cela, la première étape à faire est le choix d'un modèle adéquat. Ainsi, d'après Mankiw, Romer et Weil (1992), le modèle de Solow-Swan s'écrit :

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha} \text{ avec } L_{it} = L_0 e^{nt} \text{ et } A_t = A_0 e^{gt + W_t \theta}.$$

Où, Y : production, K : stock de capital physique, L : travail, A : facteur reflétant le niveau technologique et l'efficacité de l'économie, n : taux de croissance de la force de travail, g : taux de progrès technique supposé constant, W : vecteur de développement du secteur de l'assurance et représente, ainsi, le facteur clé affectant le niveau de technologie et l'efficacité de l'économie, θ : vecteur de coefficients qui relie un indicateur de performance ou du développement du secteur de l'assurance (le taux de pénétration) aux autres variables et i et t sont respectivement les indices pays et temps.

Selon Popp (2006), le progrès technologique (A_t) peut bien expliquer la relation existante entre l'assurance des catastrophes naturelles et la croissance économique. Sur la même lignée de pensée Albala-Bertrand (1993), Okuyama (2003) et Benson et Clay (2004) considèrent que les destructions dues aux catastrophes naturelles peuvent favoriser une reconstruction plus rapide du capital et ce grâce aux nouvelles technologies.

D'ailleurs, cette relation entre l'assurance des aléas naturels majeurs et la croissance peut être expliquée par un processus Schumpétérien

de destruction créatrice. En fait, les chocs négatifs sont catalyseurs de réinvestissement et de modernisation des biens d'équipement. Ces chocs suscitent, grâce au progrès technologique, une croissance plus élevée.

3.1.1 Démonstration du modèle

L'évolution de l'économie est déterminée par :

$$\dot{K}_t = \frac{dK_t}{dt} = s_k Y_t - \delta \cdot K_t \quad (2)$$

avec, s_k est le taux d'investissement en capital physique.

On suppose que :

$$\dot{K}_t = I_t - \delta K_t \text{ et } I_t = S_t$$

avec δ , est le taux de dépréciation du capital physique.

Sachant que le stock de capital physique par unité de travail effectif est donné par :

$$k_t = \frac{K_t}{A_t L_t}.$$

Nous pouvons écrire son évolution comme suit :

$$\dot{k}_t = \frac{d}{dt} \left[\frac{K_t}{A_t L_t} \right].$$

L'évolution du capital physique par unité de travail effectif

$$\begin{aligned} \dot{k}_t &= \frac{d}{dt} \left[\frac{K_t}{A_t L_t} \right] \\ &= \frac{\dot{K}_t (A_t L_t) - (A_t L_t)' \cdot K_t}{(A_t L_t)^2} \\ &= \frac{\dot{K}_t}{A_t L_t} - \left[\frac{\dot{A}_t L_t + \dot{L}_t A_t}{A_t L_t} \right] \frac{K_t}{A_t L_t} \\ \dot{k}_t &= \frac{s_k Y_t - \delta K_t}{A_t L_t} - \left[\frac{\dot{A}_t}{A_t} + \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] k_t \end{aligned}$$

avec :

$$\frac{\dot{A}_t}{A_t} = g : \text{le taux de progrès technique supposé exogène;}$$

$$\frac{\dot{L}_t}{L_t} = n : \text{le taux de croissance démographique.}$$

Donc,

$$\dot{k}_t = s_k \frac{Y_t}{A_t L_t} - \delta \frac{K_t}{A_t L_t} - (g+n)k_t \iff \dot{k}_t = s_k y_t - (\delta + g + n) \cdot k_t$$

Sachant que, le produit intérieur brut par unité de travail effectif s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} y_t &= \frac{Y_t}{A_t L_t} \\ &= \frac{K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}}{A_t L_t} \\ &= \frac{K_t^\alpha}{A_t L_t} \cdot (A_t L_t)^{1-\alpha} \\ &= \frac{K_t^\alpha}{A_t L_t} \cdot (A_t L_t) \cdot (A_t L_t)^{-\alpha} \\ &= \frac{K_t^\alpha}{(A_t L_t)^\alpha} \cdot \frac{(A_t L_t)}{(A_t L_t)} \\ &= \left[\frac{K_t}{A_t L_t} \right]^\alpha \cdot \left[\frac{A_t L_t}{A_t L_t} \right] \\ &= \left[\frac{K_t}{A_t L_t} \right]^\alpha \end{aligned} \tag{4}$$

$$y_t = k_t^\alpha.$$

Et en substituant (4) dans (3), nous obtenons :

$$\dot{k}_t = s_k k_t^\alpha - (\delta + g + n) \cdot k_t.$$

$$\text{A l'équilibre nous avons : } \dot{k}_t = 0 \Rightarrow s_k k^\alpha = (\delta + g + n) \cdot k. \tag{6}$$

Détermination de l'état stationnaire de l'économie.

En utilisant (6), nous obtenons:

$$\begin{aligned} s_k k^{\alpha-1} &= (\delta + g + n) \\ \Leftrightarrow s_k \cdot k^\alpha &= (\delta + g + n) \cdot k \\ \Leftrightarrow s_k k^{\alpha-1} &= (\delta + g + n) \\ \Leftrightarrow k^{1-\alpha} &= \frac{s_k}{\delta + g + n} \quad (7) \\ k^* &= \left[\frac{s_k}{\delta + g + n} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}. \end{aligned}$$

L'économie converge vers un état stationnaire représenté par la relation (7).

D'après la relation (4), nous avons :

$$\begin{aligned} (Y_i / A_i L_i)^* &= (k_i^*)^\alpha \\ \Leftrightarrow (Y_i / L_i)^* &= (y_i)^* \quad (8) \\ (y_i)^* &= (A_i)^* (k_i^*)^\alpha. \end{aligned}$$

La relation (8), représente la production par ouvrier à l'état d'équilibre et ce pour chaque pays.

Le progrès technologique pour chaque pays à l'équilibre, est donné par :

$$A_i^* = A_{i0} e^{W_i \theta_i}.$$

Avec W_i : vecteur des variables représentant les facteurs qui peuvent influencer le progrès technologique pour le pays i . Dans notre étude, W_i est la variable reflétant le niveau du développement de l'assurance des catastrophes naturelles.

En substituant (7) et (9) dans (8), nous trouvons la production par tête à l'état d'équilibre :

$$y^* = A_{i0} e^{W_i \theta_i} \left[\frac{s_k}{\delta + g + n} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}. \quad (10)$$

Pour la linéarisation de cette relation, nous appliquons le logarithme, nous obtenons :

$$\text{Ln}(y^*) = \text{Ln} \left(A_0 e^{w\theta} \left[\frac{S_k}{\delta + g + n} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right) \quad (11)$$

La production par tête à travers le temps et par pays

En ajoutant les indices temps et individus, l'équation (16) s'écrit :

$$\text{Ln}(y_{i,t}) = \text{Ln}(A_{0,i}) + \theta_i W_{i,t} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \text{Ln}S_{k,i,t} - \frac{\alpha}{1-\alpha} \text{Ln}(\delta + g + n_{i,t}) \quad (12)$$

avec, $\text{Ln}A_{0,i}$, $\text{Ln}S_{k,i,t}$, $n_{i,t}$, g et δ sont respectivement la constante pays, les réserves en capital physique, le taux de croissance de force de travail, le taux de croissance de progrès technologique et le taux de dépréciation. Les taux g et δ sont supposés constants à travers pays et dans le temps et leur somme est égale à 0.05 (Mankiw et al., 1992).

Comme nous avons déjà vu, le niveau du développement de l'assurance des catastrophes naturelles est considéré comme étant un facteur clé pour expliquer les différences du développement économique à travers pays.

Selon Douglas C. Dacy et Howard Kunreuther (1969), l'assurance des catastrophes naturelles permet de reconstruire le stock de capital physique, tout en incorporant des nouvelles technologies. (le développement de l'assurance sera représenté par la variable W). Pour cela, nous allons essayer de tester les effets du développement de l'assurance sur le développement économique.

Econométriquement, le modèle à estimer s'écrit :

$$\text{Ln}(y_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \text{Ln}k_{it} + \beta_2 \text{Ln}l_{it} + \beta_3 \text{TPE}_{it} + \xi_{it} \quad (13)$$

avec,

- $\text{Ln}(y_{it})$ est le PIB réel par tête;
- α_i les effets individuels ou encore la constante pays, avec $\alpha_i \in \Re$;
- $\text{Ln}k$ les réserves en capital physique;
- $\text{Ln}l$ regroupe le taux de croissance de la force de travail et les taux de croissance de progrès technologique et de dépréciation. Sachant que les taux de croissance de progrès technologique et de dépréciation sont supposés constants à travers pays et dans le temps et leur somme ($g + \delta$) est égale à 0.05;
- TPE le taux de pénétration de l'assurance;

- $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ est un vecteur des coefficients à estimer de dimension (3; 1) et;
- ξ_{it} le terme d'erreur de moyenne nulle et de variance égale à σ_ξ^2 .

Nous considérons un échantillon de T observations de N processus individuels y_{it} et x_{it} avec, $t = 1, \dots, T$ et $i = 1, \dots, N$. Nous supposons que le processus y_{it} est une fonction linéaire du processus x_{it} défini de façon générale par la relation suivante :

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta'_i x_{it} + \xi_{it} \quad \forall i = 1, \dots, N \text{ et } \forall t = 1, \dots, T \quad (14)$$

où, $x_{it} = (x_{1it}; x_{2it}; x_{3it})'$ est un vecteur de trois variables explicatives.

3.1.2 Présentation des variables et leurs sources

Les variables qui seront présentées sont recueillies pour un panel de 24 pays de l'OCDE² sur la période 2000-2007. Les variables prises dans notre étude sont : le produit intérieur brut réel par tête comme variable endogène, le stock de capital physique par tête, le taux de croissance de la force du travail et un indicateur relatif au développement de l'assurance.³

La variable dépendante

Nous utilisons, dans notre analyse empirique, le produit intérieur brut par habitant comme variable dépendante. Les données, pour les 24 pays de notre échantillon représentatif, relatives à cette variable, sont extraites soit des données de l'OCDE (2009).

Le stock de capital physique par tête

Nous calculons le stock de capital physique en utilisant la méthode de l'inventaire permanent décrite par Van Pottelsberghe (1997). Ainsi, le stock de capital physique « K » de l'année « t » est égal à son stock en « t - 1 » ajusté d'un taux de dépréciation plus l'investissement « I » en t : $K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$ où I_t est la formation brute du capital fixe (FBCF)⁴ et δ est le taux de dépréciation ($\delta = 6\%$)⁵.

Le stock de capital physique initial K_0 est égal à l'investissement initial I_0 divisé par la somme du taux de croissance annuel ρ de l'investissement I_t et du taux de dépréciation δ de capital physique : $K_0 = I_0 / (\rho + \delta)$. Le stock de capital physique par tête est le rapport entre le stock de capital physique calculé et la population totale.

Le taux de croissance de la force du travail

La force du travail désigne l'ensemble des efforts physiques et intellectuels fournis par un individu qu'il loue à un patron en échange d'un salaire. Donc, chaque individu vend sa force de travail pour dégager une valeur matérielle sous forme d'un salaire. Ainsi, selon la Banque Mondiale⁶, la force de travail est calculée selon le nombre de la population active totale. Cette dernière comprend les individus qui respectent les conditions de l'Organisation Internationale du Travail (OIT). Ainsi, la population active regroupe tous les individus qui sont capables physiquement de travailler. Elle regroupe à la fois les employés, les demandeurs d'emploi et les personnes qui restent volontairement au chômage et exclut les ouvriers dans le secteur informel.

La variable relative au développement de l'assurance des catastrophes naturelles (le taux de pénétration de l'assurance «TPE»)

Dans ce travail, le taux de pénétration de l'assurance sera retenu comme la variable mesurant le développement de l'industrie de l'assurance des catastrophes naturelles (Mills, 2005 et Smolka, 2006). Ce choix se justifie, d'une part, par le fait «qu'un faible taux de pénétration est considéré comme l'un des principaux facteurs de l'imperfection de l'assurance des catastrophes naturelles⁷» (Asian Development Bank, 2009). D'autre part, ce choix est contraint par la disponibilité de mesure précise du taux de pénétration de chaque branche d'assurance. Ce taux est tout simplement calculé pour l'ensemble du secteur d'assurance ou à la limite, il est fourni pour les deux principales catégories de l'assurance : l'assurance vie et l'assurance non vie. Et comme les catastrophes naturelles peuvent toucher en même temps plusieurs lignes d'assurance (habitation, automobile, maladie, décès, interruptions d'activité, ...etc), on va utiliser le taux de pénétration total comme indicateur du développement de l'assurance des catastrophes naturelles.

La pénétration de l'assurance ou le taux de pénétration de l'assurance est un indicateur de la performance du secteur. Il est défini par: «les primes en pourcentage du montant du produit national brut (PNB)» (The International Association for the Study of Insurance Economics : "The Geneva Association", 2009, p 95). Donc cet indicateur est calculé par le rapport entre les primes d'assurance et le PNB.

3.2 Les méthodes d'estimation

Nous présentons dans cette partie les résultats des estimations du modèle représenté dans la relation (13) obtenus en utilisant différentes méthodes. Nous proposons d'abord des estimateurs classiques

dans le contexte des données de panel tels que les modèles à effets fixes ou aléatoires.

La méthode des données de panel statique, ne prenant pas en compte la présence de racines unitaires dans les séries, peuvent donner des estimations biaisées et des tests statistiques qui ne suivent pas une loi usuelle de Student. C'est pour cette raison que nous proposons une analyse d'intégration-cointégration sur panel, en utilisant la méthode des données de panel non stationnaire et plus particulièrement la méthode des moindres carrés dynamiques (*Dynamic Ordinary Least Squares*, DOLS).

3.2.1 La méthode des données de panel statique

Tests de spécification

La première étape à établir pour un échantillon de données de panel est de vérifier la spécification homogène ou hétérogène du processus générateur de données. Sur le plan économique, les tests de spécification reviennent à déterminer si l'on a le droit de supposer que le modèle théorique étudié est parfaitement identique pour tous les pays, ou au contraire s'il existe des spécificités propres à chaque pays.

Nous commençons à tester l'hypothèse d'une structure parfaitement homogène (la constante et la pente sont identiques). Si les statistiques de Fischer associées au test d'homogénéité totale sont supérieures au Fischer de la table, nous rejetons donc cette hypothèse. Ensuite, nous testons la présence des effets individuels en supposant ainsi que les β_i sont constantes pour tous les pays. Après avoir effectué ces deux tests, le modèle retenu sera estimé par deux spécifications de panel hétérogène, où la seule source d'hétérogénéité provient des constantes individuelles :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (15)$$

Pour ce type de modèle, nous distinguons deux cas : le cas où les paramètres α_i sont des constantes déterministes (*modèle à effets fixes*) et le cas où les paramètres α_i sont des réalisations d'une variable aléatoire d'espérance et de variance finie (*modèle à effets aléatoires*).

Modèle à effets individuels fixes

L'utilisation des effets fixes conduit à supposer l'existence d'un effet spécifique à chaque individu. La prise en compte d'un effet spécifique n'est effectuée qu'au niveau du résidu x_{it} . Dans l'estimation

d'une équation de croissance, l'existence de cet effet fixe pourrait correspondre à la détention de facteurs spécifiques à chaque pays non directement observables.

L'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) des paramètres α_i , β' dans le modèle à effets fixes est appelé estimateur *Within* ou estimateur *LSDV* (*Least Square Dummy Variable*). La méthode d'estimation consiste donc à redéfinir toutes les variables autour de leurs moyennes individuelles pour supprimer la constante. L'estimateur du paramètre β est donné par la relation suivante :

$$\hat{\beta}_{LSDV} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)(x_{i,t} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)(y_{i,t} - \bar{y}_i) \right]$$

L'estimateur *Within*, obtenu dans le modèle à effets fixes est identique à l'estimateur des MCO obtenu à partir d'un modèle transformé où les variables expliquées et explicatives sont centrées sur leurs moyennes individuelles.

Modèle à effets individuels aléatoires

D'après (Hsiao, 1986), dans le modèle à effets aléatoires, le résidu peut être décomposé en deux principales composantes de la façon suivante :

$$\xi_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \text{ pour tout } i = 1, \dots, N$$

avec, α_i les effets individuels qui représentent l'ensemble des spécificités structurelles de la variable endogène, qui diffèrent selon les individus. Le processus stochastique ε_{it} désigne la composante du résidu total ξ_{it} orthogonal aux effets individuels.

Pour le modèle à effets aléatoire, l'estimateur non biaisé peut être construit à partir de l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés (MCG).

$$\hat{\beta}_{MCG} = \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \phi \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q y_i + \phi \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right]$$

Après avoir présenté les différents estimateurs utilisés dans notre travail. Il convient de savoir quel est le bon modèle pour notre échantillon. Le choix est donc, entre le modèle à effets individuels fixes et le modèle à effets individuels aléatoires. Pour cela, nous procédons à une analyse de test de spécification de *Hausman*.

Test de Hausman

Le test de spécification de *Hausman* (1978) est un test de spécification des effets individuels. Il sert à discriminer les effets fixes et aléatoires. L'hypothèse testée concerne la corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives :

$$\begin{cases} H_0 : E(\alpha_i \setminus X_i) = 0 \\ H_1 : E(\alpha_i \setminus X_i) \neq 0. \end{cases}$$

Sous H_0 , le modèle peut être spécifié avec des effets individuels aléatoires et nous devons alors retenir l'estimateur des MCG. Sous l'hypothèse alternative H_1 , le modèle doit être spécifié avec des effets individuels fixes et nous devons alors retenir l'estimateur *Within*. La statistique de test de *Hausman* appliquée au test de la spécification des effets individuels est la suivante :

$$H = (\hat{\beta}_{\text{within}} - \hat{\beta}_{\text{MCG}})' [\text{var}(\hat{\beta}_{\text{within}} - \hat{\beta}_{\text{MCG}})]^{-1} (\hat{\beta}_{\text{within}} - \hat{\beta}_{\text{MCG}}).$$

Sous H_0 , la statistique H suit asymptotiquement un Chi-deux (χ^2) à K degrés de liberté⁸.

Résultats d'estimation par la méthode des données de panel statique

En utilisant la méthode des données de panel statique pour 24 pays de l'OCDE⁹ sur la période 2000-2007, nous obtenons les résultats présentés dans le tableau 1.

TABLEAU I EFFETS DU DÉVELOPPEMENT DE L'ASSURANCE DES CATASTROPHES NATURELLES SUR LE PIB/TÊTE		
Variabes	Within (MCO)	MCG
cst	-	9.02 (27.77)***
Lnk	0.07 (3.76)***	0.06 (3.13)***
LnLF	0.006 (0.57)	0.008 (0.76)
TPE	0.007 (1.81)*	0.012 (3.14)***
Test de Hausman p-value	-	15.093 (0.001)

Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques de Student. *, ** et *** sont les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Estimations des auteurs.

D'après les résultats d'estimation, et plus précisément, les statistiques du test de spécification de *Hausman*, nous constatons que l'estimation retenue, pour notre modèle, sera celle du modèle à effets individuels fixes et l'estimateur Within sera l'estimateur non biaisé.

Ainsi, en utilisant la méthode des données de panel statique pour 24 pays de l'OCDE sur la période 2000-2007, nous obtenons les résultats présentés dans le tableau ci-dessus. Ce tableau, résume la régression en fonction de la variable TPE, reflétant le degré du développement de l'assurance, et des variables de contrôle prises dans ce modèle. Nous constatons, à l'issue de ces résultats, que le coefficient de la variable TPE est significatif et positif. Ainsi, tout développement de l'assurance permet une amélioration du PIB/tête. De ce fait, les résultats de cette estimation sont importants puisqu'ils viennent confirmer l'existence d'une relation significative entre le développement du secteur de l'assurance des catastrophes naturelles et le développement économique. Ce ci vient confirmer les travaux pionniers de Dacy et Kunreuther (1969) et de ceux plus récents de Popp (2006) qui indiquent que l'augmentation du niveau d'assurance contre les catastrophes naturelles est primordiale pour relancer la croissance économique.

3.2.2 La méthode des données de panel non stationnaire

Tests de racine unitaire

Lors des estimations présentées dans le premier tableau, on n'a pas pris en considération le problème de stationnarité des variables. Ce qui limite la robustesse des résultats obtenus étant donné les biais d'estimations des paramètres liés à la non-prise en compte des propriétés de non-stationnarité des séries. En effet, et pour pallier à ce problème, une série des tests de racines unitaires sont devenus une démarche courante pour l'analyse de la stationnarité des séries du panel. Le test le plus fréquemment utilisé, lorsque la dimension temporelle est limitée, est celui de Im, Pesaran et Shin (IPS) (2003) qui proposent des tests permettant de détecter la présence de racine unitaire dans les modèles de type ADF. Dans cette partie, nous cherchons à étudier l'ordre d'intégration des séries et les relations de cointégration entre les variables. Pour étudier la non stationnarité, nous utilisons le test d'IPS présenté par l'équation suivante :

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} y_{it-j} + \mu_i + \delta_i t + \varepsilon_{it}$$

avec k le nombre de retards, choisi de façon à éliminer l'auto-corrélation des résidus.

Le test IPS est calculé comme étant la statistique t moyenne des régressions de Dickey-Fuller avec et sans tendance. La statistique alternative t-bar permettant de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus ($\beta_i = 0$) est la suivante :

$$\bar{t}_{NT}(\rho_i) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(\rho_i)$$

avec, $t_{iT}(\rho_i)$: tests ADF estimés, N : nombre des individus et T : nombre des observations.

Im et al. (2003) proposent d'utiliser la statistique standardisée suivante :

$$Z_i = (N)^{1/2} (\bar{t}_{NT} - E(\bar{t}_{NT})) / (\text{var}(\bar{t}_{NT}))^{1/2}$$

où $E(\bar{t}_{NT})$: moyennes arithmétiques et $\text{var}(\bar{t}_{NT})$: variances des statistiques ADF individuelles.

L'étude d'IPS montre que cette statistique standardisée converge faiblement vers la distribution normale centrée réduite, ce qui permet de la comparer aux valeurs critiques de la distribution $N(0,1)$. L'application du test IPS est présentée dans le troisième tableau¹⁰.

TABLEAU 2 LES RÉSULTATS DU TEST IPS (2003)				
	A niveau		En 1^{ère} différence	
	Sans tendance	Avec tendance	Sans tendance	Avec tendance
Lny	N.S	N.S	S	S
Lnk	N.S	N.S	S	S
LnLF	S	S	S	S
TPE	N.S	N.S	S	S

Note : N.S indique que la série est stationnaire à niveau. S indique que la série est stationnaire en différence 1^{ère}.

Source : Estimations des auteurs.

La vérification des propriétés de non stationnarité pour toutes les variables du panel nous amène à étudier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du premier tableau.

Tests de cointégration

Pour étudier l'existence d'une relation de cointégration, nous nous sommes référés aux travaux de Pedroni (1999, 2004), dont l'hypothèse nulle est de tester l'absence de cointégration basée sur les tests de racines unitaires sur des résidus estimés. Pedroni a développé sept tests de cointégration sur des données de panel¹¹. Ces tests prennent en compte l'hétérogénéité au niveau de la relation de cointégration, c'est-à-dire que pour chaque individu il existe une ou plusieurs relations de cointégration non nécessairement identiques pour chacun des individus du panel. Chacune des 7 statistiques suit une loi normale centrée réduite pour N et T suffisamment importants :

$$\frac{z_{NT} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \rightarrow N(0;1)$$

où z_{NT} : l'une des 7 statistiques; μ et ν : les valeurs des moments tabulées par Pedroni.

TABLEAU 3
TESTS DE COINTÉGRATION (PEDRONI, 1999)

panel v-stat ^(b)	panel rho- stat ^(b)	panel pp- stat ^(b)	panel adf- stat ^(b)	group rho- stat ^(a)	group pp- stat ^(a)	group adf- stat ^(a)
2.282	-2.130	-1.726	-4.381	-2.702	-2.971	-5.068

(a) : Il s'agit des tests basés sur la dimension BETWEEN.

(b) : Il s'agit des tests basés sur la dimension WITHIN.

Source : Estimations des auteurs.

A partir des résultats des tests de cointégration de Pedroni, on remarque que l'ensemble des statistiques (panel : *rho*, *pp* et *adf*; group : *rho*, *pp* et *adf*) sont inférieures à la valeur critique de la loi normale pour un seuil de 5 %. Donc, l'ensemble de ces tests confirme l'existence d'une relation de cointégration.

Relation de cointégration

Pour estimer des systèmes de variables cointégrées sur données de panel et pour dégager les tests sur les vecteurs de cointégration, il est indispensable d'appliquer une méthode d'estimation efficace. A ce niveau, on distingue plusieurs techniques : la méthode FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) utilisée par Pedroni, la méthode DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) et la méthode GMM (*Generalised Method of Moments*).

Pedroni (1996), Phillips et Moon (2000) et Kao et Chiang (1999) ont montré que, dans le cas des données de panel, les deux premières techniques conduisent à des estimateurs asymptotiquement distribués selon une loi normale centrée réduite. Cependant, Kao et Chiang (2000), affirment que l'estimation par la méthode des MCO, en échantillon fini, présente un problème de biais¹² relativement à la méthode FMOLS. Mais, ils montrent aussi la supériorité de la méthode DOLS par rapport à celle FMOLS et qu'elle est considérée comme étant la technique la plus efficace dans l'estimation des relations de cointégration sur données de panel. L'estimateur DOLS peut être obtenu en ajoutant des retards dans le modèle initial (Equation 15) :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \sum_{j=-r_1}^{r_2} c_{ij} \Delta X_{it-j} + \zeta_{it}$$

Toutefois l'utilisation de l'estimateur DOLS implique un choix arbitraire des retards ce qui représente une question intéressante mais qui dépasse notre objectif dans cet article. Nous avons choisi de garder le même nombre de retard pour tous les pays¹³.

Le tableau 4 résume les estimations par les méthodes MCO et DOLS pour notre modèle, reliant le développement de l'assurance des catastrophes naturelles, les variables de contrôle et le PIB/tête.

4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS ET INTERPRÉTATIONS

TABLEAU 4		
ANALYSE COMPARATIVE DES MÉTHODES MCO ET DOLS		
Variabes	MCO	DOLS
Lnk	0.07 (3.76)***	-0.227 (-0.90)
LnLF	0.006 (0.57)	0.257 (1.93)*
TPE	0.007 (1.81)*	0.029 (2.27)***

Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques de Student.

*, ** et *** sont les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%.

N.B : Les estimateurs DOLS ont été obtenus pour des retards $r_1 = -1$ et $r_2 = 2$.

Source : Estimations des auteurs.

Les résultats d'estimations¹⁴ de notre modèle sont importants puisqu'ils viennent confirmer l'existence d'une relation significative entre le développement de l'assurance des catastrophes naturelles et le développement économique.

Dans le premier tableau, le coefficient relatif au développement de l'assurance des catastrophes naturelles présente un effet statistiquement significatif et de signe attendu. Cet effet est confirmé lorsqu'on recourt à la méthode des données de panel non stationnaire. Nous constatons que lorsque nous utilisons l'estimateur DOLS, l'effet de l'assurance sur le PIB/tête s'améliore aussi bien au niveau des coefficients qu'au niveau des significativités. Le coefficient et la significativité passent respectivement de 0.007 et de 1.81 avec l'estimateur MCO à 0.029 et 2.27 avec l'estimateur DOLS. Ce qui confirme l'idée de Mills (2005), Smolka (2006) et The Geneva Association (2009) qui considèrent qu'un faible taux de pénétration de l'assurance expliquera, à son tour, l'absence d'une bonne couverture des dégâts de catastrophes naturelles.

Les résultats de notre étude empirique pour l'ensemble des pays de l'échantillon confirment, aussi, les conclusions de Dacy et Kunreuther (1969), Popp (2006) et Hallegatte et Dumas (2009) concernant l'effet de l'assurance des catastrophes naturelles sur la rapidité ainsi que l'efficacité de la reconstruction du stock du capital endommagé lors de la catastrophe. En effet, la disponibilité de l'assurance permet de reconstruire le stock du capital tout en intégrant les nouvelles technologies, et ce en remplaçant le capital détruit par un autre plus sophistiqué (Albala-Bertrand (1993), Okuyama (2003) et Benson et Clay (2004)).

Enfin, dans le tableau 4, même si les techniques d'estimations (MCO et DOLS) sont considérablement différentes, tous les résultats trouvés confirment l'existence d'une relation forte entre la prospérité de l'assurance des catastrophes naturelles et le développement économique.

5. CONCLUSION

De très nombreux travaux sur le lien entre l'amélioration de l'assurance des catastrophes naturelles et le développement économique ont suggéré sans toutefois le démontrer que la prospérité du secteur de l'assurance est considérée comme étant un déterminant clé de la croissance économique. En tant qu'outil de gouvernance et de développement, l'assurance est l'un des principaux facteurs dans la gestion des risques catastrophiques. En effet, l'assurance ne

consiste pas seulement à indemniser financièrement les victimes, elle constitue également le coeur du processus de capitalisation d'une économie moderne. Le secteur génère d'importants capitaux et l'argent provenant des assurances reste généralement investi pendant un certain temps au sein des marchés financiers d'une économie donnée. Il ne s'agit pas d'un capital capricieux qui recherche des profits rapides, elle privilégie plutôt les gains des moyens et longs termes et joue par conséquent un rôle prépondérant, à la base de la croissance d'une économie. Elle abaisse le niveau d'épargne de précaution inutile et stimule les investissements et la consommation en réduisant le capital improductif.

Dans ce contexte, notre travail a porté sur ce point précis que la qualité de l'industrie de l'assurance constitue un facteur important pour expliquer le développement économique des pays de l'OCDE prises dans notre échantillon représentatif. Ainsi, le développement du système assurantiel présuppose un cadre réglementaire solide et plus efficace, poussant les assureurs à s'engager plus dans la couverture des risques majeurs.

Ces idées sont confirmées empiriquement par le développement de modèle de croissance de Solow-Swan (modèle de croissance complet) afin de tester la relation entre le développement de l'assurance des catastrophes naturelles et le développement économique pour un groupe des pays de l'OCDE. L'utilisation d'un modèle de croissance complet nous a permis de trouver un effet significatif entre le développement de l'assurance et le PIB/tête, pour ces pays entre 2000 et 2007. Nos principaux résultats empiriques, soit à travers la méthode des données de panel statique, soit à travers la méthode des données de panel non stationnaire, suggèrent que l'amélioration de la qualité de l'assurance des catastrophes naturelles agit positivement sur le développement économique.

Ces résultats viennent confronter et étayer les programmes des institutions multilatérales (Banque Mondiale, Programme des Nations Unies pour le Développement, Organisation du Commerce pour le Développement Economique, et Forum Economique Mondial) qui incitent tous les pays, développés ou en développement, à bien veiller à la gestion des risques catastrophiques et tout particulièrement à promouvoir le secteur de l'assurance et à le considérer comme étant un canal de développement durable avec ses trois volets : économique, social et environnemental.

Références

- Aghion, P. et Howitt, P., *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MIT Press, 1998.
- Albala-Bertrand, J.M., *The Political Economy of Large Natural Disasters: With Special Reference to Developing Countries*, Oxford, Clarendon Press, 1993.
- Asian Development Bank, « Natural catastrophe: risk insurance mechanisms for Asia and the Pacific », the Philippines, ADB main report, 2009.
- Barro, R.J. et Sala-I-Martin X., *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill Inc, 1995.
- Benson, C. et Clay E. « Understanding the economic and financial impact of natural disasters », The International Bank for Reconstruction and Development, The World Bank, Washington D.C. 2004.
- Berliner B. *Limits of insurability of risks*, Prentice-Hall, Swiss Re Economic Research & Consulting, 1982.
- Charvériat, C., « Natural Disasters in Latin America and the Caribbean: An Overview of Risk », Working Paper n° 434, Inter-American Development Bank, Washington, D.C, October 2000.
- Dacy, D.C. et Kunreuther, H., *The Economics of Natural Disasters: Implications for Federal Policy*, New York, The Free Press, 1969.
- Diamond, A.M., « Schumpeter's Creative Destruction: A review of the Evidence », *Journal of Private Enterprise*, 22 (2006), p. 120-146.
- Freeman, P.K., Keen, M et Mani, M., « Comment se prémunir? De plus en plus fréquentes, destructives et meurtrières, les catastrophes naturelles touchent particulièrement les pays pauvres ». *Finances & Développement*, (Septembre 2003), p. 42-45.
- Gary, T., « Statement by Gary Thomas on behalf of NAR to Subcommittee on Housing and Community Opportunity on Perspectives on Natural Disaster Insurance », National Association of Realtors, Washington, 27 Mars 2007.
- Gbesquiere, F. et Mabul, O., « Sovereign Natural Disaster Insurance for Developing Countries: A Paradigm shift in Catastrophe Risk Financing », Policy Research Working Paper n° WPS 4345, The World Bank, Hazard Risk Management Unit and Financial and Private Sector Development Vice Presidency Social Safety Net Department, Septembre 2007.
- Goes, A. et Skees J.R., « Financing Natural Disaster Risk Using Charity Contributions and Ex ante Index Insurance », American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montréal, Canada, 27-30 Juillet 2003.
- Hall, R.E. et Jones C.I., « Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? », *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (1999), p. 83-116.
- Hallegatte, S. et Dumas P., « Can natural disasters have positive consequences? Investigating the role of embodied technical change », *Ecological Economics*, 68(3) (2009), p. 777-786.
- Hausman, J.A., « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46(6) (1978), p. 1251-1271.
- Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.

- Im, S.K., Pesaran, H. et Shin, Y., «Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, 115 (2003), p. 53-74.
- Kao, C. et Chiang, M.H., «On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data», Working Papers n° 2, Center for Policy Research, 1999.
- Kunreuther, H.C., et Michel-Kerjan, E.O., «Managing Catastrophes through Insurance: Challenges and Opportunities for Reducing Future Risks», Working Paper #2009-11-30, Risk Management and Decision Processes Center, The Wharton School, University of Pennsylvania, Novembre 2009, [a].
- Kunreuther, H.C., et Michel-Kerjan, E.O., «The Development of New Catastrophe Risk Markets», *Annual Review of Resource Economics*, 1 (2009), p. 119-139, [b].
- Kunreuther, H.C., et Michel-Kerjan, E.O., «Market and Government Failure in Insuring and Mitigating Natural Catastrophes: How Long-Term Contracts Can Help», *Public Insurance and Private Markets*, Jeffrey R. Brown (ed.) AEI Press, (2010), p. 115-142.
- La Banque Mondiale, «Albania Disaster Risk Mitigation and Adaptation Project», Tirana, 12 Avril 2008. Disponible sur http://www.aidharmonisation.org/al/1211487066-WB_Presentation.ppt.
- Les Nations Unies, «L'assurance durable : Pourquoi et comment les leaders s'engagent», Rapport inaugural du Groupe de travail Assurance du Programme des Nations Unies pour l'Environnement Finance Initiative (UNEP FI), Mai 2007.
- Mankiw, G.N., Romer D. et Weil, D.N., «A contribution to the empirics of economic growth», *Quarterly Journal of Economics*, 107 (1992), p. 407-437.
- McCool, T.J., «Natural Disaster Insurance: Federal Government's Interests Insufficiently Protected Given Its Potential Financial Exposure», United States General Accounting Office, GAO/T-GGD-96-41, 1995.
- Mills, E., «Insurance in a Climate of Change», *Science*, 309 (2005), p. 1040-1044.
- Okuyama, Y., «Economics of Natural Disasters: A Critical Review», Regional Research Institute, West Virginia University, Paper presented at the 50th North American Meeting, Regional Science Association International November 20-22 (2003).
- Okuyama, Y. et Chang, S.E., *Modeling the Spatial and Economic Effects of Disasters*, New York, Springer, 2004.
- Pedroni, P., «Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity», Indiana University Working Papers in Economics 96-020 (1996).
- Pedroni, P., «Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (1999), p. 653-670.
- Pedroni, P., «Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis», *Econometric Theory*, 3 (2004), p. 579-625.
- Phillips, P. et Moon, H.R., «Non stationary panel data analysis: an overview of some recent developments», *Econometric Reviews, Taylor and Francis Journals*, 19 (2000), p. 263-286.

- Popp, A., «The Effects of Natural Disasters on Long Run Growth», *Spring, Major Themes in Economics*, (2006), p. 61-82.
- Prem, K. et Bhargava H., «Role of Micro Insurance in Disaster Management – A Concept Paper». *Pravartak Special Anniversary Issue on Insurance and Disaster Management*, (Decembre 2006), p. 60-64.
- Prevention Consortium, «The Potential of Insurance for Disaster Risk Management in Developing Countries», International Conference: Solidarity and Opportunity, Swiss Re Centre for Global Dialogue, Zurich, 21 Octobre 2004.
- Skidmore, M. et Toya, H., «Do Natural Disasters Promote Long-Run Growth?», *Oxford University Press*, 4 (Octobre 2002), p. 664-687.
- Smolka, A., «Natural catastrophes: causes, trends and risk management. The challenge of submarine mass movements – an insurance perspective», *Norwegian Journal of Geology*, 86 (2009), p. 363-372.
- Solow, R.M., «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1956), p. 65-94.
- Swan, T.W., «Economic Growth and Capital Accumulation», *Economic Record*, 32 (1956), p. 334-361.
- The Geneva Association: The International Association for the Study of Insurance Economics, «The insurance industry and climate change – Contribution to the global debate», The Geneva Reports, (2009).
- Van Pottelsberghe de la Potterie B., «Issues in assessing the effect of interindustry R&D spillovers», *Economic Systems Research*, 9 (1997), p. 331-356.

ANNEXE I LISTE DES PAYS DE L'ÉCHANTILLON

Liste des Pays

Allemagne	Italie
Australie	Japon
Autriche	Luxembourg
Belgique	Mexique
Canada	Norvège
Corée	Pays-Bas
Danemark	Pologne
Espagne	Portugal
États-Unis	République tchèque
Finlande	Royaume-Uni
France	Suisse
Grèce	Turquie

ANNEXE 2 VARIABLES ET SOURCES

Variables	Notations	Sources
Variable dépendante PIB réel par tête	Ln y	WDI (2009) et OCDE (2009)
Variables de base Force de travail	LnLF	WDI (2009) et OCDE (2009)
Accumulation de capital physique	LnK	WDI (2009) et OCDE (2009)
Taux de pénétration de l'assurance	TPE	OCDE (2009)

ANNEXE 3 STATISTIQUES DU TEST IPS (2003)

Variables	Variables en niveau		Variables en différence première	
	Avec constante	Avec constante et tendance	Avec constante	Avec constante et tendance
Lny	8.667 (1.000)	1.187 (0.882)	-1.394 (0.081)	-1.940 (0.026)
Lnk	-0.569 (0.284)	1.178 (0.880)	-21.686 (0.000)	-18.061 (0.000)
LnLF	-1.882 (0.029)	-5.237 (0.000)	-14.411 (0.000)	-2.137 (0.016)
TPE	-0.216 (0.414)	0.411 (0.659)	-3.321 (0.000)	-1.997 (0.059)

Notes

1. Edité par Diamond, 2006, p4.
2. La liste des pays est donnée en détail dans l'annexe I.
3. Le PIB réel par tête, la force de travail et la variable relative au développement de l'assurance sont extraits de la base de données de l'OCDE (2009) et/ou de la base de données de la Banque Mondiale dans sa version 2009.
4. Les données de la FBCF sont extraites des statistiques de l'OCDE (2009).
5. Voir Hall and Jones, (1999).
6. Cette définition est retenue de la base de données de la Banque Mondiale, disponible sur le lien suivant : <http://ddp-ext.worldbank.org/ext/DDPQQ/member.do?method=getMembers>.

7. «The vast majority of all catastrophe losses worldwide remain uninsured, especially in the developing world where insurance penetration is extremely low» (Asian Development Bank, 2009, p13).

8. K le nombre des variables explicatives.

9. Le choix de 24 pays de l'OCDE a été fait selon la disponibilité des données.

10. Les résultats du test IPS (2003) sont présentés dans l'annexe 3.

11. Dans les 7 tests de Pedroni, quatre sont basés sur la dimension *Within* (intra) et trois sont basés sur la dimension *Between* (inter).

12. Selon Pedroni (1996), ce problème est dû à la présence d'hétérogénéité du groupe.

13. On prend dans notre analyse : $r_1 = 1$ et $r_2 = 2$.

14. Que se soit en données de panel statique ou non stationnaire.