

# HEC MONTRÉAL

**Projet supervisé :**

**Analyse des fusions des compagnies d'assurance en fonction des catastrophes  
naturelles dans différents États américains**

**par  
Mounira Kanazoe**

**Sciences de la gestion  
Économie financière appliquée**

*Projet supervisé en vue de l'obtention  
du grade de maîtrise ès sciences  
(M. Sc.)*

Mai 2020

©Mounira Kanazoe, 2020

## **Tables des matières**

1.	Introduction	- 5 -
2.	Organisation de l'industrie de l'assurance aux États-Unis	- 9 -
3.	REVUE DE LITTÉRATURE	- 11 -
4.	ANALYSE EMPIRIQUE	- 14 -
5.	MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES	- 18 -
6.	ANALYSE DES RÉSULTATS	- 22 -
6.1	Statistiques descriptives	- 22 -
6.2	Analyse multivariée	- 28 -
6.2.1	Modèle de moindres carrés ordinaires panel	- 28 -
6.2.2	Modèle de Tobit panel	- 32 -
6.2.3	Modèle à deux étapes de Heckman	- 35 -
7.	Conclusion	- 38 -
8.	Références	- 39 -

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Description des variables explicatives des modèles.....	16
Tableau 2 : Corrélations entre la variables dépendante et les variables d'intérêt.....	20
Tableau 3 : Corrélations entre les variables indépendantes.....	23
Tableau 4 : Variables et statistiques descriptives.....	25
Tableau 5 : Résultats MCO – déterminants du nombre de fusions et acquisitions.....	29
Tableau 6 : Résultats Tobit panel - déterminants du nombre de fusions et acquisitions.....	32
Tableau 7 : Résultats Heckman - déterminants du nombre de fusions et acquisitions.....	35

## **REMERCIEMENTS**

Je tiens à remercier particulièrement mon directeur de travail dirigé, M. Georges Dionne, pour sa disponibilité et ses judicieux conseils, qui ont contribué à alimenter ma réflexion. M. Dionne, Chaire de recherche du Canada en gestion de risques, m'a été d'un soutien total. J'aimerais donc le remercier pour son aide précieuse. Je remercie également toute l'équipe pédagogique de HEC Montréal et les intervenants professionnels responsables de ma formation.

## 1. Introduction

Depuis plusieurs années, les catastrophes naturelles se succèdent aux États-Unis entraînant chacune des dégâts majeurs. Entre ouragans, incendies, inondations, tempêtes hivernales et bien d'autres événements tragiques, c'est toute l'économie américaine qui en prend un coup. La situation géographique du pays n'aide pas beaucoup car il est très exposé aux risques naturels, sans compter que le changement climatique vient renforcer la fréquence de ces événements. Rappelons-nous de l'ouragan Andrew, en 1992, qui a occasionné des pertes s'élevant à près de 21,5 milliards de dollars, sans oublier le tremblement de terre de 1994, dont les pertes ont été d'environ 17,8 milliards de dollars. Cet ouragan a ainsi causé la faillite d'une dizaine de compagnies d'assurances et plongé une trentaine d'autres dans des problèmes financiers sévères. En août 2005, l'ouragan Katrina a ravagé la Nouvelle-Orléans, occasionnant au moins 1 800 morts, auquel s'ajoutent les ouragans Wilma et Rita avec un record total de 215 milliards de dollars. L'ouragan Katrina fut à l'époque la catastrophe naturelle la plus désastreuse dans l'histoire des États-Unis. Cependant, l'année 2017 a connu plus de ravages car les États-Unis ont subi à la fois des ouragans, des inondations, une sécheresse et des grands incendies de forêt, avec des pertes de 306 milliards de dollars.

Par ailleurs, la plupart de ces catastrophes naturelles ont été à l'origine d'un changement dans l'industrie de l'assurance. Ce fut, par exemple, le cas avec l'ouragan Andrew, suite auquel un réajustement à la hausse fût apporté à tous les modèles de prévision, de tarification et d'estimation des sinistres. En effet, les assureurs et les réassureurs ont revu leurs besoins de couverture et c'est ainsi qu'ils furent appelés aux marchés des Bermudes et aux réassureurs européens. Ces derniers sont spécialisés dans la couverture du risque catastrophique et sont capables de fournir les liquidités nécessaires au dédommagement des victimes. Par cette action de réassurance à l'étranger, les États-Unis se débarrassent d'une grande partie des dégâts économiques que peuvent occasionner les catastrophes naturelles. On parle donc de diversification du risque. À la fin de 2017, le pays a transféré 85 milliards de dollars de primes à l'étranger, dont la plus grande part concernait des risques de catastrophes naturelles.

Outre les réajustements, les compagnies d'assurance sont très souvent mêlées à des opérations de fusions et acquisitions soit à cause d'une situation économique non favorable, soit à cause des paiements de dommages suite aux catastrophes naturelles qui affaiblissent leurs états financiers. Certains assureurs américains adoptent donc ces stratégies pour renforcer leurs capacités financières et ainsi capturer les opportunités de croissance tant sur le marché domestique qu'à l'international. On peut citer entre autres l'acquisition de *Ironshore* en janvier 2017 par *Liberty Mutual Holding*, le quatrième assureur non-vie américain. En décembre 2018, une opération de fusion et acquisition donna naissance à l'un des plus grands acteurs dans le secteur de la santé; il s'agit du rachat de *Cigna* par *Express Scripts*, un gestionnaire de soins. Souvenons-nous de la chute de Lehman Brothers avec la crise financière de 2008 qui a créé une situation de panique chez les investisseurs. La conséquence fut une spéculation massive de la part des investisseurs entre les années 2009 et 2010 causant ainsi d'importantes acquisitions telles que le rachat de *Kraft* par la compagnie *Cadbury*. Ces exemples ne sont cités qu'à titre illustratif, tant le nombre de fusions et acquisitions de compagnies d'assurance aux États-Unis est important.

Ce projet supervisé utilise comme point de départ le mémoire d'Olivier Raymond, un ancien étudiant de HEC Montréal. Le but de son mémoire a été de vérifier de façon empirique, si les catastrophes naturelles pouvaient être comptées parmi les facteurs qui influencent la probabilité d'acquisition de compagnies d'assurance. En effet, plusieurs travaux ont été réalisés quant aux déterminants de cette probabilités d'acquisition, mais rares sont ceux qui se sont questionnés à savoir si les catastrophes naturelles en font partie.

Dans son étude, Olivier s'est principalement intéressé aux compagnies d'assurance en tant que telles, en utilisant des données individuelles des compagnies d'assurance. Il a ensuite fait une analyse complémentaire en utilisant des données agrégées des différents États américains. Ce projet supervisé abondera plus dans ce sens, l'objectif étant aussi de vérifier si des catastrophes naturelles qui ont affecté sérieusement des compagnies d'assurance dans certains États américains ont pu les rendre vulnérables financièrement et engendrer leur acquisition.

À défaut d'avoir de nouvelles variables à ajouter dans le modèle, nous pensons que nous pourrions obtenir de meilleurs résultats avec d'autres méthodes d'estimation. En effet, en

dehors du nombre d'assureurs par État, nous n'avons pas pu obtenir plus d'informations sur les compagnies d'assurance pour chacun des États américains. L'apport de ce projet sera donc de réévaluer l'influence des catastrophes naturelles sur les compagnies d'assurance à l'aide de deux méthodes de régression autre que celle utilisée par Olivier, afin d'avoir plus de robustesse.

Selon la règle en économétrie, même si on a des résultats significatifs, on ne pourra conclure à une relation de causalité entre la variable dépendante et la variable explicative, seulement si cette dernière est un événement exogène. Pour le cas d'espèce, la règle est bien respectée puisque les catastrophes naturelles sont exogènes, et nous pourrions donc conclure à un lien de causalité entre les catastrophes naturelles et les fusions et acquisitions des compagnies d'assurance.

Notre étude contribuera, pour ainsi dire, à compléter le travail d'Olivier Raymond puisque nous tenterons d'obtenir des résultats plus significatifs en utilisant deux autres méthodes de régression, tout en y ajoutant une nouvelle pour expliquer le nombre de fusions et acquisitions. Si tel est le cas, nous aurons alors contribué à enrichir la littérature au sujet de l'influence des catastrophes naturelles sur les opérations de M&A, qui pour l'heure demeure peu garnie, d'autant plus que le réchauffement climatique demeure un sujet d'actualité très inquiétant, tant pour les compagnies d'assurance que pour l'économie mondiale.

Ce projet supervisé est organisé en sections : la section 2 portera sur une brève présentation de l'organisation du marché de l'assurance aux États-Unis. La section 3 présentera une revue de littérature en lien avec les fusions et acquisitions et des catastrophes naturelles. Dans la section 4, nous ferons un rappel des motivations d'Olivier sur les facteurs considérés dans notre modèle, en plus d'y ajouter nos propres motivations sur les variables économiques.

La section 5 concerne la méthodologie utilisée pour notre modèle économétrique et une brève présentation de la base de données. Dans la section 6, nous présenterons, dans la première partie, nos résultats obtenus en utilisant les mêmes variables qu'Olivier dans son analyse agrégée, et la deuxième partie exposera nos résultats avec notre méthode de régression. La section 7 conclut le travail.



## **2. Organisation de l'industrie de l'assurance aux États-Unis**

L'organisation du marché américain de l'assurance est un cadre assez complexe. En effet, comme nous le savons, le système américain repose sur une décentralisation totale du pouvoir, et chaque État détient donc le pouvoir de légiférer et de contrôler l'activité des compagnies d'assurance dans son territoire. Par conséquent, l'État fédéral est réduit à un rôle de coordinateur. Libéralisme, concurrence et limitation du pouvoir fédéral constituent les fondements du système des assurances aux USA.

La situation géographique des USA les place parmi les pays les plus exposés aux catastrophes naturelles. De plus, on observe une concentration de la population dans les villes côtières, les régions les plus à risque. Ce fait explique donc les importantes pertes économiques que causent les catastrophes naturelles. Il en ressort que la gestion du risque de catastrophe est incontournable aux États-Unis. C'est ainsi que plusieurs acteurs, à savoir les assureurs, les réassureurs, les États fédérés et l'État fédéral essaient tant bien que mal de s'impliquer dans la gestion de ce risque qui prend de plus en plus d'ampleur.

D'une part, nous avons les assureurs et les réassureurs qui offrent les produits d'assurance, et, d'autre part, nous avons les États fédérés qui régulent le marché en mettant en place des mécanismes de réassurance à moindre coût, et qui, parfois, jouent le rôle d'assureurs de dernier ressort. Chaque État dispose d'une indépendance totale. En effet, chacun des États est décerné par une agence de réglementation et de contrôle des assureurs. Elle est habilitée à définir non seulement les conditions d'agrément des assureurs, mais aussi à contrôler les activités et la situation financière des compagnies d'assurance exerçant sur son territoire, sans oublier qu'elle est aussi chargée d'approuver les polices et les tarifs imposés par les assureurs. De plus, un fonds de garantie est mis à la disposition de chaque État, dont le rôle est de couvrir les obligations financières d'une entreprise défailante, et ce, selon les limites définies. Enfin, vient l'État fédéral qui assure le rôle de coordinateur; il gère un programme de prévention et de couverture des dégâts occasionnés par les inondations et administre un programme d'assurance récolte.

Cependant, le marché de l'assurance témoigne parfois d'une certaine instabilité due au fait que la réglementation soit entièrement à la merci de chaque État. Les assureurs peuvent donc

être victimes des politiques de chacun des États dans lesquels ils opèrent. Notons que le système judiciaire exerce aussi une grande influence sur l'industrie de l'assurance.

Tous ces intervenants rendent le secteur de l'assurance très complexe car les assureurs font face à une multitude de contraintes. Ces derniers n'ont pas manqué de manifester leur mécontentement, jugeant le pouvoir des régulateurs trop envahissant et contraire aux normes internationales. Par exemple, une opération de fusion et acquisition peut être prohibée par les autorités si ces dernières jugent le nombre de ce type de transaction trop élevé dans son État. On assiste alors à un tiraillement entre, d'un côté les assureurs qui réclament plus d'indépendance dans la gestion de leurs entreprises, et de l'autre côté les États fédérés qui bénéficient de leur rôle puisque la régulation des assureurs est une source non négligeable de revenus pour les finances publiques.

En résumé, nous pouvons retenir que l'industrie de l'assurance est très régulée aux États-Unis et que les assureurs sont soumis aux règles en vigueur dans les États dans lesquels ils opèrent. Ceci revient à dire que si un assureur opère dans dix États, il est contraint de respecter dix règlements différents, et que les opérations de M&A doivent être approuvées par les autorités de l'État.

### 3. REVUE DE LITTÉRATURE

En portant un regard à la littérature concernant les catastrophes naturelles et l'industrie de l'assurance, nous nous sommes aperçus qu'un grand nombre de chercheurs ont écrit des papiers sur l'influence de ces événements sur la performance des compagnies d'assurance.

Il n'est donc plus à démontrer que les catastrophes naturelles causent d'énormes dégâts et dans la même foulée, des pertes importantes pour les compagnies d'assurance. Nous pouvons citer entre autres Cummins et al. (2002), qui ont prouvé que ces événements empiètent sur la capacité des assureurs à faire face aux remboursements des réclamations. À la suite de ces études, certains chercheurs se sont quant à eux questionnés sur les mesures prises par les assureurs à la suite des sinistres pour maintenir la viabilité financière de leurs entreprises. C'est dans ce contexte que se place le papier de Born et Klimaszewski-Blettner (2013). Les autrices évaluent les réponses de deux types d'assureurs aux catastrophes imprévues en utilisant des données classées par compagnie, par État et par ligne d'assurance, de 1984 à 2007. L'étude est centrée sur deux types d'assureurs; les assureurs immobiliers offrant des services aux particuliers et les assureurs immobiliers offrant des services aux lignes commerciales de chaque État américain. Il s'agit d'identifier les facteurs qui influencent la probabilité que les assureurs décident de réduire leurs activités ou de se retirer complètement du marché. Pour ce faire, cinq hypothèses ont été posées par les auteurs, et les résultats ont permis d'en confirmer quatre. Pour l'échantillon étudié, les autrices ont trouvé que des ratios de sinistres plus élevés augmentent à la fois la probabilité de sortie de l'assureur et la probabilité de réduire ses activités. Cependant, en retardant les coefficients, elles s'aperçoivent que la mauvaise performance affecte beaucoup plus le marché de l'assurance habitation. Cela s'explique en partie par le fait que les assureurs des lignes commerciales sont mieux diversifiés et qu'ils disposent d'une plus grande flexibilité dans l'exercice de leurs activités. Par conséquent, ces derniers sont moins susceptibles de réduire leur offre de couverture, contrairement aux assureurs de biens personnels.

En revanche, l'hypothèse selon laquelle les désastres naturels augmentent la probabilité de sortie du marché n'a pas pu être confirmée avec les données utilisées dans ce papier. Nous en déduisons que tant que les catastrophes naturelles n'affectent pas la performance de

souscription d'une compagnie, il n'y aura pas d'effet négatif sur la probabilité qu'elle continue à exercer. Une autre hypothèse ayant été confirmée est celle qui soutient que, toute chose étant égale par ailleurs, la fréquence inattendue des catastrophes naturelles aura un effet moins important sur la volonté des assureurs d'offrir une couverture que leur sévérité. En effet, après un sinistre non prévu, et peu importe la sévérité, les assureurs de lignes commerciales demeurent en général, en mesure de continuer leurs activités. Le même constat n'est pas fait chez les assureurs de biens personnels. Ils sont plus affectés par la sévérité des sinistres, qui les contraignent souvent à quitter le marché.

Pour finir, les résultats montrent que les assureurs ont tendance à réduire leurs activités ou à quitter le marché lorsqu'ils sont soumis à des réglementations strictes.

En résumé, Born et Klimaszewski-Blettner (2013) ont constaté que les grandes compagnies d'assurance sont moins susceptibles de quitter et de réduire leurs offres de couverture dans un État, parce qu'elles offrent une panoplie de produits d'assurance et sont géographiquement diversifiées. Ces conclusions nous rappellent l'étude de Born et Viscusi (2006), qui ont répondu à la même problématique, à savoir comment la fréquence (« unexpected catastrophes ») et la sévérité (« blockbuster catastrophes ») des catastrophes affectent les assureurs. Tel qu'ils l'avaient prédit, les sinistres sont bel et bien à l'origine de la baisse du nombre d'assureurs dans un État ainsi qu'à l'augmentation de la probabilité de sortie de l'État, mais que les petites compagnies sont les plus vulnérables

Tel n'a pas été le constat fait par Bin Hu1 et Ross McKitric (2016). Leur étude cherche à déterminer si les variations climatiques ont été historiquement liées à la rentabilité des grandes compagnies d'assurance. Les auteurs partent du principe qu'une catastrophe naturelle peut avoir deux effets opposés sur les cours des actions d'une compagnie d'assurance. Le premier est que si la fréquence des catastrophes naturelles dues aux changements climatiques augmente, les assureurs pourraient faire face à des paiements plus élevés qui affecteraient négativement la solvabilité des assureurs. À l'opposé, si les assureurs arrivent à évaluer correctement les risques, ils auront une meilleure rentabilité suite à un événement tragique. Cette affirmation nous rappelle le papier de Chang et Berdiev (2013) qui ont réussi à prouver que les dégâts causés par les catastrophes naturelles contribuent au développement du marché de l'assurance dans les pays où le climat politique est relativement stable. Ils ont pu montrer

que la consommation d'assurance vie et non vie augmentait à la suite de catastrophes naturelles. Les gens prennent conscience de l'importance de souscrire à une assurance aux vues des événements tragiques, de plus en plus fréquents aux États-Unis.

Bin Hu<sup>1</sup> et Ross McKittrick (2016) observent que les catastrophes naturelles ne semblent pas avoir un effet négatif sur la valeur marchande des assureurs, et que ces derniers peuvent même en bénéficier s'ils trouvent le moyen de s'adapter. Même à ce niveau, ils n'ont pas à beaucoup s'inquiéter puisque de plus en plus de propriétaires immobiliers se tournent vers l'assurance pour se couvrir des risques associés aux changements climatiques. En d'autres mots, les changements climatiques sont un facteur de développement surtout pour les grandes compagnies d'assurance.

Nous remarquons que tous ces auteurs, précédemment, cités s'accordent sur un point : les grands assureurs sont ceux qui s'en sortent le mieux à la suite d'une catastrophe naturelle car ils sont les mieux diversifiés et disposent d'une capacité financière plus solide pour répondre aux réclamations de remboursements.

#### 4. ANALYSE EMPIRIQUE

Nous avons vu, dans la revue de littérature, que les catastrophes naturelles ont une influence sur les compagnies d'assurance et sur l'industrie de l'assurance dans son ensemble. Dans certains cas, ces événements ont eu des effets positifs, dans le sens où ils ont contribué à l'augmentation de la demande d'assurance et, dans d'autres cas, ils ont mis les assureurs dans une situation où ils étaient incapables de répondre aux demandes de paiements à la suite d'un sinistre. Par contre, rares sont les chercheurs qui se sont intéressés à savoir si de tels désastres ont un impact sur les opérations de M&A. Pour essayer d'apporter une réponse à la question, nous partons du modèle d'Olivier dans lequel il inclut des variables portant sur les statistiques des catastrophes naturelles afin d'établir le lien entre les événements de catastrophes naturelles et les fusions et acquisitions des compagnies d'assurance. Nous faisons par la suite deux autres analyses avec le modèle de Tobit panel, utilisé par Dionne et Garand (2002), et avec le modèle de Heckman (1979).

Avant d'effectuer les régressions de nos modèles, nous vérifierons l'existence d'une relation significative entre le nombre de M&A et les variables catastrophes naturelles.

S'il a été démontré que les catastrophes naturelles ont un impact négatif sur les états financiers des compagnies d'assurance, nous pensons que cette vulnérabilité pourrait conduire certains dirigeants de compagnie à vendre leur entreprise afin de faire face aux paiements assurés. À l'opposé, pour le cas où l'impact est positif à la suite d'une hausse de la demande d'assurance, nous pensons qu'il y aura un grand nombre d'acquisitions. En effet, certaines compagnies voudront acquérir d'autres part de marché et, par conséquent, rachèteront les compagnies plus vulnérables. En somme, nous nous attendons à un signe positif pour les coefficients des variables catastrophes naturelles.

Dans les lignes qui suivent, nous expliquerons le choix de nos variables pour quantifier l'effet des catastrophes naturelles. Nous commencerons bien évidemment à rappeler les motivations d'Olivier quant à ces variables, puis nous donnerons nos motivations concernant la nouvelle variable que nous avons ajoutée pour étendre l'étude.

Pour évaluer l'effet des désastres naturels sur le nombre de M&A, nous avons besoin d'une variable qui, en plus de quantifier la fréquence des catastrophes ayant eu lieu dans l'État

l'année précédant l'observation et deux ans avant, quantifie également la sévérité de ces catastrophes. C'est dans cette optique qu'Olivier a construit une variable tenant compte de ces deux points, à savoir la somme des paiements d'assurance à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu non seulement l'année avant l'observation, mais aussi deux ans avant et ce dans l'État où se trouve le quartier général de la cible. Ces deux variables ont été prises en logarithme afin d'alléger les résultats et de réduire le « skewness » des données.

Ensuite, afin de valider l'influence de la fréquence des désastres sur les compagnies d'assurance, Olivier a choisi d'inclure le nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu seulement un an et deux ans avant l'observation.

En partant du principe que les paiements d'assurance peuvent affaiblir la capacité financière des assureurs, nous nous attendons à un signe positif des coefficients de ces quatre variables. Par ailleurs, nous souhaitons tenir compte de l'environnement économique de chaque État. Par conséquent, nous incluons des variables de contrôle qui sont d'ordre économique et social, soit le PIB réel par habitant, les dépenses en services financiers par habitant dans l'État, les dépenses en biens récréatifs par habitant dans l'État, la croissance du PIB par habitant et le revenu moyen par habitant dans l'État. Ceci explique donc la présence de variables économique de contrôle dans notre modèle. D'après *Finances Québec*, le PIB réel par habitant mesure le « volume des biens et services produits en moyenne par habitant durant une année au sein d'un territoire ». Il fournit un bon indicateur de la capacité d'une économie de créer des revenus afin que les habitants puissent se procurer les biens et les services désirés. Selon nous, plus le PIB réel par habitant est élevé, plus les ménages sont capables de souscrire une assurance, la conséquence étant que les assureurs feront face à une plus grande demande de remboursements à la suite d'un sinistre, pouvant placer certains dans une situation vulnérable au point d'augmenter le nombre de M&A. Il en va de même pour les dépenses en services financiers. En effet, nous pensons que plus de dépenses en services financiers signifie que les ménages souscrivent davantage une assurance. Par conséquent, les assureurs sont plus susceptibles d'être confrontés à une forte demande de remboursements après une catastrophes naturelles. Les assureurs ne disposant pas de la capacité financière nécessaire pour répondre aux besoins du marché feront l'objet d'une acquisition. Nous nous attendons à un signe positif de la variable dépenses en services financiers.

Cependant, le fait que plus de gens prennent une assurance pourrait augmenter le chiffre d'affaires des assureurs, qui seront tout à fait capables d'effectuer des paiements après un événement tragique.

Par ailleurs, nous pensons que si les ménages dépensent beaucoup en bien récréatifs, ils auront moins de revenu disponible à allouer à la souscription d'assurance. Autrement dit, plus de dépenses en bien récréatifs entraîne moins de demande d'assurance pouvant mettre en péril les petites compagnies d'assurance. Nous nous attendons donc à un coefficient positif et significatif de cette variable.

Pour finir, nous avons ajouté le nombre de compagnies d'assurance par État de l'année 2006. Nous n'avons malheureusement pas pu obtenir cette variable sur plusieurs années. Nous avons alors posé une hypothèse avant de pouvoir utiliser cette variable. En effet, en partant du principe que le nombre de compagnies d'assurance ne varie pas beaucoup d'une année à l'autre, nous avons utilisé les informations de l'année 2006 et avons supposé que le nombre d'assureurs reste le même de 2000 à 2017. Tel que nous l'avons mentionné dans la section 2, avant qu'une transaction de M&A ne soit effectuée, les assureurs ont besoin d'une approbation des autorités de l'État. Le nombre de compagnies d'assurance est donc utilisé comme un facteur dans la décision.

**Tableau 1 : Description des variables explicatives des modèles**

<b>Variable explicative</b>	<b>Signe prédit</b>	<b>Description de la variable</b>
Group d'État #1	+	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie se trouve dans la région de la côte-est américaine
Group d'État #2	+	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie se trouve dans la région du sud / Golf du Mexique
Group d'État #3	-	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie se trouve dans la région centrale des Etats-Unis
Group d'État #4	-	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie se trouve dans la région ouest
Paiements d'assurance estimés en t-1	+	Somme des paiements d'assurance estimés à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État l'année avant l'observation, évaluée en logarithme
Paiements d'assurance estimés en t-2	+	Somme des paiements d'assurance estimés à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État deux ans avant l'observation, évaluée en logarithme
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	+	Nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État l'année avant l'observation
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	+	Nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État deux ans avant l'observation

## 5. MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Dans cette section, nous expliquons avec plus de précision la méthodologie utilisée pour notre analyse. Notons que notre méthodologie est largement inspirée du mémoire d'Olivier Raymond.

En effet, comme lui, nous cherchons à identifier des variables qui pourraient expliquer le nombre de fusions et acquisitions pour les compagnies d'assurance dans plusieurs États aux États-Unis. L'objectif est d'étendre le cadre d'analyse qui était le sien dans l'espoir d'identifier de nouvelles variables plus pertinentes et de concevoir un modèle plus robuste. Notre variable dépendante sera donc le nombre de M&A ayant eu lieu dans l'État l'année d'observation. En ce qui concerne les variables indépendantes, nous utiliserons, dans une première régression, les mêmes qu'Olivier.

Nous avons deux catégories de variables explicatives dont une est constituée de variables de contrôle et l'autre de variables catastrophes naturelles. Il s'agit, pour la seconde catégorie de variables, du nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État l'année précédant l'observation et deux ans auparavant, ainsi que les paiements d'assurance estimés l'année précédant l'observation et deux ans auparavant, ces dernières faisant le lien entre le nombre de fusions et acquisitions et de catastrophes naturelles. Les variables de contrôle sont quant à elles en lien avec les données économiques et sociales de chaque État.

Les variables utilisées dans sa base de données agrégée constitueront le départ de notre analyse. Ces données proviennent de *VERISK*, *Compustat* et aussi du *Bureau of Economic Analysis*. À ces données, s'ajoute une autre base de données répertoriant 2 782 compagnies d'assurance de 2006. Elle nous provient du *National Association of Insurance Commissioners*. À partir de ces données nous avons construit la variable nombre de compagnies d'assurance par État, qui sera utilisée dans un de nos modèle.

Pour construire sa base de données, Olivier a d'abord commencé par créer une observation pour chaque année de la période 2000 à 2016, et ce, pour chacun des 50 États américains. Cet exercice lui a permis de récolter 850 observations. Il a noté cependant que certains États ne comportaient pas de quartiers généraux des compagnies d'assurance. Par souci de ne pas avoir de biais dans les données, il les a tout simplement supprimés de la base de données, et

s'est retrouvé avec 595 observations. Nous avons fait la même chose en enlevant ces 13 États que sont l'Arizona, le Kansas, le Maryland, le Maine, le Mississippi, le Montana, le Nouveau-Mexique, l'Oklahoma, le Rhode Island, le Dakota du Sud, le Vermont, l'ouest de la Virginie et le Wyoming.

Lorsque nous avons parcouru la base de données agrégées, nous nous sommes aperçus que certaines de nos variables d'intérêt comportaient des observations manquantes. Il s'agit là de variables continues, car les variables dichotomiques n'ont pas d'observations manquantes. Il nous fallait donc trouver une solution à ce problème. Dans un premier temps, nous avons choisi de remplacer les données manquantes par la moyenne des observations non manquantes, puis nous avons fait une régression de panel par moindres carrés ordinaires, tout comme Olivier Raymond. N'ayant pas obtenu de résultats plus satisfaisants que ceux d'Oliver, nous nous sommes alors dirigés vers un autre modèle Tobit panel comme dans Dionne et Garand (2002). En effet, il y a une discontinuité dans notre variable dépendante qui prend des valeurs comprises seulement entre 0 et 3. On parle donc de modèle à variable dépendante limitée. Les auteurs expliquent que le modèle de régression Tobit est le plus approprié pour notre cas car il permet de traiter simultanément les valeurs nulles à celles continues positives, contrairement au modèle de moindre carrés ordinaires. En raison du caractère bidimensionnel de nos données, nous incluons le panel pour tenir compte des corrélations temporelles entre les observations.

Par ailleurs, étant donné qu'une compagnie d'assurance peut choisir, par exemple, de faire une fusion avec une autre. Il peut donc y avoir une autosélection découlant de ce choix, qui peut être influencé par les catastrophes naturelles, et cela pourrait être source de biais de sélection. Par conséquent, l'estimateur par moindres carrés ordinaires sera biaisé. Pour corriger ce problème, nous utiliserons la méthode à deux étapes de Heckman (1979). Dans la première étape, nous estimons un Probit avec toutes les 816 observations. Pour ce faire, nous utiliserons comme variables explicatives, les mêmes que celles du Tobit panel sauf les variables de catastrophes passées. Nous incluons aussi le nombre de compagnies d'assurance. En outre, nous mettrons 1 pour les zéros, et 0 pour les autres valeurs de notre variable dépendante du Tobit panel. Notons que le Probit permet d'expliquer le choix d'effectuer une opération de fusions et acquisitions selon les conditions du marché et les

caractéristiques des compagnies d'assurance concernées. Autrement dit, le Probit permet ce choix selon des raisons autres que l'impact des catastrophes naturelles.

Après avoir estimé notre Probit, les résultats seront utilisés pour calculer l'inverse du ratio de Mills (*IMR*), que nous inclurons dans la deuxième étape pour corriger le biais de sélection. La deuxième étape consiste à estimer un MCO, toujours avec toutes les observations, et en utilisant les mêmes variables explicatives que celles du Tobit panel, auxquelles nous ajouterons le *IMR*.

Avant toute chose, il est bien de s'assurer de la présence d'un lien entre notre variable dépendante et nos variables d'intérêt. Il s'agit en l'occurrence de vérifier s'il existe un lien entre les catastrophes naturelles et les fusions et acquisitions des compagnies d'assurance. Pour ce faire, tout comme Olivier, nous avons analysé la corrélation entre le nombre de fusions et acquisitions et les variables de catastrophes naturelles, que nous pouvons observer dans le tableau 2. Les résultats sont sans appel; il y a bien une relation positive et significative entre le nombre de fusions et acquisitions ayant eu lieu dans l'État un an ou deux ans auparavant.

**Tableau 2 : Corrélations entre la variable dépendante et les variables d'intérêt**

\* signifie que le coefficient est significatif à 5 %, \*\* 1 %, \*\*\* 0,1 %, \*\*\*\* 0,01 %.

	Logarithme des paiements d'assurance estimés en t-1	Logarithme des paiements d'assurance estimés en t-2	Nombre de catastrophes en t-1	Nombre de catastrophes en t-2	Nombre de M&A dans l'État
Logarithme des paiements d'assurance estimés en t-1	1				
Logarithme des paiements d'assurance estimés en t-2	0,36****	1			
Nombre de catastrophes en t-1	0,64****	0,39****	1		
Nombre de catastrophes en t-2	0,39****	0,62****	0,51****	1	
Nombre de M&A dans l'État	0,07	0,04	0,13**	0,13**	1

## 6. ANALYSE DES RÉSULTATS

### 6.1 Statistiques descriptives

Tout comme Olivier, nous allons commencer par étudier la corrélation entre les variables explicatives du modèle afin de vérifier qu'il n'y a pas de problème de multicollinéarité entre celles-ci. Nous obtenons sensiblement les mêmes résultats que Olivier dans le tableau 3. Si nous considérons, par exemple, la corrélation entre le revenu moyen par habitant et le PIB par habitant, nous avons le même résultat qu'Olivier, à savoir 0,59. En revanche, en ce qui concerne la corrélation entre les dépenses en biens récréatifs par habitant et les dépenses en services financiers par habitant, nos résultats sont sensiblement différents. En effet, nous avons une corrélation de 0,40, tandis qu'Olivier trouve une corrélation de 0,388. Cependant, dans l'ensemble, nos résultats convergent dans la même direction car nous obtenons les mêmes signes. En règle générale, un problème de multicollinéarité se pose quand la corrélation entre deux variables franchit la barre de 0,5. En observant le tableau 3, nous notons que certaines de nos corrélations dépassent ce seuil de prudence. Par exemple, la corrélation entre le nombre de catastrophes ayant eu lieu deux ans avant l'observation et les paiements estimés un an avant l'observation est de 0,648, et la corrélation entre le revenu moyen par habitant et le PIB réel par habitant est de 0,590. La corrélation la plus élevée est celle entre le revenu moyen par habitant et les dépenses en services financiers par habitant, qui est de 0,73. Selon cette règle, nos variables explicatives présentent une multicollinéarité. Cependant, en se basant sur l'étude Kennedy (1985), Olivier a pu conclure que le modèle ne présente pas ce problème. En effet, selon cet auteur, il y a multicollinéarité lorsque la corrélation entre deux variables indépendantes dépasse 0,8, ce qui n'est pas le cas dans notre modèle.

Dans son travail, Olivier a pu obtenir une idée sur la fréquence des catastrophes naturelles et des fusions et acquisitions enregistrées. Cela lui a permis de repérer les États les plus affectés par les catastrophes naturelles. Contre toute attente, ce sont les États situés dans la région centrale des États-Unis qui connaissent le plus de catastrophes naturelles. C'est

assez étonnant vu que les États côtiers semble être les plus exposés aux catastrophes naturelles.

**Tableau 3 : Corrélations entre les variables indépendantes**

\* signifie que le coefficient est significatif à 5 %, \*\* 1 %, \*\*\* 0,1 %, \*\*\*\* 0,01 %.

	Groupe d'État #1	Groupe d'État #2	Groupe d'État #3	Groupe d'État #4	PIB réel par habitant	Dépenses en services financiers par habitant	Dépenses en biens récréatifs par habitant	Croissance du PIB par habitant	Revenus moyen par habitant	Logarithme des paiements d'assurance estimés en t-1	Logarithme des paiements d'assurance estimés en t-2	Nombre de catastrophes en t-1	Nombre de catastrophes en t-2
Groupe d'État #1	1												
Groupe d'État #2	-0,28***	1											
Groupe d'État #3	-0,56****	-0,26****	1										
Groupe d'État #4	-0,35****	-0,16****	-0,33****	1									
PIB réel par habitant	-0,33****	-0,15***	-0,19****	-0,05	1								
Dépenses en services financiers par habitant	-0,23****	-0,17****	-0,22****	0,13**	0,37****	1							
Dépenses en biens récréatifs par habitant	0,04	-0,34****	-0,09*	0,35****	0,25****	0,40****	1						
Croissance du PIB par habitant	-0,04	-0,03	0,06	0	0,03	-0,07	0,06	1					
Revenus moyen par habitant	-0,37****	-0,23****	-0,19****	-0,04	0,59****	0,73****	0,50****	-0,10*	1				
Logarithme des paiements d'assurance estimés	0,06	0,14***	0,17****	-0,41****	-0,21****	-0,24****	-0,31****	0	-0,13**	1			
Logarithme des paiements d'assurance estimés	0,04	0,18****	0,20****	-0,44****	-0,24****	-0,21****	-0,31****	-0,03	-0,07	0,36****	1		
Nombre de catastrophes en t-1	-0,01	0,17****	0,20****	-0,39****	-0,17****	-0,22****	-0,38****	0,03	-0,16****	0,64****	0,39****	1	
Nombre de catastrophes en t-2	-0,04	0,18****	0,24****	-0,40****	-0,19****	-0,23****	-0,40****	0,02	-0,17****	0,39****	0,62****	0,51****	1

Afin d'avoir une idée générale sur l'économie américaine dans son ensemble, nous avons effectué une analyse des statistiques descriptives. Au le tableau 4, nous pouvons remarquer que nous obtenons pratiquement les mêmes résultats qu'Olivier. En prenant, par exemple, le revenu moyen par habitant pour l'ensemble des États, nous obtenons un chiffre de 53 554\$ et celui d'Olivier qui est de 53 512\$. Pour ce qui est des dépenses moyennes de consommations personnelles pour les services financiers et pour les biens récréatifs, nous obtenons respectivement 2 452\$ et 1 005\$; ceux d'Olivier sont de 2 452\$ et 1 010\$ respectivement.

Les écartstypes extrêmement élevés nous renseignent sur la grande diversité de la population américaine. Autrement dit, la composition de la population diffère fortement d'un État à un autre. Comme Olivier, nous voyons que les médianes sont assez proches des moyennes même les si écartstypes sont trop élevés. Cela témoigne qu'il y a des valeurs extrêmes au niveau des deux côtés de l'échantillon.

Au niveau des statistiques descriptives État par État, nous obtenons les mêmes résultats qu'Olivier. En effet, tout comme lui, nous observons que le District of Columbia est l'État qui enregistre, le revenu moyen par habitant le plus élevé, se chiffrant à 57 386\$. Ceci explique bien pourquoi il a le PIB par habitant le plus élevé, avec un montant de 172 284\$, suivi par le Delaware, 69 282\$. L'État ayant en moyenne le plus faible PIB par habitant est la Caroline du Sud, avec un montant de 38 015\$. En termes de dépenses en services financiers et assurances, avec un chiffre de 1 570\$, le Kentucky ressort comme étant l'État où les ménages dépensent en moyenne le moins, tandis que le Nevada est celui qui enregistre le plus de dépenses, 4 781\$.

## Tableau 4: Variables et statistiques descriptives

Ce tableau présente les différentes variables utilisées par Olivier Raymond dans son modèle de régression linéaire de panel. Il présente aussi les moyennes, médianes et écartstypes pour chacune des variables et ces en utilisant l'échantillon de 595 observations de la base de données agrégées obtenue avec Olivier.

Variable explicative	Description/source	Moyenne	Médiane	Écart-type
<b>1) Variables de contrôle</b>				
Groupe d'État #1	Variable dichotomique de groupe d'États (Côte-est)	0,371	0	0,484
Groupe d'État #2	Variable dichotomique de groupe d'États (Golfe du Mexique / Sud)	0,114	0	0,318
Groupe d'État #3	Variable dichotomique de groupe d'États (Centre)	0,343	0	0,475
Groupe d'État #4	Variable dichotomique de groupe d'États (Ouest)	0,171	0	0,377
PIB réel par habitant	Bureau of Economic Analysis (PIB en dollars de 2012)	53 554	48 957	22 161
PCE Services financiers	Dépenses en services financiers par habitant dans l'État	2 452	2 301	804,973
PCE biens récréatifs	Dépenses en biens récréatifs par habitant dans l'État	1 005	974	231 489
Croissance du PIB par habitant	Bureau of Economic Analysis (PIB en dollars de 2012)	0,921	1,1	2,544
Revenus par habitant	Revenus moyens par habitant dans l'État	38 493	37 217	9 013

Variable explicative	Description/source	Moyenne	Médiane	Écart-type
<b>2) Catastrophes naturelles</b>				
Logarithme d'assurance estimés en t-1	Paiements Total des paiements d'assurance estimés dans l'État en t-1 (VERISK)	15,021	18,421	7,718
Logarithme d'assurance estimés en t-2	Paiements Total des paiements d'assurance estimés dans l'État en t-2 (VERISK)	15,628	18,538	7,281
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	Total du nombre de catastrophes ayant eu lieu dans l'État en t-1 (VERISK)	3,013	2	2,622
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	Total du nombre de catastrophes ayant eu lieu dans l'État en t-2 (VERISK)	3,213	3	2,7

## 6.2 Analyse multivariée

### 6.2.1 Modèle de moindres carrés ordinaires panel

Dans cette partie, nous reprenons le même type de régression que celui utilisé par Olivier Raymond, à savoir une régression linéaire de panel avec effets aléatoires. Les résultats se trouvent au tableau 5. L'équation suivante est donc celle utilisée :

$$\begin{aligned}
 NbeM\&A_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 StateGrp1_{i,t} + \beta_2 StateGrp2_{i,t} + \beta_3 StateGrp3_{i,t} + \\
 & \beta_4 PerCapitaRealGDP_{i,t} + \beta_5 PCEperCapitaFinancialservice_{i,t} + \\
 & \beta_6 PCEperCapitaRecreationalGood_{i,t} + \beta_7 GrowthGDPperCapitaChange_{i,t} + \\
 & \beta_8 PerCapitaPersonallIncome_{i,t} + \beta_9 LogEstCATt1_{i,t} + \beta_{10} LogCATt2_{i,t} + \\
 & \beta_{11} NbCATt1_{i,t} + \beta_{12} NbCATt2_{i,t} + C_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

Où  $C_i$  représente la composante du terme d'erreur dans le modèle de base d'une régression avec des estimateurs à effets aléatoires propres à chaque entreprise et qui ne diffèrent pas avec le temps. Ces  $C_i$  représentent donc, en quelque sorte, des « accidents de la nature », d'où le terme aléatoire. C'est donc dire que nous avons  $V_i = C_i + \varepsilon_{i,t}$ , qui représente notre terme d'erreur, et  $\beta_0$ , qui représente notre constante.

Il est important de mentionner une hypothèse très forte de ce modèle, soit  $cov(C_i, X_{i,t}) = 0$ .

Selon nos résultats, le groupe d'État #1 est la seule variable de contrôle ayant un coefficient significatif à 5%. La différence entre ce résultat et de celui d'Olivier est dans le degré de confiance. En effet, il trouve pour cette variable une significativité à 1%. Parmi les variables catastrophes naturelles, nous observons que la variable « Nombre de CAT t-2 » est aussi la seule qui est soit positive et significative à 10%, tandis qu'Olivier trouve qu'elle est significative à 5%. C'est donc dire que nos résultats sont moins satisfaisants que ceux d'Olivier Raymond. Néanmoins, ce résultat nous conforte dans le sens où il confirme notre

hypothèse de base, qui soutient que le nombre de fusions et acquisitions est positivement corrélé avec le nombre de catastrophes naturelles (tableau 3).

## Tableau 5: Résultats panel – déterminants du nombre de fusions et acquisitions

Ce tableau présente les résultats des régressions panels à effets aléatoires effectuées sur notre échantillon total de 595 observations, comportant 35 États et 17 observations par État pour la période 2000-2016. La première régression inclut toutes les variables présentées, alors que la deuxième inclut les mêmes variables, sauf les variables de paiements estimés d'assurance. Nous présentons la valeur des coefficients associés à chacune des variables, en plus de leur valeur-P. '\*\*\*', '\*\*', '\*', '.' indiquent le niveau de significativité de 0,1 %, 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Variables explicatives	Régression panel EA(complet)	P-valeur	Régressio panel EA (Nb CAT par État)	P-valeur
<b>1) Déterminants de la probabilité</b>				
Groupe d'États #1	1,614e-01*	0,04376	1,3056e-01 .	0,08619
Groupe d'États #2	1,617e-01	0,12017	1,2534e-01	0,20812
Groupe d'États #3	8,511e-02	0,28688	5,5641e-02	0,46581
PIB réel par habitant	2,22e-07	0,86657	6,8488e-07	0,58572
PCE services financiers	1,379e-05	0,72868	2,4065e-05	0,53256
PCE biens récréatifs	1,724e-04	0,14211	1,7135e-04	0,13897
Croissance du PIB par habitant	-7,627e-01	0,22785	-7,5848e-01	0,23100
Revenus par habitant	-3,611e-06	0,37244	-4,7896e-06	0,22271
<b>2) Catastrophes naturelles</b>				
Logarithme Paiements d'assurance estimés t-1	1,90e-03	0,56497		
Logarithme Paiements d'assurance estimés	-5,008e-03	0,10115		
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	9,935e-03	0,25435	7,6785e-03	0,30591
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	1,427e-02.	0,09215	8,4287e-03	0,26159

Statistiques des régressions	Régression panel EA (complet)	Régression panel EA (Nb CAT par État)
Nombre d'observations	595	595
R2	0,019788	0,01562
Nombre de groupes	35	35
Observations par groupe (Moyenne)	17	17
Observations par groupe (Minimum)	17	17
Observations par groupe (Maximum)	17	17
Wald Chi2	11,7488(12)	9,27121 (10)
Prob>Chi2	0,46606	0,50657

### 6.2.2 Modèle de Tobit panel

Étant donné que la régression linéaire panel n'a pas donné des résultats plus significatifs que ceux d'Olivier Raymond, nous avons décidé de changer de modèle de régression. Il s'agit en l'occurrence du modèle Tobit panel, tel que nous l'avons décrit dans la méthodologie. Notons que pour cette régression, nous n'avons pas supprimé les 13 États qui ne comportent pas de quartiers généraux. Le nombre d'observations est donc passé de 595 à 816.

Au vu des résultats du tableau 6, le groupe d'État #1 demeure significatif mais à un seuil de 10 %. La différence avec les résultats du tableau 5 est que nous avons maintenant plus de variables significatives. En effet, la variable « PCEperCapitaRecreationalGood » a maintenant un coefficient positif et significatif à 5 %. Ce résultat est en accord avec l'hypothèse que nous avons posée dans notre analyse empirique. Plus les individus dépensent en biens récréatifs, moins ils disposeront de revenus pour souscrire une assurance, d'où une baisse de la demande d'assurance. Par conséquent, les compagnies d'assurance, surtout les plus petites, deviennent susceptibles de faire l'objet d'une acquisition car moins de clients signifie moins de liquidité pour se développer. Par ailleurs, les variables « Nombre de CAT t-1 ( $p < 0,5$ ) » et t-2 ( $p < 0,1$ ) » sont aussi significatives et positives. Ces résultats montrent que les événements qui ont lieu un an et deux ans avant l'acquisition influencent le nombre de M&A. En termes de significativité, ce sont les événements étant survenus deux ans avant la transaction qui ont le plus d'influence sur le nombre de fusions et acquisitions. Par contre, tout comme Olivier, nos coefficients des variables de paiements estimés d'assurance sont non significatifs, donc nous n'avons à priori aucun lien entre ces variables et le nombre de M&A.

Les mêmes résultats sont obtenus lorsque nous reprenons la régression avec toutes les variables, sauf les variables de paiements estimés d'assurance. Nous pouvons alors conclure que dans notre échantillon, les paiements estimés d'assurance n'influencent pas le nombre de fusions et acquisitions.

**Tableau 6 : Résultats Tobit panel – déterminant du nombre de fusions et acquisitions**

Ce tableau présente les résultats des régressions Tobit panel sur notre échantillon total de 816 observations comportant 48 États et 19 observations par État pour la période 2000-2016. La première régression inclut toutes les variables présentées, alors que la deuxième inclut les mêmes variables, sauf les variables de paiements estimés d'assurance. Nous présentons la valeur des coefficients associés à chacune des variables, en plus de leur valeur-P. '\*\*\*', '\*\*', '\*', '.' indiquent le niveau de significativité de 0,1 %, 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Variables explicatives	Tobit panel (complet)	P-valeur	Tobit panel (Nb CAT par État)	P-valeur
<b>1) Déterminants de la probabilité</b>				
Groupe d'États #1	1,108e+00 .	0,062006	9,712e-01 .	0,090211
Groupe d'États #2	1,148e+00	0,450116	4,297e-01	0,537851
Groupe d'États #3	4,267e-01	0,487630	3,066e-01	0,609558
PIB réel par habitant	7,226e-06	0,383258	9,760e-06	0,229739
PCE services financiers	3,210e-04	0,275655	3,474e-04	0,245282
PCE biens récréatifs	1,760e-03*	0,032963	1,829e-03	0,027222
Croissance du PIB par habitant	-7,703e+00	0,210607	-7,336e+00	0,232932
Revenus par habitant	-2,290e-05	0,461918	-2,824e-05	0,361248
<b>2) Catastrophes naturelles</b>				
Logarithme Paiements d'assurance estimés t-1	-1,427e-02	0,577926		
Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-2	-2,405e-02	0,385304		
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	1,554e-01*	0,032594	1,334e-01*	0,034936
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	2,576e-01***	0,000409	2,275e-01***	0,000421

<b>Statistiques des régressions</b>	<b>Tobit panel (complet)</b>	<b>Tobit panel (Nb CAT par État)</b>
Nombre d'observations	816	816
Nombre de groupes	48	48
Observations par groupe (Moyenne)	19	19
Observations par groupe (Minimum)	19	19
Observations par groupe (Maximum)	19	19

### 6.2.3 Modèle à deux étapes de Heckman

Afin de tester la robustesse de nos résultats, obtenus par le Tobit panel, nous avons utilisé la méthode à deux étapes de Heckman. Le fait que la variable IMR soit significative confirme la présence d'un biais de sélection.

Les résultats montrent que le groupe d'État #3 présente un coefficient significatif à 5 %, contrairement au Tobit avec lequel le groupe d'État #1 est celui significatif au seuil de 10 %. En revanche, avec le modèle de Heckman, la variable de dépenses en services financiers devient significative à 5 %. Ce résultat vient soutenir notre hypothèse, selon laquelle, plus de dépenses en services financiers s'accompagne d'une forte demande de remboursements suite à un sinistre, pouvant mettre en péril certaines compagnies d'assurance, qui deviennent des cibles pour des acquéreurs potentiels. Pour ce qui est des dépenses en biens récréatifs, nous avons un coefficient négatif et significatif à 10 %. Ce résultat ne nous permet pas de confirmer l'hypothèse posée dans la section empirique, contrairement au résultat obtenu avec le Tobit panel.

Par ailleurs, les variables « Nombre de CAT t-1 et t-2 » ne sont pas significatives, ce qui laisse penser qu'il y a un problème d'endogénéité dans les régressions de Tobit et de Probit. Ce problème survient lorsqu'une des variables explicatives est corrélée avec le terme d'erreur, indiquant qu'une ou plusieurs variables ont été omises dans nos modèles. Ce résultat n'est pas très étonnant car, tel que mentionné plus haut, nous n'avons pas pu obtenir d'autres variables pertinentes, mis à part le nombre de compagnies d'assurance par État de l'année 2006. Ainsi, même si le Tobit panel donne des résultats significatifs pour les variables de catastrophes passées, nous ne pouvons pas conclure qu'il reste le meilleur modèle puisque le modèle de Heckman corrige le biais de sélection, et indique un problème d'endogénéité dans les modèles utilisés.

## Tableau 7 : Résultats Heckman – déterminants du nombre de fusions et acquisitions

Ce tableau présente les résultats de la régression par moindres carrés ordinaires réalisée par la méthode à deux étapes de Heckman (1979). La régression a été effectuée sur notre échantillon de 816 observations, comportant 48 États et 19 observations par État pour la période 2000-2016. Nous présentons la valeur des coefficients associés à chacune des variables, en plus de leur valeur-P. '\*\*\*\*', '\*\*\*', '\*\*', '.' indiquent le niveau de significativité de 0,1 %, 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Variables explicatives	MCO	P-valeur
<b>1) Déterminants de la probabilité</b>		
Groupe d'États #1	-6.392e-02	0.1170
Groupe d'États #2	-7.630e-02	0.1075
Groupe d'États #3	-8.214e-02*	0.0437
PIB réel par habitant	-2.982e-07	0.6820
PCE services financiers	4.653e-05*	0.0385
PCE biens récréatifs	-1.252e-04.	0.0804
Croissance du PIB par habitant	9.746e-02	0.8325
Revenus par habitant	-1.378e-06	0.5842
IMR	-2.235e-01***	< 2e-16
<b>2) Catastrophes naturelles</b>		
Logarithme Paiements d'assurance estimés t-1	1.704e-03	0.3466
Logarithme Paiements d'assurance estimés	-1.854e-03	0.3269
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	2.076e-03	0.7473
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	4.689e-03	0.4550

<b>Statistiques des régressions</b>	<b>MCO</b>
Nombre d'observations	816
Nombre de groupes	48
Observations par groupe (Moyenne)	19
Observations par groupe (Minimum)	19
Observations par groupe (Maximum)	19
R2	0.1317

## 7. Conclusion

Ce projet supervisé a comme point de départ le mémoire d'un ancien étudiant, Olivier Raymond, qui a tenté de répondre à la même question. L'objectif est d'établir un lien de causalité entre le nombre de fusions et acquisitions des compagnies d'assurance et les catastrophes naturelles. Pour ce faire, nous avons effectué trois types de régression, dont la première reproduisait le même modèle utilisé par Olivier, à savoir une régression par moindres carrés ordinaires de panel. N'ayant pas obtenu des résultats plus significatifs, nous avons utilisé deux autres modèles, pour vérifier l'existence d'une relation entre notre variable dépendante et les catastrophes naturelles passées.

Le Tobit panel permet de confirmer, avec quelques réserves, que les sinistres ont un impact sur les opérations de fusions et acquisitions. Ce modèle présente des résultats significatifs pour les variables de catastrophes naturelles, contrairement à celui de Heckman. Cependant, nous pouvons tout de même rester confiants quant à la présence d'une relation entre ces événements. Pour le prouver, il serait intéressant de trouver une méthode plus appropriée pour obtenir des résultats plus robustes.

Une idée serait d'utiliser la méthode des variables instrumentales, avec une plus grande base de données, afin d'avoir plus de variables pertinentes, pour corriger le problème d'endogénéité révélé par le modèle à deux étapes de Heckman (1979).

## 8. Références

BOCKSTAEL, Nancy E., STRAND, Ivar E., Jr., McCONNELL Kenneth E. et FIRUZEH (1990). «Sample Selection Bias in the Estimation of Recreation Demand Functions: An Application to Sportfishing», *Land Economics*, vol. 66, no 1, p. 40-49

BORN, Patricia et Klimaszewski-Blettner, Barbara (2013). «Should I Stay or Should I Go? The Impact of Natural Disasters and Regulation on U.S.», *The Journal of Risk and Insurance*, vol. 80, no. 1, p. 1-36.

BORN, Patricia et VISCUSI, W. Kip (2006). «The catastrophic effects of natural disasters on insurance markets», *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 33, no 1-2, p. 55-72.

CHANG, Chun Ping et BERDIEV, Aziz N. (2013). «Natural disasters, Political Risk and Insurance Market Development», *The Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, vol. 38, no 3, p. 406-448.

CUMMINS, J. David, DOHERTY, Neil, et LO, Anita (2002). «Can insurers pay for the “big one”? Measuring the capacity of the insurance market to respond to catastrophic losses», *Journal of Banking & Finance*, vol. 26, no 2-3, p. 557-583.

DIONNE, Georges et GARAND, Martin (2002). «Risk management determinants affecting firms' values in the gold mining industry: new empirical results», *Economic Letters*, vol. 79, p. 43-52.

HECKMAN, J. James (1976). «The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models», *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, no 4, p. 475-492

HU, Bin et McKITRIC, Ross (2016). «Climatic Variations and the Market Value of Insurance Firms», *Journal of Insurance Issues*, vol. 39, p. 92-111.

Insurance Information Institute (2015). Hurricane Katrina 10 Years Later [infographique], Récupéré le 21 mars 2020 de <https://www.iii.org/article/infographic-hurricane-katrina-10-years-later>

KALTWASSER, Perrine et SALZMANN, Bernard (2005). «L'assurance aux États-Unis : des risques variés dans un cadre rigide», *Revue d'économie Financière*, no 80, p. 187-202.

LAFFARGUE, Olivier (2015, 28 août). «Avant-après : qu'est devenue la Nouvelle-Orléans, 10 ans après Katrina?», *BFMTV*, section International, Récupéré le 21 mars 2020 de <https://www.bfmtv.com>

Le Monde avec AFP (2018, 08 janvier). «Le coût des catastrophes naturelles aux États-Unis atteint un record en 2017», *Le Monde*, section Climat.

Ministères des Finances du Québec (2003-2004). *Le niveau de vie des Québécois : Un écart subsiste par rapport à nos voisins*, vol. 1, no 5, Récupéré le 18 mars 2020 de <http://www.finances.gouv.qc.ca/index.asp>

RAYMOND, Olivier (2019). *Analyse de l'influence des catastrophes naturelles sur la probabilité d'acquisition de compagnies d'assurance*, [mémoire de maîtrise], Montréal, École des hautes études commerciales, 88 p.







